

纯贞文化信念与婚恋情境下的对象评价及性声誉担忧：基于中国在线样本的相关证据

杨天姿

西南大学心理学部，重庆

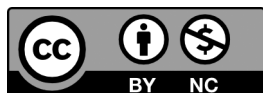
摘要 | 本研究旨在探索纯贞文化信念与婚恋态度的关联及预测作用。通过对449名成年被试 ($M=29.50$, $SD=7.48$) 的在线调查,发现纯贞文化信念量表(PCBS)总分与实际情境中的婚恋态度项目呈显著相关:分别与OtherDid呈显著负相关($\rho=-0.523$, $p<0.001$),与SelfDid呈显著正相关($\rho=0.485$, $p<0.001$),与SelfUndone呈弱正相关($\rho=0.220$, $p<0.001$)。基于相关结果,控制人口统计学变量后,进一步开展回归分析,结果显示PCBS可正向预测SelfDid、SelfUndone,负向预测OtherDid,标准化系数 β 分别为0.484、0.196、-0.522(均 $p<0.001$),其中对OtherDid和SelfDid为中等效应,对SelfUndone为弱效应。此外,人口统计学差异分析显示,PCBS总分及分量表、婚恋态度项目在性别、学历、收入等变量上存在显著差异。本研究有助于揭示纯贞文化信念与婚恋评价、声誉担忧的关联机制,为相关领域的进一步研究提供参考。

关键词 | 纯贞文化信念; 婚恋情境; 对象评价; 性经验; 性声誉担忧; 性别角色

Copyright © 2026 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

在婚恋关系中,个体常会围绕“对方有无性经验”“自身性经历的会得到什么样的评价”等问题产生判断与担忧。这类判断嵌入文化与道德框架——在某些社会文化背景下,性经验常被赋予“品行”“关系资格”等象征意义,具有被评判的特征。纯贞文化信念是指将性与道德价值相联系的一类信念系统,其持有者强调婚前禁欲与“性纯洁”的重要性,并通过社会规范与评价机制,将性行为的意义与道德人格评价相关联。本研究旨在探索个体对这一信念系统的认同程度,以及

这种认同如何与其婚恋态度相关联(Ortiz et al., 2023; Estrada, 2022)。

1.1 纯贞文化信念的结构化测量:从“保守态度”到“评价框架”

近年来,研究者开始对纯贞文化信念进行结构化测量。奥提兹等(Ortiz et al., 2023)提出的纯贞文化信念量表(PCBS)显示,该信念包含两个核心维度:一是“羞耻/内疚”相关的道德情绪体验;二是“性别角色”相关的性别化脚本。这一测量强调纯贞文化信念为持有者构成了一种系统性的评价框架,个体可能基于这一框架来评价他人(如潜在伴侣的性经历),同时也会影响个体

作者简介:杨天姿,西南大学心理学部硕士在读,研究方向:基础心理学。

文章引用:杨天姿.(2026).纯贞文化信念与婚恋情境下的对象评价及性声誉担忧:基于中国在线样本的相关证据.《中国心理学前沿》,8(1),72-80.

<https://doi.org/10.35534/pc.0801012>

对自身性经历的反思与性声誉预测 (Ortiz et al., 2023)。

1.2 纯洁文化与“道德化解释”：从对象评价到更广泛的性相关态度

经验研究表明，纯洁文化信念的高持有者常表现出对性行为的严格道德评价、频繁的羞耻/内疚体验，以及对超出其个人或社会规范的性行为的强烈道德化反应 (Ortiz et al., 2023)，它还可能影响个体对性暴力议题的理解 (Ortiz et al., 2023; Owens et al., 2021)。

纯洁文化信念也会以具体的社会实践形式存在，如“贞洁承诺”（一种个人或社会层面的性行为承诺）。这类承诺与初次性行为的时间和方式存在系统关联，进而影响个体的亲密关系决策与自我呈现策略 (Bearman & Brückner, 2001)。此外，纯洁文化话语还可能与婚姻满意度、性疼痛等亲密关系具体体验相关 (Sawatsky et al., 2024; Estrada, 2022)。

1.3 纯洁文化在婚恋情境中的推论：对象评价与性别化脚本

若个体将“性经验”视为道德评价线索，那么，当得知潜在伴侣有性经验时，可能形成评价下降的印象，进而采取更加谨慎的伴侣选择态度。卡朋特 (Carpenter, 2002) 的研究指出，“性经验”对青年而言不仅是生理事件，更被赋予身份、关系与社会评价含义，为理解性经历如何进入婚恋评价系统提供了依据 (Carpenter, 2002)。

同时，不同性别在性相关评价中可能存在认知差异 (Endendijk et al., 2020; Marks & Fraley, 2005)，这种差异可能影响个体在亲密关系中的自我认知 (Farvid et al., 2017)。

1.4 纯洁文化与“性声誉担忧”：羞耻/内疚与自我监控

纯洁文化信念还与个体对自身的“性声誉担忧”密切相关。在持有纯洁文化信念的个体看来，性经历与道德评价高度相关，因此性经历成了影响“声誉”的因素。个体可能担心自身的性经历被他人作出不利的评价，进而影响其择偶机会或亲密关系质量。这类担忧常与性羞耻、内疚有关，相关研究已开发针对性内疚的量表工具，也从性羞耻与情绪调节角度探讨了其与性体验、性欲的关联 (Janda & Bazemore, 2011; Sævik & Konijnberg, 2023)。纯洁文化信念既影响个体“对他人的评价”，也影响个体“对外界评价的担忧”。这种担忧在“有性经验”与“无性经验”两种情境中表现不同：前者表现为对自身有性经历可能被他人作出不利评价的预期，后者则主要表现为对自身性经历不足可能被他人评价为不成熟或缺乏吸引力的担忧。

1.5 理论脉络与研究缺口：脚本、社会化与中国语境证据

性脚本理论强调，个体对性与亲密关系的理解受

社会情境、文化叙事与脚本塑造 (Simon & Gagnon, 1986)。其中，性别化脚本是重要组成部分。社会通过性别化期待，使得性行为与性别角色评价相关联，个体的性行为可能被解读为其性别角色认同或偏离的表现。

(Wiederman, 2005)。同时，媒体作为性社会化重要来源，反复呈现关系叙事与性别化评价，影响青年对性与婚恋的理解 (Ward, 2003)。这些理论提示，纯洁文化信念可视为一种“脚本化的价值评价系统”，其中性行为被赋予了道德意义。这一系统与个体在婚恋中的对象评价、声誉担忧的关联具有可观察性，值得进一步探索 (Simon & Gagnon, 1986; Wiederman, 2005; Ward, 2003)。

目前国内现有研究多进行性历史调查，缺乏对个体的性相关信念系统的探索。因此，本研究在中国在线样本中引入PCBS (Ortiz et al., 2023)，结合三道贴近现实的婚恋态度题 (OtherDid、SelfDid、SelfUndone)，补充中国语境下的相关证据，为后续探讨“性道德评价”及其亲密关系后果提供基础。

1.6 研究假设与研究问题

综合上述文献，本研究预期较高的纯洁文化信念主要体现为两类倾向：其一，更容易将“性经验”道德化并用于对象评价；其二，更关注社会评价并引发与羞耻/内疚相关的自我监控，增强性声誉担忧 (Ortiz et al., 2023; Endendijk et al., 2020; Janda & Bazemore, 2011; Sævik & Konijnberg, 2023)。

据此提出如下假设与研究问题：

H1: PCBS 总分越高，OtherDid 越低（得知对象有性经验后对其印象变差）。

H2: PCBS 总分越高，SelfDid 越高（越担心自己婚前性行为会被负评）。

RQ1: PCBS 与 SelfUndone 之间是否存在非线性关系，受到性别、年龄等因素的调节？

RQ2: PCBS 总分与分量表在人口统计学变量上是否存在差异？

2 方法

2.1 被试与程序

本研究通过见数在线平台 (credamo.com) 收集数据，调查对象是我国成年个体。平台以随机方式推送问卷邀请，被试自愿在线作答。问卷首页呈现电子知情同意书，说明研究目的、流程、作答时长、匿名保密原则、数据用途及不适应对方式，被试点击“同意参与”后方可进入作答环节。参与全程遵循自愿原则，被试可随时退出且无不利影响，作答内容匿名提交，数据仅用于学术研究。剔除明显无效作答后，最终纳入有效样本 $N=449$ ，人口统计学信息如表1所示。

表1 样本人口统计学信息
Table 1 Sample demographics

变量	类别	n	%
性别	女	251	55.9
	男	198	44.1
年龄(岁)	M ± SD	29.5 ± 7.48	
	范围	18 ~ 63	
教育程度	初中及以下	3	0.7
	高中	11	2.4
	专科	39	8.7
	本科	315	70.2
	硕士及以上	81	18.0
月收入(元)	暂无收入	8	1.8
	1 ≤ 3000	65	14.5
	3001 ~ 5000	61	13.6
	5001 ~ 10000	195	43.4
	10001 ~ 20000	102	22.7
	≥ 20001	18	4.0

为提升后续推断性分析的稳定性与可解释性，本研究在不改变核心信息含义的前提下，对部分人口学变量的低频类别进行合并：一方面，极小样本组在组间检验/回归建模中容易造成估计不稳定与标准误差偏大，降低统计检验力；另一方面，过多低频类别会增加模型参数数量与比较次数，使结果更易受到偶然波动影响，且不利于清晰呈现主要模式。因此，本文在报告原始分布的基础上，同时提供合并后的变量分布（表2），并在后续分析中使用合并后的分类变量。

表2 合并类别后的样本人口统计学信息

Table 2 Sample demographics with collapsed categories

变量	类别	n	%
性别	女	251	55.9
	男	198	44.1
年龄(岁)	M ± SD	29.50 ± 7.48	
	范围	18-63	
教育程度(合并)	专科及以下	53	11.8
	本科	315	70.2
	硕士及以上	81	18.0
月收入(合并)	3,000元及以下	73	16.3
	3,001 ~ 5,000元	61	13.6
	5,001 ~ 10,000元	195	43.4
	10,001元及以上	120	26.7

2.2 测量工具

(1) 纯贞文化信念量表 (Purity Culture Beliefs Scale, PCBS)

采用奥提兹 (Ortiz) 等人开发的纯贞文化信念量表

(PCBS) 测量被试对纯贞文化信念的认同程度。量表为5点计分 (1=非常不同意, 5=非常同意), 包含两个维度: 羞耻/内疚与性别角色, 各维度总分和量表总分均可作为计分和分析单位 (Ortiz et al., 2023)。本研究以量表总分作为主要指标, 在机制解释与补充分析中使用分量表得分。

本研究在原量表基础上进行中文化处理, 遵循跨文化量表适配的通用流程, 采用“初译—修订—回译—核对—定稿”的步骤 (Beaton et al., 2000), 部分题目展示: ①对未来的配偶而言, 如果你和别人发生过婚前性行为, 那你就没那么吸引人了 (羞耻/愧疚维度); ②约会时如果突破了性的界限, 女性应该承担更多责任 (性别角色维度) (Ortiz, 2023)。

(2) 婚恋情境态度题 (1~7分)

为更贴近现实婚恋判断, 本研究采用三道单题测量个体在现实情境中的反应和声誉担忧态度, 均采用7点计分:

①OtherDid: “当您得知一位潜在的恋爱/结婚对象有过性经验, 您对TA的整体评价会——”

1=大幅变差, 2=明显变差, 3=略微变差, 4=不变, 5=略微变好, 6=明显变好, 7=大幅变好。

②SelfDid: “您是否曾经因为自己有过性经验, 而担心伴侣对您产生负面评价? 请根据目前为止的实际经历作答。”

1=从未, 2=极少, 3=偶尔, 4=有时, 5=经常, 6=频繁, 7=总是。

③SelfUndone: “您是否曾经因为自己没有性经验, 而担心伴侣因此对您产生负面评价?” 计分方式同SelfDid。

2.3 数据分析

首先对核心变量进行正态性检验 (Shapiro-Wilk检验)。结果提示部分变量不满足正态分布假设, 因此相关分析采用 Spearman 等级相关以提高分析的稳健性。人口学差异检验主要采用 Mann-Whitney U 检验 (两组比较) 或 Kruskal-Wallis 检验 (多组比较), 并报告相应效应量 (r 或 ϵ^2)。所有统计分析在 Jamovi 2.6.45.0 中完成。

3 结果

3.1 PCBS 与三道态度题的基本情况

描述统计显示, PCBS总分 $M=22.90$ ($SD=6.96$), 三项婚恋态度题分别为OtherDid $M=3.39$ ($SD=0.83$)、SelfDid $M=3.02$ ($SD=1.60$)、SelfUndone $M=2.15$ ($SD=1.22$), 各变量分布存在一定偏态, 如表3、表4所示。结合正态性检验结果, 后续采用Spearman等级相关适配非正态分布。

本样本中, PCBS内部一致性良好: 总分Cronbach's α

与McDonald's ω 均为0.93, “羞耻/内疚”维度 $\alpha=0.92$ 、 $\omega=0.93$, “性别角色”维度 $\alpha=0.81$ 、 $\omega=0.83$, 均达可接受或良好水平, 如表4所示。

验证性因素分析支持PCBS两因子结构的拟合效

度 ($\chi^2=123.00$, $df=34$, $\chi^2/df=3.62$, $CFI=0.938$, $TLI=0.918$, $RMSEA=0.076$, $90\% CI [0.062, 0.091]$, $SRMR=0.053$) 如表5所示, 结构效度良好。因此, 本研究以PCBS总分为主要指标, 分量表用于补充机制解释。

表3 态度题描述统计

Table 3 Descriptive statistics of attitude items

题目	M	SD	Median	IQR	Min	Max
OtherDid	3.39	0.83	3	1.00	1	6
SelfDid	3.02	1.60	3	2.00	1	7
SelfUndone	2.15	1.22	2	2.00	1	7

表4 PCBS描述统计与内部一致性

Table 4 Descriptive statistics and internal consistency reliability of PCBS

指标	题数 k	理论范围	M	SD	Min	Max	IQR	Cronbach's α	McDonald's ω
PCBS 总分	10	10 ~ 50	22.9	6.96	10	46	11.00	0.93	0.93
羞耻 / 内疚	5	5 ~ 25	13.4	4.64	5	25	7.00	0.92	0.93
性别角色	5	5 ~ 25	9.48	3.20	5	23	4.00	0.81	0.83

表5 PCBS验证性因子分析模型拟合指标

Table 5 Confirmatory factor analysis of PCBS - model fit indices

指标	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR
分值	123.00	34	3.62	0.938	0.918	0.076 (0.062-0.091)	0.053

3.2 PCBS 与三道婚恋情境态度题的相关

Spearman相关分析结果如表6所示。PCBS总分与OtherDid呈中等强度负相关 ($\rho=-0.523$, $p<0.001$), 即纯贞文化信念越高, 对有性经验的潜在对象印象越差; 与SelfDid呈中等强度正相关 ($\rho=0.485$, $p<0.001$), 表明纯贞文化信念越高, 被试对有性经验的潜在对象的整体评价越倾向于下降; 与SelfUndone呈显著弱正相关

($\rho=0.220$, $p<0.001$), 提示“无婚前性行为”的声誉担忧与纯贞文化信念的关联相对复杂。

分量表分析显示, “羞耻/内疚”维度与OtherDid的负相关 ($\rho=-0.575$, $p<0.001$) 强于“性别角色”维度 ($\rho=-0.276$, $p<0.001$), 说明对有性经验对象的负面印象更与道德化情绪体验相关。PCBS总分与分量表高相关, 符合计分特征, 故本研究以总分为主, 分量表用于补充机制解释, 不纳入同一模型比较。

表6 PCBS (总分及其各维度) 与态度题的相关矩阵

Table 6 Correlation matrix between PCBS (total score and subdimensions) and attitude items

变量	1	2	3	4	5	6
1 PCBS 总分						
2 羞耻 / 内疚维度	0.92***					
3 性别角色维度	0.83***	0.55***				
4 OtherDid	-0.52***	-0.58***	-0.28***			
5 SelfDid	0.49***	0.53***	0.29***	-0.41***		
6 SelfUndone	0.22***	0.26***	0.15**	-0.18***	.34***	

注: $N=449$, 相关类型 Spearman ρ , * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$ 。

3.3 人口统计学差异

本研究对性别、收入、学历采用非参数检验 (显著时进行DSCF事后比较), 年龄作为连续变量采用Spearman相关分析, 检验结果如表7、表8所示。

3.3.1 性别差异

PCBS总分及两分量表均存在显著差异 ($ps<0.01$), 男性得分更高; 婚恋情境反应中, OtherDid ($p=0.006$, 女 $M=3.50$ vs 男 $M=3.25$)、SelfDid ($p=0.012$, 女 $M=2.86$

vs 男 $M=3.23$)、SelfUndone ($p=0.001$, 女 $M=1.98$ vs 男 $M=2.37$) 均呈显著性别差异, 男性被试在 PCBS 相关得分及两类声誉担忧题得分均高于女性被试, 这为后续探索性别对 PCBS 与 SelfUndone 关系的调节作用提供了初步人口学证据。

3.3.2 收入差异

性别角色维度 ($p=0.026$)、SelfDid ($p=0.020$)、SelfUndone ($p=0.007$) 差异显著。事后比较显示： ≤ 3000 元组性别角色维度得分高于5001~10000元组 ($p=0.019$)； ≥ 10001 元组SelfDid、SelfUndone得分均高于5001~10000元组 ($ps=0.012、0.003$)。

3.3.3 学历差异

PCBS总分 ($p=0.015$)、羞耻/内疚维度 ($p<0.001$) 差异显著, 专科及以下组得分高于本科、硕士及以上组 ($ps<0.05$)；SelfDid边缘显著 ($p=0.069$)，本科组得分高于硕士及以上组 ($p=0.080$)。专科及以下组样本量较小, 需谨慎解读。

3.3.4 年龄

与性别角色维度呈显著正相关 ($\rho = 0.167$, $p<0.001$)，与PCBS总分呈极弱正相关趋势 ($\rho = 0.093$, $p=0.050$)，与其余变量相关不显著 ($ps>0.10$)。

表 7 人口学变量在 PCBS 及态度题上的差异检验 ($N=449$)

Table 7 Difference test of demographic variables on PCBS and attitude items ($N=449$)

指标	性别 χ^2 ($df=1$), p , ϵ^2	收入 χ^2 ($df=3$), p , ϵ^2	学历 χ^2 ($df=2$), p , ϵ^2
PCBS 总分	36.67, <0.001, 0.082	2.11, 0.551, 0.005	8.38, 0.015, 0.019
羞耻 / 内疚	46.11, <0.001, 0.103	0.95, 0.813, 0.002	14.43, <0.001, 0.032
性别角色	8.10, 0.004, 0.018	9.23, 0.026, 0.021	0.98, 0.614, 0.002
OtherDid	7.43, 0.006, 0.017	5.13, 0.162, 0.011	0.91, 0.636, 0.002
SelfDid	6.26, 0.012, 0.014	9.89, 0.020, 0.022	5.35, 0.069, 0.012
SelfUndone	10.52, 0.001, 0.023	12.05, 0.007, 0.027	1.57, 0.455, 0.004

注：Kruskal-Wallis 检验； ϵ^2 为效应量。对于性别这个二分变量，Kruskal-Wallis 与 Mann-Whitney U 等价；统一用 KW 检验呈现。显著总体检验的事后比较见表 8。

表 8 人口统计学变量在 PCBS 与态度题上的组间比较

Table 8 Inter-group comparisons of demographic variables on PCBS and attitude items

维度	指标	比较组别	结果方向	p 值
性别	OtherDid	女 vs 男	女 > 男	0.006
性别	SelfDid	女 vs 男	女 < 男	0.012
性别	SelfUndone	女 vs 男	女 < 男	0.001
性别	羞耻 / 内疚	女 vs 男	女 < 男	<0.001
性别	性别角色	女 vs 男	女 < 男	0.004
性别	PCBS 总分	女 vs 男	女 < 男	<0.001
收入	SelfDid	≥ 10001 元 vs 5001 ~ 10000 元	≥ 10001 元 > 5001 ~ 10000 元	0.012
收入	性别角色	≤ 3000 元 vs 5001 ~ 10000 元	≤ 3000 元 > 5001 ~ 10000 元	0.019
收入	SelfUndone	≥ 10001 元 vs 5001 ~ 10000 元	≥ 10001 元 > 5001 ~ 10000 元	0.003
学历	羞耻 / 内疚	专科及以下 vs 本科	专科及以下 > 本科	0.001
学历	羞耻 / 内疚	专科及以下 vs 硕士及以上	专科及以下 > 硕士及以上	0.002
学历	PCBS 总分	专科及以下 vs 本科	专科及以下 > 本科	0.034
学历	PCBS 总分	专科及以下 vs 硕士及以上	专科及以下 > 硕士及以上	0.018
学历	SelfDid (边缘)	本科 vs 硕士及以上	本科 > 硕士及以上	0.080

注：Dwass-Steel-Critchlow-Fligner (DSCF) 两两比较；方向依据组间均值差异推断；边缘显著指 $0.05 \leq p < 0.10$ 。

3.4 纯贞文化信念对婚恋评价及声誉担忧的预测作用

本研究的三个婚恋态度题 (OtherDid、SelfDid、SelfUndone) 虽为 1~7 点李克特单题测量 (有序分类)，但最终采用线性回归而非有序 Logistic 回归，主要基于以下 4 点方法学考量，兼顾结果可靠性与研究实

用性。

(1) 量表特性与分布适配性

1~7 点量表的选项数量充足 (≥ 5 个)，且样本量较大 ($N=449$)，变量实际分布相对均匀 (如 OtherDid 均值=3.38、SelfDid 均值=3.03)，近似满足连续变量的核心假设，线性回归对这类数据的适配性已在社会科学研究

中得到广泛认可。

(2) 模型稳健性支撑

回归假设检验显示，模型无多重共线性（VIF=1.04~1.19）、无残差自相关（Durbin-Watson=1.92~2.06），虽残差正态性略有偏离，但大样本下线性回归的结果具有较强稳健性，偏差可忽略。

(3) 结果解读便捷性

线性回归的标准化系数（ β ）能直接量化预测效应强度（如中等效应 $\beta=0.484$ ），与前文 Spearman 相关系数的结果逻辑一致，便于读者理解变量间的关联程度；而有序 Logistic 回归的比值比（OR）需结合累积概率解读，对单题测量的简明研究场景而言冗余度较高。

(4) 方法学共识支持

多项方法学研究证实，当李克特量表的选项数 ≥ 5 、样本量 ≥ 200 时，线性回归与有序 Logistic 回归的核心结果（显著与否、效应方向）高度一致，且线性

回归的计算过程更简洁，不易出现模型不收敛等问题（Mukherjee, 2025; Norris et al., 2006）。

基于上述考量，本研究采用线性回归分析，以 PCBS 总分为核心预测变量，年龄、教育程度、性别、收入为控制变量，采用 Type 3 平方和检验效应显著性，结果如下。

3.4.1 对“OtherDid”的预测

如表9所示，回归模型整体显著（ $F(9, 439) = 19.70, p < 0.001$ ），调整后 $R^2 = 0.273$ ，表明模型能解释 OtherDid 变异的 27.3%。核心预测变量：PCBS 总分对 OtherDid 具有显著负向预测作用（ $\beta = -0.522, t = -12.27, p < 0.001$ ），即纯贞文化信念越强，得知潜在对象有性经验后形成的印象越负面，该预测效应为中等强度。控制变量：所有人口学变量的预测效应均不显著（ $p > 0.05$ ），仅 ≤ 3000 元收入组相较于 ≥ 10001 元收入组呈边缘显著负向趋势（ $p = 0.055$ ）。

表 9 PCBS对OtherDid的线性回归分析

Table 9 Linear regression analysis for the effect of PCBS on OtherDid

预测变量	B	SE	β	t	p
(常量)	4.551	0.262	—	17.348	<0.001***
核心预测变量					
PCBS 总分	-0.062	0.005	-0.522	-12.267	<0.001***
控制变量					
年龄	0.008	0.005	0.073	1.518	0.130
教育程度（参照组：专科及以下）					
本科	0.104	0.111	0.125	0.937	0.349
硕士及以上	0.009	0.131	0.011	0.069	0.945
性别（参照组：女）	-0.004	0.072	-0.005	-0.056	0.955
收入（参照组：10001元及以上）					
≤ 3000 元	-0.238	0.124	-0.286	-1.925	0.055†
3001~5000元	-0.074	0.121	-0.089	-0.616	0.539
5001~10000元	-0.011	0.086	-0.013	-0.131	0.896

注：n=449；采用线性回归分析（Type 3 平方和）；B=非标准化回归系数，SE=标准误， β =标准化回归系数；*** $p < 0.001$ ，† $p = 0.05 \sim 0.10$ ；参照组：教育程度=专科及以下，性别=女，收入=10001元及以上；模型整体拟合 $F(8, 440) = 19.70, p < 0.001$ ，调整后 $R^2 = 0.273$ 。

3.4.2 对“SelfDid”的预测

如表10所示，模型整体显著（ $F(9, 439) = 15.62, p < 0.001$ ），调整后 $R^2 = 0.238$ （根据模型拟合指标推导），表明模型能解释 SelfDid 变异的 23.8%。核心预测变量：PCBS 总分对 SelfDid 具有显著正向预测作用（ $\beta = 0.484, t = 11.15, p < 0.001$ ），即纯贞文化信念越强，对自身

有婚前性行为被负面评价的担忧越强，该预测效应为中等强度。控制变量：教育程度和收入的预测效应显著：（1）本科组相较于专科及以下组，SelfDid得分显著更高（ $\beta = 0.343, p = 0.012$ ）；（2）5001~10000元收入组相较于 ≥ 10001 元收入组，SelfDid得分显著更高（ $\beta = 0.305, p = 0.004$ ）；其余人口学变量预测效应不显著（ $p > 0.05$ ）。

表 10 PCBS对SelfDid的线性回归分析

Table 10 Linear regression analysis for the effect of PCBS on SelfDid

预测变量	B	SE	β	t	p
(常量)	-0.368	0.513	—	-0.718	0.473
核心预测变量					
PCBS 总分	0.111	0.010	0.484	11.152	<0.001***

续表

预测变量	B	SE	β	t	p
控制变量					
年龄	0.005	0.010	0.021	0.431	0.666
教育程度 (参照组: 专科及以下)					
本科	0.549	0.218	0.343	2.518	0.012*
硕士及以上	0.318	0.257	0.199	1.234	0.218
性别 (参照组: 女)	-0.081	0.141	-0.051	-0.573	0.567
收入 (参照组: 10001 元及以上)					
≤ 3000 元	0.325	0.242	0.203	1.342	0.180
3001 ~ 5000 元	0.419	0.236	0.262	1.773	0.077+
5001 ~ 10000 元	0.487	0.168	0.305	2.903	0.004**

注：模型整体拟合 $F(8, 440) = 15.62, p < 0.001$, 调整后 $R^2 = 0.238$ 。

3.4.3 对“SelfUndone”的预测

如表11所示，模型整体显著 ($F(9, 439) = 5.15, p < 0.001$)，调整后 $R^2 = 0.077$ ，表明模型能解释SelfUndone变异的7.7%。核心预测变量：PCBS总分对SelfUndone有显著正向预测作用 ($\beta = 0.196, t = 4.09, p < 0.001$)，即纯贞文化信念越强，对自身无婚前性行为被负面评价的担忧越强，但该预测效应为弱强度。控制变量：性别和收入的预测效应显著或边缘显著：(1) 男性相较于女性

呈边缘显著正向趋势 ($\beta = 0.188, p = 0.055$)，即男性对“自身无婚前性行为”的声誉担忧略高于女性，这一结果与RQ1提出的“性别调节PCBS与SelfUndone关系”的假设方向一致，提示性别可能是二者关联的潜在调节变量；(2) ≤ 3000 元、3001~5000元、5001~10000元等收入组相较于高收入组 ≥ 10001 元，SelfUndone得分均显著更高 ($p < 0.05$)；其余人口学变量预测效应不显著 ($p > 0.05$)。

表 11 PCBS对SelfUndone的线性回归分析

Table 11 Linear regression analysis for the effect of PCBS on SelfUndone

预测变量	B	SE	β	t	p
(常量)	1.017	0.434	—	2.344	0.020*
核心预测变量					
PCBS 总分	0.034	0.008	0.196	4.092	<0.001***
控制变量					
年龄	0.004	0.009	0.023	0.415	0.679
教育程度 (参照组: 专科及以下)					
本科	-0.202	0.184	-0.165	-1.097	0.273
硕士及以上	-0.172	0.218	-0.141	-0.792	0.429
性别 (参照组: 女)	0.229	0.119	0.188	1.922	0.055+
收入 (参照组: 10001 元及以上)					
≤ 3000 元	0.462	0.204	0.378	2.262	0.024*
3001 ~ 5000 元	0.449	0.200	0.367	2.246	0.025*
5001 ~ 10000 元	0.434	0.142	0.355	3.063	0.002**

注：模型整体拟合 $F(8, 440) = 5.15, p < 0.001$, 调整后 $R^2 = 0.077$ 。

3.4.4 模型假设检验补充

回归模型共线性检验显示，各预测变量VIF值为1.04~1.19，无多重共线性；Durbin-Watson检验值1.92~2.06，残差无自相关；残差正态性虽略有偏离 (Shapiro-Wilk $p < 0.001$)，但样本量较大 ($N = 449$) 且因变量近似连续，模型结果仍可靠。

4 讨论

4.1 核心发现与初步解读

本研究以我国成年人为对象，考察PCBS与婚恋情境中对象评价及自我声誉担忧的关联，回归分析验证了PCBS的预测作用。

PCBS总分与其他Did (对潜在对象有性经验的评

价)呈中等强度负相关($\rho = -0.523$),控制人口学变量后仍有显著负向预测效应($\beta = -0.522$),这一结果与纯贞文化信念的“性道德化”特征一致,即持有这一信念的个体倾向于将性经历与道德评价相关联。(Ortiz et al., 2023)。分量表分析显示,“羞耻/内疚”维度与OtherDid的关联($\rho = -0.575$)强于“性别角色”维度($\rho = -0.276$),提示对有性经验对象的评价下降更多与被试的性相关道德情绪体验相关。

PCBS总分与SelfDid(自身有性经验的声誉担忧)呈中等正相关($\rho = 0.485$),预测效应显著($\beta = 0.484$),这表明纯贞文化信念的高持有者对他人性经历采用了更严格的道德评价标准,同时也更担心自身的性经历会被他人不利地评价。

PCBS总分与SelfUndone(自身无性经验的声誉担忧)呈显著弱正相关($\rho = 0.220$),回归模型解释力较低(调整后 $R^2 = 0.077$)。这一结果提示纯贞文化信念带来的声誉担忧较为复杂,且结合性别差异的初步证据来看,这种关联可能受性别调节—男性群体中PCBS与SelfUndone的关联强度或高于女性,这与RQ1的方向性假设相符,需后续研究进一步验证调节效应的显著性。

4.2 人口学差异的简要分析

性别差异上,男性在PCBS总分及分量表得分均显著高于女性,且SelfDid、SelfUndone的声誉担忧更强,这可能与不同性别在婚恋认知中的角色期待相关。

学历与年龄方面,低学历群体的PCBS总分及“羞耻/内疚”维度得分更高,年长群体对“性别角色”规范的认同程度更强,这些差异可能与教育带来的价值观多元化、代际文化观念差异相关(Zheng & Su, 2022)。

收入差异呈现分化特征,收入 ≤ 3000 元组的“性别角色”维度得分更高,收入 ≥ 10001 元组在SelfDid、SelfUndone上的声誉担忧更强,相关解读需保持谨慎。

4.3 回归分析的补充意义

控制人口学变量后,确认了PCBS总分对三个因变量的独立预测作用,效应强度与相关分析基本一致。这说明纯贞文化信念的认同程度对其婚恋态度与声誉担忧的影响,并非完全由人口学因素解释,其自身具有独特的预测价值。部分控制变量的显著效应也提供了额外参考:本科群体的SelfDid得分高于专科及以下群体,中低收入群体的SelfUndone得分高于高收入群体。这些差异可能与不同群体的婚恋期待、评价敏感性相关,但具体原因尚需进一步探讨。

4.4 研究局限与未来方向

本研究存在以下局限,有待后续研究完善:

(1)横断面相关设计无法推断因果关系,变量相互影响方向需进一步验证;

(2)婚恋态度题采用单题测量,信度与覆盖度不足,后续可开发多题项量表;

(3)PCBS量表拟合指标中,RMSEA=0.076,在可接受的边缘,这提示,该量表对本研究我国在线样本的适配度仍有提升空间。

未来可扩大样本,采用调节效应模型直接检验性别对PCBS与SelfUndone关系的调节作用;同时开发多题项量表提升婚恋态度测量的信度,进一步深入探索纯贞文化信念的影响机制。

5 结论与研究意义

本研究初步发现,被试对纯贞文化信念的认同程度与其在婚恋情境中的对象评价及自我声誉担忧存在稳定关联:纯贞文化信念的认同程度越高,被试对有性经验的潜在对象的整体评价越倾向于下降,对自身性经历(无论有无)的声誉担忧越强烈,且这种关联主要与“羞耻/内疚”维度相关。人口学差异分析显示,男性、低学历、年长群体的纯贞文化信念的认同程度相对更高,不同收入群体的表现则有所分化。回归分析验证了纯贞文化信念对婚恋评价与声誉担忧的独立预测作用。研究结果为理解中国语境下的个体对性行为的道德评价与亲密关系心理提供了基础证据,可供后续相关研究参考。

本研究的核心目标是增进对特定社会心理现象的理解,而非对任何信念体系或行为模式进行道德评价。具体而言,我们关注的是:在中国社会文化背景下,个体对纯贞文化信念的认同程度如何与其在婚恋情境中的对象评价和性声誉担忧相关联。这一研究问题的学术价值在于,它有助于我们理解社会文化因素如何塑造个体的性相关认知、如何影响个体在亲密关系中的态度和决策。我们采取的是一种描述性和分析性的立场,旨在通过实证数据揭示这些关联的存在和强度,而非对这些现象进行价值判断或提出规范性建议。

参考文献

- [1] Beaton D E, Bombardier C, Guillemin F & Ferraz M B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191.
- [2] Bearman P S & Brückner H. (2001). Promising the future: Virginity pledges and first intercourse. *American Journal of Sociology*, 106(4), 859–912.
- [3] Carpenter L M. (2002). Gender and the meaning and experience of virginity loss in the contemporary United States. *Gender & Society*, 16(3), 345–365.
- [4] Endendijk J J, van Baar A L & Deković M. (2020). He is a stud, she is a slut! A meta-analysis on the continued existence of sexual double standards. *Personality and Social Psychology Review*, 24(2), 163–190.
- [5] Estrada L L. (2022). Clinical considerations of the evangelical purity movement's impact on female sexuality. *Journal of Sex*

- & *Marital Therapy*, 48(2), 121–132.
- [6] Farvid P, Braun V & Rowney C. (2017). ‘No girl wants to be called a slut!’: Women, heterosexual casual sex and the sexual double standard. *Journal of Gender Studies*, 26(5), 544–560.
- [7] Janda L H & Bazemore S D. (2011). The revised Mosher Sex–Guilt Scale: Its psychometric properties and a proposed ten–item version. *The Journal of Sex Research*, 48(4), 392–396.
- [8] Marks M J & Fraley R C. (2005). The sexual double standard: Fact or fiction? *Sex Roles*, 52(3/4), 175–186.
- [9] Mukherjee M. (2025). Mathematical foundations of regression analysis: A study of linear and logistic models. *International Journal of Innovative Science and Research Technology (IJISRT)*, 10(9), 2891–2905.
- [10] Norris C M, Ghali W A, Saunders L D, Brant R, Galbraith D, Faris P, Knudtson M L & APPROACH Investigators. (2006). Ordinal regression model and the linear regression model were superior to the logistic regression models. *Journal of Clinical Epidemiology*, 59(5), 448–456.
- [11] Ortiz A M, Sunu B C, Hall M E L, Anderson T L & Wang D C. (2023). Purity culture: Measurement and relationship to domestic violence myth acceptance. *Journal of Psychology and Theology*, 51(4), 537–556.
- [12] Owens B C, Hall M E L & Anderson T L. (2021). The relationship between purity culture and rape myth acceptance. *Journal of Psychology and Theology*, 49(4), 405–418.
- [13] Sawatsky J, Lindenbach R, Gregoire S W & Gregoire K. (2024). *Sanctified sexism: Effects of purity culture tropes on White Christian women’s marital and sexual satisfaction and experience of sexual pain*. *Sociology of Religion*.
- [14] Sævik K W & Konijnenberg C. (2023). The effects of sexual shame, emotion regulation and gender on sexual desire. *Scientific Reports*, 13(1), 4042.
- [15] Simon W & Gagnon J H. (1986). Sexual scripts: Permanence and change. *Archives of Sexual Behavior*, 15(2), 97–120.
- [16] Ward L M. (2003). Understanding the role of entertainment media in the sexual socialization of American youth: A review of empirical research. *Developmental Review*, 23(3), 347–388.
- [17] Wiederman M W. (2005). The gendered nature of sexual scripts. *The Family Journal*, 13(4), 496–502.

Purity Culture Beliefs, Partner Evaluation, and Sexual Reputation Concerns in Committed Relationship Contexts: Correlational Evidence from a Chinese Online Sample

Yang Tianzi

Faculty of Psychology, Southwest University, Chongqing

Abstract: This study aims to explore the associations and predictive effects of purity culture beliefs on committed relationship attitudes. Through a survey of 449 Chinese online participants ($M=29.50$, $SD=7.48$), significant correlations were found between the total score of the Purity Culture Beliefs Scale (PCBS) and 3 items about committed relationship attitudes in real-life contexts: specifically, a significant negative correlation with Other Did ($\rho=-0.523$, $p<0.001$), a significant positive correlation with Self Did ($\rho=0.485$, $p<0.001$), and a weak positive correlation with Self Undone ($\rho=0.220$, $p<0.001$). Based on these correlational results, further regression analysis was conducted, controlling for demographic variables. The results showed that PCBS positively predicted Self Did and Self Undone, and negatively predicted Other Did, with standardized coefficients β of 0.484, 0.196, and -0.522 (all $p<0.001$), respectively. Among these, the effects on Other Did and Self Did were moderate, while the effect on Self Undone was weak. In addition, demographic analysis revealed significant differences in the PCBS total score, its subscales, and the items about relationship attitudes across variables such as gender, education, and income. This study helps reveal the association mechanism between purity culture beliefs, romantic evaluation, and sexual reputation concerns, providing a reference for further research in related fields.

Key words: Purity culture beliefs; Committed relationship context; Partner evaluation; Sexual experience; Sexual reputation concerns; Gender roles