

大学生内外向性格元刻板印象威胁对职业决策自我效能感的影响

王 通 陈昌凯

南京大学，南京

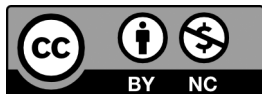
摘 要 | 本研究以元刻板印象威胁理论以及社会认同理论作为切入视角，探讨内向与外向不同性格的大学生在求职、择业时是否会受到性格元刻板印象威胁的影响，并进一步探索元刻板印象威胁会如何影响个体的择业焦虑和职业决策自我效能感。研究通过双因素完全随机设计分别考察了内向性格大学生和外向性格大学生的元刻板印象威胁对职业决策自我效能感的影响，并进行了对比。结果发现，内向性格大学生的元刻板印象威胁能够直接负向影响职业决策自我效能感，也可经过群际焦虑的部分中介作用负向影响职业决策自我效能感。而外向性格大学生则不会诱发元刻板印象威胁，其群际焦虑和职业决策自我效能也没有受到任何影响。此外，内向性格大学生的元刻板印象评分及职业决策自我效能感均低于外向学生，而群际焦虑则高于外向学生。

关键词 | 元刻板印象；内向型人格；外向型人格；择业焦虑；职业决策自我效能感

Copyright © 2025 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

根据教育部、人力资源和社会保障部数据显示，2024年高校毕业生人数1179万，同比增加21万人，2025届高校毕业生规模预计达1222万人，同比增加43万人。这庞大的数字让国家和民众都在关心高校毕业生的就业问题，就在2024年11月14日，中国教育部、人力资源和社会保障部当日联合召开工作会，部署做好2025届高校毕业生就业创业工作。就业市场面临前所未有的竞争压力，许多行业岗位竞争日趋激烈，年轻人面临更大的职业选择和就业压力。然而，除了通常为人所关注的学校、专业等因素之外，学生的性格、认知等心理因素在就业中较少被关注，这些因素会对大学生的就业产生什

么样的影响，这是一个值得探讨的问题。

元刻板印象是指个体关于外群体成员对其内群体成员所持有的刻板信念和看法（Vorauer et al., 1998），生活中人们对于内向性格的负面评价可能会让内向者产生消极的元刻板印象。根据元刻板印象威胁理论，当个体感受到负面的元刻板印象时，会产生一种社会心理困境和认知不平衡状态，进而引发压力、害怕等负性情绪体验，并影响个体行为（孙亚文等，2015）。那么在大学生群体中，面对求职、择业这一重要问题，内向大学生是否存在元刻板印象威胁，其与外向学生又有什么样的区别和联系？基于此问题，本研究将以元刻板印象威胁理论以及社会认同理论作为切入视角，探讨内向与外向不同性格的大学生在求职、择业时是否会受到性格元

基金项目：本文为国家社会科学基金项目“网络亚文化视角下的代际比较研究”（20BSH070）的阶段性研究成果。

作者简介：王通，南京大学社会学院硕士研究生，研究方向：社会心理学。

文章引用：王通. (2025). 大学生内外向性格元刻板印象威胁对职业决策自我效能感的影响. *中国心理学前沿*, 7(6), 817–825.

<https://doi.org/10.35534/pc.0706131>

刻板印象威胁的影响,并进一步探索内外向性格元刻板印象威胁如何影响个体的职业决策自我效能感。

2 问题提出

目前元刻板印象的研究常关注到诸如随迁儿童(孙亚文等,2015)、老年人(陈姝伶,2023)、中职生(张瞳,2019)等相对弱势的群体,很少关注个体的内在人格。然而内向性格在日常生活中时常会受到一些负面评价,内向者或许也会受到元刻板印象威胁的影响。那么在大学生群体中,内向和外向不同性格的大学生在面对择业问题时是否会受到自己性格的元刻板印象威胁的影响?

3 研究

3.1 研究目的

考察内向及外向性格大学生的性格元刻板威胁对群际焦虑和职业决策自我效能感的影响,并进行对比。

3.2 研究设计

3.2.1 被试

招募高校在读大学生被试283名,男生140人(49.47%),女生143人(50.53%)。被试年龄为18~25岁($M=20.31$; $SD=1.50$)。其中大一23人、大二69人、大三97人、大四94人。

3.2.2 研究工具

(1) 内外向性格

艾森克人格问卷简式量表中国版(Eysenck personality questionnaire-revised short scale for Chinese, EPQ-RSC)(钱铭怡等,2000)中的外倾性分量表。

(2) 人格测量检验问题

在完成EPQ-RSC中的内外向量表(E)后,被试将同前测一样再次填写自己认为自己属于性格外向还是性

格内向。若被试的量表得分和自我报告相一致,则通过筛选,确定为内向/外向性格大学生。

(3) 元刻板印象操纵

使用外群体评价的激活方法,让被试思考外群体成员如何看待自己的群体:被试根据指导语的提示来填写词汇或者句子,以此来激活消极元刻板印象。内(外)向威胁组的指导语为:“你认为在职场招聘中,面试官或职场领导对内(外)向的应聘者可能有哪些消极印象或者看法?(请填写4~6个词语或句子,比如性格、工作能力、行为习惯、人际交往、情绪态度等方面)”。无威胁组的指导语为:“选择一些词汇或者句子来描述(请填写4~6个词语或句子),表达你对当下科技发展的看法?”。

(4) 元刻板印象操纵检验问题

内(外)向组被试在元刻板印象操纵过后,将填写“在你的印象中,面试官或职场领导对内(外)向应聘者的看法是怎样的?”,采用7点计分,若内(外)向威胁组得分显著低于无威胁组,则元刻板印象操纵有效,否则元刻板印象操纵无效。

(5) 群际焦虑

斯蒂芬(Stephan, 1985)编制的群际焦虑量表,本研究中群际焦虑量表的Cronbach's α 系数为0.87。

(6) 职业决策自我效能感

采用伦特等人(Lent et al., 2016)编制的职业决策自我效能感量表,此量表共有8个项目,使用5级计分,被试需要报告对完成该任务的信心水平(1=完全没信心,5=完全有信心),例如“找出最能发挥你技术和能力的职业”。在研究2中,此量表的Cronbach's α 系数为0.88。

3.2.3 研究方法

本研究采用2×2双因素完全随机设计。自变量为内向性格类型和是否诱发元刻板印象威胁,因变量为群际焦虑得分,职业决策自我效能感得分。被试分组如图1所示。

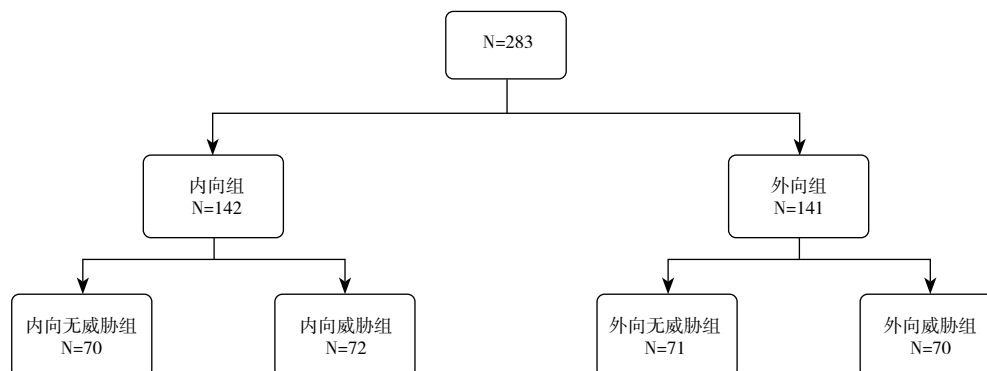


图1 被试分组图

Figure 1 Subject grouping diagram

具体方案如下：先通过一道题的前测筛选出自认为性格偏内向或外向的被试，接着向通过前测的被试发放正式施测问卷。在正式问卷中，被试将先填写艾森克人格问卷，之后将再次确认认为自己属于“偏外向”还是“偏内向”。选择偏外向则进入外向组，选择偏内向则进入内向组。接着对

被试随机进行元刻板印象威胁的分组，威胁组进行元刻板印象的激活操作，之后完成操纵检验，最后完成群际焦虑量表与职业决策自我效能感量表；无威胁组进行中性刺激，之后完成操纵检验，最后完成群际焦虑量表与职业决策自我效能感量表。研究具体流程图如图2所示。

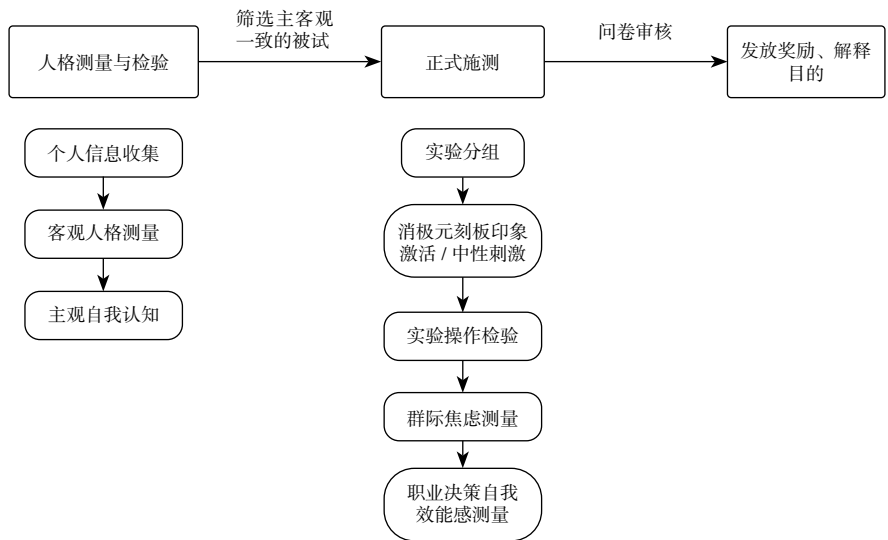


图 2 研究流程图

Figure 2 Study flow diagram

3.3 数据处理

本研究采用SPSS 27.0对被试所填写的EPQ-RSC量表、元刻板印象操纵检验问题、群际焦虑量表、职业决策自我效能感量表的数据做出一系列处理。

3.4 研究结果

3.4.1 共同方法偏差检验

采用Harman单因素检验法对样本数据进行共同方法偏差检验。根据检验结果，有5个因子的特征根大于1，其中第一个因子的方差解释率为37.3%，低于40%的临界标准。此结果表明本研究中的数据不存在明显的共同方

法偏差现象。

3.4.2 元刻板印象操纵检验

使用单因素方差分析的方法检验四组被试的操纵检验得分。数据分析结果显示，在操纵检验得分上，内外向性格的主效应显著， $F(1, 279) = 285.32, p < 0.001, \eta^2 p = 0.51$ ；元刻板印象威胁的主效应显著， $F(1, 279) = 24.52, p < 0.001, \eta^2 p = 0.08$ ；且内外向性格和元刻板印象威胁的交互作用显著， $F(1, 279) = 9.88, p = 0.002, \eta^2 p = 0.04$ 。操纵检验的方差分析结果如表1所示。

表 1 四组被试在操纵检验上的方差分析

Table 1 ANOVA for manipulation check across four groups

差异源	平方和	自由度	均方	<i>F</i>	<i>p</i>	$\eta^2 p$
截距	7.484	1	7.484	7.384	0.007	0.026
内外向性格	289.176	1	289.176	285.317	0	0.508
元刻板印象威胁	24.85	1	24.85	24.518	0	0.082
内外向性格 * 元刻板印象威胁	10.013	1	10.013	9.879	0.002	0.035
性别	3.706	1	3.706	3.656	0.057	0.013
年龄	4.602	1	4.602	4.541	0.034	0.016
年级	0.918	1	0.918	0.905	0.342	0.003
误差	279.732	276	1.014			

进一步的简单效应分析结果显示，在内向组被试中，内向威胁组的操纵检验得分 ($M=2.76$, $SD=0.88$) 显著低于无威胁组的操纵检验得分 ($M=3.74$, $SD=0.99$)， $F(1, 279)=33.08$, $p<0.001$, $\eta^2p=0.11$, 95% $CI=[0.64, 1.31]$ ，结果表明内向组元刻板印象操纵有

效，内向组被试诱发了元刻板印象威胁。而在外向组被试中，外向威胁组的操纵检验得分 ($M=5.17$, $SD=1.10$) 与无威胁组 ($M=5.41$, $SD=1.09$) 无显著差异， $F(1, 279)=1.60$, $p=0.21$ ，此结果表明外向被试未能激活消极元刻板印象，如图3所示。

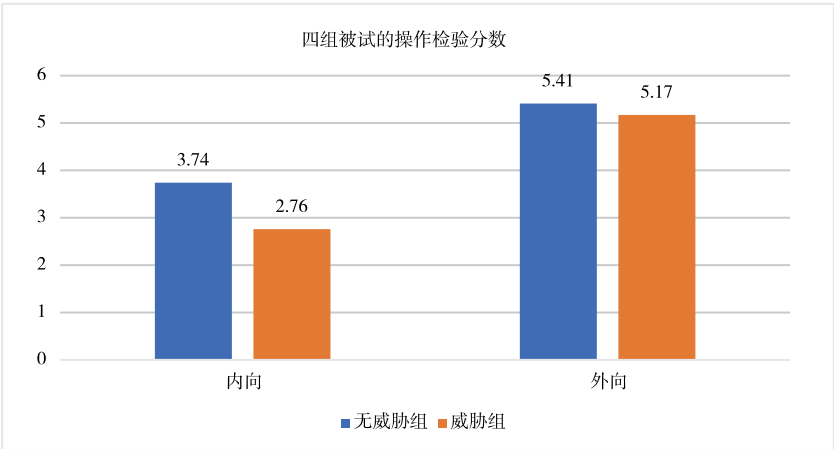


图 3 不同条件下被试的操纵检验情况

Figure 3 Manipulation check results across experimental conditions

此外，对比内向组和外向组的操纵检验得分，发现外向威胁组的操纵检验得分显著高于内向威胁组的操纵检验得分， $F(1, 279)=204.34$, $p<0.001$, $\eta^2p=0.43$, 95% $CI=[2.10, 2.78]$ ；外向无威胁组的操纵检验得分也显著高于内向无威胁组的操纵检验得分， $F(1, 279)=95.30$, $p<0.001$, $\eta^2p=0.26$, 95% $CI=[1.34, 2.02]$ ，此结果表明外向组被试的性格元刻板印象比内向组被试更为积极。

最后，对四组被试的操纵检验分数与中间值4进行单样本 t 检验，可以判断四组被试的操纵检验分数偏积极还是消极。结果显示，内向威胁组的操纵检验分数显著小于4， $t(71)=-11.92$, $p<0.001$, $d=-1.41$ ；内向

无威胁组分数也显著小于4， $t(69)=-2.18$, $p=0.033$, $d=-0.26$ ，表明内向两组被试的操纵检验分数均偏消极。外向威胁组的操纵检验分数显著大于4， $t(69)=8.89$, $p<0.001$, $d=1.06$ ；外向无威胁组分数也显著大于4， $t(70)=10.89$, $p<0.001$, $d=1.29$ ，表明外向两组被试的操纵检验评分均偏积极。

3.4.3 四组被试的因变量差异情况

以群际焦虑、职业决策自我效能感为因变量进行 2×2 的多因素方差分析。四组被试各变量的描述统计结果如表2所示，四组被试在各个因变量上的方差分析结果如表3所示。

表 2 四组被试各变量的描述统计结果

Table 2 Descriptive statistics of target variables across four groups ($M \pm SD$)

	内向无威胁组	内向威胁组	外向无威胁组	外向威胁组
操纵检验	3.74 ± 0.99	2.76 ± 0.88	5.41 ± 1.09	5.17 ± 1.10
群际焦虑	38.74 ± 7.67	44.74 ± 6.89	31.69 ± 9.02	30.84 ± 9.98
职业决策自我效能感	27.37 ± 4.50	23.53 ± 5.46	30.61 ± 5.42	31.64 ± 5.18

表 3 因变量的方差分析

Table 3 ANOVA on dependent variable

差异源	因变量	平方和	自由度	均方	F	p	η^2p
截距	群际焦虑	5339.981	1	5339.981	76.794	0	0.218
	职业决策自我效能感	800.026	1	800.026	30.102	0	0.098

续表

差异源	因变量	平方和	自由度	均方	<i>F</i>	<i>p</i>	$\eta^2 p$
内外向性格	群际焦虑	7777.392	1	7777.392	111.847	0	0.288
	职业决策自我效能感	2347.085	1	2347.085	88.313	0	0.242
元刻板印象威胁	群际焦虑	479.993	1	479.993	6.903	0.009	0.024
	职业决策自我效能感	131.839	1	131.839	4.961	0.027	0.018
内外向性格 * 元刻板印象威胁	群际焦虑	738.115	1	738.115	10.615	0.001	0.037
	职业决策自我效能感	399.771	1	399.771	15.042	0	0.052
性别	群际焦虑	7.066	1	7.066	0.102	0.75	0
	职业决策自我效能感	20.697	1	20.697	0.779	0.378	0.003
年龄	群际焦虑	775.625	1	775.625	11.154	0.001	0.039
	职业决策自我效能感	49.788	1	49.788	1.873	0.172	0.007
年级	群际焦虑	0.044	1	0.044	0.001	0.98	0
	职业决策自我效能感	23.784	1	23.784	0.895	0.345	0.003
误差	群际焦虑	19192.017	276	69.536			
	职业决策自我效能感	7335.244	276	26.577			

(1) 四组被试群际焦虑的差异

在因变量群际焦虑上, 内外向性格的主效应显著, $F(1, 279) = 111.85, p < 0.001, \eta^2 p = 0.29$; 元刻板印象威胁的主效应显著, $F(1, 279) = 6.90, p = 0.009, \eta^2 p = 0.02$; 内外向性格和元刻板印象威胁的交互作用显著, $F(1, 279) = 10.62, p = 0.001, \eta^2 p = 0.04$, 如表3所示。

进一步的简单效应分析结果显示, 在内向组被试中, 内向威胁组的群际焦虑得分 ($M = 44.74, SD = 6.89$) 显著高于内向无威胁组的群际焦虑得分 ($M = 38.74, SD = 7.67$), $F(1, 279) = 17.51, p < 0.001$,

$\eta^2 p = 0.06, 95\% CI = [3.11, 8.63]$ 。而在外向组被试中, 外向威胁组的群际焦虑得分 ($M = 30.84, SD = 9.98$) 与无威胁组 ($M = 31.69, SD = 9.02$) 无显著差异, $F(1, 279) = 0.20, p = 0.65$, 如图4所示。

此外, 对比内向组和内向组的群际焦虑得分, 发现外向威胁组的群际焦虑得分显著低于内向威胁组, $F(1, 279) = 97.24, p < 0.001, \eta^2 p = 0.26, 95\% CI = [11.16, 16.72]$; 外向无威胁组的群际焦虑得分也显著低于内向无威胁组, $F(1, 279) = 27.14, p < 0.001, \eta^2 p = 0.09, 95\% CI = [4.63, 10.25]$ 。

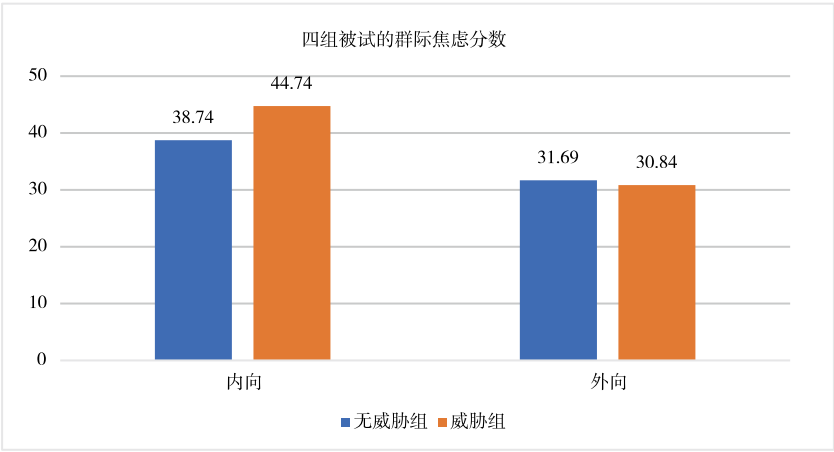


图4 不同条件下被试的群际焦虑情况

Figure 4 Intergroup anxiety levels by experimental condition

(2) 四组被试职业决策自我效能感的差异

在因变量职业决策自我效能感上, 内外向性格的主效应显著, $F(1, 279) = 88.31, p < 0.001, \eta^2 p = 0.24$; 元刻板印象威胁的主效应显著, $F(1, 279) = 4.96, p = 0.027, \eta^2 p = 0.02$; 内外向性格和元刻板印象威胁的交互

作用显著, $F(1, 279) = 15.04, p < 0.001, \eta^2 p = 0.05$, 如表3所示。

进一步的简单效应分析结果显示, 在内向组被试中, 内向威胁组的职业决策自我效能感得分 ($M = 23.53, SD = 5.46$) 显著低于内向无威胁组的职业决策自

我效能感得分 ($M = 27.37$, $SD = 4.50$), $F(1, 279) = 18.85$, $p < 0.001$, $\eta^2 p = 0.06$, $95\% CI = [2.06, 5.47]$ 。而在外向组被试中, 外向威胁组的职业决策自我效能感得分 ($M = 31.64$, $SD = 5.18$) 与无威胁组 ($M = 30.61$, $SD = 5.42$) 无显著差异, $F(1, 279) = 1.37$, $p = 0.24$, 如图5所示。

此外, 对比内向组和外向组的职业决策自我效能

感得分, 发现外向威胁组的职业决策自我效能感得分显著高于内向威胁组的职业决策自我效能感得分, $F(1, 279) = 89.43$, $p < 0.001$, $\eta^2 p = 0.25$, $95\% CI = [6.54, 9.99]$; 外向无威胁组的职业决策自我效能感得分也显著高于内向无威胁组的职业决策自我效能感得分, $F(1, 279) = 15.54$, $p < 0.001$, $\eta^2 p = 0.05$, $95\% CI = [1.74, 5.22]$, 如图5所示。

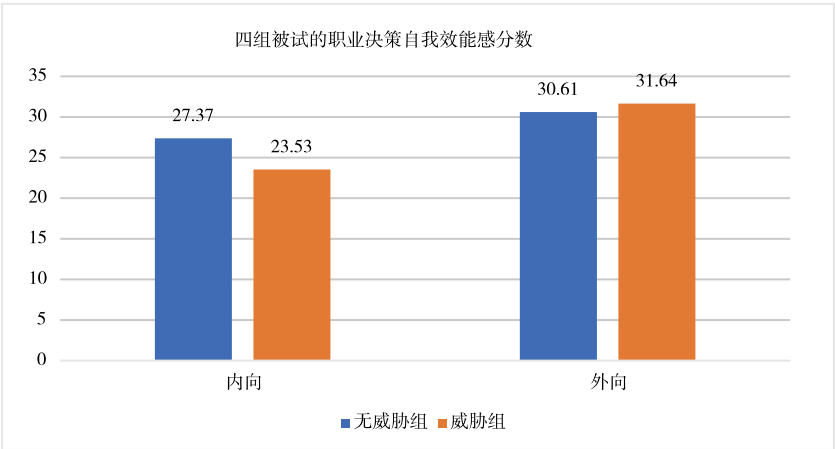


图 5 不同条件下被试的职业决策自我效能感情况

Figure 5 Career decision-making self-efficacy (CDMSE) levels by experimental condition

3.4.4 各变量间的相关分析

采用皮尔逊积差相关分析法, 探讨内向和外向性格大学生元刻板印象威胁、群际焦虑、职业决策自我效能

感的相关关系, 其中元刻板印象威胁为分类变量, 赋值为无威胁组= 0, 威胁组= 1。在内向组被试中, 相关分析结果显示变量间都两两相关, 具体结果如表4所示。

表 4 内向组被试各变量的相关分析结果

Table 4 Intervariable correlations in introvert group

	1	2	3
1. 元刻板印象威胁	1		
2. 群际焦虑	0.38***	1	
3. 职业决策自我效能感	-0.36***	-0.38***	1

在外向组被试中, 相关分析结果显示元刻板印象威胁和群际焦虑、职业决策自我效能感均无显著相关, 群际焦虑与

职业决策自我效能感之间相关显著。此结果也体现了外向组被试未能诱发元刻板印象威胁的情况, 具体结果如表5所示。

表 5 外向组被试各变量的相关分析结果

Table 5 Intervariable correlations in extrovert group

	1	2	3
1 元刻板印象威胁	1		
2 群际焦虑	-0.045	1	
3 职业决策自我效能感	0.098	-0.41***	1

3.4.5 中介模型检验

由于内向组各变量之间的相关分析结果为两两显

著, 因而可以进行各变量间的中介效应分析。而外向组被试由于自变量与因变量之间不存在相关性, 故不再进

行中介效应分析。

采用SPSS27.0宏程序PROCESS v4.2中的Model4, 根据海斯 (Hayes, 2013) 提供的Bootstrap的方法来验证分析中介效应, 选择样本量5000, 在95%置信区间下, 以组别为自变量X (赋值为无威胁组= 0, 威胁组= 1), 职业决策自我效能感为因变量Y, 群际焦虑为中介变量M, 控制了年龄、年级、性别三个人口学变量。

检验结果显示, 元刻板印象威胁对职业决策自我效能感的直接效应的Bootstrap 95%置信区间为 $[-4.38, -$

$0.84]$, 其上、下限不包含0, 表示元刻板印象威胁对职业决策自我效能感的直接效应显著; 而群际焦虑的中介效应的Bootstrap 95%置信区间为 $[-2.33, -0.38]$, 其上、下限同样不包含0, 表示群际焦虑的中介效应也显著, 以上结果表明元刻板印象威胁会通过群际焦虑的部分中介作用负向影响职业决策自我效能感。该模型直接效应 (-2.61) 和中介效应 (-1.22) 分别占总效应 (-3.83) 的68.16%和31.84%。群际焦虑中介作用的路径系数如图6所示。

表 6 群际焦虑的中介效应检验表
Table 6 Mediation analysis of intergroup anxiety

效应类型	效应值	Boot SE	p	95% 的置信区间		效应量 (%)
				下限	上限	
总效应	-3.83	0.85	< 0.001	-5.52	-2.15	
直接效应	-2.61	0.89	0.004	-4.38	-0.84	68.16%
中介效应	-1.22	0.50	< 0.001	-2.33	-0.38	31.84%

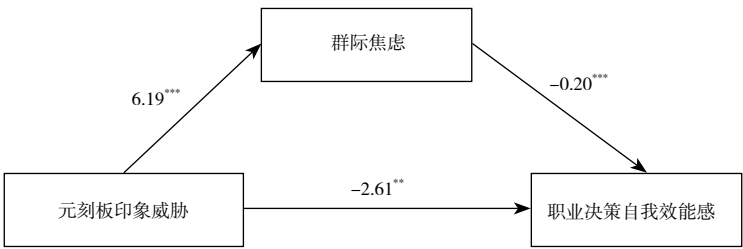


图 6 群际焦虑在元刻板印象威胁和职业决策自我效能感之间的中介效应图
Figure 6 Mediating role of intergroup anxiety between meta-stereotype threat and CDMSE

3.5 讨论

研究发现内外向性格和元刻板印象威胁在操纵检验、群际焦虑和职业决策自我效能感上存在交互作用。内向性格大学生会受到元刻板印象威胁的影响, 而外向性格大学生的消极元刻板印象没有被激活, 不会受到元刻板印象威胁效应的影响。此外, 外向性格大学生的操纵检验得分、职业决策自我效能感均显著高于内向学生, 群际焦虑则显著低于内向性格大学生。

这种结果上的差异可能与社会对内向和外向这两种客观的性格存在主观的偏见有关——职场中外向更被认为是积极的, 内向更被认为是消极的 (Dunn et al., 1995; McCord & Smith, 2004)。学生会被这些观念强化, 并把这些观念内化为固有的自我观念, 由此内向性格大学生会在经历元刻板印象威胁时, 平时积累的消极元刻板印象的素材很容易被激活, 而外向性格大学生则不会。过去研究者总结了元刻板印象激活效应发生的条件, 包括了元刻板印象个体化程度、检索难度、个体内部资源、印象管理动机、群体社会地位 (董天

天等, 2022)。而本研究发现外向被试和内向被试在消极元刻板印象的个体化程度和检索难度上可能存在较大的差别, 首先是检索难度, 外向威胁组被试在填写元刻板印象操纵的主观问答题时, 有20名被试直接填写“无”“不知道”等 (均被列为无效样本), 而内向威胁组则没有此类作答, 侧面反映出外向消极元刻板印象检索难度更高。而较高的检索难度说明这些元刻板印象对于个体而言可能是不适应或不确定的, 这会影响到元刻板印象的激活 (董天天等, 2022)。正因为检索难度较高, 可能会有被试在填写时, 为了方便完成而填写了一些相对极端的情况, 但实际上被试可能并不认为自己所填写的内容符合自己, 即元刻板印象的个体化程度较低, 由此元刻板印象也更加难以激活。

而外向性格大学生元刻板印象的高检索难度和低个体化程度的背后原因或许是外向学生很少会听到外向性格在职场中的缺点, 以至于缺乏日常生活中的“素材积累”, 导致其消极元刻板印象难以被激活。相比之下, 内向性格大学生的消极元刻板印象很容易被激活, 结合

经验可以推测内向学生相比外向学生会听到更多的关于自己性格在职场、生活中的消极刻板印象，以至于并不缺乏消极的素材来被激活。

此外，内向性格元刻板印象威胁会降低内向学生的职业决策自我效能感。过往研究曾发现消极的元刻板印象可以干扰个体的自我认知过程，导致其自我评价的客观性与准确性下降。个体的这种认知扭曲不仅会影响其自身的自尊水平，还会削弱其对内群体的情感联结与身份认同（Owuamalam et al., 2011），然而本研究发现这种自尊水平的降低，在择业方面会表现为职业决策自我效能感的下降。内向性格大学生在诱发元刻板印象威胁时，比如可能在听到身边人说“在职场要会表现自己，要多和领导、同事处好关系”，或是“你太内向，以后很难做XX（销售、管理、培训等岗位）”之类的话，影响其求职方面的自信心，出现较低的自尊。

3.6 启示

本研究发现内向性格元刻板印象威胁会阻碍内向学生的择业发展，增加其择业焦虑，降低其择业自我效能感，而外向性格却不会诱发元刻板印象威胁。此外，内向学生相比外向学生的择业焦虑更高，择业自我效能感更低。表明在大学生择业问题上，内向学生更加需要被关注。

而造成这种现象的原因也与社会对内向性格的偏见有关，在生活或是职场中，内向常常是不受欢迎的那个。打开百度搜索引擎输入关键词“内向”，自动跳出的延伸话题都是“内向不爱说话怎样改变”，“内向的孩子怎么才能让他走向开朗”，“内向社恐怎么改变”等；而搜索输入关键词“外向”，则不会跳出诸如“外向太活泼怎么改变”之类的问题。内外向作为相对稳固的人格特质，并无先天优劣，但就是这两种从古至今一直延续着的客观人格，在当前却经历着完全不同的主观偏见。过去35年来，商业、服务业发展迅猛，外向性格的优势也越来越凸显，不少长辈从小就教育孩子要外向一点——“性格内向进到大学会吃亏”，“性格内向进到社会（职场）会吃亏”，“性格内向进到面试会吃亏”，这种类似的教导层出不穷。虽然这些教导大多是好心，但也实实在在会加深、激活内向学生的消极元刻板印象，使内向学生在面对诸如职场情境时，相比外向学生而言，焦虑更高，自我效能感也更低。

然而，内向性格在职场中也有其优势，比如更善于倾听，有更好的专注力等等（Hall, 2016; Cain, 2013），但是似乎教育者乃至内向者自身，都不擅长发掘内向性格的天赋，转而希望克服自己的本性，成为一个外向的人，那是否变得更外向会更好呢？答案可能是否定的，当内向员工被要求表现得更为外向时，其幸福感受会降低（Van den Bosch & Taris, 2014），真实感也会更低（Jacques-Hamilton, Sun & Smillie, 2019），相比之下，能够接纳自己内向的人则有着更高的真实感和幸

福感（Lawn, Slemmon & Vella-Brodrick, 2019）。内向者或许可以试着更多接纳自己的内向，欣赏自己的内向，发掘、发挥内向的优势。而在社会、教育领域，或许可以更多宣扬客观的人格认知观——内向外向无优劣之分。内向、外向各有各的优势，江山易改本性难移，与其让内向变外向，选择“补短”，事倍功半，或许“扬长”才是条康庄大道。

4 结论

（1）内向性格大学生的元刻板印象威胁会通过群际焦虑的部分中介作用负向影响职业决策自我效能感。

（2）外向性格大学生的元刻板印象威胁不会被诱发，不会影响其群际焦虑和职业决策自我效能感。

（3）外向性格大学生的元刻板印象评分、职业决策自我效能感显著高于内向大学生，群际焦虑则显著低于内向大学生。

参考文献

- [1] 陈姝伶. (2023). 元刻板印象对老年人合作行为的影响及替代群际接触的作用 (硕士学位论文). 四川师范大学, 成都.
- [2] 董天天, 王婷, 张和云, 贺雯. (2022). 元刻板印象的效应与效应回馈吗. *心理科学进展*, 30(3), 693-702.
- [3] 钱铭怡, 武国城, 朱荣春, 张莘. (2000). 艾森克人格问卷简式量表中国版(EPQ-RSC)的修订. *心理学报*, 32(3), 317-323.
- [4] 孙亚文, 贺雯, 罗俊龙. (2015). 随迁儿童元刻板印象威胁对工作记忆的影响：群际焦虑的中介作用. *心理学报*, 47(11), 1349-1359.
- [5] 张瞳. (2019). 元刻板印象威胁对职业自我效能感的影响——对中职学校就业指导工作的启示. *心理月刊*, (2), 14-17.
- [6] Cain, S. (2013). *Quiet: The power of introverts in a world that can't stop talking*. New York, NY: Broadway Books.
- [7] Dunn, W. S., Mount, M. K., Barrick, M. R., & Ones, D. S. (1995). Relative importance of personality and general mental-ability in managers' judgments of applicant qualifications. *Journal of Applied Psychology*, (80), 500-509.
- [8] Hall, A. (2016). *Ten ways introverts interact differently with the world*. Huffington Post.
- [9] Hayes, A. F. (2013). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression based approach. *Journal of Educational Measurement*, 51(3), 335-337.
- [10] Jacques-Hamilton, R., Sun, J., & Smillie, L. D. (2019). Costs and benefits of acting extraverted: A randomized controlled trial. *Journal of Experimental Psychology: General*, (148),

- 1538–1556.
- [11] Lawn, R. B., Slep, G. R., & Vella-Brodrick, D. A. (2019). Quiet flourishing: The authenticity and well-being of trait introverts living in the West depends on extraversion-deficit beliefs. *Journal of Happiness Studies*, (20), 2055–2075.
- [12] Lent, R. W., Ezeofor, I., Morrison, M. A., Penn, L. T., & Ireland, G. W. (2016). Applying the social cognitive model of career self-management to career exploration and decision-making. *Journal of Vocational Behavior*, (93), 47–57.
- [13] McCord, M. A., & Smith, N. A. (2004). *More than a feeling: Attitudes about introverts at work*. Poster presented at the 33rd annual meeting of the Society for Industrial and Organizational Psychology.
- [14] Owuamalam, C. K., & Zagefka, H. (2011). Downplaying a compromised social image: The effect of metastereotype valence on social identification. *European Journal of Social Psychology*, 41(4), 528–537.
- [15] Stephan, W. G., & Stephan, C. W. (1985). Intergroup anxiety. *Journal of Social Issues*, 41(3), 157–175.
- [16] Van den Bosch, R., & Taris, T. W. (2014). Authenticity at work: Development and validation of an individual authenticity measure at work. *Journal of Happiness Studies*, (15), 1–18.
- [17] Vorauer, J. D., Main, K. J., & O'Connell, G. B. (1998). How do individuals expect to be viewed by members of lower status groups? Content and implications of meta stereotypes. *Journal of Personality and Social Psychology*, (75), 917–937.

The Impact of Extraverted/Introverted Personality Meta-stereotype Threat on Career Decision-making Self-efficacy Among College Students

Wang Tong Chen Changkai

Nanjing University, Nanjing

Abstract: Grounded in meta-stereotype threat theory and social identity theory, this study investigates whether introverted and extroverted college students are affected by personality-based meta-stereotypes during career decision-making, and further explores how meta-stereotypes influence career choice anxiety and career decision-making self-efficacy. Study adopted a two-factor completely randomized design to investigate and compare the effects of meta-stereotype threat on career decision-making self-efficacy between introverted and extraverted college students. The results revealed that meta-stereotype threat among introverted students could directly affect career decision-making self-efficacy, and could also influence it through the partial mediating role of intergroup anxiety. However, extraverted college students did not experience induced meta-stereotype threat, and neither their intergroup anxiety nor career self-efficacy was affected. Furthermore, introverted college students demonstrated significantly lower meta-stereotype ratings and career decision-making self-efficacy compared to their extraverted counterparts, while exhibiting significantly higher levels of intergroup anxiety.

Key words: Meta-stereotype; Introverted personality; Extroverted personality; Career choice anxiety; Career decision making self-efficacy