

分类号 _____

密级 _____

U D C _____

编号 _____

中 职 大 学

博士学位论文

系统威胁影响集体自恋的机制：

动机与认知的整合视角

学位申请人姓名: 徐步霄

申请学位学生类别: 全日制博士

申请学位学科专业: 基础心理学

指导教师姓名: 李晔教授

郭永玉 教授



博士学位论文

系统威胁影响集体自恋的机制： 动机与认知的整合视角

论文作者：徐步霄

指导教师：李晔 教授

郭永玉 教授

学科专业：基础心理学

研究方向：人格研究

华中师范大学心理学院

2020年5月



Dissertation

How Does System Threat Affect Collective Narcissism? An Integral View of Motivation and Cognition

By

Xu Buxiao

Supervisor: Prof. Li Ye, and Prof. Guo Yongyu

Specialty: Basic Psychology

Research Area: Personality Psychology

School of Psychology

Central China Normal University

May, 2020



华中师范大学学位论文原创性声明和使用授权说明

原创性声明

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师指导下，独立进行研究工作所取得的研究成果。除文中已经标明引用的内容外，本论文不包含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的研究成果。对本文的研究做出贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本声明的法律结果由本人承担。

作者签名：

日期： 年 月 日

学位论文版权使用授权书

学位论文作者完全了解华中师范大学有关保留、使用学位论文的规定，即：研究生在校攻读学位期间论文工作的知识产权单位属华中师范大学。学校有权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许学位论文被查阅和借阅；学校可以公布学位论文的全部或部分内容，可以允许采用影印、缩印或其它复制手段保存、汇编学位论文。（保密的学位论文在解密后遵守此规定）

保密论文注释：本学位论文属于保密，在 _____ 年解密后适用本授权书。

非保密论文注释：本学位论文不属于保密范围，适用本授权书。

作者签名：

导师签名：

日期： 年 月 日

日期： 年 月 日

本人已经认真阅读“CALIS 高校学位论文全文数据库发布章程”，同意将本人的学位论文提交“CALIS 高校学位论文全文数据库”中全文发布，并可按“章程”中的规定享受相关权益。同意论文提交后滞后： 半年； 一年； 二年发布。

作者签名：

导师签名：

日期： 年 月 日

日期： 年 月 日



中文摘要¹

集体自恋是一种夸大内群体重要性并渴望内群体获得外部认可的倾向。它的概念核心是一种对于内群体卓越性未充分受到外部赏识的不满，它不同于诸如集体自尊这样属于安全型内群体积极性的概念，而是一个属于防御型内群体积极性的概念。根据法兰克福学派代表人物的理论观点，集体自恋可以满足弱小自我的心理需求、补偿自我的不足，乃至缓解民众的不满情绪。当位于合理限度内时，它具有一定的积极性。然而，过高的集体自恋却会导致一系列消极结果。许多研究已表明，集体自恋者对内群体地位遭受威胁的迹象特别敏感。他们很可能形成对群际状况的偏差认知，并且还倾向于报复那些真的挑衅或好像挑衅了他们内群体地位或形象的人群。

全球金融危机以来，集体自恋相关现象似乎在全世界愈演愈烈，不但对全球化进程有所阻碍，更是加剧了群际间的撕裂与敌对。不管是美国民众选举特朗普上台，还是英国脱欧，抑或是民粹主义势力在中东欧诸国的兴起，这些现象背后都有集体自恋的影响。2020年新冠肺炎疫情爆发后，国内舆论场上的群际对立也浮出水面，这是否说明我国民众也在一定程度上受到集体自恋影响？另外，诸如新冠肺炎疫情这样的系统威胁会如何影响集体自恋呢？

回顾过往文献可发现，国内对集体自恋的研究几乎付诸阙如，而国外对集体自恋的研究仍有许多问题还未得到充分探索，尤其是针对影响集体自恋的情境因素的相关研究还很少见。为此，本研究在补偿性控制理论和情境危机传播理论的基础上提出了一个集体自恋受系统威胁影响的假设模型，并开展了三大研究(共包含7个子研究)，不仅考察了我国民众的集体自恋状况，同时还基于新冠肺炎疫情背景重复检验了本文所假设的模型。

研究一是基于中国本土的集体自恋初步考察。其中，子研究1利用亚洲晴雨表调查的大样本数据大略地考察了我国18岁以上民众的集体自恋状况及变化趋势。结果暗示，我国民众的集体自恋在整体上可能处于中高水平，近些年来略有上升，并且乡村居民比城镇居民的集体自恋水平略高，另外年龄越大、受教育程度越低，个体的集体自恋水平越高。子研究2检验了集体自恋量表的测量学属性，并在高校学生样本和社会人士样本中验证了该量表的适用性，结果还发现集体自恋能显著预测人们对外群体威胁的感知以及对外群体的偏见和敌对态度。

研究二考察了疫情危机这种系统威胁影响集体自恋的中介机制。其中，子研究3先采用调查法验证了系统威胁通过秩序需求(动机路径)和责任归因(认知路径)预测集体自恋的并行双重中介模型，然后子研究4、5、6采用实验因果链设计逐步验证了上述并行双重中介模型中变量间的因果关系。结果一致表明，疫情危机这种系统威胁既能通过增加个人的秩序需求而提升集体自恋，又能通过增加个人对整个政府系统的责任归因而降低集体自恋。

研究三进一步考察了上述并行双重中介模型的边界条件。其中，子研究7通过一项样本较

¹ 华中师范大学优秀博士学位论文培育项目资助(项目编号: 2019YBZZ088)



大的调查($N = 702$)检验了系统合理信念对上述并行双重中介路径的调节作用。结果显示，系统合理信念能显著调节两条中介路径的后半路径。对于相信社会系统较不公正合理的人来说，秩序需求路径的正效应与责任归因路径的负效应皆显著；对于相信社会系统较公正合理的人来说，秩序需求路径与责任归因路径的效应皆不显著。

本研究的简要结论为：诸如新冠肺炎疫情这样的系统威胁会通过秩序需求和责任归因这两条并行的、且效应相反的中介路径对集体自恋产生影响，同时这两条路径的后半段都受到系统合理信念的调节。

总的来说，本研究的结果具有一定的意义。就理论而言，本研究不仅在系统威胁情境中验证了补偿性控制理论的观点，并且还拓展了情境危机传播理论的适用范围。就现实而言，本研究不仅有助于让更多人留意到集体自恋及其可能的消极影响，从而在一定程度上提高警惕；还有助于更全面和深入地认识诸如疫情危机这样的系统威胁对民众心理所造成的影响，从而为政府如何更有效地在危机事件中凝聚人心带来一些启发。

关键词：集体自恋；系统威胁；秩序需求；责任归因；系统合理信念



Abstract

Collective narcissism is a tendency to exaggerate an ingroup's importance and desire for its external recognition. The core of this concept is a kind of dissatisfaction that the exceptionality of the ingroup is not fully appreciated by others. It is different from concepts such as collective self-esteem that belong to safe ingroup positivity. It is a concept that belongs to defensive ingroup positivity. According to the theoretical views from the representatives of the Frankfurt School, collective narcissism can satisfy the psychological needs of the weak ego, compensate for the deficiencies of the self, and even ease the dissatisfaction of the people. When collective narcissism is within a reasonable limit, it has some positivity. However, undue collective narcissism can produce a series of negative consequences. A number of studies have shown that collective narcissists are particularly sensitive to signs of threats to the status of their ingroup. They are very likely to form biased perceptions of intergroup conditions, and also tend to retaliate against those who provoke in reality or imagination the status or the image of their ingroup.

Since the global financial crisis, the phenomenon of collective narcissism seems to be intensifying all over the world, not only hindering the process of globalization, but also exacerbating the tears and hostility between groups. Whether it is the election of Donald Trump as the president by the American people, the support of Brexit in Briton, or the rise of populism in Central and Eastern Europe, all of these are influenced by collective narcissism. During the onset of the COVID-19 epidemic, the domestic intergroup antagonism in public opinion has also emerged. Does this imply that Chinese people are also affected by collective narcissism to some extent? Moreover, how does system threat such as the COVID-19 epidemic affect collective narcissism?

Looking back at the previous literature, we can find that domestic research on collective narcissism is almost absent, while foreign research on collective narcissism still has many questions that have not been fully explored. Interestingly, research on the situational factors affecting collective narcissism is rarely seen. To this end, this study proposes a hypothetical model of collective narcissism affected by system threat on the grounds of compensatory control theory and situational crisis communication theory, and carried out three studies (including 7 sub-studies), not only examining collective



narcissism of the Chinese people, but also testing the hypothetical model in the context of the COVID-19 epidemic.

Study 1 was a preliminary investigation of collective narcissism in China. Sub-study 1 used the large sample data from the Asian Barometer Survey to roughly look into the collective narcissism conditions and trends among people over 18 years old in China. The results suggest that the collective narcissism of the Chinese people may be at a medium to high level overall, and it has risen slightly in recent years. Moreover, rural residents have a slightly higher level of collective narcissism than urban residents. In addition, the older the age, or the lower the education level, the higher the level of collective narcissism. Sub-study 2 verified a Chinese version of the Collective Narcissism Scale in samples of college students and adults in the general population. The results also found that collective narcissism could significantly predict people's perception of threats from outgroups and prejudice and hostility towards outgroups.

Study 2 examined the mediation mechanism whereby the system threat of epidemic crisis affected collective narcissism. First, sub-study 3 used a survey to verify the parallel-dual-process model of system threat predicting collective narcissism through need for order (motivational path) and responsibility attribution (cognitive path). Then, sub-study 4, 5, and 6 adopted the experimental causation chain design, and verified step by step the causality between variables in the model. The results consistently showed that the system threat of epidemic crisis could not only increase collective narcissism by increased personal need for order, but also reduce collective narcissism by increased responsibility attribution for the entire governmental system.

Study 3 further explored the boundary condition of the above parallel dual mediation model. Here, sub-study 7 examined the moderating effect of system justifying belief on the above-mentioned parallel-dual-process model by a larger-sample survey ($N = 702$). The results showed that system justifying belief could significantly moderate the latter half of each mediation path. For those who believed that the social system was less fair and legitimate, the positive effect of the need-for-order path and the negative effect of the responsibility-attribution path were both significant; for those who believed that the social system was more fair and legitimate, the effects of the need-for-order path and the responsibility-attribution path were not significant.

These studies draw the following conclusions: System threat such as the COVID-19 epidemic can affect collective narcissism through the parallel dual mediation paths (i.e.,



need for order and responsibility attribution) that have opposite effects; and the latter half of each of these two paths can be moderated by system justifying belief.

Overall, these studies have some contributions. As far as theory is concerned, this research not only validates the views of compensatory control theory in the context of system threat affecting collective narcissism, but also expands the application scope of situational crisis communication theory. As far as reality is concerned, this research not only helps to make more people aware of collective narcissism and its potential negative consequences, thusly increasing the vigilance among citizens; it also helps to more comprehensively and deeply understand the impacts of system threat such as the epidemic crisis on people's psychological outcomes, shedding some light for the government on how to unite people's hearts more effectively in such crises.

Key words: collective narcissism; system threat; need for order; responsibility attribution; system-justifying belief



目 录

中文摘要	I
Abstract.....	III
第一部分 研究背景	1
第二部分 文献综述	3
1 集体自恋	3
1.1 集体自恋的概念	3
1.1.1 集体自恋的内涵界定	3
1.1.2 集体自恋的概念渊源	4
1.1.3 集体自恋与相近构念的关系	6
1.2 集体自恋的测量	10
1.3 集体自恋的促成因素	11
2 系统威胁及其对集体自恋的影响.....	13
2.1 系统威胁	13
2.2 系统威胁对集体自恋的影响	15
3 系统威胁影响集体自恋的心理机制.....	17
3.1 动机路径：秩序需求的中介作用	17
3.2 认知路径：责任归因的中介作用	18
3.3 个人与情境交互：系统合理信念的调节作用.....	20
3.3.1 系统合理信念对动机路径的调节	20
3.3.2 系统合理信念对认知路径的调节	21
第三部分 问题提出及总体研究设计.....	22
1 问题提出	22
2 总体研究设计	23
第四部分 实证研究	26
研究一 集体自恋的中国本土考察.....	26
1 子研究 1 中国民众集体自恋的变化趋势：基于亚洲晴雨表调查的分析.....	26



1.1 研究目的	26
1.2 研究方法	26
1.2.1 数据来源	26
1.2.2 研究对象	26
1.2.3 指标选取	27
1.2.4 统计方法	27
1.3 结果与分析	27
1.4 讨论	29
2 子研究 2 集体自恋量表的本土验证	30
2.1 研究目的	30
2.2 研究方法	30
2.2.1 研究对象	30
2.2.2 研究工具	31
2.2.3 研究过程	32
2.2.4 统计方法	32
2.3 结果与分析	32
2.3.1 项目分析	32
2.3.2 探索性因素分析	33
2.3.3 验证性因素分析	34
2.3.4 信度分析	36
2.3.5 聚合效度、区分效度与效标效度	36
2.4 讨论	36
研究二 系统威胁影响集体自恋的中介机制	38
3 子研究 3 系统威胁预测集体自恋的并行双重中介模型	38
3.1 研究目的和假设	38
3.2 研究方法	38
3.2.1 研究对象	38
3.2.2 研究工具	38



3.2.3 研究过程.....	39
3.2.4 统计方法.....	39
3.3 结果与分析	39
3.3.1 共同方法偏差的控制与检验	39
3.3.2 描述统计和相关分析	40
3.3.3 并行双重中介模型检验	40
3.4 讨论	41
4 子研究 4 系统威胁对秩序需求、责任归因及集体自恋的影响.....	42
4.1 研究目的和假设	42
4.2 研究方法	42
4.2.1 研究对象	42
4.2.2 研究工具	42
4.2.3 研究过程	43
4.2.4 统计方法	43
4.3 结果与分析	43
4.3.1 自变量操作化定义有效性检验	43
4.3.2 描述统计和相关分析	44
4.3.3 并行双重中介模型检验	44
4.4 讨论	46
5 子研究 5 秩序需求对集体自恋的影响.....	47
5.1 研究目的和假设	47
5.2 研究方法	47
5.2.1 研究对象	47
5.2.2 实验过程与材料	47
5.2.3 统计方法	48
5.3 结果与分析	48
5.3.1 秩序需求的操纵检验	48
5.3.2 秩序需求对集体自恋的影响	49



5.4 讨论	49
6 子研究 6 责任归因对集体自恋的影响.....	49
6.1 研究目的	49
6.2 研究方法	49
6.2.1 研究对象	50
6.2.2 实验过程与材料	50
6.2.3 统计方法	51
6.3 结果与分析	51
6.3.1 责任归因的操纵检验	51
6.3.2 责任归因对集体自恋的影响	51
6.4 讨论	52
研究三 系统威胁影响集体自恋的中介机制边界条件.....	53
7 子研究 7 系统威胁对集体自恋的影响：有调节的中介模型.....	53
7.1 研究目的与假设	53
7.2 研究方法	53
7.2.1 研究对象	53
7.2.2 研究工具	53
7.2.3 研究过程	54
7.2.4 统计方法	54
7.3 结果与分析	54
7.3.1 共同方法偏差的控制与检验	54
7.3.2 描述统计和相关分析	55
7.3.3 并行双重中介模型检验	56
7.3.4 有调节的中介模型检验(以集体自恋为因变量).....	58
7.3.5 有调节的中介模型检验(以中央政府信任为因变量).....	60
7.4 讨论	63
第五部分 综合讨论	65
1 集体自恋的中国本土考察.....	65



1.1 我国民众的集体自恋情况	65
1.2 集体自恋的相近构念及后效	66
2 系统威胁影响集体自恋的心理机制.....	67
2.1 动机与认知双路径：秩序需求与责任归因的并行中介作用	67
2.2 个人与情境交互：系统合理信念的调节作用.....	68
3 研究意义与贡献	70
3.1 理论与现实意义	70
3.2 研究贡献	70
4 不足与展望	71
第六部分 研究结论	72
参考文献	73
附 录	86
在校期间科研成果	93
后 记	94



第一部分 研究背景

21世纪以来，得益于科技的快速发展，人类社会已经迈入了信息化时代，世界各国在经济、政治和文化上的联系变得越来越紧密。不但人与人之间的信息交流已经不受时空限制，而且物与物之间的跨国交易也日益简单。很自然，地球村的理念越来越深入人心，许多人对全球化的前景抱有十分积极的期待。然而，在全球金融危机后的十多年来，由于经济发展不力、债务危机频现、贫富分化加剧等原因，欧美许多国家都出现了或明或暗的民粹主义涌流，不仅国与国之间的信任与合作出现诸多裂缝，而且部分国家或地区之间的对立与冲突再次愈演愈烈。最近几年，国际新闻里出现最频繁的关键词可能就是，英国脱欧、叙利亚战争、朝核问题、中美贸易战、美伊冲突、台海问题……可见，国际局势又逐渐趋于紧张，全球化进程受到了前所未有的挑战。这无疑令许多人感到担忧。为了促进世界的和平与发展，众多学科的研究者们都十分关注群际关系及其前因的研究，心理学界也不例外。在造成众多群际对立的原因中，除了现实利益冲突之外，心理学家们(e.g., Cichocka & Cislak, 2020; Fromm, 1964/2010; Golec de Zavala & Lantos, 2020)还指出，集体自恋也可能是加剧群际敌对态度和行为的重要因素。

简单来说，集体自恋就是依赖于外部认可的内群体伟大性信念，它经常位于民粹主义话语的核心。集体自恋水平较高的人一方面相信本国是卓越的并有权享受特殊待遇，但另一方面又觉得本国没有得到别国或他人的充分尊重和认可。可以说，集体自恋是一种夹杂有怀恨之心的对本国的积极信念，其中的怀恨或不满情绪指向于那些没有充分尊重和认可本国的人群或国家。所以，它在性质上一般不同于爱国主义(表达了对本国的爱)和民族主义(表达了想要支配别国)。尽管宣扬着对国家的爱，但集体自恋反而更可能损害国民的真正福祉。过往已有许多研究(e.g., Golec de Zavala & Lantos, 2020; Golec de Zavala, Peker, Guerra, & Baran, 2016)表明，集体自恋往往倾向于增加群际偏见、歧视、敌对态度或行为。

如今，集体自恋的相关现象已上演于世界舞台上的诸多国家。不管是美国民众支持特朗普上台，还是英国民众开展公投脱欧，抑或是波兰、匈牙利等国民众选举本国对欧盟持怀疑态度的党派赢得掌权，这些民粹主义、孤立主义现象背后可能都有集体自恋在起作用。例如有研究(Forgas & Lantos, 2020)发现，在美国，集体自恋是除了党派偏向(partisanship)之外预测民众在2016年美国总统大选中为特朗普投票的最强指标，它的作用强于经济不满、威权主义、性别偏见和种族歧视；在英国，集体自恋能够预测民众投票脱欧的意愿，并且对移民的拒绝态度是两者关系背后的中介因素；另外，在波兰或匈牙利，集体自恋则能预测民众对民粹主义政府及其政策的支持。

在国内，集体自恋的影子似乎也不难捕捉到。就具体事例而言，无论是早些年发生于全国各地的“抵制家乐福”、“砸烧日系车”、“围堵乐天超市”事件，抑或是最近发生于网络上的“抗议外国人永居权”等案例，这些现象或多或少都可能有集体自恋在其中发挥影响。不



过,国内还很少有研究直接考察过集体自恋及其相关现象,而关于民粹主义的研究则多一些。例如,一项调查研究(程同顺,史猛,2020)发现,虽然我国在整体上或平均水平上并不具备明显的民粹主义特征,但特定人群在某些子维度上仍表现出较高的民粹主义倾向,例如对于31~40岁和51~60岁这两个年龄段上的受调者,他们既怀有排斥和抵制别国的态度,又有自卑的情绪。另有一项基于话语分析的研究(Zhang, 2020)指出,近几年来我国网络空间中出现了一种具有右翼民粹主义特征的话语,它主要体现在对诸如移民、穆斯林等群体以及一般的进步性价值的敌对态度上。总之,这些事例或研究都在一定程度上说明了集体自恋可能也存在于我国社会之中。鉴于集体自恋的潜在后果,考察我国民众的集体自恋及其影响因素变得十分重要。

2020年初,一场“新型冠状病毒肺炎疫情”突如其来,它目前是新中国成立以来在我国发生的传播速度最快、感染范围最广、防控难度最大的突发公共卫生事件。这场疫情危机不仅对我国社会秩序和人民群众生命安全造成了重大的威胁,而且还对我国民众的心理与行为产生了广泛的影响。在这场疫情期间,笔者注意到我国民众的集体自恋水平似乎也有所波动。许多人都表现出了对我国体制优越性的无比自豪和骄傲,但同时由于疫情防控上所暴露的种种弊端,也有不少人开始了深刻的反思和批判,而且观点上的分歧催生了国内舆论场上一个又一个火热争吵的局面。那么,诸如疫情危机这样的系统威胁会如何对民众的集体自恋产生影响呢?其中所牵涉的心理机制是什么呢?无论在国外还是在国内,这些问题在以往研究中都还未被直接而深入地探讨过。而对这些问题的研究,将有助于深化我们对集体自恋及其成因的理解。

总的来说,本文的研究以新冠肺炎疫情为例,考察中国民众的集体自恋及其受系统威胁影响的机制具有重要的意义。就理论意义而言,首先,本研究对集体自恋的本土考察,可以比较国内外集体自恋的异同,有利于揭示集体自恋是否具有跨文化的一致性;其次,本研究对集体自恋受系统威胁影响机制的检验,可以推进对集体自恋成因的认识;最后,本研究建立在已有的理论之上,可以拓展相关理论的适用范围。就现实意义而言,本研究一方面有助于让更多人留意到集体自恋及其可能的消极影响,从而提高警惕;另一方面还有助于反思诸如此次新冠肺炎疫情这样的危机事件对民众心理所造成的影响,或许可以为如何更有效地在危机事件中凝聚人心带来一些启发。



第二部分 文献综述

基于本文的研究背景和目的,文献综述将从三个方面展开。首先是本研究所考察的核心概念集体自恋,也即本研究的因变量,这部分不仅将详细介绍它的概念内涵、渊源以及它与相近构念的异同,还将介绍它的测量以及促成因素。然后是作为本研究自变量的系统威胁及其对集体自恋的影响,这部分将具体分析系统威胁的概念以及先前研究中它与集体自恋及相关变量的关系。最后是系统威胁影响集体自恋的心理机制,这部分将深入探讨秩序需求和责任归因作为中介变量以及系统合理信念作为调节变量的研究依据。

1 集体自恋

1.1 集体自恋的概念

1.1.1 集体自恋的内涵界定

集体自恋(collective narcissism),又称为自恋型的内群体积极性(narcissistic in-group positivity),可以被定义为一种夸大内群体重要性并渴望内群体获得外部认可的倾向(Golec de Zavala, 2018),或者一种对“自身所属群体是卓越的并值得优待,但未充分得到他者认可”的信念(Golec de Zavala, Dydych-Hazar, & Lantos, 2019),抑或一种展现了自大而膨胀的内群体形象的态度取向,而这种形象依赖于外界对内群体价值之认可(Cichocka, 2016; Cichocka & Cislak, 2020)。简单地说,集体自恋就是依赖于外部认可的内群体伟大性(greatness)信念(Cichocka, 2016; Golec de Zavala, 2018)。因此,集体自恋的内涵主要涉及两方面,其一是夸大的内群体形象,其二是这种夸大的形象需要获得外部的认可。也就是说,在这些研究者眼里,单纯持有夸大的内群体形象不足以构成集体自恋,集体自恋者还渴望或要求外群体对内群体夸大的形象予以认可。

进一步看,集体自恋一开始是作为一种内群体认同(ingroup identification)而被引入实证研究的,这种内群体认同或多或少牵涉一份对“内群体伟大无比”这一不现实信念的情感投入(Golec de Zavala, Cichocka, Eidelson, & Jayawickreme, 2009)。根据集体自恋这一研究领域开创者(Golec de Zavala et al., 2009; Golec de Zavala, Dydych-Hazar et al., 2019)的观点,处于集体自恋概念中心的是一种对于内群体卓越性(exceptionality)未充分受到外部赏识的不满,并且任何理由都可以被用来声称这种卓越性或者说非凡性,例如无以伦比的道德观念、博大精深的文化、特殊的能力、强大的经济或军事实力、对民主价值的守护、上帝的爱,甚至是不寻常的苦难与牺牲(Skarzyńska, Przybyła, & Wójcik, 2012),或者内群体所展现的仁慈、忍耐或忠实可靠。集体自恋的理由到底为何,则取决于内群体在它区别于外群体的积极方面上



的现行规范叙事。无论用来声称内群体优越地位的理由是什么，集体自恋信念都表达了对于内群体从其他群体当中脱颖而出的渴望，以及对于这份渴望的实现可能受到威胁的担心。

这里需要补充说明的是，集体自恋中的“集体”可以指个体所属的不同类别的集体或者说群体(Golec de Zavala et al., 2009)。这意味着，人们可以对自己所属的各种各样的社会群体感到自恋(Golec de Zavala, 2018)。目前，集体自恋相关研究所涉及的社会群体至少已经有国家、种族群体(e.g., Golec de Zavala et al., 2009)，专业组织(e.g., Galvin, Lange, & Ashforth, 2015)，大学校友(e.g., Golec de Zavala, Cichocka, & Bilewicz, 2013)，宗教(e.g., Marchlewska, Cichocka, Łozowski, Górska, & Winiewski, 2019)，体育团队(e.g., Larkin & Fink, 2019)等等。其中，研究者们最为关注且研究最多的群体是国家(Golec de Zavala, Dyduch-Hazar et al., 2019)。这可能是因为集体自恋对于理解国家认同是尤其相关的(Cichocka & Cislak, 2020)。由于本文所关注的集体自恋也正是国家集体自恋(national collective narcissism)，若没有特别说明，本文的集体自恋一般都是指国家集体自恋。

1.1.2 集体自恋的概念渊源

集体自恋这个概念至少可以追溯至二十世纪五六十年代，当时法兰克福学派的代表人物T. W. Adorno (1903—1969)和 E. Fromm(1900—1980)就分别提出并分析过“集体自恋”这个概念，并且他们一开始就把集体自恋视为旨在弥补个人不足的一种对内群体的理想化(Cichocka & Cislak, 2020)。无疑的，他们基于精神分析传统的洞见直接启发并影响了后来开创集体自恋这一研究领域的学者们(e.g., Cichocka, 2016; Golec de Zavala et al., 2009)。鉴于此，下面就先介绍下 T. W. Adorno 和 E. Fromm 这两位先驱在集体自恋上的理论观点。

Adorno (1955/1968)曾在一篇名为《社会学和心理学》的论文中论及自恋，他认为自恋这一概念的引入算得上是精神分析学派创始人 S. Freud 最了不起的发现之一，并且他在这篇论文中指出，“所有防御机制都带有自恋的印记：自我把它在本能面前的脆弱以及它在这世上的无能为力体验为‘自恋式伤害’(narcissistic injury)。”(p.72) 按照某些学者(Levy, Ellison, & Reynoso, 2011)的看法，Adorno 这里已经使用自恋来描述现代人的集体自我(collective ego)在面对不断变动的社会经济环境时对自身弱点的防御式管理。

在随后发表的一篇名为《伪文化理论》的论文中，Adorno (1959/1993)则专门提出并描述了集体自恋及其对个人不足的补偿作用：“集体自恋是这样的：通过使自己要么在事实上、要么在想象里成为某个更高和更具统摄性的整体中的成员，人们补偿了自己在社会上的无力感(这种无力感向下蔓延至个体的本能驱力)，同时也补偿了自己的内疚感(它源于个体没能按照理想自我形象成为自己所应是的样子并做自己所应做的事情)；在这个整体中，人们把自己所匮乏的品质都归属到它里面，并通过替代性的参与而从中获益。”(Adorno, 1959/1993, pp.32–33)

另外，Adorno 在 1963 年发表的哲学、社会学论文集《介入：九个批判模式》(Interventions: Nine Critical Models)中还用不同的话语谈论到了他有关集体自恋的看法(Adorno, 2005)。这些



论述有助于我们更好地了解他对集体自恋的认识。在他看来，集体自恋简单地说就是国家自负(national vanity)，可能产生于“弱小自我”(weak egos)的补偿性需求——渴望通过认同于伟大集体并从中找到安全感而获得补偿。他认为，当个体的自恋型本能驱力越来越不容易被外部世界所满足，并且又在很大程度上被文明所否定时，这种驱力转而会从对集体的认同中找到替代性满足(Adorno, 2005, pp.94–96)；而如果这个弱小自我没有寻求这种集体认同，那么它的自尊心就可能遭受难以忍受的伤害(p.111)。所以，为了保护自己免于感到疏离、无力和自责，弱小自我就可能倾向于将自己沉浸在一个理想化的、拥有强大能力的集体中(Golec de Zavala, 2018)。

相比于 Adorno 而言，Fromm (1964/2010, 1973)更是详细和系统地分析了集体自恋，也即他笔下的“群体自恋”(group narcissism)或“社会自恋”(social narcissism)。例如，在《人心：人的善恶天性》一书中，Fromm (1964/2010)专门用了一个章节来探讨“个体自恋和社会自恋”这一主题，并用自恋来理解民族主义、民族仇恨以及破坏和战争的心理动机。具体来说，他首先描述了个体自恋的动力学，涉及自恋的现象、生物功能和病理特征；指出了自恋具有自我保护、促进自我生存的功能，但过度的自恋则会让自我难以与他人合作以致无法适应社会生活，因此自恋既是生存所必需的，又是对生存的一个威胁。接着，Fromm 探讨了个体自恋转变为群体自恋的现象、群体自恋的社会功能以及病理特征。他指出，群体自恋具有多种表现形式，如民族的、国家的、政治的、宗教的等等，个体自恋经常通过转变成群体自恋而得到满足，这样个体就能避免被孤立(郭永玉, 1999, pp. 185–191)。从社会功能来说，群体自恋一方面能够促进群体的团结，动员个体为群体而贡献甚至牺牲，因此可以在一定程度上促进群体的生存和发展。另一方面，它还能使群体成员感到满足，从而可以防止民众的不满——尤其是对于那些在经济上和文化上都比较贫乏的人而言，归属于群体的自恋型骄傲是他们获得满足的唯一来源，而且常常是很有效的来源。这意味着，个人在生活中越是缺少真实的满足，其群体自恋程度可能就越深，因群体自恋能够补偿自我的可怜状况(Fromm, 1973)。

在 Fromm (1964/2010)对群体自恋的探讨中特别值得一提的是他对群体自恋的划分以及病理学剖析。关于群体自恋的划分，Fromm 提出，群体自恋与个体自恋一样可以按良性与恶性形式划为两类，尽管现实中两者常常混合在一起。其中，良性自恋(benign narcissism)会把自恋对象聚焦于需要去完成的某项成就上，由于成就的实现有赖于联系并结合现实，自恋倾向就可以被约束在一定限度内，同时又能推动成员去为实现成就而努力。而恶性自恋(malignant narcissism)则会把自恋对象聚焦于原本拥有的某种事物上，比如群体本身、它的某种品质或过去的某项成就等等，那么由于缺少良性自恋中所存在的辩证过程的反向趋势，自恋倾向及由之产生的危险就可能持续增加。关于群体自恋者的病理特征，Fromm 认为这也与个体自恋者的情况相似，首先，最明显的和最常见的症状是缺乏客观性和理性判断，比如集体自恋者会高估内群体的能力或品性，而低估外群体的能力或品性。第二个症状是对于



自恋式满足的需要，即需要从内群体的自恋形象中获得满足。第三个症状是具有高度的威胁敏感性，凡是当有伤害施加在其群体上，不管这种伤害是真的还是假想的，他们都会感到愤怒。此外还有一个症状是认同于强大领导的需要，即高度自恋的群体渴望拥有一个强有力的领导者能让成员认同于他，从而领导越伟大，群体中的跟随者就越伟大。由于这些症状，一旦群体之间发生冲突，让彼此的群体自恋受到挑战，这种挑战很容易就激起双方强烈的敌意。这时，假如群体的形象或象征(如旗帜、领导人)受到侮辱，其成员就倾向于用愤怒和攻击来回应，甚至愿意支持他们的领导发动战争。所以在 Fromm (1973, p.205)看来，群体自恋是人类攻击行为最重要的原因之一。

在经过上述分析后，Fromm 总结道，只有当自恋是良性的并且不超过一定限度时，它才是一种必要的和有价值的倾向。不过他认为，上述对自恋的讨论仍是不完整的，因为人不只关心生物上和社会上的生存，还关心价值及其发展。于是，Fromm 最后还从价值、伦理、宗教、哲学等角度对自恋这一主题作了极富人道主义精神的阐发，但限于篇幅，这里不予展开介绍，仅引用他的一句核心观点作结，即“人的完全成熟是靠其完全脱离自恋(包括个体和群体自恋)而实现的”(Fromm, 1964/2010, p.86)。

1.1.3 集体自恋与相近构念的关系

为了更好地理解集体自恋这个概念，除了了解集体自恋的基本定义和概念渊源之外，还需要澄清集体自恋与相近构念的关系或异同。

首先要澄清的是集体自恋与个体自恋的关系。个体自恋表示过度的自爱(self-love)，并且这种爱依赖于外部对自我价值的认可(e.g., Morf & Rhodewalt, 2001)。单从概念来看，集体自恋与个体自恋的区别仅在于自恋的对象不同。可以说，集体自恋可以被视为个体自恋在自我社会方面的延伸(Golec de Zavala et al., 2009; Cichocka, 2016)。从实证研究来看，集体自恋与个体自恋之间虽然存在正相关，但相关水平并不高。例如一项元分析(Golec de Zavala, 2018)表明，集体自恋与个体的自大型自恋(grandiose narcissism)之间存在一个显著水平的小效应(0.09)，并且与个体的脆弱型自恋(vulnerable narcissism)也存在一个显著的小效应(0.19)；其中，自大型自恋是指超过他人的能动性优越感，脆弱型自恋则是指受挫的、未实现的自我特权感(Miller et al., 2011; Thomaes, Brummelman, & Sedikides, 2018)。这表明个体自恋与集体自恋是相对独立的构念，人们有可能单单在个体层面上，或单单在集体层面上处于自恋状态。在集体自恋与个体自恋的区别上，也许最值得注意的一点是，集体自恋主要预测群体间的态度和行为，而个体自恋则主要预测人际态度和行为。许多研究一致表明，集体自恋，而非个体自恋或个人特权感，能够预测敌对的群际态度和行为，比如对内群体在过去或现在所受到的真实或假想的冒犯的报复性敌对态度和行为(Golec de Zavala et al., 2009, 2016; Golec de Zavala, Cichocka, & Bilewicz, 2013; Golec de Zavala, Cichocka, & Iskra-Golec, 2013)。

其次要澄清的是集体自恋与集体自尊的关系。集体自尊(collective self-esteem)被认为是一个稳定的特质，反映了个体在整体上积极评价自己所属社会群体的程度(Crocker &



Luhtanen, 1990; 王柳生, 2009)。根据 Golec de Zavala 等人(2009)的说法, 集体自恋是一种夸大的且不稳定的集体自尊, 或者说依赖于“他者之羡慕和承认”的集体自尊。所以单从概念来看, 两者都涵盖对内群体的积极评价, 只不过集体自恋对内群体的积极评价更高, 同时由于它依赖于外部肯定, 因而具有不稳定的性质。从实证研究来看, 集体自尊量表(Collective Self-Esteem Scale, Luhtanen & Crocker, 1992)包含四个子维度, 其中, 私人集体自尊(private collective self-esteem)测量个体对其所属群体的整体积极评价, 它相当于在群体水平上的个体自尊; 成员资格自尊(membership esteem)测量个体在多大程度上认为自己是对群体有价值的优秀成员; 公众集体自尊(public collective self-esteem)测量个体所感知到的他人对自身群体的评价; 身份重要性(importance to identity)测量群体身份对自我概念的重要性。有研究(Golec de Zavala et al., 2009; Cichocka, Marchlewska, Golec de Zavala, & Olechowski, 2016)发现, 集体自恋不仅与集体自尊量表总分呈显著正相关, 还与私人集体自尊、成员资格自尊、身份重要性也都呈显著正相关, 但与公众集体自尊相关不显著; 当私人集体自尊、公众集体自尊及它们的交互项同时被纳入预测集体自恋的回归方程后, 私人集体自尊能够显著正向预测集体自恋, 公众集体自尊能够显著负向预测集体自恋, 私人集体自尊与公众集体自尊的交互项也能够显著负向预测集体自恋。这意味着, 集体自恋者除了具有较高的私人集体自尊外, 还具有较低的公众集体自尊, 也即他们在持有积极内群体形象的同时又认为内群体没有充分得到外群体的赏识(Golec de Zavala, 2011)。再从预测结果来看, 集体自恋与集体自尊具有不一样的预测效应, 例如一项基于波兰样本的研究(Cichocka et al., 2016)发现, 集体自恋与“西方国家共谋起来反对波兰”的阴谋论信念呈显著正相关($r = 0.54$), 而集体自尊与这种阴谋论信念只是边缘显著相关($r = 0.20$)。此外, 集体自恋与集体自尊还能够互相遮掩对方的效应(Golec de Zavala, 2011), 这就类似于个体自恋与个体自尊彼此能够削弱对方与人际攻击和反社会行为的反向关联(Locke, 2009; Paulhus, Robins, Trzesniewski, & Tracy, 2004)。例如一项研究发现, 当分别单独预测结果变量时, 集体自恋能够显著正向预测对外群体的贬低, 集体自尊无法显著预测对外群体的贬低; 而当集体自恋与集体自尊之间的正相关被控制后, 集体自恋能够更显著地预测更多的外群体贬低, 集体自尊则能显著预测更少的外群体贬低(Golec de Zavala, Cichocka, & Bilewicz, 2013)。类似的结果模式在另一项以内群体羞辱感和幸灾乐祸为结果变量的研究中也被发现(Golec de Zavala et al., 2016)。

这里应额外一提的是, 像集体自尊这样的相近构念其实有很多, 如内群体认同(ingroup identification, Cameron, 2004)、群体水平的自我投入(group-level self-investment, Leach et al., 2008)、内群体满意度(ingroup satisfaction, Leach et al., 2008)等等, 它们与集体自恋的关系就类似于集体自尊与集体自恋的关系(Golec de Zavala, Cichocka, & Bilewicz, 2013; Cichocka et al., 2016)。因此, 研究者们(e.g., Golec de Zavala, 2011; Cichocka, 2018)提出了一个可在较大程度上容纳这些构念的更上位概念, 即非自恋型的内群体积极性(non-narcissistic ingroup positivity), 也可以说是建设型(constructive)或安全型(secure)的内群体积极性; 与之相对的就



是自恋型的内群体积极性，也可以说是破坏型(destructive)或防御型(defensive)的内群体积极性。这种概念区分法可以追溯到 T. W. Adorno 等人在《威权主义人格》(Adorno, Frenkel-Brunswik, Levinson, & Sanford, 1950)中关于意识形态和偏见的理论和研究，他们当时就区分了真、伪爱国主义，前者涉及“对祖国的热爱和对民族价值观的依恋是基于批判性理解的……能够欣赏他国的价值观和方式，容许很多自身无法接受的事情，并能免于从众、对外群体的拒斥以及对权力的追求”，而后者涉及“盲目地依恋于某些民族文化价值观，不加批判地与主流群体方式保持一致，同时拒斥其他国家”(pp. 107–108)。相比于自恋型内群体积极性(如集体自恋)，非自恋型内群体积极性假定了一种更客观而非夸大的、更安全而非防御性和依赖性的对于内群体的感知，它对内群体的积极评估独立于他人对内群体的认可，因而它能够预测对外群体更积极的态度与行为(Cichocka et al., 2016; Golec de Zavala, Cichocka, & Bilewicz, 2013)。需要留意的是，尽管从概念上区分自恋型与非自恋型的内群体积极性是容易的，但实证研究中它们往往呈正相关的，且很难直接测量到纯粹的自恋型或非自恋型内群体积极性，因此研究者经常需要通过分析遮掩效应(suppression effect)来得到更纯粹的自恋型或非自恋型内群体积极性的预测效应(e.g., Cichocka et al., 2016; Golec de Zavala, Cichocka, & Bilewicz, 2013)。这意味着，集体自恋也包含一定程度的非自恋型内群体积极性，这正符合上文 Fromm(1964/2010)的观点，即群体自恋在一定限度内也可能是良性和有价值的。

再次要澄清的是集体自恋如何区别于可能同属自恋型内群体积极性、又关联到国家群体(national group)的一些构念，如民族主义、爱国主义和国家认同(马得勇, 2012)。民族主义或者说国家主义(nationalism)是指认为“本国更优越并应该支配他国”的倾向，与之相对的是爱国主义(patriotism)，即指“对本国的依恋情感”(Kosterman & Feshbach, 1989, p.261)。正如上文 Adorno 等人(1950)的观点，爱国主义还可划分为建设性爱国主义(constructive patriotism)和盲目性爱国主义(blind patriotism)，前者指“由对积极性改变的渴望所驱动的国家依恋，具有批判性忠诚以及能质疑和批判当前群体惯例的特征”；而后者指“刻板、僵化的国家依恋，具有不加质疑就积极评价、坚定忠顺以及无法容忍批评的特征”(Schatz, Staub, & Lavine, 1999, p. 153)。同样，国家认同(national identification)可划分为国家依恋(national ingroup attachment)与国家夸耀(national ingroup glorification)，国家依恋者倾向于“以本国成员身份定义自己，把国家纳入自我概念，在情感上依恋于国家，并想要为它做出贡献”，而国家夸耀者则倾向于“把本国视为优越于他国，并对本国核心象征(如旗帜、规章、领导)充满敬意”(Rocca, Klar, & Liviatan, 2006, p.700)。在这些构念中，建设性爱国主义、国家依恋属于非自恋型内群体积极性，而民族主义、盲目爱国主义、国家夸耀则属于自恋型内群体积极性(Cichocka, 2018)。研究也发现，民族主义、盲目爱国主义、国家夸耀能够与集体自恋一样预测对外偏见和群际敌对，而国家依恋和爱国主义(尤其是建设性的爱国主义)则与这些负面结果的关联没有那么稳健(e.g., Blank & Schmidt, 2003; de Figueiredo & Elkins, 2003; Kosterman & Feshbach, 1989; Spry & Hornsey, 2007)。由于同属于自恋型内群体积极性的构念



都涉及对于内群体优越性、值得优待的信念,它们之间往往存在从中等到较高水平的正相关。例如一系列研究显示,集体自恋与民族主义的相关系数范围为 0.34(Golec de Zavala et al., 2016)到 0.38(Lyons, Kenworth, & Popan, 2010),与盲目爱国主义的相关系数范围为 0.55(Golec de Zavala et al., 2013)到 0.65(Golec de Zavala et al., 2016),与国家夸耀的相关系数为 0.78(Cichocka et al., 2016)。尽管如此,集体自恋与这些构念又有所区别,因为集体自恋主要聚焦于确认并维护积极内群体形象,而不是对外群体的支配地位——这是民族主义或盲目爱国主义的主要构成(马得勇, 2012; Golec de Zavala et al., 2009)。同样涉及夸大的国家形象,国家夸耀与盲目爱国主义则没有集体自恋那样高度敏感、恒常地对本国形象所受批评和威胁保持警觉(Golec de Zavala, 2011)。实证研究还发现,集体自恋与这些构念的预测结果也有不一致的情况。例如,当集体自恋与民族主义的相关被控制后,集体自恋(而非民族主义)与高度威胁敏感性及报复性敌对行为呈显著正相关(Golec de Zavala et al., 2016)。又如民族主义与个体大型自恋相关,而集体自恋则主要与个体脆弱型自恋相关(Golec de Zavala, 2018)。此外,集体自恋对群际负面态度的预测效应高于民族主义、盲目爱国主义和国家夸耀等变量的预测效应(Golec de Zavala, 2011; Golec de Zavala, Cichocka, & Bilewicz, 2013)。

最后还要澄清的是集体自恋与某些意识形态的关系,如与社会支配倾向和右翼威权主义的关系。社会支配倾向(social dominance orientation)反映了个体对群体间关系是平等的还是有阶层的一般偏好,以及个体期望优势群体支配劣势群体的程度(e.g., 李琼, 郭永玉, 2008; Sidanius & Pratto, 1999)。右翼威权主义(right-wing authoritarianism)被定义为以下三个成分的复合体:对已建立且合法的社会权威的服从,对社会及其权威所认可的传统规范的坚持,以及对社会秩序的质疑者或威胁者及被权威所指的威胁来源的攻击性(e.g., Altemeyer, 1998; 李琼, 郭永玉, 2007)。在已有研究中,集体自恋与社会支配倾向往往呈正相关,相关系数大小从 0.08 到 0.53 不等(Golec de Zavala et al., 2009)。尽管两者在维护内群体伟大性的需要上有重叠,但社会支配倾向反映了对不平等社会关系的渴望,而集体自恋则特别关注内群体地位和形象。实际上至少在美国样本中,集体自恋与社会支配倾向的“以群体为基础的支配”维度相关较高,而与“反对平等”维度相关较低。研究也发现,集体自恋与右翼威权主义有一定关系,相关系数从墨西哥样本中的 0.02 到波兰样本中的 0.56 不等(Golec de Zavala et al., 2009; Golec de Zavala, Cichocka, A., & Iskra-Golec, 2013)。这说明两者有一定的独立性,右翼威权主义倾向较低的人群仍有可能具有较高水平的集体自恋。此外,尽管两者都涉及内群体的凝聚力与团结一致,并都能预测对内群体威胁的敏感性以及对外群体的负面态度或行为,但根据 Golec de Zavala (2019)的分析,其中的动机源很可能是有区别的,右翼威权主义者更关心的是维护社会环境的秩序和可预测性,并降低认知上的不确定性(Duckitt, 2006),而集体自恋者更关心的是确认内群体的优越地位或积极形象获得一致认可。有一项基于墨西哥样本的研究发现,在回应“美国在接壤墨西哥的边境造墙”这一事件时,只有集体自恋者才支持对美国公司及其产品的抵制行为,因为他们把这件事视为对本国的侮辱;而右翼威权主义



者则没有把造墙视为侮辱，并且他们倾向于拒绝对美的抵制行为(Golec de Zavala et al., 2009)。概而言之，集体自恋与许多可预测人际或群际负面性的个体差异变量联系紧密，又有一定差异，并且集体自恋能独立地甚至比其他这些变量更好地预测相关结果，如群际敌对攻击、投票行为、政治保守主义和阴谋论思维等等(Golec de Zavala, Dyduch-Hazar et al., 2019)。

1.2 集体自恋的测量

目前，集体自恋的测量基本都采用 Golec de Zavala 等人(2009)编制的集体自恋量表(Collective Narcissism Scale)。该量表的编制充分借鉴了个体自恋常用量表，如自恋人格调查表(Narcissistic Personality Inventory, NPI; Emmons, 1987; Raskin & Terry, 1988)、第三版 Millon 临床多轴问卷(Millon Clinical Multiaxial Inventory—III; Millon, 2006)。主要做法是修改现有个体自恋量表中的合适项目以使其适用于对群体自恋的测量。例如，一项用于测量自我特权感(entitlement)的项目“我坚持要获得我所应得的尊重”被修改为了“我坚持[我的群体]要获得它所应得的尊重”，以便捕获集体自恋概念中的群体特权感成分。该量表的初始版本共纳入了 23 个项目，但为了得到一个具有良好信效度的单维结构量表，该量表的正式版本最后只保留了其中 9 个项目。在施测过程中，受测者都会被要求考虑一个特定的社会群体，并以一名群体成员的身份来回答每一个项目。Golec de Zavala 等人(2009)最初在美国、英国和波兰三个国家的样本中检验了该量表的测量学属性，结果发现该量表能够可靠地测量诸如国家、宗教或大学生等不同社会群体的集体自恋水平(α 系数通常高于 0.70)。

除了包含 9 个项目的集体自恋量表之外，研究者们也常使用仅保留其中 5 个项目的集体自恋短版量表(e.g., Golec de Zavala, Cichocka, & Bilewicz, 2013; Golec de Zavala, Cichocka, A., & Iskra-Golec, 2013; Marchlewska, Cichocka, Łozowski, Górska, & Winiewski, 2019)。根据 Cichocka (2016) 的说法，这个短版量表最初是为了一项具有全国代表性的大样本调查而准备的，其中的项目既保留了集体自恋的内涵，又避免了内容重叠；而且该短版量表在应用中也表现出了良好的信度(α 系数通常高于 0.80)。目前，完整版或短版的集体自恋量表已经被翻译成了多国语言而得到广泛使用(Golec de Zavala, 2011, 2018)。也有中国学者(e.g., Cai & Gries, 2013)曾在一项聚焦于国家集体自恋的研究中使用过该量表，不过他们对集体自恋的理解稍有不同。明确来说，他们把国家集体自恋定义为“对本国重要性和值得性的膨胀看法”，并将其视为涉及“个体对本国的依恋”的个体差异变量(p.123)。此外，他们认为国家集体自恋可能不是单维的，而是由国家自大(national grandiosity)和国家特权(national entitlement)构成的；这就类似于有些学者(Brown, Budzek, & Tamborski, 2009)认为个体自恋可以由自大和特权两个维度构成——自大主要是个体内(intrapersonal)导向的，侧重于在自我重要性上的自大感，而特权则是更加人际(interpersonal)导向的，侧重于在社会上具体化的、自我相比于他人的特权感。然而，这项研究(Cai & Gries, 2013)并未直接检验集体自恋量表本身的结构特性，而是通过该量表与国家自大及国家特权的相关分析来佐证的。



需要指出的是, Golec de Zavala 等人(2009)编制的量表并非测量集体自恋的唯一量表。另外也有研究者(Lyons, Coursey, & Kenworthy, 2013; Lyons, Kenworthy, & Popan, 2010)采用了类似于 Golec de Zavala 等人的方法编制了具有良好信度的群体自恋量表, 不过他们的量表专门用于测量国家集体自恋, 并且其使用度远远低于 Golec de Zavala 等人(2009)编制的量表。Lyons 等人(2010)编制的量表总共包含 14 个项目, 其编制主要参考了自恋人格调查表(NPI)中的优越性(superiority)和特权感(entitlement)子量表, 包含自我膨胀、自信以及对权力、地位或支配的需要等特征(Raskin & Terry, 1988)。具体项目如“我国是世界上最好的国家”、“我国注定会成为最伟大的国家”、“假如由我国来统领世界, 世界将会好很多”、“我国值得他国的尊重”。因此, 此量表就概念而言似乎更接近于自大型自恋。尽管暂时还没有研究直接比较此量表与 Golec de Zavala 等人(2009)所编制量表的异同, 但鉴于有些项目十分相似, 两者应该存在很高的相关, 并且可以被视为是探测了相近的现象。

1.3 集体自恋的促成因素

根据前文提到的法兰克福学派代表人物 Adorno (2005)和 Fromm(1964/2010)的理论观点, 集体自恋可以满足“弱小自我”的心理需求, 补偿自我的缺陷和不足, 乃至能够缓解民众的不满情绪。同样, 研究也显示, 对群体成员身份的认同或认可有助于调节或满足各种心理需求(Correll & Park, 2005; Jost, Ledgerwood, & Hardin, 2008; Roccas & Berlin, 2016; Tajfel & Turner, 1986), 包括旨在规避威胁和不安全的存在性需求(existential needs; e.g., Castano, Yzerbyt, Paladino, & Sacchi, 2002)、旨在降低不确定性和模糊性的认知性需求(epistemic needs; e.g., Mullin & Hogg, 1998)以及旨在协调好社会关系的关系性需求(relational needs; e.g., Baumeister & Leary, 1995)。因此, 当个体的心理需求得不到满足时, 这种状况就有可能促使个体去认同其所属的群体, 乃至增加其集体自恋水平。基于这些认识, 已经有一些研究专门探索了集体自恋或其相近变量的潜在促成因素, 主要涉及控制感和自尊或者说自我价值感, 它们都被认为是人们的基本需要(Correll & Park, 2005; Fritzsche et al., 2013)。

在控制感方面, 过去有研究(AgroSkin & Jonas, 2010)发现, 在经济领域或政治领域控制感的缺乏能够预测民族中心主义(ethnocentrism)——也时常译为“种族中心主义”或“我群中心主义”, 这经常被视为集体自恋的一种表现形式(Bizumic, & Duckitt, 2008)。类似的, 也有实验研究发现, 当个体的控制感被操纵降低后, 其民族中心倾向会增加(Fritzsche et al., 2013)。最近, 一项直接探讨个人控制与集体自恋及非自恋型内群体积极性关系的研究(Cichocka et al., 2018)还发现, 个人控制这种基本心理需求的受挫确实会增加集体自恋, 但不会增加非自恋型的内群体积极性。具体来说, 这个研究首先在一项对 1000 多名波兰成年人的横断调查中发现, 个人控制与国家集体自恋呈负相关。然后, 这个研究进一步用两项以美国成人为参与者的实验检验了这种关系。在这两项实验中, 参与者被随机分配到旨在降低或增强个人控制的操纵组中, 然后他们被要求回忆自己过去能或不能掌控自身生活的事件。



在一项实验中，参与者报告了自己过去能或不能控制的消极经历。在另一项实验中，参与者则报告了自己过去能或不能控制的积极经历；另外这后一项实验还包括一个基线组，其中参与者只需要报告积极记忆而无涉控制与否。待操纵一结束，参与者最后回答了测量国家集体自恋和内群体积极性的量表。这两项实验的结果都显示，低控制感实验组的参与者报告了最高的集体自恋水平，并且当集体自恋与内群体积极性之间的相关被控制后，较低控制感导致更高集体自恋的效应尤其突出。这个研究最后在一项对 398 名波兰成年人的纵向调查中发现，时间点 1 的个人控制，可以负向预测时间点 2(即 6 周后)的集体自恋，但时间点 1 的集体自恋与时间点 2 的个人控制无关。因此，这几个研究都表明了控制感的缺乏确实可能是集体自恋的重要促成因素之一。

在自尊方面，尽管上文已有许多理论观点支持自尊的匮乏会导致较高的集体自恋，但先前涉及个体自尊与集体自恋关系的几项实证研究都未发现两者的显著关系(e.g., Golec de Zavala et al., 2009, 2016)。直到最近几年，才陆续有实证研究对个体自尊与集体自恋的关系提供了直接或间接的支持。一部分支持来自个体自恋与集体自恋关系的研究。研究者(Golec de Zavala, 2018; Golec de Zavala, Dyduch-Hazar et al., 2019)通过对一系列相关研究的分析后指出，集体自恋与脆弱型自恋的正相关水平更高并且更稳健，而与自大型自恋的正相关则小很多并且结果存在不一致性。又鉴于脆弱型自恋与自尊呈负相关，而自大型自恋与自尊呈正相关(Miller, Lynam, Hyatt, & Campbell, 2017)，这就说明集体自恋应该与自尊存在负相关关系，也即低自尊者倾向于具有较高水平的集体自恋。更直接的支持则来自最近发表在《人格与社会心理学杂志》上的一项研究(Golec de Zavala, Federico et al., 2019)。这项研究通过横断、纵向调查和实验一致发现，低自尊确实能够预测更高水平的集体自恋，但这种关系需要将集体自恋与内群体满意度的重叠部分排除后才容易观察到，这是因为自尊与内群体满意度存在正相关，而内群体满意度与集体自恋也存在正相关，以致内群体满意度会遮掩自尊与集体自恋的真正关系。举例来说，在实验中，研究者通过社会融入(social inclusion)和社会排斥(social exclusion)两种条件来操纵参与者的自尊状态，随后测量了参与者的状态自尊、集体自恋和内群体满意度等变量。结果发现，社会排斥组参与者的状态自尊水平显著低于社会融入组参与者的状态自尊水平，但两组的集体自恋差异并不显著；然后，当把内群体满意度作为协变量控制住后，两组的集体自恋水平出现了显著差异，社会排斥组参与者呈现出了显著更高水平的集体自恋。因此，可能正是因为没有考虑诸如内群体满意度这类非自恋型内群体积极性的作用，才让先前研究中自尊与集体自恋的关系如此难以被捕捉到(Golec de Zavala, Federico et al., 2019)。

简而言之，与经典理论观点相符，关于集体自恋在个人层面上的前因变量的研究表明，集体自恋能够补偿受挫的个人需求(如低自尊、个人控制不足)，它反映了一种个体补偿自身不足的过程——当个体的需要得不到满足时，个体可能会通过认同于内群体的夸大形象及其值得他人特别认可的地位，以从中获得一些控制感和自我价值感。



2 系统威胁及其对集体自恋的影响

先前研究已表明，集体自恋不但会受到个体特质因素(如自尊、控制感)的影响，还可以在一定程度上随着个人的动机状态而发生变化(Cichocka, 2016)，因此它很可能会受到某些情境因素的影响。与此思路相应，近年来有逐渐增多的目光开始关注可能影响集体自恋的情境因素(e.g., Golec de Zavala, 2018; Golec de Zavala, Dyduch-Hazar et al., 2019; Golec de Zavala & Lantos, 2020)。不过目前这方面更多的只是理论猜想，而实证研究还很少。例如有研究发现，群体相对剥夺(group relative deprivation)状态能够影响集体自恋(Marchlewska, Cichocka, Panayiotou, Castellanos, & Batayneh, 2018)。又如有研究者(Golec de Zavala, 2018; Golec de Zavala & Lantos, 2020)推测，那种旨在强调社会分歧并理想化特定群体的政治修辞(political rhetoric)可能会增加对这一群体的集体自恋，此外群际冲突或群际威胁也可能会增加集体自恋。除了上述情境因素之外，本文认为社会系统受到的威胁也可能会影响集体自恋。

2.1 系统威胁

威胁(threat)既可以简单地被定义为“不确定性或个人控制的丧失”(Padgett & Jorgenson, 1982)，也可以被视为“民众所面对的，危及到了现有秩序和生活方式的具有社会、经济或政治性质的压力源或危机”(MaCann, 1997, p.161; also see Gordon & Arian, 2001)。²显然，根据受威胁的对象范围或层面的不同，威胁可以被区分为个人水平与系统水平的威胁(e.g., Fritzsche, Jonas, & Kessler, 2011; Huddy, Feldman, Capelos, & Provost, 2002)。如果一个人的社会或物理环境的现实状况或预期状况被感知为妨碍了其目标、意向或基本需要的满足，那么个人威胁就发生了(Fritzsche et al., 2011)。系统威胁(system threat)则指的是威胁到系统正当性或有效性的事件，比如恐怖袭击、气候变化、经济衰退、自然灾害等等，它会给系统现状(the status quo)的稳定性或正当性带来挑战或冲击(Friesen, Laurin, Shepherd, Gaucher, & Kay, 2019; Gaucher & Jost, 2011)，并且它常常会同时影响个人威胁(Fritzsche et al., 2011; Huddy et al., 2002)。需要说明的是，此处呈现的这个系统威胁定义来自于系统合理化理论(system justification theory)，因此对于“系统”的理解可以参照系统合理化理论中的“系统”——它可以指代“任何包含诸多个体(和/或群体)在其中的社会上、经济上或政治上的安排(arrangement)”(van der Toorn, & Jost, 2014, p.413)，既可以是诸如一个家庭这样的小规模系统，也可以是诸如一个国家或一个经济体这样的大规模系统(梁明明, 李晔, 李薇娜, 2010;

² 威胁在心理学中一般指个体所感知到的威胁，即威胁感知(perceived threat; e.g., Feldman & Stenner, 1997; Stephan, Ybarra, & Morrison, 2009)。虽然威胁感知与客观威胁不完全等同(Dunwoody & Hammond, 2006; Stephan et al., 2009)，但一般情况下可认为两者是高度吻合的，即客观威胁水平越高，人们所感知到的威胁水平也趋于越高。所以，许多学者在实际研究中对此不作严格区分(e.g., Feldman & Stenner, 1997; Murray & Schaller, 2012; Riek, Mania & Gaertner, 2006)。考虑到无论是客观威胁还是威胁感知，本文所假设的理论模型都保持相同，故下文对此也不作严格区分。



Wakslak, Jost, & Bauer, 2011)。也就是说,系统可以作为一个比较宽泛的概念而被使用,并涵盖广泛多样的情况,比如它可以特指在家庭、机构、组织、社会群体、政府或自然中存在的社会安排(Jost & Banaji, 1994)。在有关系统威胁的已有研究中,各国整个社会层面的系统是被考察最多的系统(e.g., Jolley, Douglas, and Sutton, 2018; Kay, Jost, & Young, 2005; van der Toorn, Jost, & Loffredo, 2017; for a review, see Jost, 2019)。本文所关注的系统也正是整个社会层面的系统。相应地,本文所关注的系统威胁即是社会系统所受到的威胁。如果没有特殊交代,下文中的系统威胁都是指社会系统所受到的威胁。

那么基于本文对系统威胁的理解,不仅社会上、经济上或政治上的不利状况(如社会失序、经济衰退、失业潮、政治动荡、国际关系紧张等等)可以被视为系统威胁,而且人类社会所面对的各种各样的危机事件更是可以被视为系统威胁。所以,在现实世界中,系统威胁的例子是十分繁多的。单以危机事件来看,根据我国《国家突发公共事件总体应急预案》的内容,常见的危机事件涉及以下四个大类:自然灾害类(如地震、海啸、飓风等)、公共卫生类(如传染病疫情、食品安全、疫苗安全等)、事故灾难类(如环境污染、公共设施和设备事故等)以及社会安全类(如群体性事件、重大治安事件等)。相比之下,在系统威胁领域的实证研究中,可能是受制于许多系统威胁(如危机事件)的偶发性以及实验操作的可行性和伦理要求等因素,系统威胁类型远远不如现实中那么丰富(e.g., Friesen et al., 2019; Jost, 2019)。尽管如此,过往研究仍然涉及了许多不同的系统威胁操作化定义和实验操纵方法。具体来说,大多数研究主要采用调查法来考察系统威胁及其影响,所涉及的操作化定义既有客观的系统威胁,又有主观报告的系统威胁感。例如,有研究者(e.g., McCann, 1997, 2008)使用谋杀率、暴力犯罪率等社会学指标来得到客观的社会性威胁(societal threat),也有研究者(e.g., Milojev, Greaves, Osborne, & Sibley, 2015; Perrin, 2005; Peterson & Gerstein, 2005; Sales, 1973)选用不同历史时期来表示不同系统威胁水平,还有许多研究者通过测量诸如经济和社会不安全感(e.g., Rickert, 1998; Stenner, 2005),对危险世界或恐怖袭击的威胁感知或忧虑(e.g., Greenaway, Louis, Hornsey, & Jones, 2014; Huddy et al., 2002; Jost et al., 2007),对气候改变、飓风的威胁感知(e.g., Sattler, Kaiser, & Hittner, 2000; Vainio, Mäkinen, & Paloniemi, 2013),对诸如禽流感、SARS 或埃博拉(Ebola)等传染病的风险感知(e.g., de Zwart et al., 2009; Green et al., 2010; Kim, Sherman, & Updegraff, 2016)等心理学指标来得到他们所考察的系统威胁感。

近一二十年来,越来越多的研究开始尝试用实验法来考察系统威胁,其中所用较多的系统威胁操纵方法是对社会现状的批评,具体做法就是通过给实验参与者呈现本国社会现状受到一名外国记者批评的阅读材料(描述了社会的恶化情况)来操纵系统威胁水平(e.g., Kay et al., 2005)——这里涉及的系统威胁可称为是“间接系统威胁”(indirect system threat, Napier, Mandisodza, Andersen, & Jost, 2006),这或许可类比于群际威胁领域中的“象征性群体威胁”(symbolic group threat),也即一个群体的信念系统、意识形态、哲学、宗教、道德、价值观或世界观所受到的威胁(Stephan et al., 2009)。另一种相似的系统威胁操纵方法是对社会不利



现状的陈述,具体做法是首先告诉参与者有一个回忆任务,然后给他们呈现一篇对于国内新闻报道的总结(涉及社会不稳定或经济衰退或领导无能等不利状况),最后要求他们回忆内容并回答自身感受,以使他们感到系统所受的威胁(e.g., Stenner, 2005, pp.45–47)。此外,还有一种系统威胁的常见操纵方法是对现实威胁(如恐怖袭击事件)或其危害(如致死情况)的提醒或突显,具体做法是让参与者阅读、回忆或思考某个曾发生、刚发生或将可能发生的系统威胁,以使他们产生社会安全或稳定性受到威胁的感知(e.g., Duckitt & Fisher, 2003; Greenaway et al., 2014; Hastings & Shaffer, 2005; Karwowski et al., 2020; Ullrich & Cohrs, 2007; also see Landau et al., 2004; Murray & Schaller, 2012)——这里涉及的系统威胁则可称为是“直接系统威胁”(direct system threat, Napier et al., 2006),它或许可类比于群际威胁领域中的“现实性群体威胁”(realistic group threat),也即一个群体的权力、资源和一般福祉所受到的威胁(Stephan et al., 2009)。由此可见,实际研究中所涉及的系统威胁类型尽管远不如现实那么丰富,但仍然是挺多样化的。

系统威胁能对人们的一系列心理与行为产生影响(e.g., Fritzsche et al., 2011; Gordon & Arian, 2001; Jost, Glaser, Kruglanski, & Sulloway, 2003)。有许多研究表明,当社会系统受到威胁后,人们可能会产生防御式反应来维护他们对其系统的积极评价或感知(for reviews, see Friesen et al., 2019; Jost, 2019)。在这方面,过往研究关注比较多的是系统威胁对系统合理信念的影响(e.g., Jost, Kivetz, Rubini, Guermandi, & Moss, 2005; Milojev et al., 2015; Ullrich & Cohrs, 2007; Vainio, Mäkiniemi, & Paloniemi, 2014)——系统合理信念(system-justifying belief)指的是对社会中不平等层级进行合理化和辩护的信念系统,它包括诸如社会支配倾向、右翼威权主义、政治保守主义、市场公正信念或贤能主义等意识形态(Jost & Hunyady, 2005; O'Brien & Major, 2009)。例如,一项基于新西兰样本的纵向研究(Milojev et al., 2015)发现,在2007年、2008年全球金融危机发生后的数年间,处于弱势社会经济地位的民众的政治保守主义倾向呈现出逐年提升的趋势。在一项实验研究(Friesen, Kay, Eibach, & Galinsky, 2014)中,当感到当前社会受到经济威胁时,个体会更加支持工作场所的权力层级结构。另一项研究(Diekman & Goodfriend, 2007)发现,即便是那些在追求一些积极目标的社会运动团体,当他们威胁到社会现状、打破正常秩序时,仍然会促使其他民众对他们产生消极态度。此外,还有一项元分析表明,系统威胁(涉及经济、社会或政治方面)与政治保守主义之间的加权平均相关系数为0.47,仅次于死亡凸显性(mortality salience)与政治保守主义之间的加权平均相关系数($r = 0.50$)(Jost et al., 2003)。

2.2 系统威胁对集体自恋的影响

尽管目前还少有实证研究直接探讨系统威胁与集体自恋的关系,但从相关理论和相近构念的研究来看,系统威胁可以被认为集体自恋的重要影响因素。从理论上来看,Adorno(2005)和Fromm (1964/2010)都认为,集体自恋尤其会在自我价值和生活满意度遭受



损害的情境中表现出来，并且它经常导致群际敌对态度或行为(Forgas & Lantos, 2020; Golec de Zavala, Dyduch-Hazar et al., 2019)。例如，2010年4月10日发生的“斯摩棱斯克空难”造成了波兰总统及其妻子和另外50多名波兰官员丧生，这在波兰被认为是自二战以来最大的一场国家悲剧，给波兰人带来了强烈的集体不确定性感和失控感。有研究(cited in Golec de Zavala, 2011)发现，在“斯摩棱斯克空难”之后，波兰人的集体自恋水平显著提升，而集体自尊和国家认同水平则没有显著提升。又如，前些年的欧洲难民潮被欧洲许多国家视为一种社会威胁，它导致了欧洲诸国民众的各种民粹主义排外行为，而这正是集体自恋的一种效标变量(Golec de Zavala & Lantos, 2020; Marchlewska et al., 2018)。

从一些相近构念的实证研究来看，系统威胁被发现可以影响民族中心主义和系统合理信念(e.g., Friesen et al., 2019; Fritzsche et al., 2011; Jost, 2019)。民族中心主义可以简单地被理解为内群体积极性与外群体消极性的联合，具体可定义为个体对自身所属民族的自我重要感和自我中心感；正如前文提到的，民族中心主义可以被视为集体自恋的一种表现形式(Bizumic, & Duckitt, 2008, 2009)。有一项调查研究(Agroskin & Jonas, 2010)发现，伴随着金融危机的背景，个体在政治领域和经济领域的失控感都能够预测民族中心主义。另有一项实验研究(Fritzsche et al., 2013)也得到了类似结果。这项实验的参与者来自德国一所高校的学生(既有东德人、又有西德人)，他们被随机分配到两个实验组，接着完成一项阅读任务，阅读材料描述了一位优秀毕业生失业的情况，其中一组材料把失业主要归因于个人自身，另一组则把失业归因于外部经济因素，并还描述了失业大学生不断增多的一般情况。随后，参与者还要完成一项特质评分任务，他们被要求在32个积极、消极特质词上对东德人和西德人进行评价，所得分数最后合成一个内群体偏向指标。实验结果发现，当参与者感知到较高的失业风险时，他们会更偏向对内群体的积极评价，这即反映了更高水平的民族中心主义判断(Fritzsche et al., 2011, p.116)。另外还有研究(Greenaway et al., 2014)通过两项实验和一项调查一致发现，恐怖主义威胁或全球金融危机威胁都能显著增加控制感较低人群的民族中心主义倾向(如对于外来移民者的偏见)。在本文看来，上述这些研究应能作为系统威胁影响集体自恋的一种间接证据。

另外，前文提及的关于系统合理信念受系统威胁影响的研究(e.g., Jost et al., 2005; Milojev et al., 2015; Ullrich & Cohrs, 2007; Vainio et al., 2014; for reviews, see Jost, 2019)在本文看来也可以作为一种间接证据。虽然系统合理信念与集体自恋是不一样的构念，但两者存在很多相似之处。就概念内涵而言，当指向国家水平时，系统合理信念与集体自恋大体上都可被视为对本国的积极评价，只不过前者更偏重于对社会整体公平合理程度和体制正当性的积极评价(Kay & Jost, 2003)，而后者既可以是对国家卓越性和体制优越性的肯定，还可以是对其他许多方面的肯定(Golec de Zavala, Dyduch-Hazar et al., 2019)。进一步说，系统合理信念经常被理解为一种“虚假意识”(false consciousness)(Jost, 2019; Jost & Banaji, 1994)，而集体自恋所体现的夸大集体形象也往往带有偏离客观现实的特征。就成因和功能而言，集体自



恋与系统合理信念都源自相似的心理需要，并且都被认为能够降低人们尤其是弱势群体的负面情绪并增加他们对现状的满意度(Cichocka, 2016; Golec de Zavala, Dydych-Hazar et al., 2019; Jost, 2019)。此外，就实证研究而言，集体自恋与系统合理信念被发现存在中等水平的相关(e.g., Cichocka et al., 2016)。因此，集体自恋很有可能像系统合理信念一样会受到系统威胁的影响。

3 系统威胁影响集体自恋的心理机制

根据上文所述相关理论和研究，集体自恋很可能与民族中心主义和系统合理信念一样会受到系统威胁的影响。假定如此，那么系统威胁是通过怎样的心理机制而对集体自恋产生影响的呢？经过对过往文献的分析，本文推测，秩序需求、责任归因很可能是系统威胁影响集体自恋的重要中介变量，并且系统合理信念可能会在其中起到调节作用。

3.1 动机路径：秩序需求的中介作用

根据补偿性控制理论(compensatory control theory)，人们有一种想要把世界感知为具有秩序和结构的心理需求，它可一般性地被称为是秩序需求(need for order)(Shepherd & Kay, 2020; also see Kay, Gaucher, Napier, Callan, & Laurin, 2008; Kay, Whitson, Gaucher, & Galinsky, 2009)。当关于个人控制或能动性(agency)的信念受到威胁时，这种秩序需求会推动人们去采取补偿性策略，以维护他们对结构的感知并最小化随机性，从而补偿个人控制的暂时缺乏并缓解焦虑(白洁, 郭永玉, 杨沈龙, 2017; de Leon & Kay, 2020; Kay et al., 2008; Landau, Kay & Whitson, 2015)。而且，当个人控制降低之时，人们会灵活地从自身和外部的多个控制源进行补偿，以便把世界感知为一个有秩序、可预测和非随机的地方；如果无法通过自身而有效恢复个体控制，那么人们就可能转向外部系统——如政府、宗教，尽管把信心投注到外部系统上并不必然地或直接地恢复个人控制，但这可以让人们确信世界处于控制中(Kay, Shepherd, Blatz, Chua, & Galinsky, 2010; Shepherd & Kay, 2020)。目前，这种理论观点已经得到了大量实证研究的支持(e.g., Kay et al., 2008, 2009, 2010; Sullivan, Landau, & Rothschild, 2010)。例如，Kay 等人(2008)通过一系列研究发现，当控制感受到降低时，人们倾向于通过更加相信并支持可提供结构和秩序的强大外部系统(如干预主义式的上帝或政府机构)来弥补个人控制的不足。由此可见，产生于低控制感的高秩序需求会促使人们从外部系统寻求补偿性控制。

基于上述观点，本文认为系统威胁同样能够通过秩序需求而对集体自恋产生影响。关于系统威胁与秩序需求的关系，系统威胁尤其是前文提到的“直接系统威胁”一般都会激发人们的秩序需求，因为系统威胁(诸如经济衰退、社会混乱、恐怖袭击、自然灾害等)往往会导致人们的安全感、确定感和个人控制水平(e.g., Agroskin & Jonas, 2010; Duckitt & Fisher,



2003; Fritsche et al., 2011, 2013)。例如, 有研究(Agroskin & Jonas, 2010)通过调查法发现, 由经济危机带来的威胁感知能显著预测个体的认知闭合需求(need for cognitive closure), 而认知闭合需求的一个子维度即是对环境中秩序和结构的需求(Webster & Kruglanski, 1994)。另有研究(Stapel & Noordewier, 2011)通过几项调查和实验一致发现, 系统威胁能够显著预测个体的结构需求(need for structure); 虽然结构需求与秩序需求从严格意义上还是可区分的——结构需求主要是一种对具有结构的、简单而清晰的模式的认知性需求(王艳丽, 杨沈龙, 郭永玉, 白洁, 2016; Neuberg & Newsom, 1993), 而秩序需求似乎更接近于一种对于有秩序的、安全而可预测的外部环境的存在性需求(Kay et al., 2008; Landau et al., 2015; Shepherd & Kay, 2020)——但过往研究中秩序需求经常是以结构需求量表来测量的, 并且两者经常是不被严格区分的(e.g., Agroskin & Jonas, 2010; Fennis & Wiebenga, 2015; Kay et al., 2009; Shepherd, Kay, & Eibach, 2015)。此外, 最近一项基于“新冠肺炎疫情”背景的实验研究(Karwowski et al., 2020)也发现, 疫情威胁的启动会使个体的焦虑水平和结构需求水平都显著提高。这些研究都表明了系统威胁可能促使人们产生更高的秩序需求水平。

关于秩序需求与集体自恋, 虽然目前还没有研究直接考察两者的关系, 但基于相关理论和研究, 本文推测秩序需求很可能会提升集体自恋。首先, 根据补偿性控制理论的观点, 政府、国家、宗教等外部系统都有可能成为补偿性控制的来源或者说是满足秩序需求的途径(Kay et al., 2008, 2009; Shepherd & Kay, 2020)。因此, 聚焦于国家的集体自恋可能就是这样的一种来源。其次, 根据系统合理化理论(Jost & Andrews, 2011), 因(包括秩序需求在内的)认知性、存在性或关系性需要而产生的系统合理化动机会促使人们去防卫、拥护并合理化现存的社会、经济和政治安排, 而国家认同正是系统合理化的一种重要途径(van der Toorn, Nail, Liviatan, & Jost, 2014), 它作为人们所认同的最重要的社会类别之一, 甚至被认为是用来合理化社会机构的首要集体身份(e.g., Roccas & Berlin, 2016, p.22)。既然集体自恋也属于国家认同的范畴(Golec de Zavala et al., 2009), 那么它可能就是满足秩序需求的一条重要途径。再次, 已有研究发现, 秩序需求能显著预测经常被视为集体自恋的民族中心主义(Agroskin & Jonas, 2010), 而且认知闭合需求总分与集体自恋呈显著正相关(Golec de Zavala & Federico, 2018)。此外, 还有一项元分析(Jost, Sterling, & Stern, 2017)表明, 秩序或结构需求以及认知闭合需求都与政治保守主义之间存在显著正相关, 而政治保守主义与盲目爱国主义(即集体自恋的相近构念)之间存在显著正相关(Schatz et al., 1999), 这也暗示了秩序需求可能与集体自恋存在一定程度的正相关。

3.2 认知路径: 责任归因的中介作用

除了秩序需求这一条动机路径外, 本文认为系统威胁还可能通过责任归因这条认知路径对集体自恋产生影响。根据建立在归因理论(attribution theory)等理论之上的情境危机传播理论(situational crisis communication theory), 危机事件很可能会对诸如企业、政府等组织的声



誉(reputation)或形象产生影响，并且在危机情境中影响组织声誉的关键因素是危机责任，或者说人们对危机的责任归因(responsibility attribution)(汪臻真, 褚建勋, 2012; Coombs, 2007; Coombs & Holladay, 2002)。一系列研究已表明，人们把越高的责任归咎于组织，危机事件带给组织声誉的负面影响就越大，而责任归因的大小则主要取决于危机事件本身的性质(Coombs, 2007; Coombs & Holladay, 2002; Laufer & Coombs, 2006; Ma & Zhan, 2016)——如果危机事件主要是由自然灾害、恐怖袭击、谣言等外部无法控制的力量所引起(即受害者型危机)，人们就会较少地将责任归咎于组织；相反，如果危机事件主要是由技术故障、人员失职或违规行为等内部可控因素所致(即事故型危机或可预防型危机)，那么人们就会更多地对组织进行责任归因。此外，人们所感知到的危机事件的损害(damage)或后果严重性(outcome severity)也是影响责任归因的重要因素(Coombs & Holladay, 2002; Laufer & Coombs, 2006; Robbenolt, 2000)。例如，一项元分析(Robbenolt, 2000)表明，负面事件所导致的后果越是严重，人们会对事件潜在责任方进行更大的问责。

尽管情境危机传播理论主要探讨的是危机事件对企业或政府机构等组织声誉的影响，但该理论也可为国家水平上的分析提供重要参考(e.g., Ingenhoff, Buhmann, White, Zhang, & Kiousis, 2018; Paek & Hove, 2019; Rasmussen & Merkelsen, 2014)。鉴于此，本文认为系统威胁对集体自恋的影响不必然都是正效应，还可能是负效应。举例来说，系统威胁不但可能通过秩序需求而正向作用于集体自恋，还可能通过对国家的责任归因而负向作用于集体自恋——尤其是当国家可能在一定程度上对系统威胁负有责任的时候。此时，由于系统威胁越大往往后果就越严重，因此系统威胁很可能会增加人们对国家的责任归因水平，以致国家声誉或形象乃至集体自恋水平可能有所降低。

不过，对于上述这种关系，过往研究还未直接考察过，只是提供了一些间接的支持。例如，有一项以美国人和瑞士人为样本的、基于虚拟情境的实验研究(Ingenhoff et al., 2018)发现，当中国的一家国家品牌的传统企业被指证造成了中国国内某流域的大规模环境污染(即发生了可预防型危机)后，这不仅增加了美国人和瑞士人就这个污染事件对中国的责任归因水平，还降低了中国在他们眼中的国际声誉和形象。当然，这项实验并未考察危机事件对中国本人眼中责任归因及国家形象的影响，因此不能推论出本文所假设存在的关系。但是，这个研究充分说明了系统威胁对一个组织声誉的影响有可能会扩展至国家水平，导致该组织所属国家的整体形象受损。另外的间接支持来自于国内的研究。例如，有一项情境实验研究(徐彪, 2014)发现，当给实验参与者呈现公共危机事件(如污水排海事件)材料后，公众对政府的信任会降低，但这种效应只在认为危机责任在于政府的公众那里存在。另一项调查研究(徐彪, 陆湾湾, 刘晓蓉, 张浩, 2016)还发现，对于 2010 至 2014 年之间几个典型公共危机事件案例(如四川什邡事件、三鹿奶粉事件等)，参与者所感知到的事件严重性越高，他们对政府在危机事件中的责任感知就越强。由此可见，危机事件可能通过民众对政府的责任归因而对政府信任产生负面影响。那么，结合前面国外研究(Ingenhoff et al., 2018)的发现，本文推测，



系统威胁通过责任归因对政府形象的损害就有可能扩展至国家水平，从而影响集体自恋。

3.3 个人与情境交互：系统合理信念的调节作用

既然系统威胁可能通过秩序需求和责任归因这两条路径对集体自恋产生影响，那么这两条中介路径会受到其他变量调节吗？或者说，这两条中介路径是否存在边界条件？本文认为，这是很可能的，并且系统合理信念可能就是一个重要的调节变量。系统合理信念，如前文所提到的，一般可被定义为对社会中不平等层级进行合理化和辩护的信念系统(Jost & Hunyady, 2005; O'Brien & Major, 2009)。一个人所持有系统合理信念的程度越高就意味着此人越是认为当前社会系统是公平、合理和正当的。假如一个社会本来就很公正合理，人们的系统合理信念自然会很高。因此，这种信念可能共同取决于个体对社会共识性现实的被动反映，以及多种(甚至矛盾的)服务自我的动机——诸如物质性和象征性的自利动机，以及旨在减少不确定性、威胁或人际不和的认知性、存在性和关系性动机(Jost, 2017, 2019; Owuamalam, Rubin, & Spears, 2019)。下面就来介绍系统合理信念可能作为调节变量的相关理论和研究依据。

3.3.1 系统合理信念对动机路径的调节

根据前文提到的补偿性控制理论，当个人的控制感较低时，秩序需求会促使个体去从政府或宗教等外部系统寻求补偿(de Leon & Kay, 2020; Kay et al., 2010; Shepherd & Kay, 2020)。实际上，补偿性控制理论在刚被提出之时就已指出，这种效应是存在边界条件的，即仅对于那些能提供控制的外部系统才可能存在这种效应。例如，Kay 等人(2008)的研究发现，实验中个人控制的降低(即高秩序需求)会促使个体更相信具有控制干预世界事务能力的上帝或其他类似超自然实体的存在(即人格神论信念)，而无法促使个体更相信仅作为创世者的上帝或其他类似超自然实体的存在(即自然神论信念)；类似的，同一研究中的基于世界价值观调查的分析还发现，只有在政府比较清廉能干的国家中，民众较低的个人控制感才能预测他们对政府控制的较高支持；而在政府比较腐败无能的国家中，民众的个人控制感与他们对政府控制的支持无关。那么根据这种逻辑，秩序需求对集体自恋的影响也可能受制于国家社会系统的公正合理程度，因为一个相对公正合理的社会系统才更有可能给个体提供有效的外部控制。这意味着，系统合理信念有可能调节秩序需求与集体自恋的关系，在个体的系统合理信念水平较高的时候，秩序需求对集体自恋的正效可能更强；而当个体的系统合理信念水平较低的时候，秩序需求对集体自恋的正效则可能减弱。

然而，当进一步分析的时候，上述的调节作用模式并不一定正确，理由有两方面。首先，集体自恋的对象国家相比一个社会系统而言更宽泛和具有容纳性，也就是说，虽然一个国家的政治经济社会系统是一个国家的重要成分或反映，但国家除了包括其体制之外还包括其中的国民和其他广泛事物，如物质文明、精神文明等等，而且任何在人们眼中卓越的方面都可能成为集体自恋的根据(e.g., Golec de Zavala, Dydych-Hazar et al., 2019)。因此，国家水平的



集体自恋可能具有部分独立、甚至完全独立于国家社会系统的补偿作用。这就意味着，即便持有很低水平的系统合理信念，只要个体不把社会系统的公正合理程度作为集体自恋的主要根据，个体就仍可能具有很高的集体自恋水平。另一方面，已有研究(Kay et al., 2010)表明，诸如宗教、政府等外部补偿途径对个体而言是可互相代替的，一者的不足会让个人转向另一者。那么当其他途径受阻时，把信心投向国家的集体自恋可能是满足秩序需求的更重要途径。由此也可推测，当个体的系统合理信念水平较低时，秩序需求对集体自恋的正效更强，而当个体的系统合理信念水平较高时，秩序需求对集体自恋的正效反而会减弱。

3.3.2 系统合理信念对认知路径的调节

前文提及的情境危机传播理论认为，组织声誉是人们根据组织过去行为与自身期望相符程度而作出的总体评价，并且组织的先前声誉能够在一定程度上调节当前危机事件通过责任归因对组织声誉的影响(Coombs, 2007; Coombs & Holladay, 2002)，也就是说，组织先前积累起来的声誉资本可能缓冲危机事件通过责任归因对组织当前声誉的负面影响，这即是所谓的“光环效应”(halo effect)。这种效应已经在组织学领域和传播学领域的许多研究中得到了支持(e.g., Claeys & Cauberghe, 2015; Coombs & Holladay, 2006; Kim & Woo, 2019)。例如，其中有一项实验研究(Claeys & Cauberghe, 2015)发现，相比于先前声誉较差的组织，先前声誉较好的组织的声誉在危机中所遭受负面影响较小。另一项实验研究(Coombs & Holladay, 2006)发现，在不同起因的事故报道呈现之后，对于那些原来对组织持有特别良好印象的人而言，相比于技术故障所造成的事故，人为失误或不明原因所造成的事故虽然仍会导致他们对组织更高水平的责任归因，但却并不导致组织更多的声誉损失。这既说明了危机事件本身的性质会影响人们对组织的责任归因，并且人们还偏向于对不明原因事件做出不利于组织的责任归因，另外也说明了组织先前声誉确实能缓冲负面事件及其附随的责任归因对组织当前声誉的消极影响。由此可见，组织先前声誉可能是在责任归因影响组织当前声誉的路径上发挥调节作用的。

尽管基于本文的文献检索，目前还没能找到直接或间接考察系统合理信念调节系统威胁影响集体自恋的认知路径的研究，但本文认为，上述情境危机传播理论的观点很可能也适用于此，因为集体自恋本身可以反映出国家在人们心目中的印象或形象(尽管是夸大的)(Golec de Zavala, Dyduch-Hazar et al., 2019)，而较高的系统合理信念也能够在一定程度上反映出人们对国家的良好印象(比如其测量项目有“中国是世界上最好的国家之一”)、甚至是盲目信心(又如其测量项目有“在追求财富和幸福时，每个中国人都有公平的机会”)(Kay & Jost, 2003; Jost, 2019)——这样，如果国家可以被类比为一个超大型的“组织”，那么系统合理信念就可能具有类似于组织先前声誉的光环作用从而缓冲系统威胁通过责任归因对集体自恋的负效。



第三部分 问题提出及总体研究设计

1 问题提出

最近多年以来,由于受到经济发展不力、债务危机频现、贫富分化加剧、地缘冲突不断、难民潮等因素的影响,国际局势又逐渐趋于紧张,欧美许多国家都出现了或明或暗的民粹主义涌流,以致全球化趋势有所逆行。在此背景下,作为民粹主义主要特征之一的集体自恋在国外学界得到了越来越多的关注。集体自恋这一概念提出自上世纪五六十年代,当时法兰克福学派代表人物 Adorno 和 Fromm 就分别探讨过集体自恋问题,认为集体自恋是人们用来满足“弱小自我”的补偿途径,并用它来解释历史上或当时发生的许多群际冲突现象。尽管集体自恋具有丰富的理论意涵,但关于它的实证研究直到最近十多年才开始兴起。

当前,一系列研究已表明,集体自恋这种对于内群体卓越性的信念可以弥补受损的自我价值感,但它同时还会让持有它的人们对内群体地位遭受威胁的迹象特别敏感。他们不仅很可能形成对群际状况的偏差认知并容易产生阴谋论思维,而且还倾向于报复那些真的或好像挑衅了他们内群体地位或形象的对象。然而,有时他们却易于忽视真正的威胁。在情绪调节、敌意归因偏差和报复倾向上的缺陷,使得集体自恋与群际敌对态度或行为之间存在稳健的相关。可见,该领域目前已经积累了相当多的研究成果。尽管如此,仍有许多问题并未得到充分而深入的探索,例如针对影响集体自恋的情境因素的研究就很少见。那么,基于过往研究的空白,本文主要致力于考察以下这些问题。

首先,集体自恋现象是否在中国本土同样存在?如果存在的话,中国民众的集体自恋现状是怎样的?并且,集体自恋在国内是否与国外一样可以预测许多结果变量?本文认为,虽然集体自恋是西方学者提出的概念,但它很可能同样适用于中国本土,因为就像个体自尊与它的变体个体自恋在各种文化中都存在一样,集体自恋作为夸大的集体自尊也应该存在于不同文化中;而且我国社会长久以来受到集体主义文化的影响,诸如独立自我、个人自由、个性张扬等个体主义文化基因都受到较大程度的压抑和限制,这可能给集体自恋的发展提供了更肥沃的现实土壤。

其次,系统威胁是否会影响集体自恋?虽然过往已有研究发现较低的个体自尊或个人控制等个体因素是集体自恋的重要前因变量,但鲜有研究探讨情境因素对集体自恋的影响,更多的只是理论上的猜想——如前文提到,那种旨在强调社会分歧并理想化特定群体的政治修辞,以及群际冲突或群际威胁都被认为是可能增加集体自恋的前因变量。本文认为,系统威胁作为系统合理化理论所提出的重要情境因素,它同样能够影响集体自恋这个与系统合理信念十分相似的构念。

再次,系统威胁是通过怎样的心理机制而影响集体自恋的?一方面基于补偿性控制理论,本文认为系统威胁能够通过秩序需求这一条动机路径而正向影响集体自恋;另一方面基于情境危机传播理论,本文还认为系统威胁能够通过责任归因这一条认知路径而负向影响集体自



恋。也就是说,本文认为系统威胁可能会通过两条彼此效应相反的路径对集体自恋产生影响。

最后,假如系统威胁确实能够通过秩序需求和责任归因而对集体自恋产生影响,那么潜在的并行双重中介路径是否会受到其他因素的调节?也就是说,秩序需求或责任归因的中介作用是否存在边界条件?根据补偿性控制理论和情境危机传播理论,本文进一步认为,系统合理信念能够同时调节两条中介路径。对于责任归因这一条认知路径,当个体的系统合理信念较高时,责任归因对集体自恋的负效将显著减弱。对于秩序需求这一条动机路径,本文仅推测也存在系统合理信念的调节作用,但具体的调节模式如何还无法确认,取决于作为集体自恋对象的国家是否可以在较大程度上独立于社会系统而发挥作用。

基于前面的文献综述,本文提出如图 3.1 中的总体假设模型。

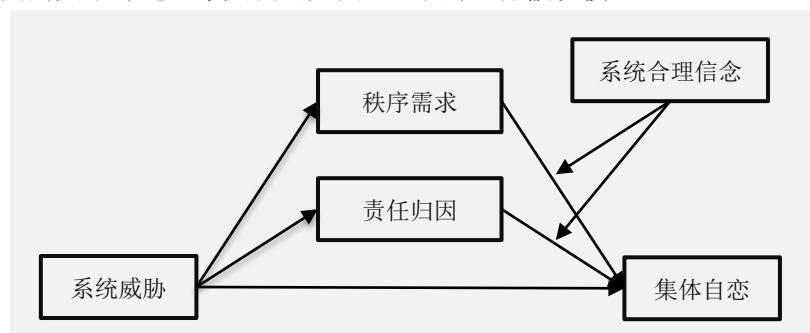


图3.1 总体假设模型

2 总体研究设计

为了尝试解答前文所提出的问题并检验理论假设的总模型,本文主要结合调查法和实验法展开了三大研究(共包括 7 个子研究)。总体研究思路可概括为如图 3.2 所示的框架,而具体的研究内容和方法则如图 3.3 所示。

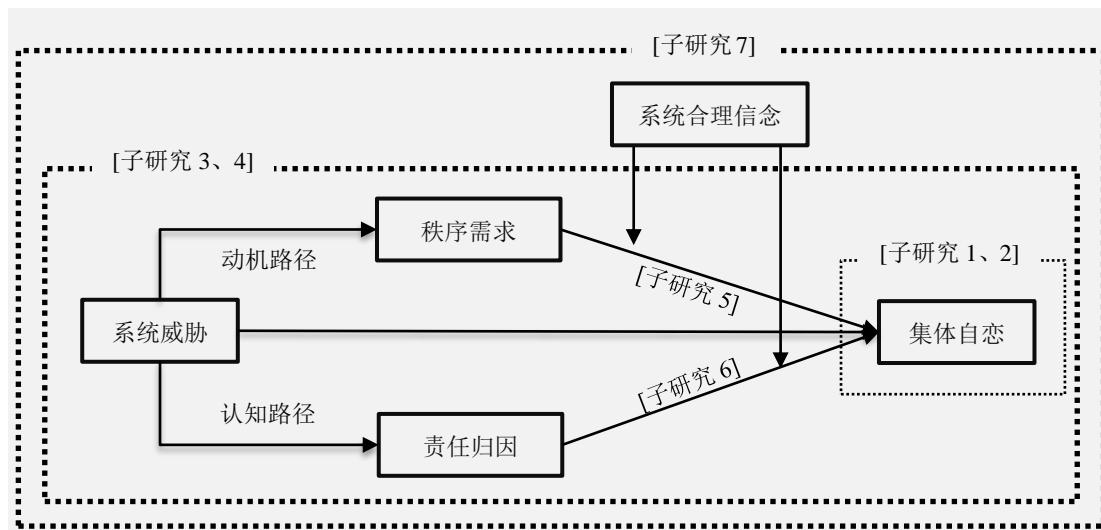


图3.2 本文的总体研究思路

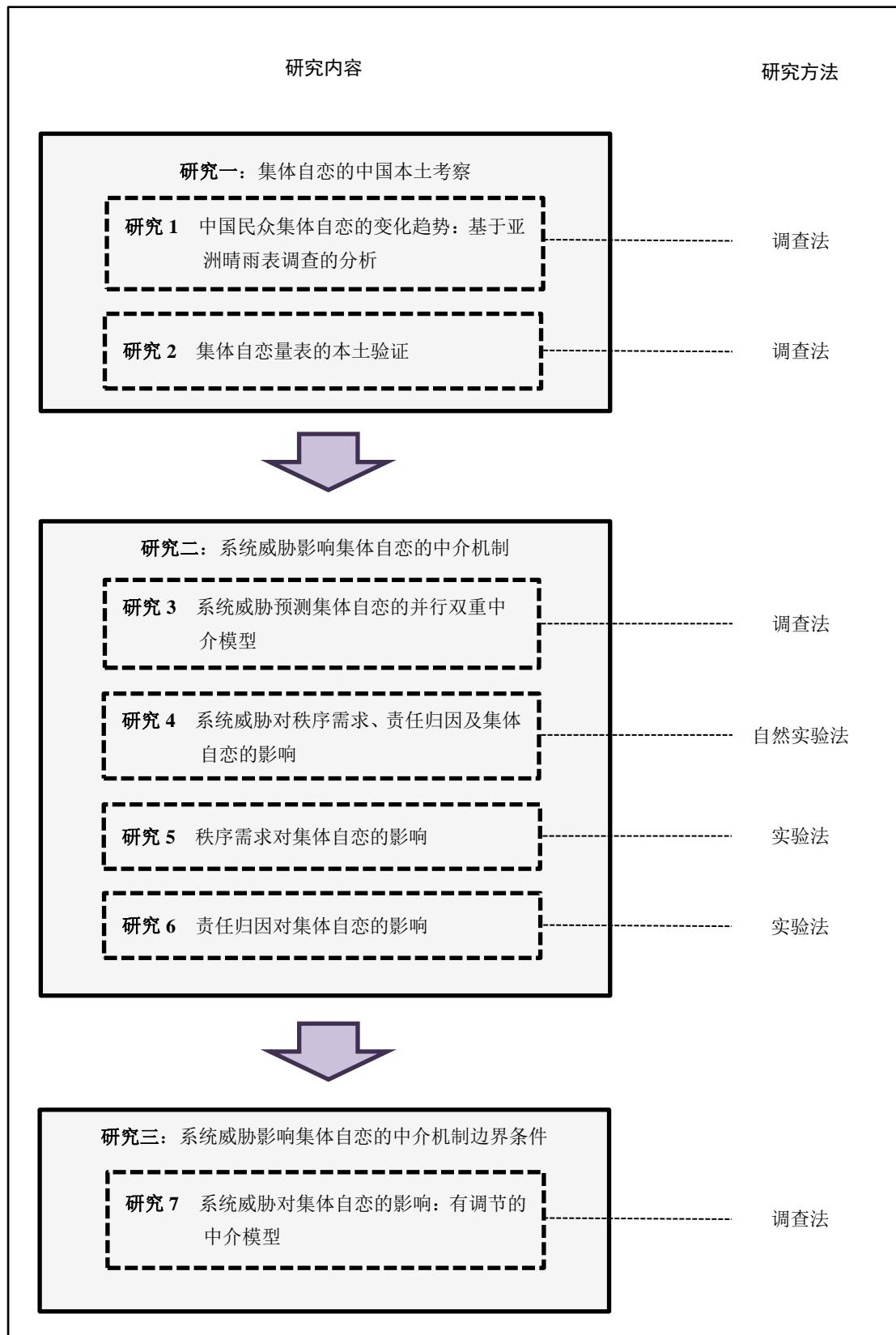


图3.3 研究内容和方法概览



研究一为集体自恋的中国本土考察,包含两个子研究。其中,子研究1将基于一项大样本调查数据的相关指标来初步地考察中国民众的集体自恋状况和变化趋势,以及它与一些相近构念的异同;子研究2将检验国外集体自恋量表在国内高校学生样本和社会人士样本中的适用性,以此作为后续研究展开的基础;同时还将考察国内的集体自恋是否与国外的集体自恋一样能够预测一系列效标变量。

研究二将考察系统威胁影响集体自恋的中介机制,包含四个子研究。首先,子研究3将采用调查法来检验系统威胁影响集体自恋的并行双重中介模型;然后,子研究4、5、6将进一步采用“实验因果链设计”来逐步检验并行双重中介模型中变量之间的因果关系。

研究三将考察系统威胁影响集体自恋的中介效应的边界条件,包含一个子研究。具体来说,子研究7将采用调查法、以较大的样本量来检验本文所提出的总体假设模型,即一个有调节的并行双重中介模型,涉及系统合理信念的调节作用。对边界条件的考察,可以有助于明确中介效应成立的范围。此外,子研究7还将额外探究政府信任是否也与集体自恋一样会通过类似的机制而受到系统威胁的影响,从而为政府如何在面临系统威胁时更有效地凝聚人心带来一些启发。

应说明的是,本文研究在进行之时正值我国“新冠肺炎疫情”爆发期间,鉴于此次疫情是一次重大危机事件,其传播速度之快、影响范围之广、威胁程度之大均远远超过了“非典”,因此本文决定以此次疫情为背景来展开研究二和研究三。本文相信,将“新冠肺炎疫情”作为系统威胁加以考察不仅可以增加本研究的生态效度,还可以深化本研究的现实意义。



第四部分 实证研究

研究一 集体自恋的中国本土考察

研究一旨在考察集体自恋在我国本土的表现及适用性。子研究1将使用“亚洲晴雨表调查”的大样本数据来初步考察我国民众的集体自恋水平，同时比较集体自恋相较于其他相关构念自21世纪初以来的变化趋势。然后，子研究2将考察中文版的集体自恋量表，检验其信效度及其在中国环境下的适用性，从而为后续研究做准备。

1 子研究 1 中国民众集体自恋的变化趋势：基于亚洲晴雨表调查的分析

1.1 研究目的

子研究1的研究目的是借助于“亚洲晴雨表调查”的4轮大样本数据对我国民众的集体自恋水平进行初步考察，并将它和其他相关构念(如系统合理信念、政府信任)的水平和变化趋势进行比较，从而大略获悉我国民众集体自恋水平的跨时间波动性。

1.2 研究方法

1.2.1 数据来源

子研究1采用亚洲晴雨表调查(The Asian Barometer Survey, ABS, 又译为亚洲风向标调查)的数据，该调查是由台湾大学发起的、由来自亚洲多国的研究者协作参与的一项跨国调查研究项目，该项目利用社会调查方法，长期追踪包括中国在内的东亚多个国家与地区民众价值观念与行为的变迁，以及民众对体制正当性和社会治理质量的评价(翟一达, 2018; also see <http://www.asianbarometer.org/survey/>)。自2001年首次调查以来，该项目已经完成了四轮调查，最近发布的第4轮调查于2016年完成。本研究申请获得了中国大陆地区的全部四轮调查数据，具体调查年份分别集中在2002年、2008年、2011年、2015年。

1.2.2 研究对象

亚洲晴雨表调查采用了概率随机抽样的方法收集数据，广泛地调查了各地区的18岁以上成年人，涉及中国大陆地区的四轮调查分别包含3183份、5098份、3473份、4068份数据。由于本研究所关注的各项指标的数据缺失状况不一，为了尽可能地保留更全的数据，故在统计分析时并没有剔除存在缺失值的数据，而是将缺失值全都设定为空白，并让统计软件



在做各项指标的计算时自动排除存在缺失值的数据(具体纳入统计的样本数将分别在下文列出)。

1.2.3 指标选取

在亚洲晴雨表调查数据中选取符合集体自恋内涵的题目作为本研究的核心指标,另外还选取符合系统合理信念、政府信任内容的题目作为本研究的对比指标。

其中,较为接近集体自恋内涵的指标仅仅包括两道题目。两题都是4点计分,经过重新编码后求两题的平均值作为集体自恋的指标,范围从1到4,得分越高代表集体自恋水平越高。需要指出的是,测量集体自恋的两题并未被包含在第1轮调查中,而只出现在第2、3、4轮调查中。

符合系统合理信念内容的指标包括五道题目,仅出现在第3、4轮调查中,具体如下:“长久来看,我们的政治体制能够解决我国所面临的诸种问题”、“大体而言,我为我们的政治体制感到骄傲”、“像我们这样的体制,即便是遭遇到了问题,也值得民众拥护”、“相比我想到的其他政治体制,我宁可生活在我们的政治体制中”、“跟其他体制相比,您觉得我们的政治体制运作良好,还是需要较小改革,抑或需要较大改革,甚或需要重建?”这五题都是4点计分,在重新编码后取平均值,分数越高代表系统合理信念水平越高。在本研究中,由这五题组成的量表的 α 系数为0.71。

政府信任的指标采用以下两道题目:“请指出您对中央政府有多么信任”、“请指出您对地方政府有多么信任”,选项范围从1代表“非常信任”到4代表“一点也不信任”。对这两题反向计分后取平均值,分数越高代表政府信任水平越高。

1.2.4 统计方法

采用SPSS21.0对数据进行统计分析,涉及描述性统计、相关分析和单因素方差分析。

1.3 结果与分析

表 4.1.1 集体自恋、系统合理信念、政府信任的描述性统计结果($M \pm SD$)

调查轮次(调查年份)	集体自恋	系统合理信念	政府信任
第1轮(2002)	—	—	$3.58 \pm .53 (N = 2897)$
第2轮(2007~2008)	$3.14 \pm .55 (N = 4551)$	—	$3.22 \pm .57 (N = 4608)$
第3轮(2011~2012)	$3.19 \pm .56 (N = 3340)$	$2.93 \pm .41 (N = 2590)$	$3.24 \pm .53 (N = 3229)$
第4轮(2015~2016)	$3.27 \pm .57 (N = 3744)$	$2.90 \pm .41 (N = 2416)$	$3.04 \pm .52 (N = 3589)$

集体自恋、系统合理信念、政府信任在各轮调查中的平均数和标准差见表4.1.1。需要指出的是,集体自恋的相关指标自第2轮调查才被包括在调查内,而系统合理信念的相关指标自第3轮调查才被包括在调查内,因此表格中有部分数据是缺失的。从表中可以发现,我



国民众的集体自恋、系统合理信念和政府信任在 21 世纪以来的一二十年间整体上都处于较高的水平，特别是政府信任和集体自恋，每轮调查数据的平均值都高于 3 分。

接着，将四轮调查的数据合并后，对集体自恋、系统合理信念、政府信任这三个相关构念进行相关分析。结果显示(见表 4.1.2)，集体自恋与系统合理信念呈显著正相关($r = 0.36, p < 0.001$)，与政府信任呈显著正相关($r = 0.23, p < 0.001$)；并且，系统合理信念与政府信任呈正相关($r = 0.41, p < 0.001$)。此外，集体自恋、系统合理信念和政府信任分别与人口学变量也存在一些相关关系。其中，集体自恋与年龄呈显著正相关($r = 0.20, p < 0.001$)，与城乡分类呈显著正相关($r = 0.05, p < 0.001$)，与受教育程度呈显著负相关($r = -0.10, p < 0.001$)，但与性别的相关不显著($r = 0.01, p = 0.19$)，这说明在中国大陆地区 18 岁以上的民众当中，年龄较高者、乡村居民、受教育程度较低者的集体自恋水平相较于年龄较低者、城镇居民、受教育程度较高者而言更高。

表 4.1.2 集体自恋、系统合理信念及政府信任的相关分析结果

	1	2	3	4	5	6	7
1. 性别 ^a	—						
	(<i>n</i> = 15797)						
2. 年龄	-.05***	—					
	(<i>n</i> = 15722)	(<i>n</i> = 15740)					
3. 城乡 ^b	-.02**	.06***	—				
	(<i>n</i> = 15743)	(<i>n</i> = 15686)	(<i>n</i> = 15768)				
4. 受教育程度	-.09***	-.40***	-.28***	—			
	(<i>n</i> = 15462)	(<i>n</i> = 15410)	(<i>n</i> = 15428)	(<i>n</i> = 15482)			
5. 集体自恋	.01	.20***	.05***	-.10***	—		
	(<i>n</i> = 11612)	(<i>n</i> = 11573)	(<i>n</i> = 11587)	(<i>n</i> = 11380)	(<i>n</i> = 11635)		
6. 系统合理信念	-.03*	.27***	.12***	-.19***	.36***	—	
	(<i>n</i> = 5005)	(<i>n</i> = 4995)	(<i>n</i> = 4983)	(<i>n</i> = 4985)	(<i>n</i> = 4908)	(<i>n</i> = 5006)	
7. 政府信任	.00	.11***	-.01	-.14***	.23***	.41***	—
	(<i>n</i> = 14302)	(<i>n</i> = 14256)	(<i>n</i> = 14276)	(<i>n</i> = 14050)	(<i>n</i> = 10711)	(<i>n</i> = 4843)	(<i>n</i> = 14323)

注：^a 性别为分类变量，男性=1，女性=2；^b 城乡为分类变量，城镇=1，乡村=2；* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

接着，分别以集体自恋、系统合理信念、政府信任作为因变量进行单因素方差分析。由于分析发现，诸如性别、年龄、受教育程度等人口学变量的控制与否并不影响本研究的结果，为了保持与描述性统计所使用并呈现的样本一致，下面只呈现不控制人口学变量的结果。当以集体自恋为因变量时，第 2、3、4 轮调查的集体自恋水平之间存在显著差异， $F(2, 11632) = 53.91, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.01$ ；当以系统合理信念为因变量时，第 3、4 轮调查的系统合理信念水平之间存在显著差异， $F(1, 5004) = 6.77, p = 0.009, \eta_p^2 = 0.001$ ；当以政府信任为因变量时，四轮调查的政府信任水平之间也存在显著差异， $F(3, 14319) = 529.22, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.10$ 。

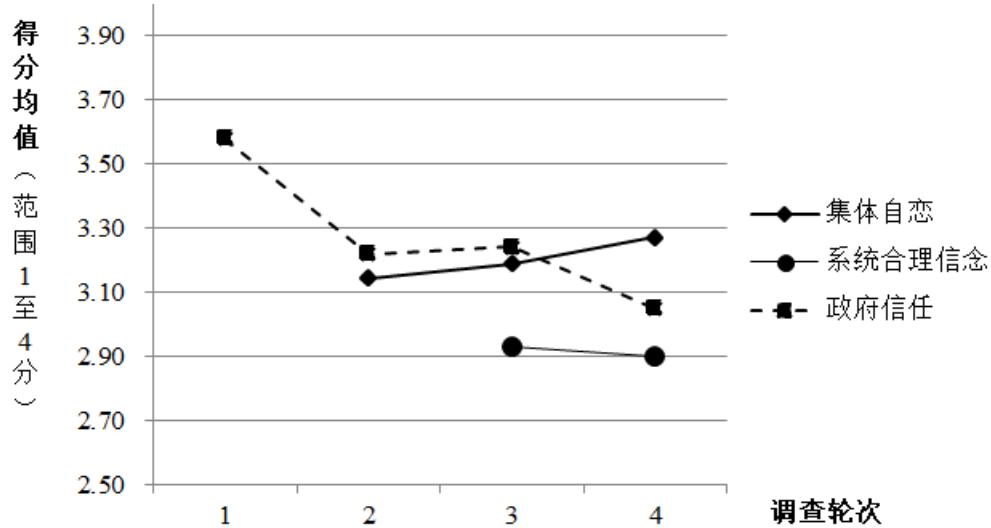


图 4.1.1 集体自恋、系统合理信念及政府信任的四轮调查折线图

最后,做进一步多重比较分析。首先比较集体自恋的结果:第3轮调查的集体自恋水平显著高于第2轮调查的集体自恋水平, $p = 0.001$;第4轮调查的集体自恋水平显著高于第3轮调查的集体自恋水平, $p < 0.001$ 。接着比较政府信任的结果:第2轮调查的政府信任水平显著低于第1轮调查的政府信任水平, $p < 0.001$;第3轮调查的政府信任水平与第2轮调查的政府信任水平差异不显著, $p = 0.30$;第4轮调查的政府信任水平显著低于第3轮调查的政府信任水平, $p < 0.001$ 。为了更直观地查看集体自恋、系统合理信念、政府信任的随逐轮调查而变化的趋势,本文制作了折线图(见图 4.1.1)。从中可以看到,随着调查的逐轮推进,集体自恋水平有所平缓上升,政府信任则明显有所下降,而系统合理信念则略微有所下降。由此可见,集体自恋与系统合理信念、政府信任这两个相关构念的变化趋势不太一致,这说明集体自恋是一个相对独立的构念,即便民众对体制和政府的评价有所下降,他们的集体自恋水平仍有可能会上升。

1.4 讨论

子研究 1 利用了“亚洲晴雨表调查”(ABS)中的前四轮数据,初步考察了我国民众的集体自恋水平及其与系统合理信念、政府信任和部分人口学变量的相关关系,还比较了集体自恋、系统合理信念、政府信任这三个变量随时间变化的趋势。结果发现,中国民众的集体自恋在整体上可能处于中高水平,它与年龄、受教育程度、城乡类别都有一定的关系——年龄越大,受教育程度越低,则集体自恋水平就越高;乡村居民比城镇居民具有更高的集体自恋水平。而且,集体自恋与系统合理信念和政府信任都具有显著的正相关关系,这与前人的结果一致(Cichocka, Marchlewska, Golec de Zavala, & Olechowski, 2016; Federico & Golec de Zavala, 2018)。



此外,子研究1发现,集体自恋还有着与系统合理信念以及政府信任不同的随时间变化趋势,并且集体自恋随时间变化的幅度略微高于系统合理信念随时间变化的幅度,这说明集体自恋是一个相比系统合理信念更加不稳定的人格构念,更容易受到情境因素的影响而出现波动,并且还可以推测,集体自恋很可能具有着独特的形成或发生机制,而这些问题也正是集体自恋的领衔学者们(Cichocka & Cislak, 2020; Golec de Zavala, 2018)近些年来所倡议的未来研究方向。例如Cichocka和Cislak(2020)就提议,未来研究应该探究那些可能促成集体自恋形成的特定因素和环境,这将有助于阐明能让人们更有建设性地处理好“认可需求”(needs of recognition)的方式。

比较遗憾的是,在“亚洲晴雨表调查”项目当前已完成并发布的四轮调查数据中,集体自恋和系统合理信念的相关指标是在随后几轮调查才开始被纳入的,因此本研究无法完整地考察它们随时间变化的趋势。例如,系统合理信念只有第3、第4轮的数据。尽管如此,鉴于政府信任与系统合理信念在本研究中高度相关($r = .41$),政府信任的变化趋势可以在一定程度上反映出系统合理信念的变化趋势,因此可以作为参考;但需要注意的是,虽然政府信任与系统合理信念两者的变化方向很可能是一致的,但它们的变化幅度仍存在明显差异。再者,“亚洲晴雨表调查”的问卷内容只有两个指标与集体自恋的内涵比较接近,虽然这两个指标可以帮助我们在一定程度上初步考察集体自恋及其与其他变量的关系,但这种对集体自恋的测量与揭示显然是不够准确和充分的,只能作为一种很粗略的结果加以谨慎看待,因此有必要使用更可靠和有效的集体自恋测量工具。

总之,子研究1作为一个初步的研究,凭借“亚洲晴雨表调查”这个十分具有代表性的大样本数据,让我们大致地了解了进入21世纪以来我国民众集体自恋的可能情况以及它与相关构念的关系,这为后续研究的展开提供了一定的支持。

2 子研究2 集体自恋量表的本土验证

2.1 研究目的

子研究2的目的是在中国背景下检验集体自恋量表,考察其心理测量学指标,包括它的信度及效度,从而评估该量表在中国本土的适用性,并为后续关于系统威胁影响集体自恋的研究提供有效的测量工具。

2.2 研究方法

2.2.1 研究对象

子研究2共分为3次施测。初次施测的高校学生样本1数据用于探索性因素分析,后两次施测的高校学生样本2和社会人士样本3数据则用于验证性因素分析。样本1和样本2



来自武汉地区两所高校的学生，分别回收问卷 393 份和 406 份；样本 3 通过网络平台转发回收问卷 242 份。对回收的问卷进行审核，剔除答题时间过短、全选同一选项或者未通过注意力检验的问卷(Porter, Outlaw, Gale, & Cho, 2019)。

最后，样本 1 共保留 355 份有效数据，问卷有效率为 90.33%，其中包含男性 163 名，女性 192 名，平均年龄为 20.86 岁($SD = 2.58$)；样本 2 共保留 366 份有效数据，问卷有效率为 90.15%，其中包含男性 167 名，女性 199 名，平均年龄为 19.65 岁($SD = 1.83$)；样本 3 共保留 208 份有效数据，问卷有效率为 85.95%，其中包含男性 88 名，女性 120 名，平均年龄为 30.89 岁($SD = 7.13$)。

2.2.2 研究工具

集体自恋量表(Collective Narcissism Scale)来自 Golec de Zavala 等人(2009)最初编制的量表，共包含 9 个项目，采用 Likert 6 点计分，范围从 1 表示“强烈不同意”到 6 表示“强烈同意”，量表得分取平均值，分数越高代表集体自恋水平越高。

为了考察中文版集体自恋量表的各效度，基于前人的研究(Golec de Zavala et al., 2009; Cai & Gries, 2013)，在样本 2 的施测中还涉及爱国主义、盲目爱国主义、国际主义、民族主义、威权人格、威胁感知、对美偏见、对美政策、阴谋论信念等变量。

爱国主义(patriotism)、盲目爱国主义(blind patriotism)、国际主义(internationalism)的测量都选用 Gries 等人(2011)在研究中所用的量表，其中爱国主义量表包含 3 个项目(如“我很高兴自己是中国人”)，盲目爱国主义量表包含 3 个项目(如“无论我国的政策对错与否，我都予以支持”)，国际主义量表包含 2 个项目(如“我们应该教育我们的子孙后代要为全人类的福祉做贡献”)。这三个量表都采用 Likert 7 点计分，范围从 1 表示“强烈不同意”到 7 表示“强烈同意”，各量表的得分取平均值，分数越高代表爱国主义、盲目爱国主义或国际主义水平越高。在本研究中，这三个量表的 α 系数分别为 0.81、0.61 和 0.42。

民族主义(nationalism)、威权人格(authoritarian personality)的测量直接选用国内学者马得勇和陆屹洲(2019)在研究中所用的量表，其中民族主义量表包含 4 个项目(如“国外敌对势力亡我之心不死，中国的很多问题都是他们在背后搞鬼”)，威权人格量表包含 5 个项目(如“政府领导就像大家庭的家长，任何人都应该服从他们”)，这两个量表都采用 Likert 5 点计分，范围从 1 表示“非常同意”到 5 表示“强烈反对”，编码时进行反向计分，各量表的得分取平均值，分数越高代表民族主义或威权人格水平越高。在本研究中，这两个量表的 α 系数分别为 0.62、0.66。

外群体威胁感知(perception of threat from outgroups)的测量参照 Golec de Zavala 等人(2009)研究中的做法，编写了包含 3 个项目的威胁量表，具体的项目为：“伊斯兰极端势力是对中国的一个重大威胁”、“拥有核武器的非友好国家对中国构成了威胁”、“国际恐怖组织是对中国的一个重大威胁”；此外，鉴于当前美国与中国的特殊关系，还加入了 Gries 等人(2011)在研究中所用的专门涉及美国的两个威胁感知量表，其中，军事性威胁(military threat)



包含 2 个项目(如“美国军队的发展对中国有危害”), 羞辱性威胁(humiliation threat)也包含 2 个项目(如“美国政府批评中国‘人权问题’实际上是在羞辱中国”)。这三个量表都采用 Likert 7 点计分, 范围从 1 表示“强烈不同意”到 7 表示“强烈同意”, 各量表的得分取平均值, 分数越高代表威胁感知水平越高。在本研究中, 这三个量表的 α 系数分别为 0.76、0.84、0.75。

对美国人的偏见(prejudice against the American people)、对美国政府的负面态度(negative attitudes towards the American government)、对美政策(policy towards America)的测量都选用 Cai 和 Gries(2013)在研究中所用的量表, 每个量表都包含 4 个项目(如“美国人是不诚实的”、“美国政府是诡计多端的”、“中国政府应该采取更强硬的对美政策”)。这三个量表都采用 Likert 7 点计分, 范围从 1 表示“强烈不同意”到 7 表示“强烈同意”, 各量表的得分取平均值, 分数越高代表对美国人的偏见越高、对美国政府的态度越负面、对美政策越强硬。在本研究中, 这三个量表的 α 系数分别为 0.76、0.78、0.50。

阴谋论信念的测量采用阴谋论心态量表(The Conspiracy Mentality Questionnaire; Bruder, Haffke, Neave, Nouripanah, & Imhoff, 2013), 包含 5 个项目(如“存在一些秘密组织, 它们能够极大地影响政治上的决策”、“世上发生的许多非常重要的事情, 公众从未被告知其中的实情”、“很多表面看起来没有联系的事件, 背地里其实有人在暗中策划”), 参与者需要在一个 11 点的标尺上指出他们所认为每个项目为真的可能性, 范围从 0% 代表“肯定不可能”到 100% 代表“完全肯定”。在本研究中, 该量表的 α 系数为 0.80。

2.2.3 研究过程

集体自恋量表的验证, 首先由一位精通英语的心理学博士生将原版量表翻译成中文版, 接着请两位英语专业人士将之回译成英文, 然后经过仔细对比中文版、英文原版、回译英文版后对部分词句做了一些改进, 由此形成中文版集体自恋量表。接着, 在样本 1 中初测后对结果进行项目分析和探索性因素分析。最后, 在样本 2 和样本 3 中正式施测后对结果进行验证性因素分析与信、效度分析。

2.2.4 统计方法

采用 SPSS21.0 进行数据整理和分析, 统计方法主要涉及描述统计、相关分析、探索性因素分析, 采用 AMOS17.0 对数据进行验证性因素分析。

2.3 结果与分析

2.3.1 项目分析

对样本 1 初测数据进行项目分析, 将题总相关系数以及临界比率(critical ration, CR)作为项目区分度的指标。CR 的算法是将所有参与者按照总分由高到低排序, 取得分最靠前、最



靠后 27% 的参与者($355 \times 27\% = 96$ 名)分别为高分组和低分组, 对两组参与者在每一项目上的得分进行差异检验。题总相关及 CR 分析结果如表 4.2.1 所示。

表 4.2.1 中文版集体自恋量表初测题总相关及 CR 分析结果($n = 355$)

项 目	题总相关	CR 值
1. 我希望别的国家能尽早认识到中国在国际上的权威地位。	.76***	17.30***
2. 中国在国际上应该享有特别的待遇。	.74***	17.93***
3. 如果中国没有得到应有的认可, 我是不会满足的。	.70***	15.39***
4. 我坚持中国要得到它所应得的尊重。	.65***	11.71***
5. 别的国家对中国的批评会令我愤愤不平。	.75***	15.58***
6. 假如中国能在世界上起主导作用, 世界将会好很多。	.74***	17.31***
7. 即便世人注意不到中国的成就, 我也不会为此感到不快。(反向)	.17**	1.81†
8. 充分理解中国的重要性的人似乎还不多。	.56***	12.40***
9. 中国的真正价值经常被误解。	.60***	13.35***

注: [†] $p < .10$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. 项目 7 为反向计分题, 这里已经经过反向计分。

从表 4.2.1 可知, 所有项目与量表总分的相关显著, 而且除了项目 7(反向计分题)的题总相关系数较低($r = 0.17$, $p < 0.01$)以外, 其他项目题总相关系数均在 0.5~0.8 之间($p < 0.001$); 此外, t 检验发现, 除了项目 7 的 CR 值仅达到边缘显著水平($p = 0.07$), 其他项目的 CR 值均十分显著($p < 0.001$)。这说明该量表所有项目除了反向计分题(项目 7)之外均具有较好的区分度。

2.3.2 探索性因素分析

对初测所得的样本 1 数据进行探索性因素分析。KMO(0.844)和 Bartlett 球体检验 ($p < 0.001$)结果表明此样本中的数据适合做因素分析。首先参照 Golec de Zavala 等人(2009)的做法, 采用最大似然法(maximum likelihood)对集体自恋量表进行探索性因素分析。结果显示, 特征值大于 1 的因子有 2 个, 解释项目总变异的 48.63%。其中因子 1 的特征值为 3.96, 解释总变异量的 38.59%, 因子 2 的特征值为 1.39, 解释总变异量的 10.03%。由于这个两因子的结果与预期的单因子结构有些出入, 故进行第二次探索性因素分析, 同样采用最大似然法, 但这次增加了允许因子间存在相关的斜交旋转(oblique rotation), 以探索一个更简单和容易解释的因子结构。

结果如表 4.2.2 所示, 除了项目 7(反向计分题)的共同度低于 0.30 以外, 其他项目的共同度都在 0.37~0.70 之间。另外, 项目 1、2、3、4、5、6 主要负载于因子 1, 而项目 7、8、9 则主要负载于因子 2。考虑到项目 7 是该量表中的唯一一个反向计分题, 并且它的题总相关和 CR 值尚可容忍, 本研究仍将其保留下作为集体自恋的测量指标。



表4.2.2 中文版集体自恋量表各项目及其因子负荷($n = 355$)

项 目	因子 1	因子 2	共同度
1. 我希望别的国家能尽早认识到中国在国际上的权威地位。	.784	-.047	.603
5. 别的国家对中国的批评会令我愤愤不平。	.753	.024	.574
2. 中国在国际上应该享有特别的待遇。	.743	-.073	.536
6. 假如中国能在世界上起主导作用, 世界将会好很多。	.664	.113	.482
4. 我坚持中国要得到它所应得的尊重。	.629	-.016	.392
3. 如果中国没有得到应有的认可, 我是不会满足的。	.604	.033	.374
8. 充分理解中国的重要性的人似乎还不多。	.293	.724	.691
9. 中国的真正价值经常被误解。	.350	.632	.607
7. 即便世人注意不到中国的成就, 我也不会为此感到不快。	-.137	.342	.118
特征值	3.961	1.387	
累积贡献率%	38.592	48.625	

注: 项目 7 为反向计分题, 这里没有进行反向计分。

2.3.3 验证性因素分析

对正式施测的样本 2(高校学生)和样本 3(社会人士)的数据进行验证性因素分析, 考察集体自恋量表的结构效度。由于本研究在探索性因素分析中所得的两因子模型, 与国外研究者(Golec de Zavala et al., 2009)验证所得的单因子模型有些不一致, 因此本研究将参照前人的类似做法(顾红磊, 温忠麟, 方杰, 2014; 黎志华, 尹霞云, 蔡太生, 朱翠英, 2013; 王阳, 李伟, 苏勤, 温忠麟, 2019), 在验证性因素分析中对几个不同结构的模型进行比较。

如图 4.2.1 所示, 本研究将分别考察单因子模型、两因子模型和双因子模型的拟合度。单因子模型是所有项目负载于一个因子, 两因子模型是所有项目负载于两个因子且各项目只从属于一个因子。双因子模型(bi-factor model)又称全局局部因子模型(general-specific factor model), 既有全局因子又有局部因子(顾红磊 等, 2014), 它有两个假定: 第一, 存在一个全局因子可解释所有项目的共同变异; 第二, 存在局部因子, 控制了全局因子的影响后, 各局部因子可额外解释部分项目的共同变异。例如, Rosenberg 自尊量表一般被认为是单因子结构, 但由于该量表中有些反向计分题, 它的单因子结构经常因受到这些题的影响而拟合欠佳(DiStefano & Motl, 2006), 于是有研究者(顾红磊 等, 2014)采用双因子模型来对 Rosenberg 自尊量表进行验证性因素分析, 结果发现, 将反向计分题同时负载于一个局部因子的双因子模型拟合良好, 明显优于单因子模型。因此这些研究者(顾红磊 等, 2014)建议, 当项目表述效应(如反向计分)对量表单维结构的影响不可忽略的时候, 一个单维特质也要建立双因子模型展开分析。需要指出的是, 双因子模型不仅仅适用于存在项目表述效应的量表, 还适用于具有多维结构的量表(e.g., 王阳 等, 2019)等等。鉴于项目 7、8、9 在前面的探索性因素分析中



皆负载于同一个因子上，本研究所设定的双因子模型将这三个项目负载于一个局部因子上。

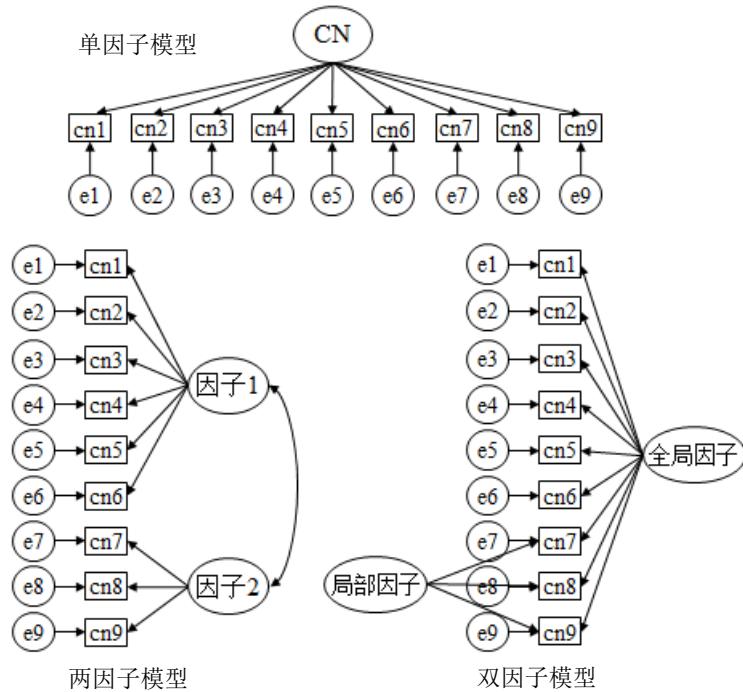


图4.2.1 集体自恋量表的可能模型

验证性因素分析结果显示(见表 4.2.3)，无论在样本 2(高校学生)还是在样本 3(社会人士)中，单因子模型的拟合都较差，尤其是在高校学生样本中，几乎所有拟合指标都未能达到经验临界水平(吴明隆, 2010)；而两因子模型和双因子模型均拟合良好，这说明两因子模型和双因子模型都可以接受。由于两因子模型和双因子模型的拟合情况十分相似，鉴于双因子模型存在一个集体自恋的全局因子(这在理论上相比两因子模型更好解释)，本研究选定双因子模型作为最终模型。此外，这些模型在社会人士样本中的拟合指标都不差于在高校学生样本中的拟合指标，这说明中文版集体自恋量表既适用于高校学生样本，又适用于社会人士样本。

表4.2.3 中文版集体自恋量表的验证性因素分析($n_{\text{样本2}} = 366, n_{\text{样本3}} = 208$)

模型	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	GFI	AGFI	CFI	IFI
单因子模型(样本2)	249.48	27	9.24	.150	.87	.79	.69	.69
两因子模型(样本2)	76.85	26	2.96	.073	.95	.92	.93	.93
双因子模型(样本2)	64.66	24	2.69	.068	.96	.93	.94	.94
单因子模型(样本3)	70.33	27	2.60	.088	.93	.88	.94	.94
两因子模型(样本3)	54.21	26	2.09	.072	.94	.90	.96	.96
双因子模型(样本3)	50.09	24	2.09	.072	.95	.90	.97	.97



2.3.4 信度分析

中文版集体自恋量表的 Cronbach α 系数(同质性信度)在样本 1、样本 2、样本 3 中分别为 0.81 ($M = 4.31, SD = 0.82$)、0.70 ($M = 4.48, SD = 0.67$)、0.85 ($M = 4.25, SD = 0.98$)。这表明该量表具有良好的信度。

2.3.5 聚合效度、区分效度与效标效度

表4.2.4 集体自恋得分与效标的相关($n = 366$)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. 集体自恋	—											
2. 爱国主义	.37***	—										
3. 盲目爱国主义	.41***	.52***	—									
4. 国际主义	.04	.30***	.20***	—								
5. 民族主义	.41***	.16**	.29***	-.20***	—							
6. 威权人格	.35***	.44***	.50***	.13*	.26***	—						
7. 外群体威胁	.19***	.14**	.17**	.05	.24***	.11*	—					
8. 军事性威胁	.40***	.09 [†]	.22***	-.03	.42***	.13*	.43***	—				
9. 羞辱性威胁	.41***	.32***	.25***	.11*	.39***	.21***	.36***	.49***	—			
10. 对美国人偏见	.28***	.05	.17**	-.11*	.43***	.21***	.22***	.40***	.25***	—		
11. 对美政府态度	.25***	.10 [†]	.18**	-.02	.40***	.03	.17**	.40***	.38***	.42***	—	
12. 对美政策	.29***	.07	.14**	-.17**	.37***	.12*	.09 [†]	.29***	.22***	.37***	.35***	—
13. 阴谋论信念	.02	-.19***	-.09 [†]	-.10*	.08	-.17**	.05	.21***	.04	.09 [†]	.09 [†]	.05

注: [†] $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

相关分析结果显示(见表 4.2.4), 首先, 集体自恋与爱国主义($r = 0.37, p < 0.001$)、盲目爱国主义($r = 0.41, p < 0.001$)、民族主义($r = 0.41, p < 0.001$)、威权人格($r = 0.35, p < 0.001$)这些相近构念呈显著正相关, 这表明集体自恋量表具有较好的聚合效度(convergent validity)。其次, 集体自恋与国际主义($r = 0.04, p = 0.42$)、阴谋论信念($r = 0.02, p = 0.66$)相关不显著, 而其他相近构念则与国际主义或阴谋论信念呈一定程度相关, 这表明集体自恋量表具有良好的区分效度(discriminant validity)。最后, 集体自恋与外群体威胁($r = 0.19, p < 0.001$)、来自美国的军事性威胁($r = 0.40, p < 0.001$)和羞辱性威胁($r = 0.41, p < 0.001$)、对美国人的偏见($r = 0.28, p < 0.001$)、对美国政府的负面态度($r = 0.25, p < 0.001$)、对美国的强硬政策($r = 0.29, p < 0.001$)都呈显著正相关, 这表明集体自恋量表具有较好的效标效度(criterion validity)。

2.4 讨论

子研究 2 在中国本土环境下对集体自恋量表进行了验证。首先, 在初测的样本 1(高校



学生)中,对中文版集体自恋量表的项目分析表明,该量表所有项目除了反向计分题(项目 7)之外均具有较高的题总相关和较好的区分度。对样本 1 的探索性因素分析发现,集体自恋量表存在两个因子(各自主要负载了项目 1~6 和项目 7~9),它们分别解释了总变异量的 38.59% 和 10.03%。各个项目的因子负荷量除了项目 7 之外都高于 0.60。考虑到项目 7 是该量表唯一的一个反向计分项目,它的 CR 值尽管比较低但达到了边缘显著水平,它的题总相关也达到了显著水平,而且是正相关,因此本研究保留了英文原版量表中包含项目 7 在内的所有 9 个项目。

对正式施测的样本 2(高校学生)和样本 3(社会人士)的验证性因素分析结果发现,中文版集体自恋量表的双因子模型和两因子模型拟合良好,优于单因子模型的拟合情况。由于本研究所关注的是全局性的集体自恋,虽然两因子模型也可接受,本研究将首选双因子模型。需要指出的是,虽然本研究中的单因子模型拟合较差,但英文原版集体自恋量表单因子模型的拟合情况实际上也不佳,存在拟合指标未能达到经验临界水平的情况($\chi^2/df = 3.19$, RMSEA = 0.09, GFI = 0.93, AGFI = 0.88, CFI = 0.86; Golec de Zavala et al., 2009, p.1079),这与本研究样本 3 中的单因子模型拟合情况差不多。为了获得拟合达标的单因子模型, Golec de Zavala 等人(2009)最初在编制集体自恋量表时采用了增设误差协方差(error covariances)的方法来对模型进行了修正。这实质上与本研究采用双因子模型来验证集体自恋量表结构的做法相似。更深入地分析双因子模型中局部因子所负载的项目 7(“即便世人注意不到中国的成就,我也不可能为此感到不快”)、项目 8(“充分理解中国的重要性的人似乎还不多”)和项目 9(“中国的真正价值经常被误解”)内容后可推测,尽管这三个项目都承认中国的价值、成就或重要(因而可与其他 6 个项目共同负载于一个全局因子),但它们所包含的“认可需求”不如其他项目那样明显,故构成了一个局部因子(其中可能还兼有项目表述效应)。

此外,信度分析发现,中文版集体自恋量表的 α 系数在三个样本中存在一定程度的波动,变化范围从 0.70 至 0.85,这种波动很可能源于不同样本的属性和答题质量。不过,这种情况在国外研究中也存在,例如 Golec de Zavala 等人(2009)所报告的 5 个研究中的 α 系数同样存在下至 0.70,高至 0.86 的情况。

最后,相关分析结果也与国外的研究(Golec de Zavala et al., 2009; Cai & Gries, 2013)基本一致:集体自恋与爱国主义、盲目爱国主义、民族主义、威权人格这些变量都存在较高相关(但与国际主义无关),并能显著预测个体对外群体威胁的感知,特别是个体对来自美国的军事性威胁和羞辱性威胁的感知。另外,集体自恋还能够显著预测对美国人和美国政府的偏见以及对美国更强硬的政策。这些结果都说明了中文版集体自恋量表具有良好的聚合效度、区分效度和效标效度。

总之,中文版集体自恋量表的信效度与英文原版量表的信效度相近,具有可接受的心理测量学属性,并且可以在中国高校学生样本和社会人士样本中作为测量工具而使用,这为后续有关集体自恋研究的展开奠定了基础。



研究二 系统威胁影响集体自恋的中介机制

研究二旨在检验系统威胁对集体自恋的影响及其中介机制，将依次采用调查法、自然实验法以及情境实验法来系统地检验本研究所提出的并行双重中介模型。需要再次说明的是，研究二以及随后的研究三开展之时正值 2020 年新型冠状病毒肺炎疫情爆发之时，鉴于“新冠肺炎之疫”符合系统威胁的定义，并且探究这一系统威胁对民众心理的影响具有深刻的现实意义，所以下面所有研究都将以此“新冠肺炎疫情”作为研究背景而展开调查和实验。

研究二共包含 4 个子研究：首先，子研究 3 将通过调查法来检验系统威胁预测集体自恋的并行双重中介模型；然后，子研究 4~6 将采用“实验因果链设计”(experimental-causal-chain design; Spencer, Zanna, & Fong, 2005)来检验该模型中变量之间的因果关系。

3 子研究 3 系统威胁预测集体自恋的并行双重中介模型

3.1 研究目的和假设

子研究 3 的研究目的是，以 2020 年初的“新冠肺炎疫情”为背景，通过问卷调查法来考察系统威胁对集体自恋的预测作用及其中介机制，检验本研究所提出的并行双重中介模型。具体的研究假设是，系统威胁能够通过“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条并行中介路径而预测集体自恋；并且这两条路径的效应是相反的，前者是正效应，而后者是负效应。

3.2 研究方法

3.2.1 研究对象

在新冠疫情爆发期间通过网络社交平台转发问卷，共招募了 354 名参与者参加调查。经剔除未答完题的 4 份问卷以及答题时间过短或答题不认真的 3 份问卷后，最终得到有效问卷 347 份，有效率为 98.02%。其中男性 148 名，女性 199 名，样本的平均年龄为 29.78 岁($SD = 8.91$)。

3.2.2 研究工具

系统威胁的测量，本研究根据这次“新冠肺炎疫情”背景对前人(Jost et al., 2007; Vainio et al., 2014)用来测量系统威胁感知(perception of system threat)的题目进行了适当改编，共包含以下 4 个项目：“这场新冠肺炎疫情对您或家人造成了多大威胁”、“这场新冠肺炎疫情对我国民众的人身安全造成了多大威胁”、“这场新冠肺炎疫情对我国民众的生活方式造成了多大威胁”，“这场新冠肺炎疫情对我国社会秩序造成了多大威胁”。所有项目均采用 Likert 7



点计分，范围从 1 表示“一点没有”到 7 表示“非常大”。最后得分取平均值，分数越高代表系统威胁感知水平越高。在本研究中，此量表的 α 系数为 0.84。

秩序需求的测量，参考前人研究(e.g., Friesen et al., 2014; Jost & Kende, 2020)的做法，采用个人结构需求量表中文版(personal need for structure scale, PNS; Neuberg & Newsom, 1993; 陈阳, 黄韫慧, 王垒, 施俊琦, 2008)。该量表共包含 11 个项目，如“我不会因为常规生活被扰乱而心烦”(反向计分)、“我发现建立起一贯的常规让我觉得生活更舒适”。所有项目均采用 Likert 6 点计分，范围从 1 表示“非常不同意”到 6 表示“非常同意”。最后得分取平均值，分数越高代表个体的秩序需求水平越高。在本研究中，此量表的 α 系数为 0.74。

责任归因的测量，参照前人测量危机责任的常用方法(Coombs, 2004; Coombs & Holladay, 2002)，采用责备量表(Blame Scale; Griffin, Babin, & Darden, 1992)，并根据“新冠肺炎疫情”背景对原量表进行适当改编，改编后的量表共包含 8 个项目，如“这场疫情危机的责任并不在于湖北省及武汉市政府”(反向计分)。所有项目均采用 Likert 5 点计分，范围从 1 表示“非常不同意”到 5 表示“非常同意”。最后计算平均值，分数越高代表个体对整个系统的责任归因水平越高。在本研究中，此量表的 α 系数为 0.84。

集体自恋的测量，直接采用子研究 2 所验证的集体自恋量表(Golec de Zavala et al., 2009)的中文版，共包含 9 个项目。所有项目均采用 Likert 6 点计分，范围从 1 表示“强烈不同意”到 6 表示“强烈同意”，量表得分取平均值，分数越高代表集体自恋水平越高。在本研究中，此量表的 α 系数为 0.83。

3.2.3 研究过程

首先，将上述量表整理编辑后在网络问卷平台中制作成网络版问卷，然后由研究者将问卷链接转发到 QQ 和微信等社交平台的群组中，以“滚雪球抽样”(snowball sampling)的方式招募参与者。除了上述量表之外，参与者还需要填写关于自身性别、年龄、受教育程度等人口学信息，在顺利完成答题后将获得小额红包奖励。随后，对所有问卷进行审阅和编码，并剔除无效问卷。最后进行统计分析。

3.2.4 统计方法

采用 SPSS21.0 及其 PROCESS 插件进行统计分析，统计方法涉及描述统计、相关与回归分析。另外采用 AMOS17.0 进行共同方法偏差的检验。

3.3 结果与分析

3.3.1 共同方法偏差的控制与检验

由于采用问卷调查法获取数据，根据相关建议(周浩, 龙立荣, 2004)，本研究在数据收集时采用匿名调查以及部分项目反向计分的方式，从程序方面予以了一定的控制。在收集完数



据后，采用 Harman 单因素检验方法进行共同方法偏差检验。对本研究所考察的四个变量所有项目进行未旋转的探索性因素分析，结果显示，共有 9 个特征值大于 1 的因子，且第一个因子仅能解释总方差的 19.20%，小于 40% 的临界标准。此外，本研究还比较了四因素模型与单因素模型的 CFA 拟合情况。结果显示，四因素模型的拟合情况优于单因素模型。因此，本研究的共同方法偏差并不严重。

3.3.2 描述统计和相关分析

对各变量进行描述统计和相关分析，结果如表 4.3.1 所示。系统威胁($r = 0.14, p < 0.01$)、秩序需求($r = 0.25, p < .001$)、责任归因 ($r = -0.38, p < 0.001$)都与集体自恋呈显著相关。另外，系统威胁分别与秩序需求($r = 0.34, p < 0.001$)和责任归因($r = 0.16, p < 0.01$)都呈显著正相关。但是，秩序需求和责任归因的相关并不显著($r = 0.05, p = 0.38$)。这些结果与预期一致，符合进行中介效应分析的前提条件(温忠麟，张雷，侯杰泰，刘红云，2004)。

表 4.3.1 核心变量的描述统计与相关分析($n = 347$)

变量	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4
1. 系统威胁	5.60	1.14	—			
2. 秩序需求	4.34	.67	.34***	—		
3. 责任归因	3.14	.87	.16**	.05	—	
4. 集体自恋	4.32	.89	.14**	.25***	-.38***	—

注： ** $p < .01$, *** $p < .001$.

3.3.3 并行双重中介模型检验

按照中介效应的一般检验流程(温忠麟，叶宝娟，2014a)，通过 4 个回归方程对并行双重中介模型进行逐步检验。其中，自变量是系统威胁，两个并行的中介变量是秩序需求和责任归因，因变量是集体自恋。为了让结果更直观，各变量在进入方程时都未经过标准化处理。另外按照 Hayes (2018, p.107)的建议，使用能够较好地平衡效度(validity)和检验力(power)的非参数百分位 Bootstrap 法(抽取 5000 个样本)来计算相应的估计值。回归分析的结果如表 4.3.2 所示。³

从表 4.3.2 可见，首先在方程 1 中，系统威胁能够显著正向预测集体自恋($B = 0.11, t = 2.60, p = 0.01$)，这说明系统威胁对集体自恋的总效应是显著的。其次，在方程 2 和方程 3 中，系统威胁能够分别显著正向预测秩序需求($B = 0.20, t = 6.73, p < 0.001$)和责任归因($B = 0.12, t = 3.04, p = 0.003$)。最后在方程 4 中，系统威胁($B = 0.10, t = 2.54, p = 0.01$)、秩序需求($B = 0.30, t = 4.41, p < 0.001$)和责任归因($B = -0.43, t = -8.56, p < 0.001$)三者都能够显著预测集体自恋。

³ 由于分析发现，诸如性别、年龄、受教育程度这些人口学变量的控制与否并不影响本研究的结果，简明起见，本研究只呈现了不控制人口学变量的结果。



这表明秩序需求和责任归因同时充当在系统威胁与集体自恋之间的并行中介变量的假设是成立的；也就是说，系统威胁能够通过“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条并行中介路径而显著预测集体自恋。

表 4.3.2 系统威胁预测集体自恋的并行双重中介模型回归分析

方程	因变量	自变量	R ²	B	SE	t	95%CI
方程 1	集体自恋	系统威胁	.02	.11	.04	2.60 ^{**}	[.03, .19]
方程 2	秩序需求	系统威胁	.12	.20	.03	6.73 ^{***}	[.14, .26]
方程 3	责任归因	系统威胁	.03	.12	.04	3.04 ^{**}	[.04, .20]
		系统威胁		.10	.04	2.54 [*]	[.02, .18]
方程 4	集体自恋	秩序需求	.23	.30	.07	4.41 ^{***}	[.17, .43]
		责任归因		-.43	.05	-8.56 ^{***}	[-.53, -.33]

注：^{*} $p < .05$, ^{**} $p < .01$, ^{***} $p < .001$.

为了得到中介效应的估计区间，进一步采用 PROCESS 插件(模型 4; Hayes, 2018)的中介效应分析。结果发现，秩序需求在系统威胁与集体自恋之间非标准化的间接效应值为 0.06，其 95% 置信区间为 [0.03, 0.09]；而责任归因在系统威胁与集体自恋之间非标准化的间接效应值为 -0.05，其 95% 置信区间为 [-0.10, -0.02]；总的间接效应值为 0.01，其 95% 置信区间为 [-0.05, 0.06]。可见，两个间接效应值的符号相反，存在互相抵消的情况。因此，虽然这两条并行的中介路径都显著，但总的间接效应却不显著。此外，系统威胁到集体自恋的直接效应值为 0.10 ($t = 2.54, p = 0.01$)，其 95% 置信区间为 [0.02, 0.18]。这说明，除了秩序需求和责任归因这两个中介变量之外，系统威胁可能还会通过其他中介变量而作用于集体自恋。

3.4 讨论

子研究 3 通过调查法发现，系统威胁能够通过秩序需求和责任归因这两个中介变量而预测集体自恋，因此支持了本研究的假设。其中，系统威胁通过秩序需求对集体自恋的效应是正向的，即个体所感知到的系统威胁越大，其秩序需求水平就越高，这进而会使其集体自恋水平有所上升。而系统威胁通过责任归因对集体自恋的效应是负向的，即个体所感知到的系统威胁越大，其对整个政府系统的责任归因水平就越高，这进而会使其集体自恋水平有所下降。这意味着，系统威胁预测集体自恋的心理机制涉及“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条效应相反的并行路径。因此，两条并行中介路径的效应可能存在互相抵消的情况，所以，两者总的中介效应方向如何，还取决于这两条并行中介路径的效应到底孰大孰小。在子研究 3 中，由于两条中介路径的效应大小接近，因此两者总的中介效应并不显著。但由于系统威胁对集体自恋的直接效应显著，因此，系统威胁对集体自恋的总效应仍是显著的。



由此可见，本研究的结果同时符合补偿性控制理论(Kay et al., 2008, 2009)和情境危机传播理论(Coombs, 2007; Coombs & Holladay, 2002)的观点。在动机路径方面，由系统威胁所导致的秩序需求增加了个体的集体自恋水平，这说明集体自恋能起到一定的补偿作用。在认知路径方面，由系统威胁所导致的责任归因则削减了个体的集体自恋水平，这说明民众心目中的国家形象会受到系统威胁及其责任归因的负面影响。

然而，子研究 3 的结果虽然给本文所假设的并行双重中介模型提供了支持，但由于所采用的只是问卷调查法，所得变量之间的关系本质上都只是相关关系，无法做出因果推断。因此，为了得出因果关系，后续的子研究 4~6 将采用“实验因果链设计”(Spencer et al., 2005)来进一步检验该模型中变量之间的关系。

4 子研究 4 系统威胁对秩序需求、责任归因及集体自恋的影响

4.1 研究目的和假设

子研究 4 的目的是，以 2020 年初的“新冠肺炎疫情”为背景，通过“自然实验法”(natural experiment approach; Dunning, 2008, 2012)来检验系统威胁对秩序需求、责任归因及集体自恋的影响，以检验本文所提出的并行双重中介模型中两条中介路径前半部分的因果关系。具体的研究假设是系统威胁能够显著增加个体的秩序需求和责任归因水平。

4.2 研究方法

子研究 4 采用自然实验设计，具体的设计为单因素两水平的组间设计。自变量为系统威胁。结果变量为秩序需求、责任归因和集体自恋。应说明的是，自然实验设计是由自然因素而非实验者来进行随机分组与操纵，它本质上仍属于观察性研究，而非真实验，然而它在建立因果关系上常优于传统的观察性研究(Dunning, 2008, 2012)。这与国内研究者(温忠麟, 2017)的看法类似，即非实验研究也可以验证因果关系。更多说明可见本研究的讨论部分。

4.2.1 研究对象

在新冠疫情爆发期间，通过网络问卷平台投放问卷，专门招募了注册地为湖北地区的 194 名参与者参加本次调查。经剔除不符合地域要求、答题时间过短或呈规律性作答的 53 份问卷后，最终得到有效问卷 141 份。其中男性 84 名，女性 57 名，样本的平均年龄为 32.18 岁($SD = 6.97$)。

4.2.2 研究工具

系统威胁的操作化定义为在“新冠肺炎疫情”爆发期间参与者当前是否位于武汉地区。



这样进行操作化定义是因为在本次调查进行的过程中,武汉地区疫情威胁的严重程度远远高于(包含湖北省其他地区在内的)国内所有其他地区。本研究让参与者报告了自己当前的所在地区(包括省和市),同时还记录了参与者答题时所用网络的 IP 地址,以此来增加这一指标的真实可靠性。

为了检验系统威胁的操作化定义的有效性,首先测量了参与者的系统威胁感知,采用的量表包括 5 个项目,其中 4 个项目与子研究 3 一样,另外还增加了一个项目,即“您觉得您所在的城市(地方)新冠肺炎的蔓延情况有多严重?”。所有项目均采用 Likert 7 点计分,最后得分取平均值,分数越高代表系统威胁感知水平越高。此量表的 α 系数在本研究中为 0.83。然后,参照前人的做法(汪佳瑛, 陈斌斌, 2016),还测量了参与者对周围环境的威胁感知,具体包含 4 个项目:自新型冠状病毒肺炎疫情发生以来,您觉得“环境变得更加危险的程度是多少?”、“环境变得更加不安全的程度是多少?”、“环境变得更加不可预测的程度是多少?”、“环境变得更加不确定的程度是多少?”。所有项目均采用 Likert 7 点计分,范围从 1 代表“非常低”到 7 代表“非常高”,分数越高代表个体对环境的威胁感知越高。此量表在本研究中的 α 系数为 0.93。

秩序需求的测量与子研究 3 一样,采用个人结构需求量表中文版(陈阳 等, 2008)。在本研究中,此量表的 α 系数为 0.72。

责任归因的测量与子研究 3 一样,采用经过改编的责备量表(Griffin et al., 1992)。在本研究中,此量表的 α 系数为 0.76。

集体自恋的测量与子研究 3 一样,直接采用子研究 2 所验证的集体自恋量表(Golec de Zavala et al., 2009)中文版。在本研究中,此量表的 α 系数为 0.84。

4.2.3 研究过程

首先,将上述量表整理编辑后在网络问卷平台中制作为网络版问卷,然后定向投放给注册地为湖北地区的参与者。除了上述量表之外,参与者还需要填写关于自身性别、年龄、受教育程度等人口学信息,在顺利完成答题后将获得小额红包奖励。随后,对所有问卷进行审阅和编码,并剔除无效问卷。最后进行统计分析。

4.2.4 统计方法

采用 SPSS21.0 及其 PROCESS 插件进行统计分析,统计方法涉及描述统计、独立样本 t 检验、相关与回归分析。

4.3 结果与分析

4.3.1 自变量操作化定义有效性检验

在检验本研究的假设之前,首先对自变量操作化定义的有效性进行检验。独立样本 t 检



验的结果显示,当前处于湖北省武汉地区参与者的系统威胁感知水平($M = 6.22, SD = 0.88$),显著高于湖北省非武汉地区参与者的系统威胁感知水平($M = 5.73, SD = 1.14$), $t(139) = 2.84, p = 0.005, d = 0.48$ 。此外,相比于湖北省非武汉地区的参与者,湖北省武汉地区的参与者感到环境更加危险、更不安全、更不可预测和更不确定(见表 4.4.1)。这表明,本研究中自变量的操作化定义是有效的。

表 4.4.1 自变量操作化定义有效性的独立样本 t 检验结果

环境威胁感知	湖北武汉($n = 70$)		湖北非武汉($n = 71$)		t	p	d
	M	SD	M	SD			
更加危险	6.23	1.19	5.72	1.12	2.61	.010	.44
更不安全	6.11	1.39	5.59	1.20	2.39	.018	.40
更不可预测	6.31	1.12	5.68	1.09	3.42	.001	.58
更不确定	6.33	1.07	5.62	1.15	3.78	.000	.64

4.3.2 描述统计和相关分析

对各变量进行描述统计和相关分析,结果如表 4.4.2 所示。系统威胁与集体自恋的相关不显著($r = 0.03, p = 0.70$),而秩序需求($r = 0.21, p = 0.013$)、责任归因($r = -0.24, p = 0.004$)都与集体自恋呈显著相关。另外,系统威胁分别与秩序需求($r = 0.29, p = .000$)和责任归因($r = 0.29, p = 0.001$)都呈显著正相关。但是,秩序需求和责任归因的相关并不显著($r = 0.04, p = 0.66$)。这些结果与预期一致,符合进行中介效应分析的前提条件(温忠麟 等, 2004)。

表 4.4.2 核心变量的描述统计与相关分析($n = 141$)

变量	M	SD	1	2	3	4
1. 系统威胁 ^a	.50	.50	—			
2. 秩序需求	4.43	.66	.29***	—		
3. 责任归因	2.99	.82	.29**	.04	—	
4. 集体自恋	4.65	.88	.03	.21*	-.24**	—

注: a 系统威胁为分类变量,当前处于湖北省非武汉地区者编码为 0,当前处于湖北省武汉地区者编码为 1;

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

4.3.3 并行双重中介模型检验

与子研究 3 一样,按照中介效应的一般检验流程(温忠麟, 叶宝娟, 2014a),通过 4 个回归方程对并行双重中介模型进行逐步检验。其中,自变量是系统威胁,两个并行的中介变量是秩序需求和责任归因,因变量是集体自恋。为了让结果更直观,各变量在进入方程时都未经过标准化处理。另外按照 Hayes (2018, p.107)的建议,使用能够较好地平衡效度和检验力



的非参数百分位 Bootstrap 法(抽取 5000 个样本)来计算相应的估计值。回归分析的结果如表 4.4.3 所示。⁴

从表中可见,首先在方程 1 中,系统威胁对集体自恋的总效应不显著($B = 0.06, t = 0.38, p = 0.70$)。其次,在方程 2 和方程 3 中,系统威胁能分别显著正向影响秩序需求($B = 0.39, t = 3.63, p < 0.001$)和责任归因($B = 0.47, t = 3.54, p < 0.001$)。最后在方程 4 中,秩序需求($B = 0.27, t = 2.42, p = 0.017$)和责任归因($B = -0.28, t = -3.07, p = 0.003$)都能显著影响集体自恋,而系统威胁无法显著影响集体自恋($B = 0.08, t = 0.53, p = 0.60$)。这表明秩序需求和责任归因同时充当在系统威胁与集体自恋之间的并行中介变量的假设是成立的;也就是说,系统威胁能够通过“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条并行中介路径而显著影响集体自恋。

表 4.4.3 系统威胁影响集体自恋的并行双重中介模型回归分析

方程	因变量	自变量	R^2	B	SE	t	95%CI
方程 1	集体自恋	系统威胁	.00	.06	.15	.38	[-.24, .35]
方程 2	秩序需求	系统威胁	.09	.39	.11	3.63***	[.18, .60]
方程 3	责任归因	系统威胁	.08	.47	.13	3.54***	[.21, .73]
		系统威胁		.08	.16	.53	[-.22, .39]
方程 4	集体自恋	秩序需求	.11	.27	.11	2.42*	[.05, .50]
		责任归因		-.28	.09	-3.07**	[-.46, -.10]

注: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

进一步采用 PROCESS 插件(模型 4; Hayes, 2018)的中介效应分析发现,秩序需求在系统威胁与集体自恋之间的非标准化的间接效应值为 0.11,其 95% 置信区间为 [0.01, 0.23];而责任归因在系统威胁与集体自恋之间非标准化的间接效应值为 -0.13,其 95% 置信区间为 [-0.27, -0.03];总的间接效应值为 -0.03,其 95% 置信区间为 [-0.19, 0.14]。可见,两个间接效应值的符号相反,存在互相抵消的情况。因此,虽然这两条并行的中介路径都显著,但总的间接效应却不显著。此外,系统威胁到集体自恋的直接效应值为 0.08 ($t = 0.53, p = 0.60$),其 95% 置信区间为 [-0.22, 0.39]。这说明在本研究中,系统威胁只通过两条并行中介路径对集体自恋产生影响,但由于这两条中介路径的效应方向相反,两者互相抵消,所以系统威胁对集体自恋的总效应并不显著。

⁴ 由于分析发现,诸如性别、年龄、受教育程度这些人口学变量的控制与否并不影响本研究的结果,简明起见,本研究与子研究 3 一样,只呈现了不控制人口学变量的结果。



4.4 讨论

子研究 4 通过自然实验法发现,与子研究 3 采用问卷调查法的结果一致,系统威胁能够通过秩序需求和责任归因这两个中介变量而影响集体自恋,因此支持了研究假设。其中,系统威胁通过秩序需求对集体自恋的影响是正向的,即个体所体验到的威胁越大,其秩序需求水平就越高,这进而会使其集体自恋水平有所上升。而系统威胁通过责任归因对集体自恋的影响是负向的,即个体所体验到的威胁越大,其对整个政府系统的责任归因水平就越高,这进而会使其集体自恋水平有所下降。这意味着,系统威胁影响集体自恋的心理机制涉及“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条效应相反的并行路径。因此,这两条并行中介路径的效应可能存在互相抵消的情况,所以,两者总的中介效应方向如何,还取决于这两条并行中介路径的效应到底孰大孰小。在子研究 4 中,由于两条中介路径的效应大小接近,两者总的中介效应并不显著。同时,系统威胁对集体自恋的直接效应也不显著,因此系统威胁对集体自恋的总效应并不显著。

需要注意的是,虽然子研究 4 通过自然实验设计验证了系统威胁对秩序需求、责任归因的影响,并且为本文所假设的并行双重中介模型提供了再次验证,但使用自然实验设计来做出因果推断时应十分谨慎。根据前人(Dunning, 2008, 2012)的观点,自然实验本质上仍属于观察性研究(observational study),而不是真实实验,因为研究者在自然实验中并没有、且通常也无法对社会世界进行操纵从而将研究对象分配到处理组和对照组条件下。然而,在建立因果关系上,自然实验常常优于传统的观察性研究,因为自然实验中“随机的”或“似随机的”(as-if random)分配能够在一定程度上排除由传统观察性研究中可能存在的自我选择(self-selection)所带来的混淆。但是,如果处理组的分配不够那么“似随机”,那么这种设计可能就达不到自然实验的标准,并且因果推论会受到混淆因素的干扰。无论如何,在由于成本、伦理或可行性等因素的限制而无法对自变量进行操纵的很多情况下,自然实验无疑是一种可替代真实实验的重要方法(Dunning, 2012, p.315),并且它具有很高的生态效度。实际上,国内研究者(温忠麟, 2017)认为,只要能确定时间上的先后顺序并排除无关变量的干扰,那么实验中不能操纵的变量也可以是原因,而且非真实实验研究也可以验证因果关系。

在子研究 4 中,系统威胁的操作化定义是参与者当前在新冠肺炎疫情期间是否身处于湖北省武汉市境内,并且子研究 4 将研究对象限定为当前身处于湖北省境内的居民,以此在一定程度上控制或减少参与者之间的差异。本研究中对该操作化定义有效性的检验发现,样本中当前处于湖北省武汉市境内的参与者确实比当前处于湖北省非武汉市境内的参与者有着显著更高水平的系统威胁感知,并且他们对周围环境也有着显著更高水平的危险感、不安全感、不确定感和不可预测感,这说明这种对系统威胁的操作化定义是有效的。但需要考虑的问题是,样本中处于更高系统威胁条件下的参与者是否有可能是因为自主选择而身处于这种条件下的,也即这两组参与者是否可能并非随机分配的?本文认为,对于大多数人而言,新



冠病毒疫情的爆发地点和严重程度在疫情爆发和扩散之前都是不确定的，并且人们一般都不愿意自主选择进入威胁更严重的环境中，因此本研究两组自然实验条件的分配可视为“似随机的”。另外还需要考虑的一个问题是，是否可能存在一些未观察到的影响因素能够解释两组参与者之间在结果变量上的差异？对此，本研究除了专门将研究对象限定为湖北省境内的参与者以外，还分析了在控制了性别、年龄、受教育程度这些人口学变量之后的数据，结果发现这些人口学变量的控制与否并不影响本研究的结论，因此在没有其他合理的解释之前，本研究的结论可被视为是相对可靠的。

5 子研究 5 秩序需求对集体自恋的影响

5.1 研究目的和假设

子研究 5 的研究目的是采用情境实验法，通过秩序需求的操纵和集体自恋的测量，来检验秩序需求对集体自恋的影响，以揭示两者之间的因果关系。具体的研究假设是个体的秩序需求水平越高，其集体自恋水平越高。

5.2 研究方法

子研究 5 采用实验法，具体的设计为单因素两水平的组间设计。自变量为秩序需求，因变量为集体自恋。

5.2.1 研究对象

通过网络招募湖北省武汉地区的 195 名高校学生作为本情境实验的参与者。经剔除答题时间过短或实验操纵无效的 29 名参与者的数据后，最终得到有效数据 166 份，实验组和对照组的参与者人数皆为 83 名。其中男性 72 名，女性 94 名，样本的平均年龄为 19.60 岁($SD = 1.77$)。

5.2.2 实验过程与材料

当参与者进入实验后，首先将他们随机分配到实验组与对照组中，然后参照前人(Stanley, Marsh, & Kay, 2020)的做法，采用回忆范式来操纵实验组参与者的秩序需求水平。在过往的研究中，类似的操纵方法已经被广泛使用来暂时地改变个体的秩序需求或控制感水平(e.g., Friesen et al., 2014; Kay et al., 2008; Landau, Kay, & Whitson, 2015; Ma & Kay, 2017)。

实验组的参与者将读到以下文字材料：“生活中常常会有些事让我们感到无能为力，几乎完全无法掌控这件事的发展。我们现在就在收集这方面的事例，请回忆您过去这样的一次体验到‘无能为力’的经历；然后请用几句话简单描述您所经历的这个事件(即发生了什么)，



并尽量详细地描述您在其中的内心感受。”

对于对照组的参与者，本研究并未让他们进行回忆并填写内容。

随后，为了检验秩序需求的操纵效果，本研究选用了个人结构需求量表(陈阳 等, 2008)中的三个项目来测量实验组和对照组参与者的秩序需求水平，具体项目为“进入一个让我无法预料的情境使我感到不安”、“清晰、有条理的生活模式更适合我”和“我发现建立起一贯的常规让我觉得生活更舒适”(均采用 6 点计分)。事后，研究者还逐个审阅了实验组中每位参与者的回忆描述，并排除掉了那些写了明显不符合要求的内容的参与者。为了保证秩序需求的操纵并没有影响到另一条责任归因路径，本研究还测量了参与者的责任归因水平，所用量表与子研究 3、4 一样。在本研究中，该量表的 α 系数为 0.78。

接着，使用子研究 2 所验证的中文版集体自恋量表来测量参与者的集体自恋水平。在本研究中，此量表的 α 系数为 0.71。

最后，还测量了参与者的性别、年龄、受教育程度等人口学变量；并且给顺利完成答题的参与者发放了小额红包奖励。

5.2.3 统计方法

采用 SPSS21.0 进行统计分析，统计方法涉及独立样本 t 检验。

5.3 结果与分析

5.3.1 秩序需求的操纵检验

首先进行秩序需求操纵有效性的检验。如表 4.5.1 所示，独立样本 t 检验的结果表明，高秩序需求启动组的秩序需求得分($M = 4.56, SD = 0.79$)显著高于对照组的秩序需求得分($M = 4.20, SD = 0.93$)， $t(164) = 2.70, p = 0.008, d = 0.42$ 。同时，高秩序需求启动组的责任归因得分($M = 2.76, SD = 0.65$)与对照组的责任归因得分($M = 2.71, SD = 0.77$)之间的差异并不显著， $t(164) = 0.48, p = 0.63, d = 0.07$ 。这表明，本实验中秩序需求的操纵是有效的，并且它并不影响责任归因。

表 4.5.1 高秩序需求启动组与对照组的秩序需求、责任归因差异分析

结果变量	实验操纵组别	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
秩序需求	高秩序需求启动组	83	4.56	.79	2.70	.008	.42
	对照组	83	4.20	.93			
责任归因	高秩序需求启动组	83	2.76	.65	.48	.634	.07
	对照组	83	2.71	.77			



5.3.2 秩序需求对集体自恋的影响

在确保秩序需求的操纵有效之后，接着对实验组与对照组的集体自恋差异进行检验。如表 4.5.2 所示，独立样本 t 检验的结果表明，高秩序需求启动组的集体自恋水平($M = 4.52, SD = 0.60$)显著高于对照组的集体自恋水平($M = 4.28, SD = 0.73$)， $t(164) = 2.30, p = 0.02, d = 0.36$ 。这表明，秩序需求能够显著影响个体的集体自恋水平，个体的集体自恋水平会随着秩序需求的增加而增加。因此，这支持了本研究的假设。

表 4.5.2 高秩序需求启动组与对照组的集体自恋差异分析

结果变量	实验操纵组别	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
集体自恋	高秩序需求启动组	83	4.52	.60	2.30	.023	.36
	对照组	83	4.28	.73			

5.4 讨论

子研究 5 通过情境实验法检验了秩序需求对集体自恋的影响。结果发现，高秩序需求的实验启动能够显著增加个体的集体自恋水平，这支持了本研究的假设。同时，高秩序需求的启动只作用于秩序需求，而没有影响责任归因，因此两条并行的中介路径之间并不存在混淆。鉴于子研究 5 的实验性质，可以说秩序需求与集体自恋之间的因果关系是成立的。结合子研究 4 自然实验的结果，可以认为“系统威胁→秩序需求→集体自恋”这一条中介路径中变量之间的因果关系是成立的。进一步结合子研究 3 问卷调查法的结果，就有更充分的理由可以相信，系统威胁确实能够通过秩序需求这一中介变量而正向影响集体自恋。

6 子研究 6 责任归因对集体自恋的影响

6.1 研究目的

子研究 6 的研究目的是采用情境实验法，通过责任归因的操纵和集体自恋的测量，来检验责任归因对集体自恋的影响，以揭示两者之间的因果关系。具体的研究假设是个体的责任归因水平越高，其集体自恋水平越低。

6.2 研究方法

子研究 6 采用实验法，具体的设计为单因素两水平的组间设计。自变量为责任归因，因变量为集体自恋。



6.2.1 研究对象

在新冠疫情爆发期间，通过网络问卷平台投放问卷，共招募了湖北省武汉地区的 247 名高校学生参加本实验。经剔除操纵无效、答题时间过短或呈规律性作答的 66 份数据后，最终得到有效数据 181 份。其中男性 108 名，女性 73 名，样本平均年龄为 21.31 岁 ($SD = 1.88$)。

6.2.2 实验过程与材料

当参与者进入实验后，首先将他们随机分配到高责任归因启动组与低责任归因启动组中，然后参照相关研究(e.g., Coombs & Holladay, 2006; Coombs, Holladay, & Claeys, 2016)的常见做法，采用阅读任务来操纵参与者对整个政府系统的责任归因水平。文字材料是根据新冠病毒肺炎疫情而专门编写的，内容提炼自疫情期间大量的新闻报道和媒体评论。具体的材料请见附录五，内容的概要如下：

低责任归因启动组：“基于大量新闻报道、评论，来自民间和学界的许多人士对这场新冠肺炎疫情的发展进行了反思。比较主流的声音认为，尽管这次疫情的防控尤其在前期仍存在诸多不足，但从整体来看，全国各级政府部门的作为与表现比非典时期有所提升，在较大程度上减少了湖北乃至全国人民所可能遭受的损失。至少可从六个方面来看……总之，这次疫情是对我国治理体系和能力的一次巨大考验，近两个月以来，新冠病毒因其独特性质以及疫情早期地方政府防控失责而给我国造成了巨大损失，但总体而言，正如世卫组织发言人塔里克·贾萨瑞维奇日前在接受媒体专访中所说：‘自 2002 年和 2003 年的非典爆发以来，中国的应对能力得到了明显发展。’”

高责任归因启动组：“基于大量新闻报道、评论，来自民间和学界的许多人士对这场新冠肺炎疫情的发展进行了反思。有众多批评的声音指出，从这次疫情的整体防控来看，政府相关部门的作为与表现并没有比非典时期提升很多，许多问题仍旧突出，以致在很大程度上让全国人民尤其是湖北人民付出了更惨重的代价。至少可从六个方面来看……总之，新冠肺炎疫情持续已近两月，我国的社会治理体系(包括疾控体系)乃至政治体制在发挥优势的同时也暴露出了诸多短板。可以说，来自非典的经验教训至今仍未充分吸收。引用某位知名作家的一句话，‘战疫期间，我们需要提振士气，需要正能量，不能只看到负面，这都是对的。但是也不可以忘记责任归属，和制度改进。’”

在阅读完上述文字材料后，参与者被要求回忆并用几句话简要写下刚才所阅读的文字材料，这样参与者的回答就可以作为检验他们是否认真阅读材料的依据(事后，研究者逐个审阅了每位参与者的回忆描述，并排除掉了那些未能有效回忆起上述文字材料的参与者)。为了检验责任归因的操纵有效性，随后测量了参与者在阅读完文字材料后的责任归因水平，所用量表与子研究 3、4、5 一样，该量表在本研究中的 α 系数为 0.80。为了保证责任归因的操纵并没有影响到另一条秩序需求路径，还测量了参与者的秩序需求水平，所用量表与子研究 5 一样。



接着, 使用子研究 2 所验证的中文版集体自恋量表来测量参与者的集体自恋水平。在本研究中, 此量表的 α 系数为 0.77。

最后, 还测量了参与者的性别、年龄、受教育程度等人口学变量; 并且给顺利完成答题的参与者发放了小额红包奖励。

6.2.3 统计方法

采用 SPSS21.0 进行统计分析, 统计方法涉及独立样本 t 检验。

6.3 结果与分析

6.3.1 责任归因的操纵检验

首先进行责任归因操纵有效性的检验。如表 4.6.1 所示, 独立样本 t 检验的结果表明, 高责任归因启动组的责任归因得分($M = 3.29, SD = 0.66$)显著高于低责任归因启动组的责任归因得分($M = 2.71, SD = 0.72$), $t(179) = 5.67, p < 0.001, d = 0.85$ 。同时, 高责任归因启动组的秩序需求得分($M = 4.44, SD = 0.87$)与低责任归因启动组的秩序需求得分($M = 4.37, SD = 0.79$)的差异并不显著, $t(179) = 0.56, p = 0.58, d = 0.08$ 。这表明, 责任归因的操纵是有效的, 并且它并不影响秩序需求。

表 4.6.1 高低责任归因启动组秩序需求、责任归因差异分析

结果变量	实验操纵组别	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
责任归因	高责任归因启动组	81	3.29	.66	5.67	.000	.85
	低责任归因启动组	100	2.71	.72			
秩序需求	高责任归因启动组	81	4.44	.87	.56	.575	.08
	低责任归因启动组	100	4.37	.79			

6.3.2 责任归因对集体自恋的影响

在确保责任归因的操纵有效之后, 接着对高、低责任归因启动组的集体自恋差异进行检验。如表 4.6.3 所示, 独立样本 t 检验的结果表明, 高责任归因启动组的集体自恋水平($M = 4.36, SD = 0.76$)显著低于低责任归因启动组的集体自恋水平($M = 4.68, SD = 0.70$), $t(179) = 2.94, p = 0.004, d = 0.44$ 。这表明, 责任归因能够显著影响个体的集体自恋水平, 个体的集体自恋水平会随着对整个政府系统责任归因水平的增加而降低。因此, 这支持了本研究的假设。

表 4.6.3 高低责任归因启动组的集体自恋差异分析

结果变量	实验操纵组别	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
集体自恋	高责任归因启动组	81	4.36	.76	2.94	.004	.44
	低责任归因启动组	100	4.68	.70			



6.4 讨论

子研究 6 通过情境实验法检验了责任归因对集体自恋的影响。结果发现，高责任归因的实验启动能够显著降低个体的集体自恋水平，这支持了本研究的假设。同时，高、低责任归因的启动只作用于责任归因，而没有影响秩序需求，因此两条并行的中介路径之间并不存在混淆。鉴于子研究 6 的实验性质，可以说责任归因与集体自恋之间的因果关系是成立的。结合子研究 4 自然实验的结果，可以认为“系统威胁→责任归因→集体自恋”这一条中介路径中变量之间的因果关系也是成立的。进一步结合子研究 3 问卷调查法的结果，就有更充分的理由可以相信，系统威胁确实能够通过责任归因这一中介变量而负向影响集体自恋。

采用实验因果链设计(Spencer et al., 2005)，子研究 4、子研究 5 和子研究 6 逐步检验了“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条并行中介路径当中变量之间的因果关系。这三个子研究所得的研究结果不仅与采用问卷调查法的子研究 3 所得结果一致，重复验证了本文所假设的系统威胁影响集体自恋的并行双重中介模型，并且还进一步证实了该模型中变量之间的因果关系。



研究三 系统威胁影响集体自恋的中介机制边界条件

研究二通过 4 个子研究重复验证了本文所提出的系统威胁影响集体自恋的并行双重中介模型，研究三将进一步考察这一模型可能存在的边界条件，并以更大的样本量来检验文本所假设的理论模型。另外，鉴于集体自恋与系统合理信念和政府信任的密切联系，研究三还将同时考察这些相关变量是否具有与集体自恋类似的受系统威胁影响的心理机制，从而比较集体自恋与这些相关变量的异同。

7 子研究 7 系统威胁对集体自恋的影响：有调节的中介模型

7.1 研究目的与假设

子研究 7 的研究目的是，继续以 2020 年初的“新冠肺炎疫情”为背景，通过问卷调查法来进一步考察系统威胁对集体自恋及相关变量的影响机制，检验本研究所提出的并行双重中介模型及其边界条件。此外，顺便还考察集体自恋对谣言采信的影响，以及系统威胁会如何影响政府信任。

具体的研究假设是，系统威胁能通过“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条效应相反的并行中介路径影响集体自恋；且这两条路径的后半路径都能受到系统合理信念的调节。对于“系统威胁→秩序需求→集体自恋”这条路径，由于其调节模式存在不同的理论预测，所以这里不予假设。对于“系统威胁→责任归因→集体自恋”这条路径，当系统合理信念水平较低时，系统威胁能通过责任归因负向影响集体自恋，而当系统合理信念水平较高时，系统威胁通过责任归因对集体自恋的负效应将减弱。

7.2 研究方法

7.2.1 研究对象

在新冠疫情爆发期间通过网络问卷平台转发问卷，共招募了 738 名参与者参加调查。经剔除未答完题的 6 份问卷以及答题时间过短或答题不认真的 30 份问卷后，最终得到有效问卷 702 份，有效率为 95.12%。其中男性 363 名，女性 339 名，平均年龄为 29.50 岁($SD = 8.62$)。

7.2.2 研究工具

系统威胁、秩序需求、责任归因、集体自恋的测量，与子研究 3 一样。在本研究中，这些量表的 α 系数分别为 0.86、0.73、0.82、0.83。

系统合理信念的测量，采用系统合理化量表(System Justification Scale; Kay & Jost, 2003)。该量表测量个人对于社会系统公正性、合法性、合理性的感知，共有 8 道题目，例如“中国



政治体系的运作是公正的、正当的”、“中国社会需要彻底地重建(反向计分)”。所有项目均采用 Likert 7 点计分, 范围从 1 表示“完全不同意”到 7 表示“完全同意”。最后得分取平均值, 分数越高代表系统合理信念水平越高。国内有研究表明该量表具有良好的信效度(杨沈龙, 郭永玉, 胡小勇, 舒首立, 李静, 2016)。在本研究中, 此量表的 α 系数为 0.89。

政府信任的测量, 采用前人(Grimmelikhuijsen, De Vries, & Zijlstra, 2018)研究中改编自民众对政府组织的信任量表(Citizen Trust in Government Organizations' scale; Grimmelikhuijsen & Knies, 2017)的 9 项目信任量表。该量表共包含三个维度, 分别测量个体对政府的能力(competence)、善意(benevolence)和诚实(integrity)的评价, 每个维度各有 3 个项目, 例如“政府有效地履行了自身职能”(能力)、“政府真的关心民众的福祉, 而不是只顾自身颜面”(善意)、“政府对民众是坦率的”(诚实)。鉴于“新冠肺炎疫情”的背景, 本研究分别测量了在疫情的应对上, 民众分别对中央政府和湖北武汉当地政府的信任。所有项目均采用 Likert 5 点计分, 范围从 1 表示“完全不同意”到 5 表示“完全同意”。最后得分都取平均值, 分数越高代表民众对政府的信任水平越高。在本研究中, 民众对中央政府的信任量表的 α 系数为 0.97; 民众对湖北武汉当地政府的信任量表的 α 系数为 0.98。

谣言采信的测量, 选用根据“新冠肺炎疫情”期间的网络传言而自编的两个题目, 具体为“新型冠状病毒可能是由境外敌对势力暗中投放的”以及“武汉当地政府在召开两会期间故意隐瞒了‘新冠肺炎人传人’的实情”。让参与者判断这两个项目的可信程度, 均采用 Likert 7 点计分, 范围从 1 表示“完全不可信”到 7 表示“完全可信”。前一题得分越高代表个体针对“敌方投毒”的谣言采信水平越高, 而后一题得分越高则代表个体对“政府瞒报”的谣言采信水平越高。

7.2.3 研究过程

首先, 将上述量表整理编辑后在网络问卷平台中制作成网络版问卷, 然后向全国各地进行投放以招募参与者。除了上述量表之外, 参与者还需要填写关于自身性别、年龄、受教育程度等人口学信息, 在顺利完成答题后将获得小额红包奖励。随后, 对所有问卷进行审阅和编码, 并剔除无效问卷。最后进行统计分析。

7.2.4 统计方法

采用 SPSS21.0 及其 PROCESS 插件进行统计分析, 统计方法涉及描述统计、相关与回归分析。并采用 AMOS17.0 进行共同方法偏差的检验。

7.3 结果与分析

7.3.1 共同方法偏差的控制与检验

由于采用问卷调查法获取数据, 根据相关建议(周浩, 龙立荣, 2004), 本研究在数据收集



时采用匿名调查以及部分项目反向计分的方式,从程序方面对共同方法偏差予以了一定的控制。在收集完数据后,采用 Harman 单因素检验方法进行共同方法偏差检验。对本研究所考察的核心模型中的五个变量所有项目进行未旋转的探索性因素分析,结果显示,共有 10 个特征值大于 1 的因子,且第一个因子仅能解释总方差的 24.28%,小于 40% 的临界标准。此外,研究还比较了五因素模型与单因素模型的 CFA 拟合情况。结果显示,五因素模型的拟合情况优于单因素模型。因此,本研究的共同方法偏差并不严重。

7.3.2 描述统计和相关分析

对本研究所关心的变量进行描述统计和相关分析,结果如表 4.7.1 所示。

表 4.7.1 核心变量的描述统计与相关分析($n=702$)

变量	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 系统威胁	5.68	1.19	—							
2. 秩序需求	4.31	.67	.32***	—						
3. 责任归因	3.13	.87	.14***	.05	—					
4. 集体自恋	4.31	1.00	.08*	.19***	-.45***	—				
5. 系统合理信念	4.70	1.38	-.06	.08*	-.63***	.60***	—			
6. 中央政府信任	4.00	1.05	-.06 [†]	.07 [†]	-.61***	.63***	.75***	—		
7. 当地政府信任	2.50	1.19	-.08*	-.08*	-.57***	.42***	.56***	.49***	—	
8. 敌方投毒采信	2.43	1.63	.08*	.06	-.06 [†]	.23***	.02	.09*	.13**	—
9. 政府瞒报采信	4.79	1.91	.18***	.10**	.40***	-.17***	-.39***	-.29***	-.48***	.16***

注: [†] $p < .10$, ^{*} $p < .05$, ^{**} $p < .01$, ^{***} $p < .001$ 。

首先看各变量的均值水平。大略地讲,在本研究的样本总体中,参与者的系统威胁感知($M = 5.68$, $SD = 1.19$; 7 点计分)、秩序需求($M = 4.31$, $SD = 0.67$; 6 点计分)、集体自恋($M = 4.31$, $SD = 1.00$; 6 点计分)、系统合理信念($M = 4.70$, $SD = 1.38$; 7 点计分)和中央政府信任($M = 4.00$, $SD = 1.05$; 5 点计分)都处于绝对水平上的较高范围,而责任归因($M = 3.13$, $SD = 0.87$; 5 点计分)则处于绝对水平的中间范围。相比之下,参与者的地方政府信任处于相对较低的水平($M = 2.50$, $SD = 1.19$; 5 点计分)。此外,敌方投毒采信处于较低水平($M = 2.43$, $SD = 1.63$; 7 点计分),而政府瞒报采信则处于相对较高水平($M = 4.79$, $SD = 1.91$; 7 点计分)。

然后看各变量之间的相关结果。系统威胁分别与秩序需求($r = 0.32$, $p < 0.001$)、责任归因($r = 0.14$, $p < 0.001$)、集体自恋($r = 0.08$, $p = 0.04$)、当地政府信任($r = -0.08$, $p = 0.04$)、“敌方投毒”谣言采信(0.08 , $p = 0.03$)、“政府瞒报”谣言采信(0.18 , $p < 0.001$)都呈显著相关,但与系统合理信念的相关并不显著($r = -0.06$, $p = 0.11$)。集体自恋分别与秩序需求($r = 0.19$, $p < 0.001$)、责任归因($r = -0.45$, $p < 0.001$)、系统合理信念($r = 0.60$, $p < 0.001$)、中央政府信任($r = 0.63$, $p < 0.001$)、当地政府信任($r = 0.42$, $p < 0.001$)、“敌方投毒”谣言采信($r = 0.23$, $p < 0.001$)、“政府瞒报”谣言采信($r = -0.17$, $p < 0.001$)都呈显著相关。秩序需求分别与系统合理



信念($r = 0.08, p = 0.04$)、中央政府信任($r = 0.07, p = 0.06$)、当地政府信任($r = -0.08, p = 0.04$)呈显著或边缘显著的相关，而与责任归因的相关并不显著($r = 0.05, p = 0.20$)。此外，责任归因分别与系统合理信念($r = -0.63, p < 0.001$)、中央政府信任($r = -0.61, p < 0.001$)、当地政府信任($r = -0.57, p < 0.001$)呈显著负相关。

可见，集体自恋、系统合理信念、中央政府信任这三个变量在本研究中与秩序需求和责任归因这两个变量具有类似的相关关系，而地方政府信任的相关关系则有明显不同的地方，并且系统威胁显著负向预测民众对武汉当地政府的信任。因此，系统威胁对地方政府信任的影响及其机制不同于其他这几个构念。简明起见，后续分析将不考虑地方政府信任。

7.3.3 并行双重中介模型检验

和子研究 3 一样，按照中介效应的一般检验流程(温忠麟, 叶宝娟, 2014a)，通过 4 个回归方程对并行双重中介模型进行逐步检验。其中，自变量是系统威胁，两个并行的中介变量是秩序需求和责任归因，因变量是集体自恋。为了让结果更直观，各变量在进入方程时都未经过标准化处理。另外按照 Hayes (2018, p.107)的建议，使用能够较好地平衡效度和检验力的非参数百分位 Bootstrap 法(抽取 5000 个样本)来计算相应的估计值。回归分析的结果如表 4.7.2 所示。⁵

表 4.7.2 系统威胁预测集体自恋的并行双重中介模型回归分析

方程	因变量	自变量	R^2	B	SE	t	95%CI
方程 1	集体自恋	系统威胁	.01	.07	.03	2.05*	[.00, .13]
方程 2	秩序需求	系统威胁	.10	.18	.02	9.03***	[.14, .22]
方程 3	责任归因	系统威胁	.02	.10	.03	3.84***	[.05, .16]
		系统威胁		.07	.03	2.46*	[.01, .13]
方程 4	集体自恋	秩序需求	.25	.27	.05	5.28***	[.17, .37]
		责任归因		-.55	.04	-14.25***	[-.62, -.47]

注: * $p < .05$, *** $p < .001$.

从表中可见，首先在方程 1 中，系统威胁能够显著正向预测集体自恋($B = 0.07, t = 2.05, p = 0.04$)，这说明系统威胁对集体自恋的总效应是显著的。其次，在方程 2 和方程 3 中，系统威胁能够分别显著正向预测秩序需求($B = 0.18, t = 9.03, p < 0.001$)和责任归因($B = 0.10, t = 3.84, p < 0.001$)。最后在方程 4 中，系统威胁($B = 0.07, t = 2.46, p = 0.01$)、秩序需求($B = 0.27, t = 5.28, p < 0.001$)和责任归因($B = -0.55, t = -14.25, p < 0.001$)三者都能够显著预测集体自恋。这表明秩序需求和责任归因同时充当在系统威胁与集体自恋之间的并行中介变量的假设是成立的；也就是说，系统威胁能够通过“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条并行中介路径而显著预测集体自恋。

⁵ 由于分析发现，诸如性别、年龄、受教育程度这些人口学变量的控制与否并不影响本研究的结果，简明起见，本研究只呈现了不控制人口学变量的结果。下同。



为了得到中介效应的估计区间,进一步采用 PROCESS 插件(模型 4; Hayes, 2018)的中介效应分析。结果发现,秩序需求在系统威胁与集体自恋之间非标准化的间接效应值为 0.05,其 95% 置信区间为[0.03, 0.08];而责任归因在系统威胁与集体自恋之间非标准化的间接效应值为-0.06,其 95% 置信区间为[-0.09, -0.03];总的间接效应值为-0.01,其 95% 置信区间为[-0.05, 0.03]。可见,两个间接效应值的符号相反,存在互相抵消的情况。因此,虽然这两条并行的中介路径都显著,但总的间接效应却不显著。此外,系统威胁到集体自恋的直接效应值为 0.07($t = 2.46, p = 0.01$),其 95% 置信区间为[0.01, 0.13]。这说明,除了秩序需求和责任归因这两个中介变量之外,系统威胁可能还会通过其他中介变量而影响集体自恋。

接着,本研究还考察了当系统合理信念、中央政府信任作为因变量时系统威胁是否能够通过同样的并行双重中介路径对它们产生影响。检验流程和方法与上面当集体自恋作为因变量时一样。回归分析的结果如表 4.7.3 所示,鉴于方程 2、方程 3 跟上面当集体自恋作为因变量时的相应方程一样,故这里对这两个方程予以省略。

表 4.7.3 系统威胁预测系统合理信念或中央政府信任的并行双重中介模型回归分析

方程	因变量	自变量	R^2	B	SE	t	95% CI
方程 1a	系统合理信念	系统威胁	.00	-.07	.04	-1.62	[-.16, .02]
方程 1b	中央政府信任	系统威胁	.00	-.06	.03	-1.70	[-.12, .01]
		系统威胁		-.01	.04	-.19	[-.08, .06]
方程 4a	系统合理信念	秩序需求	.41	.23	.06	3.59***	[.10, .35]
		责任归因		-1.01	.05	-21.49***	[-1.10, -.91]
		系统威胁		-.01	.03	-.31	[-.06, .05]
方程 4b	中央政府信任	秩序需求	.38	.16	.05	3.31**	[.07, .26]
		责任归因		-.74	.04	-20.31***	[-.81, -.67]

注: * $p < .05$, ** $p < .001$.

从表中可见,首先在方程 1a 和方程 1b 中,系统威胁都无法显著预测系统合理信念($B = -0.07, t = -1.62, p = 0.11$)和中央政府信任($B = -0.06, t = -1.70, p = 0.09$)。其次,根据表 4.7.2 可见,在方程 2 和方程 3 中,系统威胁能够分别显著正向预测秩序需求($B = 0.18, t = 9.03, p < 0.001$)和责任归因($B = 0.10, t = 3.84, p < 0.001$)。在方程 4a 中,系统威胁($B = -0.01, t = -0.19, p = 0.85$)无法显著预测系统合理信念,而秩序需求($B = 0.23, t = 3.59, p < 0.001$)和责任归因($B = -1.01, t = -21.49, p < 0.001$)皆能够显著预测系统合理信念。类似地,在方程 4b 中,系统威胁($B = -0.01, t = -0.31, p = 0.76$)无法显著预测中央政府信任,而秩序需求($B = 0.16, t = 3.31, p = 0.001$)和责任归因($B = -0.74, t = -20.31, p < 0.001$)皆能显著预测中央政府信任。这表明秩序需求和责任归因同样能够充当系统威胁影响系统合理信念或者中央政府信任的并行中介变量。这意味着,系统威胁影响系统合理信念或中央政府信任的中介机制与系统威胁影响集体



自恋的中介机制是相似的。

进一步采用 PROCESS 插件(模型 4; Hayes, 2018)的中介效应分析发现, 秩序需求在系统威胁与系统合理信念之间非标准化的间接效应值为 0.04, 其 95% 置信区间为 [0.01, 0.07]; 而责任归因在系统威胁与系统合理信念之间非标准化的间接效应值为 -0.11, 其 95% 置信区间为 [-0.16, -0.05]; 总的间接效应值为 -0.06, 其 95% 置信区间为 [-0.13, -0.00]。此外, 系统威胁到系统合理信念的直接效应值为 -0.01($t = -0.19, p = 0.85$), 其 95% 置信区间为 [-0.08, 0.06], 并未达到显著水平。这说明, 系统威胁只通过两条并行中介路径对系统合理信念产生影响, 但由于这两条中介路径的效应方向相反, 两者存在互相抵消的情况, 所以系统威胁对系统合理信念的总效应并不显著。

类似地, 秩序需求在系统威胁与中央政府信任之间非标准化的间接效应值为 0.03, 其 95% 置信区间为 [0.01, 0.05]; 而责任归因在系统威胁与中央政府信任之间非标准化的间接效应值为 -0.08, 其 95% 置信区间为 [-0.12, -0.04]; 总的间接效应值为 -0.05, 其 95% 置信区间为 [-0.09, -0.00]。此外, 系统威胁到中央政府信任的直接效应值为 -0.01($t = -0.31, p = 0.76$), 其 95% 置信区间为 [-0.06, 0.05]。这说明, 系统威胁只通过两条并行中介路径对中央政府信任产生影响, 但由于这两条中介路径的效应方向相反, 两者存在互相抵消的情况, 所以系统威胁对中央政府信任的总效应并不显著。

7.3.4 有调节的中介模型检验(以集体自恋为因变量)

表 4.7.4 有调节的中介效应分析(以集体自恋为因变量)

预测变量	方程 1(集体自恋)				方程 4(集体自恋)			
	B	SE	t	95%CI	B	SE	t	95%CI
系统威胁	.10	.03	3.80***	[.05, .15]	.10	.03	3.77***	[.05, .15]
系统合理信念	.44	.02	20.01***	[.40, .49]	.32	.03	11.61***	[.27, .38]
秩序需求					.19	.05	4.09***	[.10, .27]
责任归因					-.19	.04	-4.34***	[-.27, -.10]
系统威胁×系统合理信念	-.01	.02	-.56	[-.04, .02]	-.03	.02	-1.95†	[-.07, .00]
秩序需求×系统合理信念					-.07	.03	-2.40*	[-.13, -.01]
责任归因×系统合理信念					.15	.02	6.95***	[.10, .19]
R^2			.37				.44	
F			137.02***				78.65***	

注: $n = 702$; $†p < .10$, $*$ $p < .05$, $*** p < .001$ 。

按照有调节的中介效应的一般检验流程(温忠麟, 叶宝娟, 2014b), 通过四个方程对有调节的中介模型进行逐步检验。其中, 自变量是系统威胁, 两个并行的中介变量是秩序需求和责任归因, 调节变量是系统合理信念, 因变量是集体自恋。另外按照 Hayes (2018, p.107) 的建议, 使用能够较好地平衡效度和检验力的非参数百分位 Bootstrap 法(抽取 5000 个样本)来



计算相应的估计值。在检验前先将全部预测变量进行中心化处理。分析的结果如表 4.7.4 所示。鉴于方程 2、方程 3 与上面并行双重中介模型分析时的相应方程一样，故下表对这两个方程予以省略。

首先从表 4.7.4 可见，在方程 1 中，系统威胁($B = 0.10, t = 3.80, p < 0.001$)和系统合理信念($B = 0.44, t = 20.01, p < 0.001$)都能显著预测集体自恋，但系统威胁与系统合理信念的交互项无法显著预测集体自恋($B = -0.01, t = -0.56, p = 0.58$)。其次，根据前文的表 4.7.2 可见，在方程 2 和方程 3 中，系统威胁能够分别显著正向预测秩序需求($B = 0.18, t = 9.03, p < 0.001$)和责任归因($B = 0.10, t = 3.84, p < 0.001$)。再次，在方程 4 中，系统威胁($B = 0.10, t = 3.77, p < 0.001$)、系统合理信念($B = 0.32, t = 11.61, p < 0.001$)、秩序需求($B = 0.19, t = 4.09, p < 0.001$)都能显著正向预测集体自恋，而责任归因能显著负向预测集体自恋($B = -0.19, t = -4.34, p < 0.001$)；同时，秩序需求与系统合理信念的交互项($B = -0.07, t = -2.40, p = 0.017$)以及责任归因与系统合理信念的交互项($B = 0.15, t = 6.95, p < 0.001$)都能显著地预测集体自恋，而系统威胁与系统合理信念的交互项只能边缘显著地预测集体自恋($B = -0.03, t = -1.95, p = 0.052$)。可见，系统合理信念能够显著调节秩序需求与集体自恋的关系以及责任归因与集体自恋的关系。

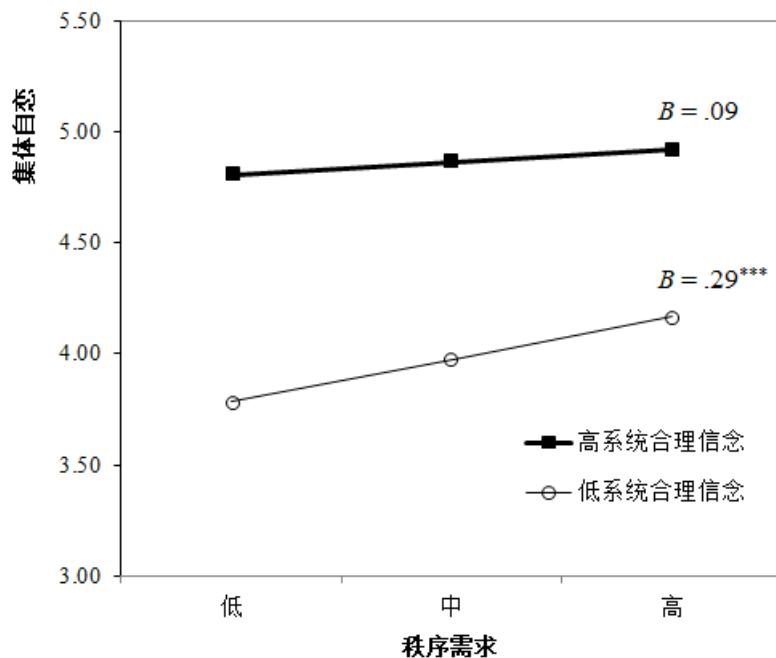


图 4.7.1 系统合理信念对秩序需求与集体自恋关系的调节作用(注: *** $p < .001$)

为了揭示系统合理信念如何调节秩序需求与集体自恋的关系，进行简单斜率检验，结果如图 4.7.1。当系统合理信念水平较低时($-1 SD$)，秩序需求显著正向预测集体自恋($B = 0.29, t = 4.85, p < 0.001$)；当系统合理信念水平较高时($+1 SD$)，秩序需求无法显著预测集体自恋($B = 0.09, t = 1.34, p = .18$)。

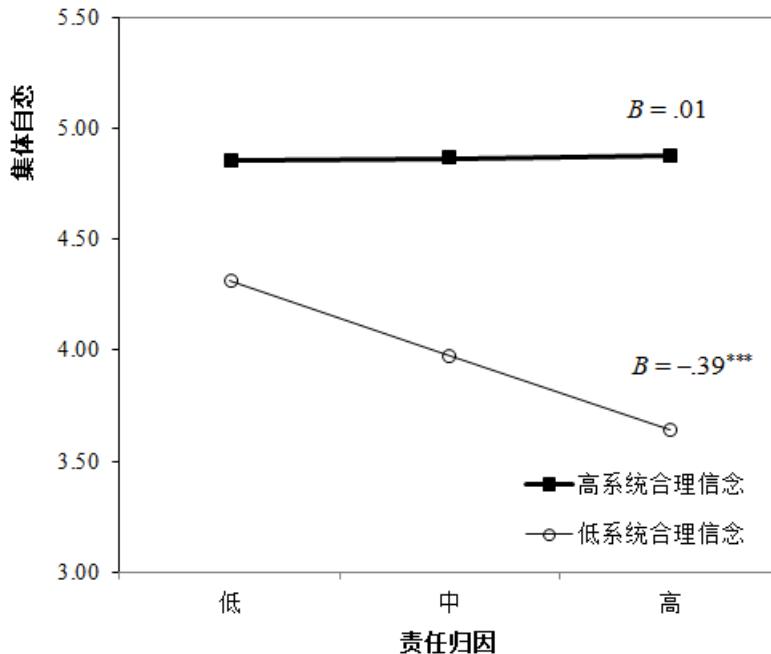


图 4.7.2 系统合理信念对责任归因与集体自恋关系的调节作用(注: *** $p < .001$)

为了揭示系统合理信念如何调节责任归因与集体自恋的关系, 进行简单斜率检验, 结果如图 4.7.2。当系统合理信念水平较低时($-1 SD$), 责任归因显著负向预测集体自恋($B = -0.39$, $t = -7.40$, $p < 0.001$); 当系统合理信念水平较高时($+1 SD$), 责任归因无法显著预测集体自恋($B = 0.01$, $t = 0.28$, $p = .78$)。

根据温忠麟和叶宝娟(2014b)的观点, 系统威胁与集体自恋之间存在有调节的中介效应, 不仅“系统威胁→秩序需求→集体自恋”的后半路径受到了系统合理信念的调节, 而且“系统威胁→责任归因→集体自恋”的后半路径也受到了系统合理信念的调节。

进一步采用 PROCESS 插件中的模型 15(Hayes, 2018)进行检验, 结果发现, 在秩序需求这条路径上, 有调节的中介指数(index of moderated mediation)为 -0.013 , 95% 置信区间为 $[-0.030, -0.001]$, 不包括 0, 所以系统合理信念确实显著调节了系统威胁通过秩序需求对集体自恋的间接效应。并且, 当系统合理信念的水平较低($-1 SD$)时, 非标准化的间接效应为 0.052, 95% 的置信区间为 $[0.023, 0.089]$; 而当系统合理信念的水平较高($+1 SD$)时, 非标准化的间接效应为 0.015, 95% 的置信区间为 $[-0.008, 0.036]$ 。此外, 在责任归因这条路径上, 有调节的中介指数为 0.015, 95% 置信区间为 $[0.007, 0.025]$, 不包括 0, 所以系统合理信念确实显著调节了系统威胁通过责任归因对集体自恋的间接效应。并且, 当系统合理信念的水平较低($-1 SD$)时, 非标准化的间接效应为 -0.040 , 95% 的置信区间为 $[-0.065, -0.018]$; 而当系统合理信念的水平较高($+1 SD$)时, 非标准化的间接效应为 0.002, 95% 的置信区间为 $[-0.009, 0.012]$ 。

7.3.5 有调节的中介模型检验(以中央政府信任为因变量)

与上面一样, 按照有调节的中介效应的一般检验流程(温忠麟, 叶宝娟, 2014b), 通过四



个方程对有调节的中介模型进行逐步检验。其中,自变量是系统威胁,两个并行的中介变量是秩序需求和责任归因,调节变量是系统合理信念,因变量是中央政府信任。另外按照 Hayes (2018, p.107)的建议,使用能够较好地平衡效度和检验力的非参数百分位 Bootstrap 法(抽取 5000 个样本)来计算相应的估计值。在检验前先将全部预测变量进行中心化处理。分析的结果如表 4.7.5 所示。鉴于方程 2、方程 3 与上面并行双重中介模型分析时的相应方程一样,故下表对这两个方程予以省略。

表 4.7.5 有调节的中介效应分析(以中央政府信任为因变量)

预测变量	方程 1(中央政府信任)				方程 4(中央政府信任)			
	B	SE	t	95%CI	B	SE	t	95%CI
系统威胁	-.02	.02	-0.73	[-.06, .03]	.02	.02	.92	[-.02, .06]
系统合理信念	.57	.02	29.98***	[.53, .61]	.42	.02	18.37***	[.38, .47]
秩序需求					.04	.04	1.19	[-.03, .12]
责任归因					-.27	.04	-7.60***	[-.34, -.20]
系统威胁×系统合理信念	.01	.02	.75	[-.02, .04]	-.01	.01	-.73	[-.04, .02]
秩序需求×系统合理信念					-.09	.03	-3.57***	[-.14, -.04]
责任归因×系统合理信念					.16	.02	8.99***	[.12, .19]
<i>R</i> ²			.57				.65	
<i>F</i>			308.95***				182.89***	

注: $n = 702$; *** $p < .001$.

首先从上表 4.7.5 可见,在方程 1 中,系统合理信念($B = 0.57, t = 29.98, p < 0.001$)能显著预测中央政府信任,但系统威胁($B = -0.02, t = -0.73, p = 0.46$)及系统威胁与系统合理信念的交互项($B = 0.01, t = 0.75, p = 0.45$)都无法显著预测中央政府信任。其次,根据前文表 4.7.2,在方程 2 和方程 3 中,系统威胁能够分别显著正向预测秩序需求($B = 0.18, t = 9.03, p < 0.001$)和责任归因($B = 0.10, t = 3.84, p < 0.001$)。再次,在方程 4 中,系统合理信念($B = 0.42, t = 18.37, p < 0.001$)能显著正向预测中央政府信任,责任归因能显著负向预测中央政府信任($B = -0.27, t = -7.60, p < 0.001$),而系统威胁($B = 0.02, t = 0.92, p = 0.36$)、秩序需求($B = 0.04, t = 1.19, p = 0.23$)无法显著预测中央政府信任;同时,秩序需求与系统合理信念的交互项($B = -0.09, t = -3.57, p < 0.001$)以及责任归因与系统合理信念的交互项($B = 0.16, t = 8.99, p < 0.001$)能显著地预测中央政府信任,而系统威胁与系统合理信念的交互项无法显著地预测中央政府信任($B = -0.01, t = -0.73, p = 0.47$)。由此可见,系统合理信念能够显著调节秩序需求与中央政府信任的关系以及责任归因与中央政府信任的关系。

为了揭示系统合理信念如何调节秩序需求与中央政府信任的关系,进行简单斜率检验,结果如图 4.7.3。当系统合理信念水平较低时($-1 SD$),秩序需求显著正向预测中央政府信任($B = 0.17, t = 3.44, p < 0.001$);当系统合理信念水平较高时($+1 SD$),秩序需求无法显著预测中央政府信任($B = -0.08, t = -1.48, p = 0.14$)。

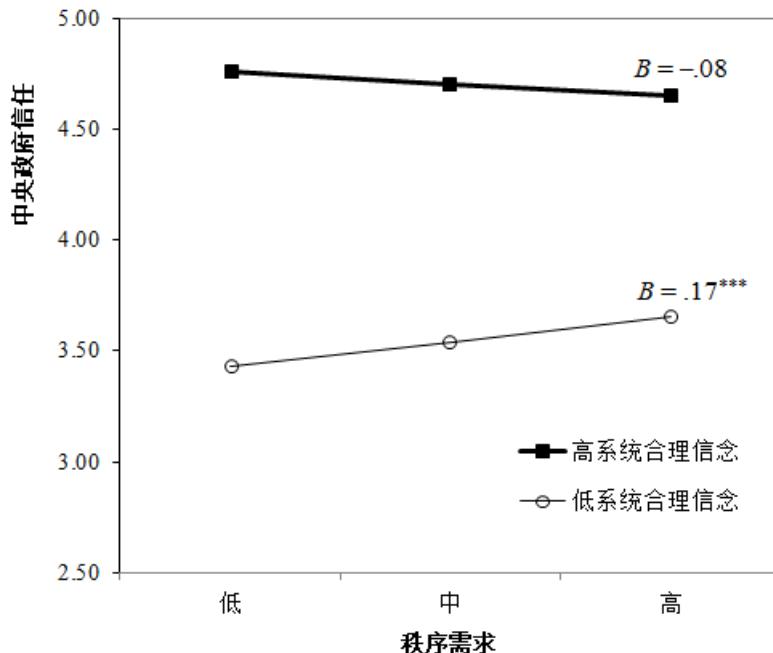


图 4.7.3 系统合理信念对秩序需求与中央政府信任关系的调节作用(注: $^{***} p < .001$)

为了揭示系统合理信念如何调节责任归因与中央政府信任的关系, 进行简单斜率检验, 结果如图 4.7.4。当系统合理信念水平较低时($-1 SD$), 责任归因显著负向预测中央政府信任 ($B = -0.48, t = -11.19, p < 0.001$); 当系统合理信念水平较高时($+1 SD$), 责任归因无法显著预测中央政府信任($B = -0.06, t = -1.31, p = .19$)。

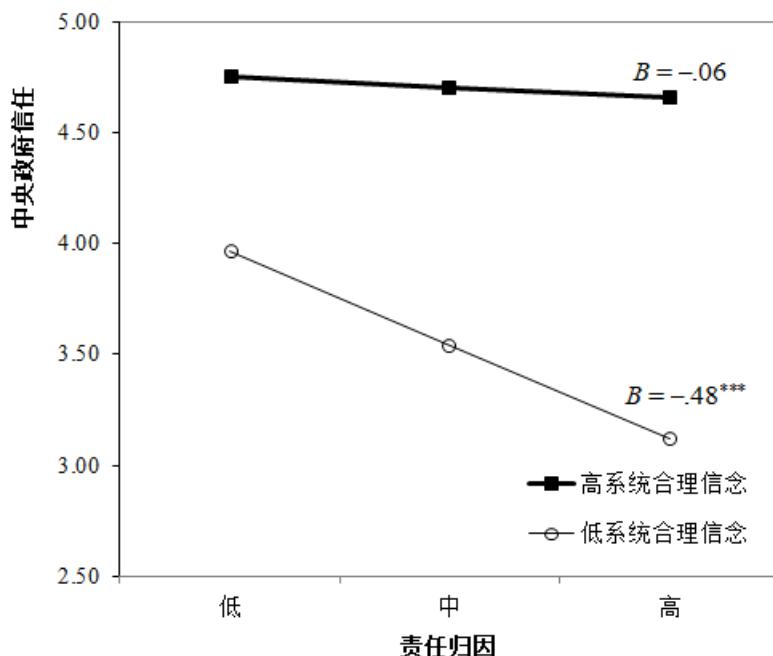


图 4.7.4 系统合理信念对责任归因与中央政府信任关系的调节作用(注: $^{***} p < .001$)



根据温忠麟和叶宝娟(2014b)的观点,系统威胁与中央政府信任之间存在有调节的中介效应,不仅“系统威胁→秩序需求→中央政府信任”的后半路径受到了系统合理信念的调节,而且“系统威胁→责任归因→中央政府信任”的后半路径也受到了系统合理信念的调节。

进一步采用 PROCESS 插件中的模型 15(Hayes, 2018)进行检验,结果发现,在秩序需求这条路径上,有调节的中介指数为-0.016,95%置信区间为[-0.032, -0.005],不包括 0,所以系统合理信念确实显著调节了系统威胁通过秩序需求对中央政府信任的间接效应。并且,当系统合理信念的水平较低(-1 SD)时,非标准化的间接效应为 0.030,95%的置信区间为[0.006, 0.061];而当系统合理信念的水平较高(+1 SD)时,非标准化的间接效应为-0.015,95%的置信区间为[-0.035, 0.001]。

此外,在责任归因这条路径上,有调节的中介指数为 0.016,95%置信区间为[0.008, 0.026],不包括 0,所以系统合理信念确实显著调节了系统威胁通过责任归因对中央政府信任的间接效应。并且,当系统合理信念的水平较低(-1 SD)时,非标准化的间接效应为-0.050,95%的置信区间为[-0.079, -0.023];而当系统合理信念的水平较高(+1 SD)时,非标准化的间接效应为-0.005,95%的置信区间为[-0.014, 0.002]。

7.4 讨论

子研究 7 以“新冠肺炎疫情”为背景,通过问卷调查法检验了系统威胁影响集体自恋和其他一些相关变量的并行双重中介模型及其边界条件,所得结果为本文提出的总体假设模型提供了支持,具体如下:首先,相关分析发现,系统威胁与集体自恋呈显著正相关,与系统合理信念相关不显著,与中央政府信任呈边缘显著相关,与地方政府信任呈显著负相关,这说明这些构念是有明显区别的。相关分析还发现,责任归因与集体自恋、系统合理信念、中央政府信任、地方政府信任都呈显著负相关;秩序需求与集体自恋、系统合理信念以及中央政府信任这三个变量都呈显著或边缘显著的正相关,而与地方政府信任呈显著负相关。这表明,系统合理信念、中央政府信任有可能通过与集体自恋所通过的同样机制受到系统威胁的影响。此外,敌方投毒谣言的采信水平能被集体自恋、中央政府信任和地方政府信任显著正向预测,而政府瞒报谣言的采信水平则能被集体自恋、系统合理信念、中央政府信任和地方政府信任显著负向预测。可见,系统合理信念、集体自恋、中央政府信任既有所不同、又有相似,彼此是独立又相关的构念。

其次,中介分析发现,系统威胁不仅能够通过秩序需求和责任归因这两个中介变量影响集体自恋,同样还能够通过这两个中介变量影响系统合理信念和中央政府信任。其中,系统威胁通过秩序需求对集体自恋、系统合理信念、中央政府信任的影响是正向的,即个体所感知到的系统威胁越大,其秩序需求水平就越高,这进而会使其集体自恋、系统合理信念以及中央政府信任水平有所上升。而系统威胁通过责任归因对集体自恋、系统合理信念、中央政府信任的影响是负向的,即个体所感知到的系统威胁越大,其对整个政府系统的责任归因水



平就越高，这进而会使其集体自恋、系统合理信念以及中央政府信任水平有所下降。这意味着，系统威胁影响集体自恋、系统合理信念、中央政府信任的心理机制都涉及同样的并行双重中介路径，并且这两条中介路径的效应是相反的，存在互相抵消的情况，以致系统威胁对集体自恋、系统合理信念和中央政府信任的总效应都比较小，甚至可能达不到显著水平。需要指出的是，这种总效应不显著的情形并不影响中介分析，只不过应该放在“广义中介分析”或包含“遮掩效应”的框架中来考量(e.g., 温忠麟, 叶宝娟, 2014a; Hayes, 2018, p.117)。

再次，有调节的中介分析发现，系统合理信念确实能显著调节系统威胁通过秩序需求和责任归因影响集体自恋或中央政府信任的并行双重中介路径。就秩序需求这一路径来说，当系统合理信念较低时，系统威胁通过秩序需求对集体自恋或中央政府信任的正效应显著，当系统合理信念较高时，系统威胁通过秩序需求对集体自恋或中央政府信任的正效应不显著。这说明对于民众而言，国家与中央政府都具有独立于社会系统的补偿性控制作用。就责任归因这一路径来说，当系统合理信念较低时，系统威胁通过责任归因对集体自恋或中央政府信任的负效应显著，当系统合理信念较高时，系统威胁通过责任归因对集体自恋或中央政府信任的负效应都减弱至不显著。这说明较高的系统合理信念确实能够缓冲系统威胁通过责任归因对集体自恋或中央政府信任的负效应。

总体而言，本研究所得结果支持了本文所提出的总体假设模型，即系统威胁影响集体自恋的并行双重中介路径会受到系统合理信念的调节。此外，系统威胁与中央政府信任之间也存在类似于系统威胁与集体自恋之间的作用机制。



第五部分 综合讨论

集体自恋一般可被认为是一种夹杂有怀恨之心的对本国的积极信念,其中的怀恨或不满情绪指向于那些没有充分尊重和认可本国的人群或国家。尽管集体自恋也含有对国家的爱,但过高的集体自恋倾向于增加群际偏见、歧视、敌对态度或行为,因此它往往更可能损害而不是增加国民的真正福祉。自从 Adorno 和 Fromm 最初提出并分析集体自恋这个概念以来已过去半个多世纪,但人们似乎还没有充分认识到过高的集体自恋所可能导致的危害,至今也还无法超脱它的影响——不难察觉,集体自恋的相关现象如今正如火如荼地上演于世界诸国。在此背景下,国外已有越来越多的研究者开始积极关注并研究集体自恋及其前因后果。不过,国内研究者对集体自恋的研究还很稀少。为此,本研究首先初步考察了我国民众的集体自恋状况及变化趋势,然后检验了国外研究者所使用的集体自恋量表在我国的适用性,随后在新冠肺炎疫情背景下考察了系统威胁对集体自恋的影响机制,获得了一些有意义的发现。下面将综合讨论本研究所得的结果。

1 集体自恋的中国本土考察

1.1 我国民众的集体自恋情况

子研究 1 所用的调查数据来自于已公开的四轮“亚洲晴雨表调查”,该调查广泛又随机地采集了亚洲许多国家或地区 18 岁以上的成年人样本,具有良好的代表性(翟一达, 2018)。从子研究 1 的结果可知,在最近三轮从 2007 年到 2016 年的调查中(其中开始包含有集体自恋的相关指标),我国民众的集体自恋可能在整体上处于中高水平,大多数民众都对作为一名中国公民而感到很骄傲或自豪,并且即使有机会也不愿意前往国外生活。结果还显示,我国民众的集体自恋有逐步上升的趋势,且在 2015 年~2016 年的最后一轮调查中已略微超过民众对政府的信任水平。此外,集体自恋与年龄、受教育程度、城乡类别都有一定程度的相关,但与性别无关。总体来说,乡村居民的集体自恋水平比城镇居民的集体自恋水平略高一些。尤其是年龄越大、受教育程度越低时,个体的集体自恋水平就倾向于越高;这点正与国外一些研究(e.g., Marchlewsk et al., 2018, 2019)的发现相似。这说明集体自恋者在年龄较大、受教育程度较低的人群中更有可能出现,其中原因可能是这部分人群的信息获取能力和批判性思维能力相对较弱。例如有一项研究发现,年龄较大、教育水平较低、持有农村户口的民众更可能属于非批判性公民(马得勇, 王志浩, 2017),而非批判性公民显然比批判性公民更有可能是集体自恋者。不过需要说明的是,定量研究得到的结论只是概率推论,因此不能仅仅因为一个人的年龄较高、受教育程度较低并且持有农村户口就认为这个人具有较高的集体自恋倾向,而只能说这样一个人更可能具有较高的集体自恋倾向。此外,集体自恋中也包含



有对内群体的积极认同,过往研究中常常需要把这种积极认同通过统计方法排除掉后集体自恋才能更好地预测许多消极结果(Cichocka, 2016)。正如 Fromm (1964/2010)所言, 集体自恋也可能是一种必要和有价值的积极倾向, 只要它是良性的并且在一定的限度内。

简言之, 子研究 1 的结果表明了我国民众的集体自恋倾向可能并不低, 而且还可能有逐渐上升的趋势。实际上, 这一发现与国外研究者的看法一致。例如 Golec de Zavala 等人(2009)很早就基于过往文献指出过, 尤其是在集体主义文化中, 人们的个体自恋可能起源于自身所属集体的名声和荣誉。也就是说, 在集体主义文化中, 个人的自恋所反映的很可能就是集体自恋。

1.2 集体自恋的相近构念及后效

子研究 1 另外还发现, 与国外研究(e.g., Cichocka et al., 2016; Federico & Golec de Zavala, 2018)的结果类似, 民众的集体自恋不仅与系统合理信念呈较高水平的相关, 还与政府信任呈中等水平的相关。不过, 集体自恋随时间变化的趋势不同于系统合理信念和政府信任, 而且唯独集体自恋在几轮调查中呈现出上升趋势, 而系统合理信念和政府信任在最近几轮调查中都略有回落。此外, 集体自恋的波动幅度也大于系统合理信念的波动幅度。这些结果不仅说明了我国民众的集体自恋与系统合理信念和政府信任是彼此相近又有区别的构念, 还说明了集体自恋相比于系统合理信念、政府信任可能更是人们满足自身诸多需要的重要途径。这与有些学者的看法相似, 他们认为, 作为人们所认同的最重要的社会类别之一, 国家认同是用来合理化社会机构的首要集体身份(e.g., Roccas & Berlin, 2016, p.22), 而集体自恋也正是一种形式的国家认同(Golec de Zavala et al., 2009)。

为了更直接地考察我国民众的集体自恋, 子研究 2 专门翻译并检验了集体自恋量表, 结果得到了与英文原版量表信效度相近的中文版量表, 并在高校学生样本和社会人士样本中进行了验证。子研究 2 的相关分析结果发现, 集体自恋与爱国主义、盲目爱国主义、民族主义、威权人格这些相近构念都存在着较高水平的相关, 这与前人(e.g., Golec de Zavala et al., 2009, 2016)的研究发现一致。正如前文综述所言, 集体自恋作为一个属于自恋型内群体积极性的构念, 它不仅与属于非自恋型内群体积极性的构念存在相关, 更可能与诸如盲目爱国主义、民族主义等同属于自恋型内群体积极性的构念存在高度相关。值得注意的是, 集体自恋与国际主义的相关并不显著, 而威权人格、盲目爱国主义、尤其是爱国主义都与国际主义呈一定程度的显著正相关, 民族主义则与国际主义呈显著负相关。这些结果不仅说明了集体自恋与威权人格、爱国主义、盲目爱国主义、民族主义存在一定的区别, 并且也表明了集体自恋者并不关心国际主义事业或者说全人类的福祉, 它只是一种局限于内群体的爱(ingroup love; Golec de Zavala, 2011)。

子研究 2 的相关分析进一步表明, 集体自恋能显著预测个体对外群体威胁的感知, 特别是个体对来自美国的军事性威胁和羞辱性威胁的感知, 也就是说, 集体自恋水平越高, 个体



越是认为中国受到境外势力的重大威胁,尤其是认为受到美国对中国的现实性或象征性威胁。另外,集体自恋还能够显著预测对美国人和美国政府的偏见以及对美强硬政策。这些结果与先前研究(e.g., Cai & Gries, 2013; Golec de Zavala et al., 2009)的发现相似,表明了不管是国外还是国内,集体自恋者不但对外部威胁高度敏感,而且还倾向于对外群体怀有偏见和敌对态度。这种发现是令人堪忧的,因为对于存在竞争关系的两个国家,一旦出现冲突,各方的集体自恋者可能很容易仅仅因为受到对方国家中强硬派的挑唆或威胁就对对方整个国家充满敌意和报复心理,结果让双方国家中原本可能不占多数的强硬派得到更多支持,以致冲突的升温升级(e.g., Golec de Zavala et al., 2009, 2016)。鉴于现今中美之间的紧张关系(Gries & Wang, 2020),上述发现不得不令更多人对集体自恋怀有一些警惕之心。

此外,子研究2还发现,集体自恋无法预测一般性的阴谋论信念。因此,子研究7分别测量了针对外群体的阴谋论和针对内群体的阴谋论,涉及新冠肺炎疫情期间的两则网上传言,一则关于“武汉当地政府瞒报”的谣言,另一则关于“境外敌对势力投毒”的谣言。结果发现,集体自恋能显著正向预测敌方投毒的谣言采信,而显著负向预测政府瞒报的谣言采信;也就是说,集体自恋水平越高,个体越是相信新冠病毒是敌方故意投放的,但越是不相信在疫情早期武汉当地政府存在瞒报的传言。这与国外研究(Cichocka et al., 2016)的发现类似,即集体自恋只能预测更高水平的外群体阴谋论,而无法预测更高水平的内群体阴谋论。最近也有研究(Van Bavel et al., 2020)发现,集体自恋能够显著预测美国人对于“新冠病毒是由中国政府故意扩散的”这则阴谋论的相信程度。总的来说,无论是国外还是国内,集体自恋都具有相似的特征或后效。

2 系统威胁影响集体自恋的心理机制

2.1 动机与认知双路径: 秩序需求与责任归因的并行中介作用

基于新冠肺炎疫情的背景,子研究3~6专门考察了疫情危机这种系统威胁影响集体自恋的并行双重中介模型,另外子研究7也顺带验证了该中介模型。将这场疫情危机作为系统威胁来考察是因为它对我国社会秩序和人民生命安全都产生了巨大威胁,符合系统威胁的内涵,并且在本研究开展之时(也即本国疫情最严重的时期),民众对政府系统在这次疫情上责任的认识是不确定和多样化的,因此这场疫情危机特别适合于检验本文所假设的双路径模型。子研究3首先通过一项调查检验了系统威胁通过秩序需求和责任归因影响集体自恋的并行双重中介模型,结果发现“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条效应相反的并行中介路径是成立的。其中,系统威胁通过秩序需求对集体自恋的影响是正向的,即个体感知到的威胁越大,其秩序需求水平就越高,这进而会使其集体自恋水平有所上升。而系统威胁通过责任归因对集体自恋的影响是负向的,即个体感知到的威



胁越大，其对整个政府系统的责任归因水平就越高，这进而会使其集体自恋水平有所下降。然后，子研究 4 采用自然实验法检验了秩序需求与责任归因在系统威胁与集体自恋之间的并行中介作用，结果与子研究 3 一样，并支持了系统威胁与两个中介变量之间的因果关系。接着，子研究 5 和 6 采用实验法分别操纵了秩序需求和责任归因，并测量了集体自恋，结果也支持了这两个中介变量与集体自恋之间的因果关系。最后，子研究 7 通过更大样本的调查顺带验证了上述关系。可见，这些子研究通过“测量中介设计”和“实验因果链设计”(Spencer et al., 2005)重复验证了本文假设的秩序需求与责任归因的并行双重中介作用。

上述结果与补偿性控制理论、情境危机传播理论的观点十分吻合。一方面，根据补偿性控制理论(Kay et al., 2008, 2009; Shepherd & Kay, 2020)，因缺乏个人控制而产生的秩序需求会推动人们去采取补偿性策略以缓解失控所带来的不适感，而政府、宗教、国家等外部系统都是满足秩序需求的途径。显然，子研究 3、4、5、7 中动机路径的结果为集体自恋的补偿作用提供了有力支持。另一方面，根据情境危机传播理论(Coombs, 2007; Coombs & Holladay, 2002)，危机事件很可能通过危机责任归因而对组织声誉产生负面影响，并且责任归因的大小往往取决于危机事件的性质(如后果严重性)。子研究 3、4、6、7 表明民众心目中的国家形象会受到疫情危机这种系统威胁及其责任归因的负面影响，因此认知路径的结果为情境危机传播理论的观点提供了有力支持。此外，子研究 6 通过阅读材料对责任归因的操纵显著影响了民众的责任归因及集体自恋水平，并且效应量都处于中高水平，这说明了新闻报道的叙事话语(narrative discourse)确实能显著影响民众的认知。

需要说明的是，由于动机路径与认知路径的效应是相反的，总的中介效应为正为负则取决于两者孰大孰小。在可以计算中介效应的子研究 3、4、7 中，两条路径的效应大小都十分接近以致出现互相抵消的情况，因此总的中介效应都不显著。只不过子研究 4 的直接效应也不显著，所以系统威胁对集体自恋的总效应不显著；而子研究 3 和子研究 7 的直接效应显著且为正，所以系统威胁对集体自恋的总效应也显著且为正。这说明了在系统威胁与集体自恋之间还可能存在其他中介变量，而且它与秩序需求一样能够提升集体自恋水平。不管怎样，这些不一致之处并不影响本文所假设的并行双重中介模型的成立。总之，系统威胁对集体自恋的中介机制并不是单一的，需要结合动机路径和认知路径才能揭示出更完整的作用机制。当然，对于其中所涉及的两条路径，动机与认知只是一种常见说法(Jost et al., 2017)，还可以说成是热认知与冷认知(Jost et al., 2003)，或者防卫性动机与准确性动机(Fischer & Greitemeyer, 2010)等等。

2.2 个人与情境交互：系统合理信念的调节作用

同样以新冠肺炎疫情为背景，子研究 7 通过一项较大样本的调查检验了上述并行双重中介模型的边界条件，从而验证本文提出的总体假设模型。这里所考察的调节变量是系统合理信念，它反映了个体所相信当前社会系统的公平、合理和正当程度。在子研究 1 中，系统合



理信念已被发现具有比集体自恋更稳定的性质，它较不容易随时间而改变；在子研究 7 中，系统威胁对系统合理信念的总效应并不显著。因此，系统合理信念在本研究中可作为一个类特质的调节变量来考察。从子研究 7 的有调节的中介作用分析结果可见，系统合理信念确实能够显著调节“系统威胁→秩序需求→集体自恋”和“系统威胁→责任归因→集体自恋”这两条路径的后半路径。

就秩序需求这一动机路径来说，子研究 7 发现，当系统合理信念较低时，系统威胁通过秩序需求对集体自恋的正效应显著；而当系统合理信念较高时，系统威胁通过秩序需求对集体自恋的正效应不显著。也就是说，当民众受到威胁而产生秩序需求时，对于那些认为社会系统较不合理的民众，他们反而更倾向于从国家的夸大形象中获得补偿，也即集体自恋可能发挥更大的补偿作用。这意味着，国家与社会系统对于民众而言是两个并不等同的外部系统，社会系统的不足并不会阻碍、反而会促进国家发挥其补偿作用。类似的结果也出现于一项基于美国样本的研究(van der Toorn et al., 2014)——当没有系统威胁存在时，自由主义者相比保守主义者而言具有较低的国家认同水平；当存在系统威胁时，系统威胁所产生的系统合理化动机能显著提升自由主义者、而非保守主义者的国家认同水平，以致两者在国家认同上的差异缩小至不显著。由于自由主义者的系统合理信念较低一些(Jost, 2017; Jost & Kende, 2020)，这项研究也说明了国家认同对于系统合理信念较低的民众可能发挥更大的补偿作用。可见，这些发现都符合前人(e.g., Kay et al., 2010)的观点，即外部补偿途径对个体而言是可互相代替的，一者(如宗教)的不足会让个人转向另一者(如政府或国家)。因此，当其他途径受阻时，把信心投向国家的集体自恋可能是满足秩序需求的更重要途径。

就责任归因这一认知路径来说，子研究 7 发现，当系统合理信念较低时，系统威胁通过责任归因对集体自恋的负效应显著；而当系统合理信念较高时，系统威胁通过责任归因对集体自恋的负效应减弱至不显著。这说明较高的系统合理信念确实能够缓冲系统威胁通过责任归因对集体自恋的负效应。由此可见，这一结果符合情境危机传播理论(Coombs, 2007; Coombs & Holladay, 2002)的观点，即组织先前积累起来的声誉资本具有一种“光环效应”，可能缓冲危机事件通过责任归因对组织当前声誉的负面影响。不过，先前大多数研究只在组织水平上验证过这种光环效应(e.g., Claeys & Cauberghe, 2015; Coombs & Holladay, 2006; Kim & Woo, 2019)，而没有如本文这样在更宏观的集体水平上验证这种光环效应。

另外值得一提的是，子研究 7 还发现，上述总体假设模型中把因变量集体自恋替换成中央政府信任也是同样成立的，但替换成地方政府信任则模型不成立，原因可能是民众对武汉当地政府在这场疫情中的信任程度较低，因此无法发挥补偿性控制的功能(e.g., Kay et al., 2008)。这说明了在这场疫情危机中，中央政府信任不仅具有与集体自恋相似的补偿性控制功能，可以在民众受到威胁后满足他们的秩序需求，但同时它又在一定程度上会受到责任归因的负面影响。总而言之，民众在这场疫情威胁中不一定要从集体自恋中获得补偿，还可以转向中央政府，从对中央政府的信任中获得一定程度的补偿。这与国外研究者的观点和发现



是类似的，即诸如政府等的外部系统确实能够有效补偿个人控制(Kay et al., 2008, 2009; Shepherd & Kay, 2020)。

3 研究意义与贡献

3.1 理论与现实意义

就理论意义而言，首先，本研究基于我国本土对集体自恋的考察，在一定程度上反映了集体自恋具有跨文化的一致性，它区别于爱国主义、民族主义、威权人格等相近构念，并且过高的集体自恋在国内外都可能导致诸如敌意、外群体阴谋论等消极结果；其次，本研究对集体自恋受系统威胁影响机制的考察，揭示出了认知与动机双路径的共同作用，推进了对集体自恋成因的认识。再次，本研究不仅验证了补偿性控制理论的观点，支持了外部系统之间在补偿性控制上的替代作用，此外还拓展了情境危机传播理论的适用范围，支持了它在危机事件与国家形象关系上的解释力。

就现实意义而言，本研究的发现一方面有助于让更多人留意到集体自恋及其可能的消极影响，或许可以在一定程度上让人们对集体自恋相关现象提高警惕并让心理学在我国的社会治理事业中发挥更大的作用；另一方面还有助于更全面和深入地认识诸如此次新冠肺炎疫情这样的危机事件或系统威胁对民众心理所造成的影响，可以为如何更有效地在危机事件中凝聚人心带来一些启发。择要而言，我国民众的系统合理信念仍有不少可提升的空间，只要国家在平时就切实地巩固好民众的系统合理信念，那么在危机事件来临的时候，国家就能更从容和有效地减少危机事件所带来的不利影响。

3.2 研究贡献

与过往研究相比，本文的研究贡献主要体现在以下几点：

第一，本研究将集体自恋这一概念引介到国内，并验证了中文版集体自恋量表，为今后国内集体自恋领域相关研究的展开奠定了一定的基础。

第二，过往还很少有研究直接关注情境因素对集体自恋的影响，本研究通过多种研究方法综合考察了系统威胁这一情境因素对集体自恋的影响，是对已有研究的重要补充。

第三，目前还没有研究直接考察过系统威胁对集体自恋的影响机制，本研究不仅揭示了秩序需求和责任归因在其间的中介作用，还揭示了它们的边界条件，是对已有研究的深化。

第四，本研究在系统合理化理论的大背景下，主要结合补偿性控制理论和情境危机传播理论的观点，提出了一个既整合了动机和认知路径、又体现了个人与情境交互的综合模型，增加了对于系统威胁与集体自恋关系的解释力，在理论视角上具有一定的创新之处。



4 不足与展望

本研究还存在一些不足，可在未来研究中进一步改进。

首先是概念界定问题。本文对集体自恋概念的界定直接采用了该领域领衔学者(Cichocka, 2016; Golec de Zavala et al., 2009)的定义，它更像是一种脆弱型自恋，然而也有学者(e.g., Cai & Gries, 2013)把集体自恋视为一种自大型自恋，因此未来更深入的研究可以区分脆弱型与自大型集体自恋来探索它们的异同。

其次是量表修订问题。中文版的集体自恋量表直接翻译自国外量表，尽管探索性因素分析与验证性因素分析的结果表明中文版具有与原版量表相似的测量学属性，并适用于高校学生和社会人士，但为了开发出更适合本土的、信效度更高的中文版量表，未来研究可以借鉴国外研究者(e.g., Golec de Zavala et al., 2009; Lyons et al., 2010)的方法编制新量表。

第三是研究方法问题。鉴于可行性与伦理因素，本研究仅采用自然实验法来验证了系统威胁与中介变量之间的因果关系，虽然尽可能控制了额外变量，但为了得到更可靠的结论，未来研究可采用纵向研究或情境实验(e.g., Duckitt & Fisher, 2003; Greenaway et al., 2014; Hastings & Shaffer, 2005; Karwowski et al., 2020; Ullrich & Cohrs, 2007)来验证本研究中的自然实验结论。

第四是结果推论问题。本研究仅基于新冠肺炎疫情背景来考察了系统威胁对集体自恋的影响机制，尽管疫情威胁是很典型的系统威胁，但其他类型的系统威胁可能具有不完全一样的影响机制。比如在政府责任很小的自然灾害当中，责任归因的负效可能是可忽略的，而只有秩序需求发挥作用。又比如在那些对个人安危影响很微小的间接系统威胁(e.g., Kay et al., 2005; Napier et al., 2006)当中，秩序需求的作用可能会减小，而责任归因则可能发挥更重要的作用，甚至还牵涉其他中介机制。因此未来研究可以就此进一步探索。

最后是集体自恋后效揭示的不足。本研究未能专门探究集体自恋所可能带来的后效，但方面的研究(e.g., Golec de Zavala, 2011, 2018)也许最能反映出集体自恋这一变量的重要现实意义和价值。因此，未来研究可针对集体自恋在我国本土背景下所可能产生的后效进行广泛深入的探索。



第六部分 研究结论

本研究的主要结论如下：

第一，我国民众同样存在一定程度的集体自恋，并且较高的集体自恋不仅可以预测我国民众对外群体威胁的感知，还可以预测我国民众对外群体的偏见、敌对态度和阴谋论信念。

第二，系统威胁能够通过秩序需求和责任归因这两条并行、但效应相反的中介路径而影响集体自恋。一方面，系统威胁能通过增加个人的秩序需求而提升集体自恋；另一方面，系统威胁能通过增加个人对整个政府系统的责任归因而降低集体自恋。由于两条中介路径的效应可以互相抵消，系统威胁对集体自恋的总效应可能出现不显著的情况。

第三，系统合理信念能够调节系统威胁影响集体自恋的并行双重中介路径。一方面，系统合理信念能调节“系统威胁→秩序需求→集体自恋”的后半路径，当系统合理信念较低时，系统威胁通过秩序需求对集体自恋的正效应显著；当系统合理信念较高时，系统威胁通过秩序需求对集体自恋的正效应不显著。另一方面，系统合理信念能调节“系统威胁→责任归因→集体自恋”的后半路径，当系统合理信念较低时，系统威胁通过责任归因对集体自恋的负效应显著；当系统合理信念较高时，系统威胁通过责任归因对集体自恋的负效应减弱至不显著。



参考文献

- 白洁, 郭永玉, 杨沈龙. (2017). 人在丧失控制感后会如何?——来自补偿性控制理论的揭示. *中国临床心理学杂志*, 25, 982–985.
- 陈阳, 黄韫慧, 王垒, 施俊琦. (2008). 结构需求量表的信效度检验. *北京大学学报(自然科学版)*, 44, 490–492.
- 程同顺, 史猛. (2020). 当前中国大众民粹程度测量研究. *理论与改革*, (1), 139–155.
- 顾红磊, 温忠麟, 方杰. (2014). 双因子模型: 多维构念测量的新视角. *心理科学*, 37, 973–979.
- 郭永玉. (1999). *孤立无援的现代人: 弗罗姆的人本精神分析*. 武汉: 湖北教育出版社.
- 李琼, 郭永玉. (2007). 作为偏见影响因素的权威主义人格. *心理科学进展*, 15, 981–986.
- 李琼, 郭永玉. (2008). 社会支配倾向研究述评. *心理科学进展*, 16, 644–650.
- 黎志华, 尹霞云, 蔡太生, 朱翠英. (2013). 特质乐观的结构: 传统因素模型与双因素模型. *中国临床心理学杂志*, 21, 45–47.
- 梁明明, 李晔, 李薇娜. (2010). 制度正当化理论述评. *心理科学进展*, 18, 1771–1781.
- 马得勇. (2012). 国家认同、爱国主义与民族主义——国外近期实证研究综述. *世界民族*, (3), 8–16.
- 马得勇, 陆屹洲. (2019). 信息接触, 威权人格, 意识形态与网络民族主义——中国网民政治态度形成机制分析. *清华大学学报(哲学社会科学版)*, 34, 180–192.
- 马得勇, 王志浩. (2017). “批判性公民”及其政治态度. 见 房宁, 周庆智(编), *中国政治参与蓝皮书 2017* (pp. 174–197). 北京: 社会科学文献出版社.
- 汪佳瑛, 陈斌斌. (2016). 童年压力及死亡威胁启动对择偶要求的影响. *心理学报*, 48, 857–866.
- 汪臻真, 褚建勋. (2012). 情境危机传播理论: 危机传播研究的新视角. *华东经济管理*, 28, 98–101.
- 王柳生. (2009). 集体自尊: 概念、测量和应用研究. *南通大学学报(教育科学版)*, 25(4), 42–47.
- 王艳丽, 杨沈龙, 郭永玉, 白洁. (2016). 结构需求的适应性与非适应性功能. *中国临床心理学杂志*, 24, 950–953.
- 王阳, 李伟, 苏勤, 温忠麟. (2019). 特质同情量表在中国大学生样本中的信效度. *中国临床心理学杂志*, 27, 711–715.
- 温忠麟. (2017). 实证研究中的因果推理与分析. *心理科学*, 40, 200–208.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014a). 中介效应分析: 方法和模型发展. *心理科学进展*, 22, 731–745.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014b). 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补. *心理学报*, 46, 714–726.
- 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. (2004). 中介效应检验程序及其应用. *心理学报*, 36, 614–620.



- 吴明隆. (2010). *结构方程模型: AMOS 的操作与应用(第2版)*. 重庆: 重庆大学出版社.
- 徐彪. (2014). 公共危机事件后政府信任受损及修复机理——基于归因理论的分析和情景实验. *公共管理学报*, 11(2), 27–38.
- 徐彪, 陆湾湾, 刘晓蓉, 张浩. (2016). 公共危机事件后公众对政府责任感知的形成机制研究. *公共行政评论*, 9(6), 144–163.
- 杨沈龙, 郭永玉, 胡小勇, 舒首立, 李静. (2016). 低阶层者的系统合理化水平更高吗? —— 基于社会认知视角的考察. *心理学报*, 48, 1467–1478.
- 翟一达. (2018). 亚洲晴雨表调查数据库介绍. *实证社会科学*, 5, 161–168.
- 周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12, 942–942.
- Adorno, T. W. (1968). Sociology and psychology. *New Left Review*, 47, 79–95. (Original work published 1955)
- Adorno, T. W. (1993). Theory of pseudo-culture (1959). *Telos*, 1993(95), 15–38. (Original work published 1959)
- Adorno, T. W. (2005). *Critical models: Interventions and catchwords*. New York, NY: Columbia University Press.
- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D. J., & Sanford, R. N. (1950). *The authoritarian personality*. New York, NY: Harper & Row.
- Agroskin, D., & Jonas, E. (2010). Out of control: How and why does perceived lack of control lead to ethnocentrism? *Review of Psychology*, 17, 79–90.
- Altemeyer, B. (1998). The other “authoritarian personality.” *Advances in Experimental Social Psychology*, 30, 47–92.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117, 497–529.
- Bizumic, B., & Duckitt, J. (2008). “My group is not worthy of me”: Narcissism and ethnocentrism. *Political Psychology*, 29, 437–453.
- Bizumic, B., & Duckitt, J. (2009). Narcissism and ethnocentrism: A review. *Directions in Psychiatry*, 29, 99–109.
- Blank, T., & Schmidt, P. (2003). National identity in a united Germany: Nationalism or patriotism? An empirical test with representative data. *Political Psychology*, 24, 289–312.
- Brown, R. P., Budzek, K., & Tamborski, M. (2009). On the meaning and measure of narcissism. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 35, 951–964.
- Cai, H., & Gries, P. (2013). National narcissism: Internal dimensions and international correlates. *PsyCh Journal*, 2, 122–132.
- Cameron, J. E. (2004). A three-factor model of social identity. *Self and Identity*, 3, 239–262.



- Castano, E., Yzerbyt, V., Paladino, M.-P., & Sacchi, S. (2002). I belong, therefore, I exist: Ingroup identification, ingroup entitativity, and ingroup bias. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 135–143.
- Cichocka, A. (2016). Understanding defensive and secure in-group positivity: The role of collective narcissism. *European Review of Social Psychology*, 27, 283–317.
- Cichocka, A., & Cislak, A. (2020). Nationalism as collective narcissism. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 34, 69–74.
- Cichocka, A., Golec de Zavala, A., Marchlewska, M., Bilewicz, M., Jaworska, M., & Olechowski, M. (2018). Personal control decreases narcissistic but increases non-narcissistic in-group positivity. *Journal of Personality*, 86, 465–480.
- Cichocka, A., Marchlewska, M., Golec de Zavala, A., & Olechowski, M. (2016). “They will not control us”: In-group positivity and belief in intergroup conspiracies. *British Journal of Psychology*, 107, 556–576.
- Claeys, A.-S., & Cauberghe, V. (2015). *The role of a favorable pre-crisis reputation in protecting organizations during crises*. *Public Relations Review*, 41, 64–71.
- Coombs, W. T. (2004). Impact of past crises on current crisis communication: Insights from situational crisis communication theory. *The Journal of Business Communication*, 41, 265–289.
- Coombs, W. T. (2007). Protecting organization reputations during a crisis: The development and application of situational crisis communication theory. *Corporate Reputation Review*, 10, 163–176.
- Coombs, W. T., & Holladay, S. J. (2002). Helping crisis managers protect reputational assets: Initial tests of the situational crisis communication theory. *Management Communication Quarterly*, 16, 165–186.
- Coombs, W. T., & Holladay, S. J. (2006). Unpacking the halo effect: Reputation and crisis management. *Journal of Communication Management*, 10, 123–137.
- Coombs, W. T., Holladay, S. J., & Claeys, A. S. (2016). Debunking the myth of denial's effectiveness in crisis communication: Context matters. *Journal of Communication Management*, 20, 381–395.
- Correll, J., & Park, B. (2005). A model of the ingroup as a social resource. *Personality and Social Psychology Review*, 9, 341–359.
- Crocker, J., & Luhtanen, R. (1990). Collective self-esteem and ingroup bias. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 60–67.
- de Figueiredo, R. J., & Elkins, Z. (2003). Are patriots bigots? An inquiry into the vices of in-group



- pride. *American Journal of Political Science*, 47, 171–188.
- de Leon, R. P., & Kay, A. C. (2020). Political ideology and compensatory control mechanisms. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 34, 112–117.
- de Zwart, O., Veldhuijzen, I. K., Elam, G., Aro, A. R., Abraham, T., Bishop, G. D., ... & Brug, J. (2009). Perceived threat, risk perception, and efficacy beliefs related to SARS and other (emerging) infectious diseases: results of an international survey. *International Journal of Behavioral Medicine*, 16, 30–40.
- Diekman, A. B., & Goodfriend, W. (2007). The good and bad of social change: Ambivalence toward activist groups. *Social Justice Research*, 20, 401–417.
- DiStefano, C., & Motl, R. W. (2006). Further investigating method effects associated with negatively worded items on self-report surveys. *Structural Equation Modeling*, 13, 440–464.
- Duckitt, J. (2006). Differential effects of right wing authoritarianism and social dominance orientation on outgroup attitudes and their mediation by threat from and competitiveness to outgroups. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32, 684–696.
- Duckitt, J., & Fisher, K. (2003). The impact of social threat on worldview and ideological attitudes. *Political Psychology*, 24, 199–222.
- Dunning, T. (2008). Improving causal inference: Strengths and limitations of natural experiments. *Political Research Quarterly*, 61, 282–293.
- Dunning, T. (2012). *Natural experiments in the social sciences: A design-based approach*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Dunwoody, P. T., & Hammond, K. R. (2006). The policy of preemption and its consequences: Iraq and beyond. *Peace and Conflict: Journal of Peace Psychology*, 12, 19–35.
- Emmons, R. A. (1987). Narcissism: Theory and measurement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 11–17.
- Federico, C. M., & Golec de Zavala, A. (2018). Collective narcissism and the 2016 US presidential vote. *Public Opinion Quarterly*, 82, 110–121.
- Feldman, S., & Stenner, K. (1997). Perceived threat and authoritarianism. *Political Psychology*, 18, 741–770.
- Fennis, B. M., & Wiebenga, J. H. (2015). Disordered environments prompt mere goal pursuit. *Journal of Environmental Psychology*, 43, 226–237.
- Fischer, P., & Greitemeyer, T. (2010). A new look at selective-exposure effects: An integrative model. *Current Directions in Psychological Science*, 19, 384–389.
- Forgas, J. P., & Lantos, D. (2020). Understanding populism. In K. Fiedler, J. P. Forgas, & W. D. Crano (Eds.), *Applications of social psychology: How social psychology can contribute to the*



- solution of real-world problems.* Taylor & Francis.
- Friesen, J. P., Kay, A. C., Eibach, R. P., & Galinsky, A. D. (2014). Seeking structure in social organization: Compensatory control and the psychological advantages of hierarchy. *Journal of Personality and Social Psychology, 106*, 590–609.
- Friesen, J. P., Laurin, K., Shepherd, S., Gaucher, D., & Kay, A. C. (2019). System justification: Experimental evidence, its contextual nature, and implications for social change. *British Journal of Social Psychology, 58*, 315–339.
- Fritzsche, I., Jonas, E., Ablasser, C., Beyer, M., Kuban, J., Manger, A., & Schultz, M. (2013). The power of we: Evidence for group-based control. *Journal of Experimental Social Psychology, 49*, 19–32.
- Fritzsche, I., Jonas, E., & Kessler, T. (2011). Collective reactions to threat: Implications for intergroup conflict and for solving societal crises. *Social Issues and Policy Review, 5*, 101–136.
- Fromm, E. (2010). *The heart of man: Its genius for good and evil.* New York, NY: The American Mental Health Foundation. (Original work published 1964)
- Fromm, E. (1973). *The anatomy of human destructiveness.* New York, NY: Holt, Rinehart & Winston.
- Galvin, B. M., Lange, D., & Ashforth, B. E. (2015). Narcissistic organizational identification: Seeing oneself as a central to the organization's identity. *Academy of Management Review, 40*, 163–181.
- Gaucher, D., & Jost, J. T. (2011). Difficulties awakening the sense of injustice and overcoming oppression: On the soporific effects of system justification. In P. T. Coleman (Ed.), *Conflict, interdependence, and justice* (pp. 227–246). New York, NY: Springer.
- Golec de Zavala, A. (2011). Collective narcissism and intergroup hostility: The dark side of “in-group love.” *Social and Personality Psychology Compass, 5*, 309–320.
- Golec de Zavala, A. (2018). Collective narcissism: antecedents and consequences of exaggeration of the in-group image. In A. Hermann, A. Brunell, & J. Foster (Eds.), *The handbook of trait narcissism: Key advances, research methods, and controversies* (pp. 79–88). Springer, Cham.
- Golec de Zavala, A., Cichocka, A., & Bilewicz, M. (2013). The paradox of in-group love: Differentiating collective narcissism advances understanding of the relationship between in-group love and out-group attitudes. *Journal of Personality, 81*, 16–28.
- Golec de Zavala, A., Cichocka, A., Eidelson, R., & Jayawickreme, N. (2009). Collective narcissism and its social consequences. *Journal of Personality and Social Psychology, 97*, 1074–1096.



- Golec de Zavala, A., Cichocka, A., & Iskra-Golec, I. (2013). Collective narcissism moderates the effect of in-group image threat on intergroup hostility. *Journal of Personality and Social Psychology, 104*, 1019–1039.
- Golec de Zavala, A., Dyduch-Hazar, K., & Lantos, D. (2019). Collective narcissism: Political consequences of investment of self-worth in the ingroup's image. *Advances in Political Psychology, 40*, 37–74.
- Golec de Zavala, A., & Federico, C. M. (2018). Collective narcissism and the growth of conspiracy thinking over the course of the 2016 United States presidential election: A longitudinal analysis. *European Journal of Social Psychology, 48*, 1011–1018.
- Golec de Zavala, A., Federico, C. M., Sedikides, C., Guerra, R., Lantos, D., Mroziński, B., . . . Baran, T. (2019). Low self-esteem predicts out-group derogation via collective narcissism, but this relationship is obscured by in-group satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology. Advance online publication.*
- Golec de Zavala, A., & Lantos, D. (2020). Collective narcissism and its social consequences: The bad and the ugly. *Current Directions in Psychological Science. Advance online publication.*
- Golec de Zavala, A., Peker, M., Guerra, R., & Baran, T. (2016). Collective narcissism predicts hypersensitivity to in-group insult and direct and indirect retaliatory intergroup hostility. *European Journal of Personality, 30*, 532–551.
- Gordon, C., & Arian, A. (2001). Threat and decision making. *Journal of Conflict Resolution, 45*, 196–215.
- Green, E. G., Krings, F., Staerklé, C., Bangerter, A., Clémence, A., Wagner-Egger, P., & Bornand, T. (2010). Keeping the vermin out: Perceived disease threat and ideological orientations as predictors of exclusionary immigration attitudes. *Journal of Community & Applied Social Psychology, 20*, 299–316.
- Greenaway, K. H., Louis, W. R., Hornsey, M. J., & Jones, J. M. (2014). Perceived control qualifies the effects of threat on prejudice. *British Journal of Social Psychology, 53*, 422–442.
- Gries, P., & Wang, T. (2020). Taiwan's perilous futures: Chinese nationalism, the 2020 presidential elections, and US-China tensions spell trouble for cross-strait relations. *World Affairs, 183*, 40–61.
- Gries, P. H., Zhang, Q., Crowson, H. M., & Cai, H. (2011). Patriotism, nationalism and China's US policy: Structures and consequences of Chinese national identity. *The China Quarterly, 205*, 1–17.
- Griffin, M., Babin, B. J., & Darden, W. R. (1992). Consumer assessments of responsibility for product-related injuries: The impact of regulations, warnings, and promotional policies.



- Advances in Consumer Research*, 19, 870–877.
- Grimmelikhuijsen, S., De Vries, F., & Zijlstra, W. (2018). Breaking bad news without breaking trust: The effects of a press release and newspaper coverage on perceived trustworthiness. *Journal of Behavioral Public Administration*, 1, 1–10.
- Grimmelikhuijsen, S. G., & Knies, E. (2017). Validating a scale for citizen trust in government organizations. *International Review of Administrative Sciences*, 83, 583–601.
- Hastings, B. M., & Shaffer, B. A. (2005). Authoritarianism and sociopolitical attitudes in response to threats of terror. *Psychological Reports*, 97, 623–630.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (2nd ed.). Guilford Press.
- Huddy, L., Feldman, S., Capelos, T., & Provost, C. (2002). The consequences of terrorism: Disentangling the effects of personal and national threat. *Political Psychology*, 23, 485–509.
- Ingennhoff, D., Buhmann, A., White, C., Zhang, T., & Kiousis, S. (2018). Reputation spillover: corporate crises' effects on country reputation. *Journal of Communication Management*, 22, 96–112.
- Jolley, D., Douglas, K. M., & Sutton, R. M. (2018). Blaming a few bad apples to save a threatened barrel: The system-justifying function of conspiracy theories. *Political Psychology*, 39, 465–478.
- Jost, J. T. (2017). Working class conservatism: A system justification perspective. *Current Opinion in Psychology*, 18, 73–78.
- Jost, J. T. (2019). A quarter century of system justification theory: Questions, answers, criticisms, and societal applications. *British Journal of Social Psychology*, 58, 263–314.
- Jost, J. T., & Andrews, R. (2011). System justification theory. In D. J. Christie (Ed.), *The encyclopedia of peace psychology* (pp.1092–1096). Sussex, UK: Blackwell.
- Jost, J. T., & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system-justification and the production of false consciousness. *British Journal of Social Psychology*, 33, 1–27.
- Jost, J. T., Glaser, J., Kruglanski, A. W., & Sulloway, F. J. (2003). Political conservatism as motivated social cognition. *Psychological Bulletin*, 129, 339–375.
- Jost, J. T., & Hunyady, O. (2005). Antecedents and consequences of system-justifying ideologies. *Current Directions in Psychological Science*, 14, 260–265.
- Jost, J. T., & Kende, A. (2020). Setting the record straight: System justification and rigidity-of-the-right in contemporary Hungarian politics. *International Journal of Psychology*, 55, 96–115.
- Jost, J. T., Kivetz, Y., Rubini, M., Guermandi, G., & Mosso, C. (2005). System-justifying



- functions of complementary regional and ethnic stereotypes: Cross-national evidence. *Social Justice Research*, 18, 305–333.
- Jost, J. T., Ledgerwood, A., & Hardin, C. D. (2008). Shared reality, system justification, and the relational basis of ideological beliefs. *Social and Personality Psychology Compass*, 2, 171–186.
- Jost, J. T., Napier, J. L., Thorisdottir, H., Gosling, S. D., Palfai, T. P., & Ostafin, B. (2007). Are needs to manage uncertainty and threat associated with political conservatism or ideological extremity?. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33, 989–1007.
- Jost, J. T., Sterling, J., & Stern, C. (2017). Getting closure on conservatism, or the politics of epistemic and existential motivation. In C. Kopetz & A. Fishbach (Eds), *The motivation-cognition interface; From the lab to the real world: A Festschrift in honor of Arie W. Kruglanski* (pp. 167–208). New York, NY: Psychology Press.
- Karwowski, M., Kowal, M., Groyecka, A., Bialek, M., Lebuda, I., Sorokowska, A., & Sorokowski, P. (2020, March 31). When in danger, turn right: Covid-19 threat promotes social conservatism and right-wing presidential candidates. <https://doi.org/10.31234/osf.io/pjfhs>
- Kay, A. C., Gaucher, D., Napier, J. L., Callan, M. J., & Laurin, K. (2008). God and the government: Testing a compensatory control mechanism for the support of external systems. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95, 18–35.
- Kay, A. C., & Jost, J. T. (2003). Complementary justice: Effects of “poor but happy” and “poor but honest” stereotype exemplars on system justification and implicit activation of the justice motive. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 823–837.
- Kay, A. C., Jost, J. T., & Young, S. (2005). Victim derogation and victim enhancement as alternate routes to system justification. *Psychological Science*, 16, 240–246.
- Kay, A. C., Shepherd, S., Blatz, C. W., Chua, S. N., & Galinsky, A. D. (2010). For God (or) country: The hydraulic relation between government instability and belief in religious sources of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99, 725–739.
- Kay, A. C., Whitson, J. A., Gaucher, D., & Galinsky, A. D. (2009). Compensatory control: Achieving order through the mind, our institutions, and the heavens. *Current Directions in Psychological Science*, 18, 264–268.
- Kim, H. S., Sherman, D. K., & Updegraff, J. A. (2016). Fear of Ebola: The influence of collectivism on xenophobic threat responses. *Psychological Science*, 27, 935–944.
- Kim, Y., & Woo, C. W. (2019). The buffering effects of CSR reputation in times of product-harm crisis. *Corporate Communications: An International Journal*, 24, 21–43.
- Kosterman, R., & Feshbach, S. (1989). Toward a measure of patriotic and nationalistic attitudes.



- Political Psychology, 10*, 257–274.
- Landau, M. J., Kay, A. C., & Whitson, J. A. (2015). Compensatory control and the appeal of a structured world. *Psychological Bulletin, 141*, 694–722.
- Landau, M. J., Solomon, S., Greenberg, J., Cohen, F., Pyszczynski, T., Arndt, J., ... & Cook, A. (2004). Deliver us from evil: The effects of mortality salience and reminders of 9/11 on support for President George W. Bush. *Personality and Social Psychology Bulletin, 30*, 1136–1150.
- Larkin, B., & Fink, J. S. (2019). Toward a better understanding of fan aggression and dysfunction: The moderating role of collective narcissism. *Journal of Sport Management, 33*, 69–78.
- Laufer, D., & Coombs, W. T. (2006). How should a company respond to a product harm crisis? The role of corporate reputation and consumer-based cues. *Business Horizons, 49*, 379–385.
- Leach, C. W., van Zomeren, M., Zebel, S., Vliek, M. L., Pennekamp, S. F., Doosje, B., ... Spears, R. (2008). Group-level self-definition and self-investment: A hierarchical (multicomponent) model of in-group identification. *Journal of Personality and Social Psychology, 95*, 144–165.
- Levy, K. N., Ellison, W. D., & Reynoso, J. S. (2011). A historical review of narcissism and narcissistic personality. In W. K. Campbell & J. D. Miller (Eds.), *The handbook of narcissism and narcissistic personality disorder: Theoretical approaches, empirical findings, and treatments* (pp.3–13). New York, NY: Wiley.
- Locke, K. D. (2009). Aggression, narcissism, self-esteem, and the attribution of desirable and humanizing traits to self versus others. *Journal of Research in Personality, 43*, 99–102.
- Luhtanen, R., & Crocker, J. (1992). A collective self-esteem scale: Self-evaluation of one's social identity. *Personality and Social Psychology Bulletin, 18*, 302–318.
- Lyons, P. A., Coursey, L. E., & Kenworthy, J. B. (2013). National identity and group narcissism as predictors of intergroup attitudes toward undocumented Latino immigrants in the United States. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences, 35*, 323–335.
- Lyons, P. A., Kenworthy, J. B., & Popan, J. R. (2010). Ingroup identification and group-level narcissism and predictors of U.S. citizens' attitudes toward Arab immigrants. *Personality and Social Psychology Bulletin, 36*, 1267–1280.
- Ma, A., & Kay, A. C. (2017). Compensatory control and ambiguity intolerance. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 140*, 46–61.
- Ma, L., & Zhan, M. (2016). Effects of attributed responsibility and response strategies on organizational reputation: A meta-analysis of situational crisis communication theory research. *Journal of Public Relations Research, 28*, 102–119.
- Marchlewska, M., Cichocka, A., Łozowski, F., Górska, P., & Winiewski, M. (2019). In search of



- an imaginary enemy: Catholic collective narcissism and the endorsement of gender conspiracy beliefs. *The Journal of Social Psychology*, 159, 766–779.
- Marchlewski, M., Cichocka, A., Panayiotou, O., Castellanos, K., & Batayneh, J. (2018). Populism as identity politics: Perceived in-group disadvantage, collective narcissism, and support for populism. *Social Psychological and Personality Science*, 9, 151–162.
- McCann, S. J. (1997). Threatening times, “strong” presidential popular vote winners, and the victory margin, 1824–1964. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 160–170.
- McCann, S. J. (2008). Societal threat, authoritarianism, conservatism, and US state death penalty sentencing (1977–2004). *Journal of Personality and Social Psychology*, 94, 913–923.
- Miller, J. D., Hoffman, B. J., Gaughan, E. T., Gentile, B., Maples, J., & Campbell, W. K. (2011). Grandiose and vulnerable narcissism: A nomological network analysis. *Journal of Personality*, 79, 1013–1042.
- Miller, J. D., Lynam, D. R., Hyatt, C. S., & Campbell, W. K. (2017). Controversies in narcissism. *Annual Review of Clinical Psychology*, 13, 291–315.
- Millon, T. (2006). *Millon Clinical Multiaxial Inventory—III (MCMI—III) manual* (3rd ed.). Minneapolis, MN: Pearson Assessments.
- Milojev, P., Greaves, L., Osborne, D., & Sibley, C. G. (2015). Stability and change in political conservatism following the global financial crisis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 41, 127–139.
- Morf, C. C., & Rhodewalt, F. (2001). Unraveling the paradoxes of narcissism: A dynamic self-regulatory processing model. *Psychological Inquiry*, 12, 177–196.
- Mullin, B.-A., & Hogg, M. A. (1998). Dimensions of subjective uncertainty in social identification and minimal intergroup discrimination. *British Journal of Social Psychology*, 37, 345–365.
- Murray, D. R., & Schaller, M. (2012). Threat(s) and conformity deconstructed: Perceived threat of infectious disease and its implications for conformist attitudes and behavior. *European Journal of Social Psychology*, 42, 180–188.
- Napier, J. L., Mandisodza, A. N., Andersen, S. M., & Jost, J. T. (2006). System justification in responding to the poor and displaced in the aftermath of Hurricane Katrina. *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 6, 57–74.
- Neuberg, S. L., & Newsom, J. T. (1993). Personal need for structure: individual differences in the desire for simple structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 113–131.
- O’Brien, L. T., & Major, B. (2009). Group status and feelings of personal entitlement: The roles of social comparison and system justifying beliefs. In J. T. Jost, A. Kay, & H. Thorisdottir (Eds.), *Social and psychological bases of ideology and system justification* (pp. 427–443).



Cambridge University Press.

- Owuamalam, C. K., Rubin, M., & Spears, R. (2019). Revisiting 25 years of system motivation explanation for system justification from the perspective of social identity model of system attitudes. *British Journal of Social Psychology*, 58, 362–381.
- Padgett, V. R., & Jorgenson, D. O. (1982). Superstition and economic threat: Germany, 1918-1940. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 8, 736–741.
- Paek, H. J., & Hove, T. (2019). Effective strategies for responding to rumors about risks: The case of radiation-contaminated food in South Korea. *Public Relations Review*, 45, 1–9.
- Paulhus, D. L., Robins, R. W., Trzesniewski, K. H., & Tracy, J. L. (2004). Two replicable suppressor situations in personality research. *Multivariate Behavioral Research*, 39, 303–328.
- Perrin, A. J. (2005). National threat and political culture: Authoritarianism, antiauthoritarianism, and the September 11 attacks. *Political Psychology*, 26, 167–194.
- Peterson, B. E., & Gerstein, E. D. (2005). Fighting and flying: Archival analysis of threat, authoritarianism, and the North American comic book. *Political Psychology*, 26, 887–904.
- Porter, C. O., Outlaw, R., Gale, J. P., & Cho, T. S. (2019). The use of online panel data in management research: A review and recommendations. *Journal of Management*, 45, 319–344.
- Raskin, R., & Terry, H. (1988). A principal-component analysis of the Narcissistic Personality Inventory and further evidence of its construct validity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 890–902.
- Rasmussen, R. K., & Merkelsen, H. (2014). The risks of nation branding as crisis response: A case study of how the Danish government turned the Cartoon Crisis into a struggle with Globalization. *Place Branding and Public Diplomacy*, 10, 230–248.
- Rickert, E. J. (1998). Authoritarianism and economic threat: Implications for political behavior. *Political Psychology*, 19, 707–720.
- Riek, B. M., E. W. Mania & S. L. Gaertner (2006). Intergroup threat and outgroup attitudes: A meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review*, 10, 336–353.
- Robbenbont, J. K. (2000). Outcome severity and judgments of “responsibility”: A meta-analytic review. *Journal of Applied Social Psychology*, 30, 2575–2609.
- Roccas, S., & Berlin, A. (2016). Identification with groups and national identity: Applying multidimensional models of group identification to national identification. In P. Schmidt, J. Seethaler, J. Grimm, & L. Huddy (Eds.), *Dynamics of national identity: Media and societal factors of what we are* (pp. 22–43). Oxford, UK: Routledge.
- Roccas, S., Klar, Y., & Liviatan, I. (2006). The paradox of group-based guilt: modes of national



- identification, conflict vehemence, and reactions to the in-group's moral violations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91, 698–711.
- Sales, S. M. (1973). Threat as a factor in authoritarianism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 28, 44–57.
- Sattler, D. N., Kaiser, C. F., & Hittner, J. B. (2000). Disaster preparedness: Relationships among prior experience, personal characteristics, and distress. *Journal of Applied Social Psychology*, 30, 1396–1420.
- Schatz, R. T., Staub, E., & Lavine, H. (1999). On the varieties of national attachment: Blind versus constructive patriotism. *Political Psychology*, 20, 151–174.
- Shepherd, S., & Kay, A. C. (2020). Politics and religion: commutable, conflicting, and collaborative systems for satisfying the need for order. In K. E. Vail, III & C. Routledge (Eds.), *The science of religion, spirituality, and existentialism* (pp. 421–434). Academic Press.
- Shepherd, S., Kay, A. C., & Eibach R. P. (2015). How symbolic fusions with religion imbue products with increased reliability and safety. *Advances in Consumer Research*, 43, 34–35.
- Sidanius, J., & Pratto, F. (1999). *Social dominance: An intergroup theory of social hierarchy and oppression*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Skarżyńska, K., Przybyła, K., & Wojcik, A. D. (2012). Group martyrdom: Psychological functions of beliefs about national victimhood. *Psychologia Społeczna [Social Psychological Bulletin]*, 23, 335–332.
- Spencer, S. J., Zanna, M. P., & Fong, G. T. (2005). Establishing a causal chain: why experiments are often more effective than mediational analyses in examining psychological processes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 845–851.
- Spry, C., & Hornsey, M. (2007). The influence of blind and constructive patriotism on attitudes toward multiculturalism and immigration. *Australian Journal of Psychology*, 59, 151–158.
- Stanley, M. L., Marsh, E. J., & Kay, A. C. (2020). Structure-seeking as a psychological antecedent of beliefs about morality. *Journal of Experimental Psychology: General*. Advance online publication.
- Stapel, D. A., & Noordewier, M. K. (2011). The mental roots of system justification: System threat, need for structure, and stereotyping. *Social Cognition*, 29, 238–254.
- Stenner, K. (2005). *The authoritarian dynamic*. Cambridge University Press.
- Stephan, W. G., Ybarra, O., & Morrison, K. R. (2009). Intergroup threat theory. In T. D. Nelson (Ed.), *Handbook of prejudice* (pp. 43–59). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sullivan, D., Landau, M. J., & Rothschild, Z. K. (2010). An existential function of enemyship:



- Evidence that people attribute influence to personal and political enemies to compensate for threats to control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 98, 434–449.
- Tajfel, H., & Turner, J. C. (1986). The social identity theory of intergroup behavior. In S. Worchel & L. W. Austin (Eds.), *Psychology of intergroup relations* (pp. 7–24). Chicago, IL: Nelson-Hall.
- Thomaes, S., Brummelman, E., & Sedikides, C. (2018). Narcissism: A social-developmental perspective. In V. Zeigler-Hill & T. K. Shackelford (Eds.), *The SAGE handbook of personality and individual differences* (pp. 377–396). New York, NY: Sage.
- Ullrich, J., & Cohrs, J. C. (2007). Terrorism salience increases system justification: Experimental evidence. *Social Justice Research*, 20, 117–139.
- Vainio, A., Mäkiniemi, J.-P., & Paloniemi, R. (2014). *System justification and the perception of food risks*. *Group Processes & Intergroup Relations*, 17, 509–523.
- Van Bavel, J. J., Baicker, K., Boggio, P., Capraro, V., Cichocka, A., Crockett, M., ... Willer, R. (2020, March 24). Using social and behavioural science to support COVID-19 pandemic response. <https://doi.org/10.31234/osf.io/y38m9>
- van der Toorn, J., & Jost, J. T. (2014). Twenty years of system justification theory: Introduction to the special issue on “Ideology and system justification processes”. *Group Processes & Intergroup Relations*, 17, 413–419.
- van der Toorn, J., Jost, J. T., & Loffredo, B. (2017). Conservative ideological shift among adolescents in response to system threat. *Zeitschrift für Psychologie*, 225, 357–362.
- van der Toorn, J., Nail, P. R., Liviatan, I., & Jost, J. T. (2014). My country, right or wrong: Does activating system justification motivation eliminate the liberal-conservative gap in patriotism?. *Journal of Experimental Social Psychology*, 54, 50–60.
- Wakslak, C. J., Jost, J. T., & Bauer, P. (2011). Spreading rationalization: Increased support for large-scale and small-scale social systems following system threat. *Social Cognition*, 29, 288–302.
- Webster, D. M., & Kruglanski, A. W. (1994). Individual differences in need for cognitive closure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 1049–1062.
- Zhang, C. (2020). Right-wing populism with Chinese characteristics? Identity, otherness and global imaginaries in debating world politics online. *European Journal of International Relations*, 26, 88–115.



附录

附录一 中、英文版集体自恋量表

提示语：请阅读下列陈述，并表明作为一位中国人，您对这些陈述的同意或不同意的程度。

1 表示强烈不同意，6 表示强烈同意，同意程度随着数字增大依次提高。

	强 烈 不 同 意 不 同 意	不 同 意 不 同 意 同 意	有 点 不 同 意 同 意	有 点 同 意 意	同 意 同 意 意	强 烈 同 意 同 意
1. 我希望别的国家能尽早认识到中国在国际上的权威地位。	1	2	3	4	5	6
2. 中国在国际上应该享有特别的待遇。	1	2	3	4	5	6
3. 如果中国没有得到应有的认可，我是不会满足的。	1	2	3	4	5	6
4. 我坚持中国要得到它所应得的尊重。	1	2	3	4	5	6
5. 别的国家对中国的批评会令我愤愤不平。	1	2	3	4	5	6
6. 假如中国能在世界上起主导作用，世界将会好很多。	1	2	3	4	5	6
7. 即便世人注意不到中国的成就，我也不会为此感到不快。	1	2	3	4	5	6
8. 充分理解中国的重要性的人似乎还不多。	1	2	3	4	5	6
9. 中国的真正价值经常被误解。	1	2	3	4	5	6

注：第 7 个项目为反向计分题。本量表仅用于专门测量国家集体自恋。当测量其他类型的集体自恋时，可以把提示和项目中所涉及的国家群体替换成其他群体。

Typical instruction: Please think about [this group] when answering the items of the scale. Please indicate how much you agree or disagree with the statements using the scale 1, I strongly disagree, to 6, I strongly agree.

1. I wish other groups would more quickly recognize the authority of [my group].
2. [My group] deserves special treatment.
3. I will never be satisfied until [my group] gets the recognition it deserves.
4. I insist upon [my group] getting the respect that is due to it.
5. It really makes me angry when others criticize [my group].
6. If [my group] had a major say in the world, the world would be a much better place.
7. I do not get upset when people do not notice achievements of [my group].
8. Not many people seem to fully understand the importance of [my group].
9. The true worth of [my group] is often misunderstood.



附录二 秩序需求量表

提示语: 请阅读下列陈述, 并表明您对这些陈述的同意或不同意的程度。1 表示非常不同意, 6 表示非常同意, 同意程度随着数字增大依次提高。

	非常 不 同 意	不 同 意	有 点 不 同 意	有 点 同 意	同 意	非 常 同 意
1. 进入一个让我无法预料的情境使我感到不安。	1	2	3	4	5	6
2. 我不会因为常规生活被扰乱而心烦。	1	2	3	4	5	6
3. 清晰、有条理的生活模式更适合我。	1	2	3	4	5	6
4. 所有的事情都各就其位, 并井有条符合我的习惯。	1	2	3	4	5	6
5. 我发现按部就班的规律生活令我感到单调乏味。	1	2	3	4	5	6
6. 我不喜欢不确定的情境。	1	2	3	4	5	6
7. 我讨厌在最后一分钟改变原来的计划。	1	2	3	4	5	6
8. 我讨厌与行为难以预测的人相处。	1	2	3	4	5	6
9. 我发现建立起一贯的常规让我觉得生活更舒适。	1	2	3	4	5	6
10. 当处于不确定的情境时我感到愉悦。	1	2	3	4	5	6
11. 当我不知道一个情境中的规则时, 我会感到不安。	1	2	3	4	5	6

注: 项目 2、项目 5、项目 10 为反向计分题。



附录三 秩序需求操纵材料

高秩序需求组的启动材料

生活中常常会有些事让我们感到无能为力，几乎完全无法掌控这件事的发展。我们现在就在收集这方面的事例，请回忆您过去这样的一次体验到“无能为力”的经历；然后请简单描述您所经历的这个事件（即发生了什么），并尽量详细地描述您在其中的内心感受。（问卷保证匿名，您可放心填写。）



附录四 责任归因操纵材料

低责任归因组的启动材料：

基于大量新闻报道、评论，来自民间和学界的许多人士对这场新冠肺炎疫情的发展进行了反思。比较主流的声音认为，尽管这次疫情的防控尤其在前期仍存在诸多不足，但从整体来看，全国各级政府部门的作为与表现比非典时期有所提升，在较大程度上减少了湖北乃至全国人民所可能遭受的损失。至少可从六个方面来看：

首先，去年年尾武汉当地部门在发现华南海鲜市场的可疑新冠病毒后不久就关停了该市场，对其进行了大规模消毒，并立即把情况通报给了国家卫健委，国家卫健委所组建的专家组于 12 月 31 日就抵达武汉进行了专门调查，但当地官员疏于职守，未能把握预警机会。

其次，由于新冠肺炎相比 SARS 具有较长潜伏期且初期症状不明显、病亡率较低，直到一月中旬武汉仍没有太多新增病例，故疫情并未引起当地政府重视，但国家卫健委再次派出了一批专家组于 1 月 8 日抵汉进行调查，不过这批专家在为期一周的调查期间未能获悉明确人传人证据，以致得出错误结论，且其中一位专家也被感染；直到包括钟南山在内的第三批专家组赶赴武汉后才获得明确人传人证据，并立即于 1 月 20 日向全国通报。

第三，疫情出现早期，国内多家机构及时为新冠病毒基因测序，并于 1 月 11 日就向世界公布该病毒的全基因组序列，同日，国家疾控中心已将研制出的病毒检测试剂下发到了武汉，但一开始由于试剂数量极其稀缺，大量可疑病例无法及时送检和确诊隔离，加上民众恐慌而出现医疗挤兑现象，加剧了交叉感染；并且现在看来，前期的新冠肺炎确诊标准确实不够敏感，而随着认识加深，国家卫健委已多次完善了诊断方案，以促进更可行的诊断治疗。

第四，由于疫情迅速扩散，1 月 23 日以来武汉及湖北各地不得不仓促封城，尽管该举措给湖北尤其是武汉民众造成了巨大不便和创伤，但这一不得已的做法确实为疫情后期稳定奠定了基础。封城以后，湖北及中央政府立即从全国向武汉调度和补给医疗和生活物资，除了前期物资尤其是医护用品紧缺之外，基本上让当地民众基本生活需求得到维持。同时，全国各地政府在中央的统筹下也积极开展疫情防控，比较有效地稳住了各地的疫情。

第五，自 1 月 20 日以后，官方机构就开始每日通报全国疫情数据，同时多家媒体机构直击一线，为公众提供了丰富而深入的信息，尽管其中不乏一些负面报道或评论，但由此曝光的问题带来了关注，许多问题得到了回应或改善；目前，多国各界人士积极评价了中国为防控疫情而采取的果断举措，表达了对中国战胜疫情的信心。

最后，尽管我国（包括“疾控体系”在内的）的社会治理体系仍有一些短板，但我国的体制在疫情防控上发挥了明显优势，展现出了强大高效的组织和动员能力，如短短半月就建成了火神山、雷神山两座医院；而且自 1 月 20 日起，在党中央的领导下，国家各级政府部门全力高效地投入到抗疫工作中，再加上各地人民纷纷向湖北捐款捐物、贡献人力，全国齐心抗疫，尽可能地让湖北尤其武汉地区医疗资源和人员极其短缺的情况得到缓解。

总之，这次疫情是对我国治理体系和能力的一次巨大考验，近两个月以来，新冠病毒因其独特性质以及疫情早期地方政府防控失责而给我国造成了巨大损失，但总体而言，正如世卫组织发言人塔里克·贾萨瑞维奇日前在接受媒体专访中所说：“自 2002 年和 2003 年的非典爆发以来，中国的应对能力得到了明显发展。”



高责任归因组的启动材料：

基于大量新闻报道、评论，来自民间和学界的许多人士对这场新冠肺炎疫情的发展进行了反思。有众多批评的声音指出，从这次疫情的整体防控来看，政府相关部门的作用与表现并没有比非典时期提升很多，许多问题仍旧突出，以致在很大程度上让全国人民尤其是湖北人民付出了更惨重的代价。至少可从六个方面来看：

首先，当去年年底新冠病毒浮现之时，武汉当地部门并未及时做好充分且必要的预警工作，反而以“谣言”的名义传唤并训诫了八位吹哨人（含几位一线医生），随后官方媒体对该“造谣”事件进行了通报批评，使得公众失去了警惕防范的初次机会。

其次，在疫情蔓延前期，武汉当地部门发布了过于苛刻的确诊标准（必须要有华南海鲜市场接触史），不但不利于早发现、早确诊，还使疫情严重程度被大大低估：在1月3日至17日的15天内，官方皆未通报新增病例，其间武汉市及湖北省“两会”如期圆满举行，而多家医院已陆续出现医护人员疑似感染现象，表明很可能存在“人传人”风险，但这些医院都被当地官方警告不能把情况外泄，以致让武汉错失了疫情防控的黄金期。

第三，直至1月23日，国家在非典之后斥巨资建立的传染病网络直报系统都没起到预警作用，以致疫情失控并且医疗资源来不及调度而极其紧缺，促使湖北尤其武汉地区大量患者无法及时确诊和隔离治疗，不但把众多患者拖成危重症，还造成了大量聚集型感染和交叉感染；并且，自1月16日国家卫健委发布第一版新冠肺炎诊疗方案，直到2月12日“临床诊断病例”被纳入确诊病例之前，确诊标准都过于保守，加剧了未收治患者对周围人的感染。

第四，1月23日至24日武汉及湖北各地相继封城，该举措尽管遏制住了疫情扩散，但因未能做好医疗及生活物资的配给工作，不仅让新冠肺炎患者及医务人员陷于极端困境，还给当地民众尤其是其他病患和弱势人群造成了重大创伤。紧随湖北之后，全国各地也开启了“运动式防控”，但前期因缺乏科学而富有人道精神的统筹，许多地区都出现了过度防控的现象，有的地区甚至不顾湖北返乡人员的基本合法权利，直接用钢板钉住了他们的家门。

第五，自疫情出现以来，多家媒体机构（如财新、财经、三联、新京报、北青等）及众多自媒体表现突出，为公众提供了丰富而深入的疫情信息，然而随着疫情发展，舆论审查日趋严格，只要是有违主旋律、正能量宣传的报道或评论，就有可能被审查删除甚至封号，如腾讯《大家》平台突然遭关闭；更有人在为李文亮立传后不仅被封号，还被有关部门约谈。

最后，尽管我国的举国体制在疫情防控上发挥了极大优势，有效遏制了疫情向全国蔓延，然而这样的体制还有利于那些主要关心政绩（如经济和维稳）而倾向于掩盖问题的地方官员游刃于公众和媒体的监督之外，使得原本可让全民警觉的信息被层层延迟甚至阻碍，从而给疫情前期的迅速蔓延提供了温床；又由于中国社会自组织的缺失，民间难以充分展开自救和互助，许多医院在封城后多只能寄希望于官方机构，以致医疗资源曾一度极其紧缺。

总之，新冠肺炎疫情持续已近两月，我国的社会治理体系（包括疾控体系）乃至政治体制在发挥优势的同时也暴露出了诸多短板。可以说，来自非典的经验教训至今仍未充分吸收。引用某位知名作家的一句话，“战疫期间，我们需要提振士气，需要‘正能量’，不能只看到负面，这都是对的。但是也不可以忘记责任归属，和制度改进。”



附录五 系统合理信念量表

提示语: 请阅读下列陈述, 并表明您对这些陈述的同意或不同意的程度。1 表示完全不同意, 7 表示完全同意, 同意程度随着数字增大依次提高。

	完全 不同意	不 同 意	有 点 不 同 意	不 确 定	有 点 同 意	同 意	完 全 同 意
1. 中国社会是公平的。	1	2	3	4	5	6	7
2. 中国政治体系的运作是公正的、正当的。	1	2	3	4	5	6	7
3. 中国社会需要彻底地重建。	1	2	3	4	5	6	7
4. 中国是世界上最好的国家之一。	1	2	3	4	5	6	7
5. 中国政府的大多数政策都给民众带来了好处。	1	2	3	4	5	6	7
6. 在追求财富和幸福时, 每个中国人都有公平的机会。	1	2	3	4	5	6	7
7. 中国社会正在变得越来越糟糕。	1	2	3	4	5	6	7
8. 中国的社会体系能够保证每个人得到他所应得的。	1	2	3	4	5	6	7

注: 项目 3 和项目 7 为反向计分题。



附录六 政府信任量表

提示语：请阅读下列陈述，并表明“**自疫情出现以来，在疫情应对上**”，您在多大程度上同意下列陈述。1表示完全不同意，5表示完全同意，同意程度随着数字增大依次提高。

	完全 同意	比较 同意	不 确定	比 较 同意	完全 同意
1. 湖北省及武汉市政府是具备足够能力的。	1	2	3	4	5
2. 湖北省及武汉市政府是专业的。	1	2	3	4	5
3. 湖北省及武汉市政府有效地履行了自身职能。	1	2	3	4	5
4. 如果当地民众需要帮助，湖北省及武汉市政府会尽力帮助他们。	1	2	3	4	5
5. 湖北省及武汉市政府是基于民众利益而行事的。	1	2	3	4	5
6. 湖北省及武汉市政府真的关心民众的福祉，而不是只顾自身颜面。	1	2	3	4	5
7. 湖北省及武汉市政府对民众是坦率的。	1	2	3	4	5
8. 湖北省及武汉市政府是诚实的。	1	2	3	4	5
9. 湖北省及武汉市政府是真诚的。	1	2	3	4	5
10. 中央政府是具备足够能力的。	1	2	3	4	5
11. 中央政府是专业的。	1	2	3	4	5
12. 中央政府有效地履行了自身职能。	1	2	3	4	5
13. 如果民众需要帮助，中央政府会尽力帮助他们。	1	2	3	4	5
14. 中央政府是基于民众利益而行事的。	1	2	3	4	5
15. 中央政府真的关心民众的福祉，而不是只顾自身颜面。	1	2	3	4	5
16. 中央政府对民众是坦率的。	1	2	3	4	5
17. 中央政府是诚实的。	1	2	3	4	5
18. 中央政府是真诚的。	1	2	3	4	5



在校期间科研成果

发表论文:

胡小勇, 徐步霄, 杨沈龙, 郭永玉. (2019). 心理贫困: 概念、表现及其干预. *心理科学*, 42(5), 1124–1229.

Xu B.-X., Yang S.-L., Li J., Li Y., & Guo Y.-Y. (2020). Do higher-class individuals feel more entitled? The role of system-justifying belief. *Journal of Social Psychology*, 160(4), 445–458.

Yang S.-L., Xu B.-X., Yu F., & Guo Y.-Y. (2019). Revisiting the status-legitimacy hypothesis: Concepts, boundary conditions, and psychological mechanisms. *Journal of Pacific Rim Psychology*, 13, e20. <https://doi.org/10.1017/prp.2019.15>

撰写书稿:

徐步霄. (2018). 第九章 意志. 见 郭永玉 (编), *人格心理学纲要* (pp.221–248). 北京: 科学教育出版社.

徐步霄. (2018). 第十章 自我. 见 郭永玉 (编), *人格心理学纲要* (pp.249–274). 北京: 科学教育出版社.



后记

眼下已至毕业前夕，回望过去三年攻读博士学位的时光，特别是回想过去一年多来的学位论文之旅，感觉自己已经受了一场巨大的身心考验。为了确定一个既符合志趣、又有一定现实意义且可行的选题，我曾彷徨数月之久。这让我体验到了不曾有过压力，随着时限越来越紧，焦虑几乎是每日的常态。好在其间得到了来源广泛的诸多帮助与指引，也不乏偶然因素的作用，让我逐步确定了研究内容。未曾料想到的是，在研究进行之际一场新冠肺炎疫情突如其来，令我至今还未能返校，并且它还成为了这篇论文的研究情境。倘若这篇学位论文多多少少可以促发一些反思，我就觉得自己所付出的努力是值得的。

我感到十分幸运能在这个时点完成这篇论文。实际上，从开题到研究和写作的大部分时间里我都不确定自己能否按时完成它，还对延期做好了心理准备。不过，那扇“机会之窗”一直都未关闭，始终让我感到一线希望，并激励着我尽可能地全力以赴，直至终点。能顺利走到这一步，除了自身努力与运气之外，必然还有赖于众多师友和亲人的相助。假如没有你们的支持，这条求学之路也许早就中断了，或者会变得更曲折。

首先我想特别感谢我的恩师郭永玉教授。自从我读研以来，先生一直都对我爱护有加，并不时鞭策和砥砺我，让我能够产生并保持对学术事业的兴趣，对社会问题的关切，对专业知识的敬重，对思想自由的珍视。在我读博之后，先生不但十分信任我，让我有机会参与课题组的重要工作，锻炼了我的能力；还给了我足够自由的空间，让我可以按照个人兴趣结合小组项目而选题并展开研究。先生所树立的学者风范、所传达的深邃思想、所开垦的知识疆域，是我一生探之不尽的学术宝藏。可以说，若没有先生对我的传道、授业和解惑，恐怕我至今仍不知道该如何立足于现实的土壤之上。先生的知遇之恩，弟子一直会铭记在心！

同时我想特别感谢我的导师李晔教授。博一的时候郭老师去了南京师大，将留在华中师大的研究生托付给了李老师，正是李老师连同李静老师不辞辛劳地每周参加两次例会，才让我们平日也能受到督促并稳步推进学业。进入博二后，学校本着对学生负责的态度开始规定离校导师从17届起不能继续带本校研究生，当时幸亏李老师愿做我的博导，让我继续沿着原来方向研究下去，我才不至于半途改辙。虽然我未能时常参与小组活动，但李老师对我的关怀并不比小组其他同学少，在学位论文选题、开题、设计和写作等环节上还提供了许多细致又宝贵的意见，使我的研究更加缜密与完善。成为李老师的博士生，这也是我的福气！

也很感谢心理学院的每一位老师，正是你们的共同努力与付出，才让我和其他同学能在这样一个优良的环境中潜心学习与工作。尤其感谢刘华山老师、周宗奎老师、佐斌老师、马红宇老师、周治金老师、洪建中老师、刘思耘老师等所有曾在课上教导过我或在其他场合指点过我的老师，你们的言传身教令我印象深刻、受益匪浅。特别感谢贺金波老师、李静老师、黄飞老师在平日里给我的诸多关照。还感谢孙晓军老师、胡萍老师、任琳琳老师、汪颖老师、张婷老师在研究生培养过程中对我的帮助。

另外我想要感谢我的师兄杨沈龙、胡小勇、张彦驰、强瑞超，我的师姐白洁，你们不仅



在学习和工作上给予我许多帮助与鼓励，在生活中也给了我不少支持。感谢南京师大的丁毅老师在论文写作上给我的宝贵建议，感谢同门好友李凯这三年来的默契与共勉，感谢范帷筹、徐艳、潘哲、赵华丽、冯文倩、顾玉婷、张唯茹、王雪、李同晓、杨琛等同门兄弟姐妹给予我的协助或关心。感谢金剑、周兵平、郑惠珍等同窗好友在这一路上给我的支持与陪伴。还要感谢每一位帮我发问卷、参与调查或实验的朋友与同学，这项研究的顺利完成得益于你们的好心助力。

最后，特别感恩我的家人。感谢我的父母亲，尽管我的许多选择未必与你们的愿望相符，但你们自始至终都在背后默默支持我。若没有你们一直以来的无私奉献与付出、对我的宽容与尊重，我绝无法在这条求学之路上顺利行旅至今。如今我已在外地求学将近十载，时不我待，愿在未来年岁里我能以更多的爱来回报你们。还要感谢我的爱人，感谢你这几年来的陪伴、付出与爱，是你给我的生命增添了色彩、喜悦与活力，也是你让我更加认识自我并对未来充满信心。愿你我在这场人间旅途中携手舞出灵性的步履。

今年正好是自己在传统意义上的而立之年，不久即将开始职业生涯。既然不才在求学阶段也有缘体会到“独上高楼，望尽天涯路”一境，但愿在未来的漫漫长路上能始终秉持初心，努力做一个脚踏实地的理想主义者，为社会进步做出自己力所能及的贡献。

徐步霄

庚子初夏于海宁