國立臺灣大學理學院心理學研究所

碩士論文

Graduate Institute of Psychology

College of Science

National Taiwan University

Master Thesis

臺灣性別少數族群之預期性污名、性別角色與情緒調節對生活品質與心理症狀之影響

The Influence of Anticipated Stigma, Gender Role, and Emotional Regulation on Quality of Life and Psychological Symptoms of Gender Minority Group in Taiwan

邱傑麟

Jie-Lin Ciou

指導教授：陳淑惠 博士

Advisor: Sue-Huei Chen, Ph.D.

中華民國 108 年 7 月

July 2019

doi:10.6342/NTU201901915

致謝

十年的台大之旅，即將劃下句點。但我知道這不會是結束，而是另一段人生的開始。如潘裕文「永不停止的馬拉松」這首歌所寫道「這個旅途，美在不知道。」一趟旅程的美麗，來自過程的未知。

首先要謝謝淑惠老師一路的細心教導，從題目的發想、架構、收案到撰寫，您都不費餘力的協助，也謝謝您願意支持我以性別少數族群作為我的研究主題，也在我很倉促的這半年，給予最多的幫忙。謝謝李怡青老師與顏正芳醫師擔任我的口試委員，您們豐富的研究經驗擴展了我的視野，這份論文也因為您們精闢的見解而變得更好。

接下來我想謝謝我的家人。謝謝我爸，十年前願意接受任性的我把心理系填在第一志願，也在我延畢那幾年準備考試時，給予我充足的經濟支持。謝謝我媽，不時關心我在台北的生活，提醒我要穿暖吃飽。謝謝我表姊們，從小到大不論何事總是給我最多的支持。謝謝我妹，我知道護理師的訓練很辛苦，但與你時不時的垃圾話很紓壓。

再來要謝謝身邊的好友們。品儒、立琪與你們四年的碩班時光，我十分開心，每次課後的小聚瞎聊都讓我充飽電再出發，406 三寶終於都可以順利畢業了！感謝噗浪好友們，謝謝你們總是陪我在上面聊天，不管是生活瑣事或專業議題，也聆聽許多我研究過程的苦與悶。感謝嘉賢在我碩班生涯的陪伴，你的支持與鼓勵總是我在低谷時的明燈。

最後要謝謝曾經參與這個研究的每個人，每份協助都是造就這篇論文的力量，我才能在這麼短時間內完成論文這項鉅業。更要感謝支持婚姻平權的每個人，我們共同生長在這片土地上，愛，不分性別。

doi:10.6342/NTU201901915

摘要

前言：過去研究指出預期性污名為性別少數族群之重大壓力源之一，卻少有研究探討此族群之預期性污名及其對心理健康後果之影響。探討不同族群於心理健康後果之表現、不同人際關係來源之預期性污名與情感調節如何影響性別少數族群之心理健康為本研究重點。**目的：**藉檢驗不同人際關係來源之預期性污名、情感調節策略、性別角色傾向，瞭解性別少數族群可能之少數族群壓力模式，以思索未來臨床可能介入途徑。**方法：**本研究採 617 名成人為樣本，異性戀與性別少數族群各佔 311 名與 306 名。首先，以兩隨機分派之同質次樣本交叉驗證中文版反應風格量表短版與中文版正負向性別角色量表的心理計量特性與因素結構。再者，檢驗不同性傾向、性別角色間於心理健康程度之差異。最後檢驗性別少數族群之不同人際來源之預期性污名、反芻反應風格對心理健康後果之影響，並驗證本研究提出之序列中介模式，探索不同親疏關係之預期性污名對社會關係品質與心理症狀之影響。**結果：**（1）中文版反應風格量表短版與中文版正負向性別角色量表皆具良好心理計量特性。（2）相對於異性戀組與同性戀組，雙性戀組呈現較差之心理健康結果。（3）正向性別角色具較高之生活品質水準；負向雙性化與負向女性化具較高程度的苦惱自責式反芻，且有較多心理症狀。（4）不論預期性污名來源，苦惱自責式反芻可顯著正向預測心理症狀。（5）朋友、親戚及職場之預期性污名可顯著正向預測社交互動焦慮症狀。（6）家人之預期性污名、社會關係品質在親戚之預期性污名與心理症狀間具序列中介效果。**討論：**探討華人社會下不同族群於心理健康指標之差異來源，與不同人際來源之預期性污名、反芻反應風格對於性別少數族群之影響。最後，說明研究結果在臨床應用上的啟發，與未來可行介入途徑與研究方向。

關鍵字：性別少數族群、預期性污名、雙性化、反芻、少數族群壓力模式

doi:10.6342/NTU201901915

The Influence of Anticipated Stigma, Gender Role, and Emotional Regulation on Quality of Life and Psychological Symptoms of Gender Minority Group in Taiwan

Jie-Lin Ciou

Abstract

Introduction: Previous research points out that anticipated stigma is one of the major stressors of the gender minority group, but few studies have investigated the anticipated stigma and its influences on mental health outcomes of gender minority group. The study focused on mental health outcomes of different gender preference groups, and examined the differences of anticipated stigma emerged from different relationships and explored how emotional regulation strategies influence mental health of the gender minorities. **Purpose:** By testing the anticipated stigma from different interpersonal relationships, emotional regulation strategies, and gender role tendency, the present study aimed to realize the possible minority stress model of the gender minorities in order to provide possible ways for clinical intervention.

Methods: The present study recruited 617 adults, with 311 heterosexuals and 306 gender minorities. First, the study used two equivalent and randomized subsamples to cross validate the psychometric properties of the Response Style Questionnaire-10 (RSQ-10) and Positive-Negative Sex Role Inventory (PN-SRI). Next, the differences of mental health were examined among subsamples classified based on participants' sex orientation and gender role tendency. Last, the study examined the influences of anticipated stigma from different interpersonal relationships and rumination styles on mental health of the gender minorities. In addition, the serial mediation model was

doi:10.6342/NTU201901915

proposed and tested to explore the influences of anticipated stigma from different relationships with different degrees of intimacy on quality of life and psychological symptoms. **Results:** The results indicate that: (1) The RSQ-10 and PN-SRI yielded good psychometric properties. (2) Bisexual group displayed poorer mental health than heterosexual group and homosexual group. (3) Those who held more positive gender roles reported significantly better quality of life, while those who held more negative androgyny and negative femininity displayed significantly higher levels of brooding rumination and more psychological symptoms. (5) The anticipated stigma from friends and relative as well as the workplace significantly positively predicted social interaction anxiety symptoms. (6) The anticipated stigma from family and the social relationship domain of quality of life showed serial mediation effects between anticipated stigma from relatives and psychological symptoms respectively. **Discussion:** Under the situation in Taiwan, the possible sources of differences in different gender preference groups, and the impacts of anticipated stigma from different interpersonal relationships and rumination styles on gender minority were discussed. Possible clinical applications and directions for future research are also addressed.

Keywords: gender minority, anticipated stigma, androgyny, rumination, minority stress model

doi:10.6342/NTU201901915

目 次

第一章 緒論.....1

第一節 性別少數族群.....1

第二節 性別角色.....3

第三節 憂鬱性反芻.....5

第四節 預期性污名.....8

第五節 研究目的與假設.....12

第二章 研究方法.....16

第一節 研究對象與研究程序.....16

第二節 研究工具.....18

第三節 統計分析程序.....23

第三章 研究結果.....25

第一節 量表效度檢驗.....25

第二節 描述統計與相關分析.....31

第三節 不同族群組間之差異檢定.....33

第四節 階層迴歸分析.....43

第五節 序列中介效果檢驗.....51

第四章 綜合討論.....57

第一節 中文版反應風格量表短版之修訂.....57

第二節 中文版正負向性別角色量表之建立.....58

第三節 生活品質與心理症狀於不同族群之差異.....59

第四節 不同人際關係來源預期性污名與反芻反應風格的預測效果.....62

第五節 親戚之預期性污名、家人之預期性污名之序列中介效果檢驗.....63

doi:10.6342/NTU201901915

第五章 結論.....66
第一節 研究貢獻.....66
第二節 研究限制.....67
第三節 未來研究方向.....69
參考文獻.....70
附錄.....83
附錄一：參與研究同意書.....83
附錄二：預期性污名量表.....87
附錄三：中文版正負向性別角色量表.....89
附錄四：中文版反應風格量表短版.....90
附錄五：社交互動焦慮量表.....91
附錄六：臺灣簡明版世界衛生組織生活品質問卷.....92
附錄七：中文版憂鬱、焦慮與壓力量表.....95

doi:10.6342/NTU201901915

表目次

表 2-1 參與參與者人口變項特性者人口變項特性 17
表 2-2 各性別角色各性別角色之次數分配表之次數分配表 20
表 3-1 子樣本一與子樣本二之差異檢定 25
表 3-2 中文版反應風格量表短版因素結構 27
表 3-3 中文版反應風格量表短版之因素結構比較 27
表 3-4 中文版反應風格短版刪題後之因素結構 28
表 3-5 中文版正負向性別角色量表之因素結構 30
表 3-6 中文版正負向性別角色量表之因素結構比較 30
表 3-7 中文版正負向性別角色量表之刪題後因素結構 31
表 3-8 各變項之描述統計 32
表 3-9 各變項之相關係數 34
表 3-10 不同性傾向組在生活品質各範疇之 ANOVA 35
表 3-11 不同性傾向組在心理症狀程度之 ANOVA 36
表 3-12 各性別角色組在心理症狀程度之 ANOVA 39
表 3-13 各性別角色組在生活品質各範疇之 ANOVA 42
表 3-14 不同性別角色組在反芻反應風格之 ANOVA 43
表 3-15 朋友之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之階層迴歸分析 45
表 3-16 親戚之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之階層迴歸分析 46
表 3-17 家人之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之階層迴歸分析 47
表 3-18 職場之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦

doi:10.6342/NTU201901915

慮之階層迴歸分析 49
表 3-19 整體之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦
慮之階層迴歸分析 50

doi:10.6342/NTU201901915

圖目次

圖 1-1：少數族群壓力模式 12

圖 3-1：序列中介分析概念圖 51

圖 3-2：家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與憂鬱程度之序列中介分析 52

圖 3-3：家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與壓力程度之序列中介分析 53

圖 3-4：家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與焦慮程度之序列中介分析 54

圖 3-5：家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與社交互動焦慮程度之序列中介分析 55

doi:10.6342/NTU201901915

第一章 緒論

第一節 性別少數族群

壹、性別少數族群定義

性別少數族群指於性傾向或性別認同不符合異性戀主流之群體。性傾向指個體在情感、浪漫關係與性吸引的性別偏好；性別認同指個體對自身性別身份的認同，如自我認定為男性或女性。藉此兩類別與生理性別之異同，共可區分為女同性戀（L, Lesbian）、雙性戀（B, Bisexual）、男同性戀（G, Gay）、跨性別（T, Transgender）、疑性戀（Q, Questioning）、雙性人（I, Intersex）與無性戀（A, Asexual）等次類群，其中以 L、G、B 三類人數為多數，但實際人口比例，各國調查報告結果較不一致。據美國調查結果顯示，20 多萬位參與者中，共有 4.1%自陳屬 LGBT 族群（Gates, 2017）。Richters 等人（2014）於澳洲對約兩萬名參與者之研究結果顯示，男同性戀者約佔其中 1.9%，女同性戀者約佔 1.2%，男雙性戀者約佔 1.3%及女雙性戀者約佔 2.2%。另一方面，臺灣方面，中研院於 2013 年之研究報告顯示，面訪 2 千多名參與者中，同性戀僅佔千分之二，雙性戀約佔 1.7%，但此結果可能受到面訪方式影響參與者自我揭露之程度，而有低估之可能。綜合上述結果顯示，各國性別少數族群比例雖不一，但約介於 3%至 7%間。

貳、性別少數族群之壓力源及其影響

Meyer（1995）提出少數族群壓力（minority stress）之概念，指來自少數族

doi:10.6342/NTU201901915

群身份的心理社會壓力。此壓力源主要可以分為兩大類，第一類為內化恐同（internalized homophobia），指個體藉角色取替（role-taking）的方式，使其能透過假想他人之觀點看待自己，而將社會負面態度加諸自我。第二類為污名（stigma），包含對於他人拒絕與歧視的預期，以及實際受歧視或暴力的經驗。

性別少數族群壓力對此族群之影響甚鉅，在心理健康方面，Meyer（1995）針對男同性戀之研究結果發現，內化恐同與污名可預測個體之主觀苦惱與自殺意念程度。Parra、Benibgui、Helm、及 Hastings（2016）以 62 位性別少數族群個體為樣本，發現個體之性別少數族群壓力可透過每日皮質醇斜率（diurnal cortisol slopes）影響憂鬱症狀程度，此研究結果提供了性別少數族群壓力的生理支持證據。本地研究中，林逸祥（2017）以 277 位 13 歲以上之男同性戀作為樣本，發現性別少數壓力可預測自殺意念，且可藉由知覺負擔影響自殺意念程度，顯示男同性戀個體經歷少數族群壓力後，若把自己視為他人負擔之狀態，將會提高其自殺風險。關於生理健康方面，Frost、Lehavot、及 Meyer（2015）針對 396 位 LGB 參與者之研究結果顯示，經驗歧視事件可預測較高比例的生理健康問題。

綜合上述顯示，性別少數族群壓力可影響該族群之生、心理健康狀態，為該族群重大生活壓力源之一，因此，本研究將以預期性污名作為預測因子。而對於少數族群壓力之影響歷程，Meyer 於 2003 年提出少數族群壓力理論（minority stress theory）以解釋此壓力源對於個體生心理健康狀態之影響。此模式中將壓力源分為一般壓力源（general stressors）、遠端壓力源（distal stressors）、及近端壓力源（proximal stressors）三類，並以個體之認知因應策略與少數族群認同作為可能的保護因子與風險因子。本論文後續將對於此模式做更詳細之介紹。

doi:10.6342/NTU201901915

第二節 性別角色

壹、性別（Sex）與性別角色（Gender Role）

根據世界衛生組織（World Health Organization, WHO）之定義，性別為個體與生俱來，藉由基因所決定的個人特徵，主要為男（male）與女（female）二類所組成。性別角色則是透過社會建構的角色、行為、活動及特性，且是該社會結構下所認為對該性別適切的，如男性應表現出陽剛、有決策力等男性化特性（masculinity），女性則應表現出體貼、溫柔等女性化特性（femininity）。

貳、雙性化概念發展與特徵

回顧過去研究，於 1970 年代以前，多以性別二元觀點看待性別角色，認為性別角色為單一向度，男性化（masculinity）與女性化（femininity）落於單一軸度之兩極，意即同一個個體僅能擁有單一性別角色傾向的特徵，並無法同時共存男性化與女性化特徵。然而 Bem（1974）觀察社會現象發現，過去性別二分的觀點並無法完全解釋個體的性別角色行為，部分個體同時具備男性化與女性化特性，如決斷與順從、工具性（instrumental）與情感性（expressive）等。當個體被定義為男性化，若表現出女性化行為是在社會脈絡中是不受期許、不適當的，使個體為遵守社會規範，須壓抑女性化行為的表現。顯示社會環境對於性別角色之影響，也反映性別二分觀點過於狹隘與不足。因此，Bem 提出雙性化（androgyny）概念，其認為雙性化為個體同時擁有程度相當的男性化特性與女性化特性，且可依情境自由表現，因而有較佳的心理適應表現（Bem & Lewis, 1975; Cook, 1987），並以此概念建構 Bem 性別角色量表（Bem Sex-Role Inventory, BSRI）。譬如，雙性化個體在須決策的情境中，傾向表現男性化特性，而於情感互動需求高之情境中，則傾向表現女性化特性。過去研究幾乎一

doi:10.6342/NTU201901915

致支持雙性化有助個體適應之假說，此概念為性別角色的界定提供了以往不同的新觀點，打破原有性別二分之觀念。意即，男性化與女性化不再落於單一軸度之兩極，而為獨立兩軸度，個體可同時擁有不同程度之男性化特質與女性化特質。

同一時期的研究者對於性別角色提出不同的觀點，Spence、Helmreich、及 Stapp（1974）針對 Bem 提出的性別角色定義提出批判，認為 BSRI 所測之構念過於廣泛，其中包含男性化與女性化、工具性特質與表達性特質等構念。Spence、Helmreoch、及 Stapp（1975）進一步單獨以工具性特質（instrumental traits）與表達性特質（expressive traits）表徵男性化與女性化，編製個人特質量表（Personal Attributes Questionnaire, PAQ）以評估個體之性別角色傾向。

過去許多研究對 BSRI 與 PAQ 之性別角色構念進行驗證，Spence（1991）比較兩量表後發現，兩量表中之男性化與女性化分量表間各具相關性，且皆與自尊、性別角色態度與性別基模歷程具關聯性。Holmbeck 與 Bale（1988）之研究結果亦支持兩量表構念相近之假設。然而，於 21 世紀後之相關研究，與前世紀呈不一致的結果。Choi 與 Jenkins（2000）將兩量表之題項一同進行探索性因素分析發現，各分量表之題項各座落於不同因素中，顯示兩量表所測為不同構念。Fernández 與 Coelleo（2010）發現兩量表經探索性因素分析後，因素結構與原量表假設之兩因子並不一致，且利用兩量表所進行之性別角色分類一致性偏低。

延續上述，時空與文化背景可能為影響個體性別角色之潛在因子。據 Twenge（1997）針對 1974 年至 1997 年間之 BSRI 與 PAQ 相關研究結果進行後設分析發現，女性於兩量表的男性化程度隨時間呈增長之趨勢，但女性之女性化程度與男性於兩量表之表現皆無明顯變化。Donnelly 與 Twenge（2017）檢驗 1993 年至 2012 年 BSRI 之信效度變化，結果發現女性之女性化程度顯著下降，但男性化無明顯落差，且女性之雙性化程度具明顯增加之趨勢。Berger 與 Krahé（2013）檢驗 BSRI 題項之社會期許度發現，對女性而言，男性化特性之

doi:10.6342/NTU201901915

社會期許度有增長之趨勢，然而女性化特性則呈下降趨勢。

綜合上述研究結果顯示，女性之性別角色隨年代有所變動，目前距 BSRI 編製以來相隔 40 多年，並考量臺灣社會民情與西方文化之差異，此工具於當代之適用性令人存疑。此外，由於 BSRI 編製過程是採用社會期許度相對較高之特性作為題項，然而性別角色為個體自我認同之其中一部份，其本質應兼具正向與負向兩面，故有另一派學者在舊有之男、女性化特性外，增加正負向特性之概念（Woodhill & Samuels, 2003, 2004）。Berger 與 Krahé（2013）並進一步以此概念，建構正負向性別角色量表（Positive-Negative Sex Role Inventory, PN-SRI）。此量表請個體自陳題項內容與自己的相似程度，分為正向男性化、正向女性化、負向男性化及負向女性化四個分量表。本研究預計對此量表翻譯並進行本地驗證，期能為本土研究奠定性別角色之評估工具。

第三節 憂鬱性反芻

壹、反芻反應風格理論

Nolen-Hoeksema 為研究憂鬱性反芻的重要學者，畢生致力於研究憂鬱可能成因與發展相關評估工具。Nolen Hoeksema（1987）提出憂鬱反應風格理論（response style theory of depression），認為個體面對憂鬱情緒有三種反應傾向，分別為憂鬱性反芻（depressive rumination）、分心（distraction）、 及問題解決（problem solving）。憂鬱性反芻指個體面對憂鬱情緒時，傾向將注意力投注於重複思考自身之憂鬱症狀及其成因、後果。另一方面，分心則指個體面對憂鬱情緒時，傾向將注意力轉移至與憂鬱情緒無關的事物。當個體使用憂鬱性反芻因應憂鬱情緒時，將導致憂鬱情緒與症狀之惡化。反之，使用分心策略之個體，則有利於緩解憂鬱情緒。

依循上述憂鬱性反芻之定義，Nolen-Hoeksema 與 Morrow（1991）發展反

doi:10.6342/NTU201901915

應風格量表（Response Style Questionnaire, RSQ），詢問個體面對自身憂鬱情緒時，可能採取的思考方式或行動。此量表共分兩部分，分別為反芻反應分量表與分心反應分量表。Nolen-Hoeksema 與 Morrow（1993）透過實驗佐證，當憂鬱個體被引導使用憂鬱性反芻後，相對於分心反應組，於操弄後有較高的負面情緒，但對於非憂鬱個體而言，不論使用何種策略，操弄前後皆無明顯改變。

Treynor、Gonzalez、及 Nolen-Hoeksema（2003）重新審視反芻反應分量表，發現其中有 12 題與憂鬱症狀有相似構念，例如「17. 思考你有多難過（Think about how sad you feel.）」。考量上述題項可能汙染對於憂鬱症狀的預測與解釋，因此將其刪去，並經因素分析發現兩向度：深思反省式反芻（reflection），指「不帶評價地聚焦在中性或正向的內容上」；苦惱自責式反芻（brooding），指「將注意力投注於負面、自我責難、陰暗或焦慮的想法上」。同時以結果顯示深思反省式反芻可能引發短時間的負面情緒，但最終有助個體減少負面情緒，相反地苦惱自責式反芻與更強烈的憂鬱情緒有關，且具長時間之影響力，而無益於憂鬱情緒的適應。Arditte 與 Joormann（2011）發現深思反省式反芻可預測半年後憂鬱症狀之緩解，此結果支持上述 Treynor 等人之論述。

過去研究對兩種反芻反應風格與自殺意念間之關聯性進行探索，Miranda 與 Nolen-Hoeksema（2007）以 1134 名參與者為樣本追蹤一年發現，苦惱自責式反芻與自殺意念關聯性較深思反省式反芻高，且可預期一年後較高程度之自殺意念。Polanco-Roman、Jurska、Quiñones、及 Miranda（2015）進一步比較非自殺性自傷、自殺嘗試及兩者經驗兼具者，發現苦惱自責式反芻單獨預測曾有自殺嘗試者，深思反省式反芻與其他兩組相關，反映兩策略對自殺意念具不同影響。

doi:10.6342/NTU201901915

貳、性別、性別角色與憂鬱性反芻之關聯

傳統生理性別二分觀點已有大量文獻確立憂鬱性反芻之性別差異（Nolen-Hoeksema & Morrow, 1993; Nolen Hoeksema, 1987, 1991; Treynor et al., 2003），Johnson 與 Whisman（2013）針對 14321 名樣本進行後設分析結果亦支持女性高於男性之性別差異。然而部分研究顯示性別與反芻反應風格間存在其他中介因子，如結合情緒控制、對關係情緒基調的責任、克服負面情緒等信念（Nolen-Hoeksema & Jackson, 2001）。再者，據 Simonson、Mezulis、及 Davis（2011）之研究結果顯示，個體之性別角色對性別與反芻反應風格間存在中介效果。

延續前述，根據社會學習觀點（Bandura & Walters, 1977），個體行為同時受到先天基因與後天環境因素影響，無法獨立個別因素之對個體行為影響。依循此觀點，重新審視生理性別與性別角色兩者之關聯，生理性別是完全由基因先天決定，性別角色是依據個體生理性別與後天社會環境形塑而成。相關研究發現，女性化特質可預測憂鬱性反芻策略之使用（Simonson et al., 2011）、憂鬱症狀之增加（Broderick & Korteland, 2002; Stoppard & Paisley, 1987），顯示性別角色對於憂鬱性反芻與憂鬱症狀之影響。若同時將生理性別與性別角色納入考量，據 Wupperman 與 Neumann（2006）以 589 名年輕成人為參與者之結果顯示，不論個體生理性別為何，當男性化特質愈高，憂鬱反芻策略之使用與憂鬱症狀程度越低。

綜合以上所述，過去研究結果皆一致指出傳統生理性別二元觀點與憂鬱性反芻間之關聯，然而同時納入其他因子後，生理性別之預測效果不復存在，顯示過往研究慣以使用的生理性別分類，可能無法完整表徵個體之「性別」對於心理健康與情感調節策略的影響。因上述考量，本研究將以後天社會建構的性別角色作為分類基礎，以期能更貼近社會脈絡中「性別」的現象。

doi:10.6342/NTU201901915

第四節 預期性污名

壹、污名（Stigma）的界定與意涵

污名概念在學術界中最早由 Goffman（1963）所提出，其認為個體污名是一種使個體名聲敗壞的特性，當一個陌生個體現身於他人面前，他所具有的特性將使他與他人有所區分，而被他人歸類到壞的、危險的、虛弱的類別，進而在他人心中之形象從一個完整的一般人，變成一個受玷汙、貶損的個體。

Goffman 進一步提出三種不同的污名類型，第一類來自身體缺損，如身障者。第二類來自個人特質缺損，包含意志薄弱的、跋扈的、死板的或不誠實的，如精神疾病患者、受刑犯、成癮者、酒精濫用者、同性戀者、失業者、曾嘗試自殺者及激進政治行為者。最後一類來自部族認同，如種族、國籍及宗教信仰，此類污名可透過譜系於同類成員間傳播，並對於同類成員具有相同影響。另一方面，因污名並非皆可藉由外觀覺察，依污名之可見性（visibility）分類，帶有清晰可見的污名者，被稱為已受貶抑者（the discredited），如盲人、黑人；而帶有無法從外觀辨識的污名者，被稱為可受貶抑者（the discreditable），如同性戀、受刑犯。

然而自提出污名概念以來，大多數學者提出 Goffman 之定義不夠嚴謹的批判。譬如，Link 與 Phelan（2001）針對過去批判，將污名界定為一種「使標籤化個體有別於其他個體，被連結至非期許的特質，進而受到地位喪失或歧視等不公對待之歷程」。此觀點強調社會權力對於污名形成之影響，當掌權者決定何謂對錯，污名得以發生。因此，Link 與 Phelan 認為污名成立於一個允許以下現象共同發生的權力型態，包含標籤化、刻板印象、分化、地位喪失及歧視。

再檢視 Goffman 的理論可見，污名可能因來源與性質而有所差異。因此，Jones（1984）區分六種面向之污名化情境，包含：可隱藏性（concealability）、標記之演進歷程（course of the mark）、破裂性（disruptiveness）、審美觀

doi:10.6342/NTU201901915

（aesthetic）、污名標記的來源（origin of the stigmatized mark）及危難性（peril）。後續實徵研究指出，危難性、可隱藏性及污名標記的來源為核心面向（Deaux, Reid, Mizrahi, & Ethier, 1995; Frable, 1993）。另一方面，Crocker、Major、及 Steele（1998）認為可見性（visibility）與可控性（controllability）對受污名者與污名他人者之經驗而言，為最重要的兩個面向。其中污名之可見性影響污名化個體覺知外界反應來自自身污名之程度，亦影響污名化個體之因應策略、費力隱藏自身污名的程度、及與其他污名化個體進行社會比較之程度。而可控性影響污名化個體於陌生情境中的負擔，也涉及維持或縮小自身污名化特徵之決定。Crocker 等人更進一步提出污名的社會心理概念模式，包含三大維度，分別為（1）觀點（perspective）：覺知者或目標；（2）認同（identity）：個人認同或群體為基礎的認同；（3）反應類型（reactions）：情感、認知或行為反應。藉由上述理論架構與污名發生之對象，可衍生出更細緻的污名分類，目前文獻提出內化污名（Herek, Gillis, & Cogan, 2009）、知覺污名（Mickelson, 2001）、預期性污名（Quinn & Chaudoir, 2009）等。

貳、預期性污名定義

延續 Goffman（1963）所提，已受貶抑者與可受貶抑者於社會互動過程中，可能存在不一樣的心理歷程。已受貶抑者因其污名特徵明顯可見，當個體與他人互動時，自身之污名化身份毫無隱藏地揭露在他人面前，初步的身份暴露已為個體帶來不舒服的感受。當他人進一步與已受貶抑者互動，對其污名特徵提出好奇，或提供已受貶抑者不需要的幫助，都會提高個體的不適感。

另一方面，可受貶抑者因其污名特徵的不可見，儘管他人宣稱抱持接納少數族群之態度，但實際並不一定可讓雙方於平等層次上互動，使個體在社交互動過程中無法確認他人對自身污名特徵之反應，而引發焦慮感受。當其未揭露自己的污名化身份時，並不必然會受到他人的污名化對待，可能透過迴避或隱

doi:10.6342/NTU201901915

藏身份因應。但與他人互動過程中，其可能會擔心他人知曉自己的污名化身份後，預期自己將遭受他人污名化對待。而上述歷程中所提及之對於污名身份揭露後，可能遭受他人污名化對待之預期，即為預期性污名（anticipated stigma）。

回顧污名相關研究，預期性污名為近年較新興被獨立出來討論的議題，過去此概念多被包含在知覺到的污名中，英文以 felt stigma 或 perceived stigma 表示，此被定義為污名化個體對於自身污名的主觀感受，並將主觀感受投射於他人，進而影響個體對於他人主觀感受之覺察，使個體預期他人可能因對污名的負面態度，而有歧視之表現（Kinsler, Wong, Sayles, Davis, & Cunningham, 2007; Mickelson, 2001）。由上述定義可見，知覺污名歷程包含個體對他人主觀感受之覺察與預期後續可能受歧視經驗兩部分。而預期性污名強調的是後者，也就是個體對於他人將貶損自己的預期，而非對於污名身份的負面覺察，故於本研究將預期性污名從知覺污名中獨立出來，並針對預期性污名進行探討。

參、預期性污名與心理健康之關聯

過去西方研究結果幾乎一致地指出預期性污名可預測個體較高的主觀心理苦惱，較差的生理健康、生活品質，且受個體對自己的少數族群認同之核心性（centrality）與突顯性（salience）所影響（Earnshaw, Quinn, & Park, 2012; Quinn & Chaudoir, 2009）。但上述研究中部份研究是以各少數族群為研究對象，而非針對特定少數族群（Quinn & Chaudoir, 2009），或是多以精神疾患患者或慢性病患（Earnshaw et al., 2012）作為主要研究對象，特定針對性別少數族群之預期性污名相關研究較為稀少。Pachankis、Sullivan、Feinstein、及 Newcomb（2018）以 128 名年輕男同性戀與男雙性戀為樣本追蹤 8 年，結果顯示預期性污名呈逐年下降之趨勢，且受個體社經地位影響，低社經地位者下降趨勢較高社經地位者平緩。

doi:10.6342/NTU201901915

綜合上述，預期性污名對於性別少數族群之心理健康狀態影響甚大，可能為此族群之自殺潛在風險因子，但目前國內相關研究較缺乏。此外，現存研究中對於預期性污名的測量，多藉歧視量表（Chaudoir & Quinn, 2016; Quinn & Chaudoir, 2009）、拒絕敏感度量表（Pachankis et al., 2018）之題項內容，詢問個體歧視事件發生之可能性，並無特定工具可應用於測量不同少數族群之預期性污名程度，故本研究將採自編量表之方式針對此議題進行探索。

肆、少數族群壓力模式

少數族群壓力模式（minority stress model）為 Meyer（2003）所提出，此壓力模式主要探討少數族群面對污名衍生之少數族群壓力時，整體壓力歷程與因應模式。其中少數族群壓力具有三種特性：（1）獨特性（unique）：為污名化個體特有的，且是可加成於一般性壓力之上，因而此族群相較一般族群需較費勁適應，（2）長期性（chronic）：指少數族群壓力是穩定存在社會與文化脈絡中，（3）以社會為基礎的（socially based）：指少數族群壓力為根基於社會互動、社會制度、及整體社會結構之中。

如圖 1-1 所示，於此壓力模式中，將壓力源分為（1）一般性壓力源（general stressors）：指來自社會環境中之壓力，不分任何族群皆可能遭遇此壓力源，如失業、親人過世；（2）遠端壓力源（distal stressors）：指不需仰賴個體知覺或評估的客觀壓力，如社會偏見與歧視；（3）近端壓力源（proximal stressors）：指個體主觀感受到的壓力，如內化恐同、預期性污名、知覺污名等。遠近端壓力源為一連續變化之歷程，起始於少數族群身份衍生的遠端壓力源，透過個體覺知此壓力，且對此壓力產生預期與警覺後，將外在社會負向態度內化，當個體對於壓力的主觀覺知漸增，便逐漸轉為近端壓力源。

依據此壓力模式之概念，本研究將以遠端-近端壓力源的概念，針對不同人際來源之預期性污名可能隱含遠端與近端之關聯，對於個體主觀之生活品質與

doi:10.6342/NTU201901915

心理症狀程度之影響進行驗證。

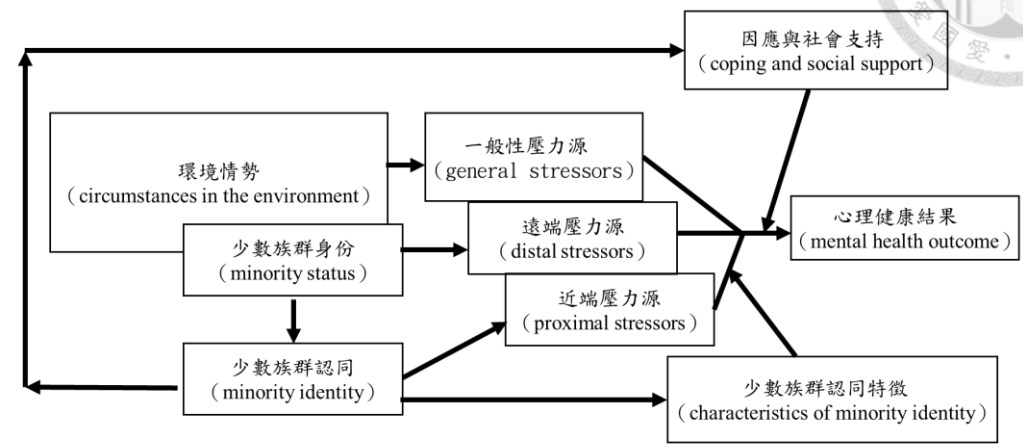

圖 1-1：少數族群壓力模式

資料來源：翻譯自 “Prejudice, social stress, and mental health in lesbian, gay, and bisexual populations: Conceptual issues and research evidence.” by Meyer, I. H. (2003). *Psychological Bulletin*, *129*, 674. doi:10.1037/0033-2909.129.5.674

第五節 研究目的與假設

壹、研究目的

臺灣近年隨社會開放，社會大眾對於性別少數族群之關懷逐漸提升，亦於今年（2019）成為亞洲第一個通過同性婚姻之國家。雖政府透過立法保障此族群之權益，然污名為長期存在於社會脈絡下的產物（Goffman, 1963），整體社會長久以來對於性別少數族群的負面印象仍存，使性別少數族群與他人互動時，大多對於自己的性傾向抱持保留態度。友善臺灣聯盟（2014）針對臺灣性別少數族群調查結果顯示，79%擔心家人無法接受，68%擔心自己無法符合傳統婚嫁期待，且高於 7 成者曾有自殺意念。據上述調查報告，關切臺灣性別少數族群之心理健康有其必要性。

doi:10.6342/NTU201901915

性別少數族群因其性傾向與大多數人不同，於成長過程中較異性戀者須承受額外壓力，預期性污名為此族群主要壓力來源之一（Meyer, 1995），可造成此族群較差的心理健康後果（Pachankis et al., 2018; Quinn & Chaudoir, 2015）。然而，過去預期性污名之相關研究研究多以精神疾病患者或 HIV 患者為主要對象，以性別少數族群之預期性污名之相關研究較少，亦無特定測量工具。

另一方面，憂鬱性反芻被發現與憂鬱症狀及社交互動焦慮症狀息息相關（Nolen-Hoeksema & Morrow, 1993; Wong & Moulds, 2009）。Treynor 等人（2003）針對憂鬱性反芻進行因素分析，得到苦惱自責與深思反省兩種反芻形式。前者被認為造成個體負面情緒維持的主要原因，反之後者被視為相對有利、可能使個體朝正向發展之因應策略，但兩者對預期性污名所造成之情緒波動未有一致結果。

生理性別差異雖為影響個體心理健康的原因之一（Nolen Hoeksema, 1987; Ranta et al., 2007; Xu et al., 2012），但性別角色可干擾生理性別差異對於個體心理健康之影響（Simonson et al., 2011），且考量社會學習觀點（Bandura & Walters, 1977），同時考量個體先天基因與後天環境之前提，選擇以性別角色傾向界定個體。

綜合以上所述，本研究之研究目的如以下所列：

1. 針對中文版反應風格量表短版與中文版正負向性別角色量表進行修訂，確立其本土應用性。
2. 檢驗臺灣性別少數族群面對不同人際來源之預期性污名時，使用不同反芻策略是否會對後續心理健康造成影響，以及檢驗性別少數族群與異性戀族群於反芻策略使用程度與心理健康之差異。
3. 探索臺灣 20 至 60 歲成人之性別角色傾向對於個體之反芻反應風格與心理健康之差異。
4. 檢驗本研究提出之序列中介模式，探索不同親疏來源之預期性污名間對個體主觀的社會關係品質與心理症狀的影響，以建立華人社會中，

doi:10.6342/NTU201901915

性別少數族群於家庭脈絡中之壓力模式。

貳、研究假設

基於文獻回顧和研究目的，本研究擬針對以下假設進行檢驗：

一、中文版反芻反應風格量表短版與中文版正負向性別角色量表之驗證

假設 1-1：中文版反應風格量表短版具良好信效度。

假設 1-2：中文版正負向性別角色量表具良好信效度。

二、不同性傾向者與不同性別角色者的心理症狀與生活品質之差異

假設 2-1：不同性傾向組於憂鬱、焦慮、壓力、社交互動焦慮症狀具顯著差異，且異性戀組顯著低於同性戀組與雙性戀組。

假設 2-2：不同性傾向組於生理健康、心理、社會關係及環境範疇程度具顯著差異，且異性戀組顯著高於同性戀組與異性戀組。

假設 2-3：不同性別角色組於憂鬱、焦慮、壓力、社交互動焦慮症狀具顯著差異，且負向性別角色組顯著高於正向性別角色組。

假設 2-4：不同性別角色組於生理健康、心理、社會關係及環境範疇程度具顯著差異，且負向性別角色組顯著高於正向性別角色組。

三、預期性污名來源類型與反芻反應風格對心理症狀與生活品質之預測

假設 3-1：朋友之預期性污名正向顯著預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮症狀程度。

doi:10.6342/NTU201901915

假設 3-2：親戚之預期性污名正向顯著預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮症狀程度。

假設 3-3：家人之預期性污名正向顯著預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮症狀程度。

假設 3-4：職場之預期性污名正向顯著預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮症狀程度。

假設 3-5：整體之預期性污名正向顯著預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮症狀程度。

假設 3-6：不論預期性污名來源為何，深思反省式反芻可負向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮症狀程度。

假設 3-7：不論預期性污名來源為何，苦惱自責式反芻可負向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮症狀程度。

四、檢驗親戚與家人之預期性污名對生活品質與心理症狀之序列中介模式

假設 4：在模式中，親戚之預期性污名、家人之預期性污名、社會關係範疇可預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮症狀程度。

doi:10.6342/NTU201901915

第二章 研究方法

第一節 研究對象與研究程序

壹、研究對象

本研究使用網路問卷形式，透過臉書（Facebook）、批踢踢實業坊（ptt.cc）等管道徵求研究參與者，徵求條件為 20 歲至 60 歲之成人，且性傾向為異性戀、同性戀及雙性戀者，並排除無法流利閱讀中文、過去或目前有精神疾病、腦傷、物質濫用者。參與者可獲後續抽獎機會，與研究者公益捐助於同志友善團體做為報酬，共 635 名參與。排除性傾向非為上述類別者 10 名（參與者自評非為上述性傾向）、不願回應性傾向者 5 名，及預期性污名任一分量表總分與相對應之對象出櫃狀況皆為 0 者 3 名，有效樣本人數共 617 名（佔回收率 97%），包含異性戀 311 名，同性戀 210 名，雙性戀 96 名。參與者多介於 20 歲至 40 歲間，學歷以大學或大專畢業為大宗。詳細人口統計變項，詳見表 2-1。

貳、研究程序

本研究經國立臺灣大學行為與社會科學研究倫理委員會審核通過後（案號：201903HS004），以網路問卷方式進行資料收集。參與者於知情同意後，填答個人基本資料，包含年齡、性別、自我認定之性傾向及學歷。後續視其自陳之性傾向，繼續填寫以下量表，包含預期性污名量表、自評出櫃程度、正負向性別角色量表、中文版反應風格量表短版、社交互動焦慮量表、臺灣簡明版世界衛生組織生活品質量表及憂鬱、焦慮與壓力量表，其中自陳為異性戀者不需填寫預期性污名量表與自評出櫃程度。

doi:10.6342/NTU201901915

研究完成後，依有效問卷數抽取 10%之參與者贈送超商百元禮券作為酬謝，共抽取 62 名獲獎者。且依有效問卷數每份捐款 10 元予臺灣同志諮詢熱線協會，共捐款 6200 元。

表 2-1 參與者人口變項特性（*n* = 617）

人口變項	組別	人數	百分比%
性別（性傾向）	男（異性戀）	108	17.50
	男（同性戀）	115	18.60
	男（雙性戀）	19	3.10
	女（異性戀）	203	32.90
	女（同性戀）	95	15.40
	女（雙性戀）	77	12.50
教育程度	小學肄業	1	0.20
	小學畢業	0	.00
	國中畢業	0	.00
	高中/職畢業	74	12.00
	大學/專科畢業	368	59.60
	碩士畢業	160	25.90
	博士畢業	14	2.30
年齡	20～24	172	27.90
	25～29	232	37.60
	30～34	120	19.40
	35～39	50	8.10
	40～44	28	4.60
	45～49	10	1.60
	50～54	2	0.30
	55～59	3	0.50

doi:10.6342/NTU201901915

第二節 研究工具

壹、基本資料問卷

包含研究同意書（見附錄一）、參與者性別、年齡、教育程度、性傾向、自評出櫃程度、及電子信箱等基本資料。

貳、預期性污名（Anticipated Stigma Questionnaire）

預期性污名量表為評估個體主觀認為因自己之污名化身份而被可能污名的程度，過去研究中多透過使參與者評定日常歧視量表或拒絕敏感度量表之內容之發生可能性作為此概念之量測，較缺乏特定測量預期性污名之工具，國內過去亦無相關類型研究，因上述考量本研究決定採自編量表方式進行。此自編量表為參考國內同志相關調查與國外預期性污名相關研究編製而成（友善臺灣聯盟，2014; Pachankis et al., 2018; Quinn & Chaudoir, 2009），詳細題項請見附錄二。為自陳式量表，共分朋友、親戚、家人、同事或上司四部分，每部分各 7 題，共 28 題，採取李克特式六點量尺作答，0 分為完全不會發生，5 分為一定會發生，分數越高代表個體預期自己在該情境下遭受他人污名化對待的機會越高。參與者依據題目描述，想像自身於不同情境與對象中揭露自己之同志身份時，自己將遭受他人污名化對待的機會有多高。此量表具良好內部一致性信度，整體之內部一致性信度係數 Cronbach’s α 為.96，朋友、親戚、家人、同事或上司各分量表分別為.95、.96、.97、.96。

doi:10.6342/NTU201901915

參、正負向性別角色量表（Positive-Negative Sex-Role Inventory, PN-SRI）

正負向性別角色量表（Berger & Krahé, 2013）為評估個體性別角色傾向之測量工具，已獲原作者同意使用與翻譯，詳細題項請見附錄三。此量表係參照 Bem 性別角色量表（Bem Sex-Role Inventory）（Bem, 1977）之編製方式，邀請參與者對常見男性與常見女性的特性，各列舉七個正負向特性。進一步邀請另一群參與者依價性（valence）、典型性（typicality）及自我描述（self-descriptions）等標準進行評定，價性指此特性之期許程度，典型性指此特性代表男性或女性的程度，自我描述指參與者用此特性描述自己之程度。後續以價性、典型性較高且具性別差異、同性別中之高一致性、自我描述之性別差異等標準進行選題。價性為正、典型性較高，且具性別區辨度的特質作為正向男性化（MAS+）與正向女性化（FEM+）特質，反之挑選價性為負、典型性較低者，且具性別區辨度的特質作為負向男性化（MAS-）與負向女性化（FEM-）特質。此量表為自陳式量表，共分正向男性化、正向女性化、負向男性化及負向女性化等四分量表，各分量表共 6 題，共 24 題，採取李克特式 5 點量尺作答，1 分為一點都不是我的特徵，5 分為完全是我的特徵。正向男性化之題項如「擅長分析的」、「有邏輯的」；負向男性化之題項如「自大的」、「擺闊的」；正向女性化之題項如「情感豐富的」、「溫柔的」；負向女性化之題項如「焦急的」、「過於敏感的」。原始量表具良好信效度，正向男性化、負向男性化、正向女性化、負向女性化分量表之內部一致性信度係數分別為.86、.84、.87、.72。

計分方式為：將原始分數加總計算平均數後，轉換為標準分數以進行後續分析與性別角色分組，分組標準如下，結果如表 2-2 所示：

1. **正向雙性化**：正向男性化與正向女性化皆高於平均，且程度相當（兩者標準分數差距小於 0.5 分），各自得分高於負向男性化與負向女性化。

doi:10.6342/NTU201901915

2. **負向雙性化**：負向男性化與負向女性化皆高於平均，且程度相當（兩者標準分數差距小於 0.5 分）各自得分高於正向男性化與正向女性化。
3. **正向男性化**：正向男性化得分高於平均，且高於其他分量尺。
4. **負向男性化**：負向男性化得分高於平均，且高於其他分量尺。
5. **正向女性化**：正向女性化得分高於平均，且高於其他分量尺。
6. **負向女性化**：負向女性化得分高於平均，且高於其他分量尺。
7. **未分化雙性化**：四分量尺得分皆高於平均，但未達上列標準。
8. **未分化**：四分量尺得分皆低於平均。

表 2-2 各性別角色之次數分配表（*n* = 617）

組別	人數	百分比
未分化組	44	7.1
正向雙性化組	51	8.3
負向雙性化組	54	8.8
正向男性化組	125	20.3
負向男性化組	112	18.2
正向女性化組	98	15.9
負向女性化組	133	21.6

肆、中文版反應風格量表短版（Response Style Questionnaire-10, RRS-10）

反應風格量表（Response Style Questionnaire, RSQ）最初為 Nolen-Hoeksema 與 Morrow（1991）所發展，共 52 題，其中反芻反應風格為 32 題，分心反應風格為 20 題。Treynor 等人（2003）對反芻反應風格分量表進行修編，刪除題意可能與憂鬱症狀重疊之項目，並新增兩題後，編製成反應風格量表短版（RRS-10）。

doi:10.6342/NTU201901915

中文版反應風格量表短版為自陳式量表，詳細題項請見附錄四，共 10 題，採取李克特式 4 點量尺作答，1 分為幾乎從不，4 分為幾乎總是。個體根據自身面對情緒低落或憂鬱時，評定因應策略之頻率，得分越高代表使用該策略因應憂鬱情緒的傾向越高。原版問卷分「深思反省（reflection）」與「苦惱自責（brooding）」兩向度。中文版量表經因素分析後，亦符合兩因子結構，但題數分別為深思反省（4 題）與苦惱自責（5 題），共 9 題。

伍、社交互動焦慮量表（Social Interaction Anxiety Scale, SIAS）

社交互動焦慮量表為 Mattick 與 Clarke（1998）所編製之測量個體社交互動焦慮程度之自陳式量表，詳細題項請見附錄五。此量表採李克特式 5 點量尺，0 分為完全不符合，4 分為非常符合，個體依據平常生活與他人互動之感受進行填答，得分越高代表社交互動焦慮傾向越強。且此量表具良好信效度，內部一致性信度係數為.94，4 週與 12 週之再測信度分別為.91 與.93，且亦和社交逃避及受苦量表（Social Avoidance and Distress Scale, SADS）與害怕負面評價量表（Fear of Negative Evaluation Scale, FNES）具有高相關。

楊靜芳（2003）對此量表進行翻譯修訂，結果顯示翻譯後之量表因素結構尚算穩定，且內部一致性信度係數為.90，兩週與兩個月之再測信度分別為.86 與.81。本研究之內部一致性信度為.87。綜合以上所述，顯示 SIAS 為有效且可信的測量工具。

doi:10.6342/NTU201901915

陸、臺灣簡明版世界衛生組織生活品質量表（World Health Organization Quality of Life-Brief, Taiwan version, WHOQOL-BREF (TW)）

世界衛生組織生活品質量表（WHOQOL-100）為世界衛生組織於 1995 年所編製而成，目的在於評估個體於生理、心理、獨立程度、社會關係、環境、心靈/宗教/個人信念等六大範疇之主觀生活品質感受。然此量表因長度過長，實用性並不高。因此世界衛生組織透過各國之研究資料，將原量表縮編至共 26 題之簡明版世界衛生組織量表（WHOQOL-BREF）（Group, 1995, 1998）。

臺灣簡明版世界衛生組織生活品質量表為評估個體生活品質之自陳式量表，詳細題項請見附錄六。此量表為姚開屏（2002）所翻譯修訂，除了翻譯原版簡明版量表外，更加入兩題本土性題目，共 28 題。採李克特式 5 點量尺，可分生理健康、心理、社會關係與環境四範疇。原始分數經加總後，可得原始範疇分數，此分數可進一步參考過去常模資料，轉換為轉換後範疇分數。此分數依照分數範圍不同，可分為 4 至 20 分與範圍為 0 至 100 兩種，藉此以進一步與世界衛生組織生活品質量表（WHOQOL-100）比較。過去研究顯示此量表整體內部一致性信度為.97，再測信度為.86，各範疇之內部一致性介於.78 至.91，且大多數之範疇可區分健康者與不健康者。本研究結果顯示整體量表內部一致性信度為.87，各範疇之內部一致性信度介於.70 至.79 間。綜合上述結果，顯示此量表具有良好之信效度，為一有效且可信之測量工具。

柒、中文版憂鬱、焦慮與壓力量表（Depression, Anxiety, Stress Scale, DASS-21）

憂鬱、焦慮與壓力量表為 Lovibond 與 Lovibond（1995）所編製，此量表為自陳式量表，由憂鬱、焦慮與壓力三向度組成，目的在於評估個體一週中之憂

doi:10.6342/NTU201901915

鬱、焦慮及壓力程度。原版共 42 題，後原作者考量臨床實用性，將原版量表精簡為 21 題之版本，各向度由 7 題組成，採李克特式 4 點量尺，0 分為「一點都不適用」，3 分為「非常適用/最適用」，分數越高代表個體於該向度的程度越高，詳見附錄七。Henry 與 Crawford（2005）針對 21 題之版本進行分析驗證，發現於各分量表皆可有效測量相對應之構念，整體內部一致性信度為.88，憂鬱、焦慮及壓力分量表之內部一致性信度分別為.82、.90、.93。本研究結果顯示，整體內部一致性信度為.92，憂鬱、焦慮及壓力分量表之內部一致性信度分別為.88、.76、.85，較過去研究結果，雖於本研究結果中焦慮分量表信度明顯較低，但仍在可接受的範圍內，顯示此量表具有良好之信效度。

第三節 統計分析程序

本研究以 SPSS20.0 與 AMOS24.0 等套裝統計軟體進行資料分析，以瞭解量表的心理計量特性，並檢驗本研究之假設，分析方式如下：

1. 效度檢驗：透過探索性因素分析與驗證性因素分析，檢驗：1)本研究翻譯之「正負向性別角色量表」是否符合原版的四因素結構，與 2)「中文版反應風格量表短版」是否符合原版的兩因素結構。
2. 信度檢驗：瞭解「預期性污名量表」、「正負向性別角色量表」、「短版反應風格量表中文版」、「社交互動焦慮量表中文版」、「憂鬱、焦慮與壓力量表中文版」及「臺灣簡明版世界衛生組織生活品質問卷」等全量表與分量表的內部一致性信度。
3. 相關分析：採皮爾遜相關分析方法，檢驗同志族群中各變項間之關聯性，包含基本人口學變項、預期性污名程度、出櫃程度、反芻反應風格、憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度、社交互動焦慮程度及生活品質程度。
4. 單因子變異數分析：檢驗不同性傾向組、不同性別角色組、不同程度之憂鬱組、焦慮組及壓力組於各變項之差異程度。並以卡方檢定檢驗不同程度

doi:10.6342/NTU201901915

之憂鬱組、焦慮組及壓力組之性傾向人口分布差異。

5. 階層迴歸分析：控制人口學變項（年齡、生理性別、教育程度）與出櫃比例之情況下，檢驗同志族群之反芻反應風格及預期性污名對心理症狀與生活品質的影響。

6. 序列中介模式分析：透過 Hayes（2012）所研發的 PROCESS 統計分析附件軟體之模型 4，檢驗同志族群中，家人之預期性污名與生活品質範疇對於親戚之預期性污名與心理症狀間之序列中介效果。

doi:10.6342/NTU201901915

第三章 研究結果

第一節 量表效度檢驗

壹、研究樣本分組

為探索量表的因素結構與驗證因素結構的適配性，將參與者隨機分派至子樣本一與子樣本二兩組，分別進行探索性因素分析與驗證性因素分析。並為確保樣本同質性，比較兩個子樣本之人口學變項與主要預測變項之基本描述統計，包括平均數、標準差及分數分布範圍，其結果支持兩個子樣本為對等樣本，在各變項均無差異。描述統計與差異檢定請見表 3-1。

表 3-1 子樣本一與子樣本二之差異檢定

變項	平均值（標準差）		自由度	*t* 值	*p*
	子樣本一 (N = 309)	子樣本二 (N = 308)			
年齡	28.77 (6.53)	28.15 (6.08)	615	1.22	.22
社交互動焦慮	33.73(13.52)	34.97(13.71)	615	-1.13	.25
生理健康	63.75(14.01)	63.43(13.94)	616	.28	.77
心理健康	52.39(16.21)	52.41(16.80)	615	-.02	.98
社會關係	56.78(16.85)	56.43(17.69)	615	.24	.80
環境健康	64.56(13.53)	64.33(13.28)	615	.21	.82
憂鬱程度	9.40 (8.86)	9.39 (8.77)	615	.01	.99
壓力程度	17.81(10.19)	18.25 (9.27)	615	-.57	.56
焦慮程度	10.14 (7.33)	10.09 (7.47)	615	.08	.93

doi:10.6342/NTU201901915

貳、中文版反應風格量表短版之修訂驗證

一、探索性因素分析

以子樣本一（$n = 309$）進行驗證性因素分析，經 Bartlett 球形檢定結果顯示，變項間彼此並非無關聯（$\chi^2(45, N = 309) = 685.66, p < .001$），且 KMO 為.825，顯示此資料適合進行因素分析。據特徵值（eigenvalue）與陡坡圖（scree plot）結果顯示，應該採取兩因素結構。以主軸法（Principal Axis）萃取因素，並以最優法（Promax）進行斜交轉軸，因素負荷量矩陣如表 3-2。由表 3-2 可見，第一個因素包含七題，第二個因素包含三題，與原版本(Treynor et al., 2003)的因素結構並不完全一致。其中，「3. 想到『為何我總是用這樣的方式反應』」在兩分量表之因素負荷量皆大於 0.3。考量 cross loading 之可能，並參考過去本土研究發現，此題皆無法落於原版量表所屬的因素結構中（周嘉媖，2008；陳弘儒，2015；游勝翔，2004），顯示此題目之不穩定性，故將此題刪除。另有一題「6. 思考最近的情境，祈望它可以變得更好」，此題所屬因素與原量表不符，原屬苦惱自責式反芻，但於本研究中屬深思反芻式反芻。此結果於過去本土研究發現一致，但後續處理方式並不同，楊如泰（2010）選擇將此題刪除，但陳弘儒（2015）審視題意後將其納入深思反省式反芻。

二、驗證性因素分析

由於過去研究結果不一致，使用子樣本二（$n = 308$）進行驗證性因素分析，比較不同題數組成下的因素結構配適度，因素結構比較結果如表 3-3。由表 3-3 可見，Model 1 與 Model 6 之適配度指標（GFI）、調整後之適配度指標（AGFI）、比較性適配指標（CFI）、標準適配度指標（NFI）與非規範配適指標（NNFI）皆高於 0.9，近似方均根誤差（RMSEA）皆介於 0.05 至 0.08 間，顯

doi:10.6342/NTU201901915

示此二模型相較於其他模型具有較佳之適配度。綜合探索性因素分析與驗證性因素分析結果，與考量第六題題意之意義性，決定保留此題，採用模型 1 的因素結構進行後續資料分析。

表 3-2 中文版反應風格量表短版因素結構（*n* = 309）

量表題目	因素一 深思反省	因素二 苦惱自責
4. 自己離開，並思考為何你會這樣地感覺	**.76**	-.08
9. 分析你的人格特性，試圖瞭解為何你會感到憂鬱	**.72**	-.06
2. 分析最近的事件，試圖瞭解為何你會感到憂鬱	**.62**	-.01
5. 寫下你的想法並分析它	**.57**	-.08
3. 想到「為何我總是用這樣的方式反應」	**.48**	.26
6. 思考最近的情境，祈望它可以變得更好	**.46**	.07
10. 獨自去某些地方思考自己的感受	**.43**	.08
7. 想到「為何我有這些他人沒有的問題？」	.01	**.69**
8. 想到「為何我無法將事情處理得更好」	.00	**.64**
1. 想到「我做了什麼，而有如此下場？	-.05	**.59**

表 3-3 中文版反應風格量表短版之因素結構比較（*n* = 308）

	量表結構組成		適配度指標					
模型	深思反省	苦惱自責	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	NNFI	IFI
Model 1	2,4,5,6,9,10	1,7,8	.959	.929	.935	.068	.910	.936
Model 2	2,3,4,5,6,9,10	1,7,8	.951	.921	.924	.070	.900	.925
Model 3	2,4,5,9,10	1,6,7,8	.946	.906	.905	.082	.868	.906
Model 4	2,3,4,5,9,10	1,6,7,8	.938	.900	.897	.081	.864	.899
Model 5	2,4,5,9,10	1,3,6,7,8	.919	.868	.854	.096	.807	.856
Model 6	2,4,5,9,10	1,7,8	.962	.928	.939	.073	.910	.940

三、分析結果小結

經探索性因素分析與驗證性因素分析之來回重複驗證，結果顯示此因素結構較其他因素結構穩定，為本研究所得之最佳解，建議後續使用此量表之研究可沿用此因素結構。以子樣本一（*n* = 309）再次進行分析，刪題後版本之整體

doi:10.6342/NTU201901915

內部一致性信度係數為.74，兩因素「苦惱自責」與「深思反省」各由 3 題與 6 題組成，內部一致性信度係數各為.66 與.76，兩因素可解釋 37.1%之變異量，刪題後的因素負荷量如表 3-4。

表 3-4 中文版反應風格短版刪題後之因素結構（*n* = 309）

量表題目	因素一 深思反省	因素二 苦惱自責
4. 自己離開，並思考為何你會這樣地感覺	**.72**	-.05
9. 分析你的人格特性，試圖瞭解為何你會感到憂鬱	**.70**	-.03
2. 分析最近的事件，試圖瞭解為何你會感到憂鬱	**.61**	.02
5. 寫下你的想法並分析它	**.56**	-.06
6. 思考最近的情境，祈望它可以變得更好	**.46**	.09
10. 獨自去某些地方思考自己的感受	**.44**	.11
7. 想到「為何我有這些他人沒有的問題？」	.03	**.67**
8. 想到「為何我無法將事情處理得更好」	.01	**.65**
1. 想到「我做了什麼，而有如此下場？	-.04	**.57**

參、中文版正負向性別角色量表之修訂驗證

一、探索性因素分析

以子樣本一（$n = 308$）進行探索性因素分析，經 Bartlett 球形檢定結果顯示，變項間彼此並非無關聯（$\chi^2(276, N = 308) = 4182.28, p < .001$），且 KMO 為.793，顯示此資料適合進行因素分析。據特徵值（eigenvalue）與陡坡圖（scree plot）結果建議取五個因素，但考量原版量表的因素結構，故採用四個因素進行後續分析。以主軸法（Principal Axis）萃取因素，並以最優法（Promax）進行斜交轉軸，因素負荷量矩陣如表 3-5。由表 3-5 可見因素一「**正向男性化**」包含 6 題，因素二「**正向女性化**」包含 4 題，因素三「**負向女性化**」包含 5 題，因素四「**負向男性化**」包含 5 題，與原版量表因素結構不完全相符。其中「11. 嚴厲的」、「17. 敏感的」、「19. 想法天真的」所屬因素與原量

doi:10.6342/NTU201901915

表不符，且上述三題於所屬因素外之因素上亦有較高的因素負荷量，遂將此三題刪除。另「7. 焦急的」與「21. 過於謹慎的」雖所屬因素與原版量表相符，但此二題各於因素四與因素一之因素負荷量大於 0.3，顯示此二題之不穩定性，故將此二題刪除。另「23. 不體貼的」於四個因素之因素負荷量皆小於 0.3，顯示此題可能代表不同構念，遂將此題刪除。

二、驗證性因素分析

進一步以子樣本二（$n = 309$）進行驗證性因素分析，比較原版量表與刪題後量表之因素結構適配度，結果詳見表 3-6。由表 3-6 可見，刪題後量表之適配度指標（GFI）、調整後之適配度指標（AGFI）、比較性適配指標（CFI）、標準適配度指標（NFI）與非規範配適指標（NNFI）雖未達 0.9，但皆較原版量表佳，近似方均根誤差（RMSEA）亦落於 0.05～0.08 間，顯示刪題後之量表結構較原版量表穩定。

三、分析結果小結

綜合探索性因素分析與驗證性因素分析之結果，本研究採用刪題後版本進行後續分析，四因素「正向男性化」、「負向男性化」、「正向女性化」與「負向女性化」各由 6 題、4 題、5 題、3 題組成。以子樣本一（$n = 309$）再次進行分析，各分量表之內部一致性信度係數為.83、.69、.61、.51，四因素可解釋 39.2%之變異量，刪題後的因素負荷量如表 3-7。

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-5 中文版正負向性別角色量表之因素結構（*n* = 309）

量表題目	因素一 正向男性化	因素二 正向女性化	因素三 負向女性化	因素四 負向男性化
10. 有邏輯的	**.76**	.16	-.09	.01
6. 擅分析的	**.74**	.12	.01	.01
14. 理性的	**.70**	-.11	-.05	-.10
9. 專注於尋找解決辦法的	**.67**	.12	-.15	.07
5. 實際的	**.66**	.03	-.01	-.03
12. 客觀的	**.57**	.01	-.10	.05
11. 嚴厲的	**.49**	-.14	.23	.22
8. 情感豐富的	-.11	**.67**	.12	.12
16. 有同理心的	.08	**.66**	.17	-.10
3. 溫柔的	.06	**.54**	.07	-.10
2. 熱情的	.10	**.47**	-.24	.31
4. 鍾情的	.20	**.47**	-.01	-.08
23. 不體貼的	.04	-.44	.12	**.25**
22. 過度敏感的	-.09	.10	**.75**	-.02
17. 敏感的	.01	.34	**.61**	-.02
21. 過於謹慎的	.31	-.13	**.59**	-.14
1. 自我懷疑的	-.18	-.01	**.53**	.01
7. 焦急的	-.02	.01	**.40**	.35
15. 沒有方向感的	-.15	-.07	**.32**	.11
20. 自大的	.10	-.18	.02	**.65**
18. 喜歡自誇的	-.05	.05	-.06	**.60**
13. 擺闊的	.03	-.08	.00	**.49**
19. 想法天真的	-.22	.22	.02	**.40**
24. 渴望權力的	.17	-.11	.14	**.40**

表 3-6 中文版正負向性別角色量表之因素結構比較（*n* = 308）

量表版本	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	NNFI	IFI
原版量表	.775	.726	.667	.095	.626	.671
刪題後量表	.873	.835	.823	.088	.793	.826

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-7 中文版正負向性別角色量表之刪題後因素結構（*n* = 309）

量表題目	因素一	因素二	因素三	因素四
	正向男性化	正向女性化	負向男性化	負向女性化
10. 有邏輯的	**.76**	.08	.05	.00
14. 理性的	**.74**	-.17	-.08	.03
6. 擅分析的	**.73**	.06	.08	.03
9. 專注於尋找解決辦法的	**.64**	.08	.06	-.09
5. 實際的	**.61**	.06	-.08	-.06
12. 客觀的	**.57**	-.03	.07	-.03
8. 情感豐富的	-.15	**.71**	.07	.09
16. 有同理心的	.10	**.62**	-.12	.20
2. 熱情的	-.04	**.55**	.19	-.32
3. 溫柔的	.06	**.52**	-.09	.08
4. 鍾情的	.14	**.49**	-.15	-.05
20. 自大的	.08	-.13	**.65**	.05
18. 喜歡自誇的	-.08	.06	**.65**	-.01
13. 擺闊的	.00	-.04	**.48**	.03
24. 渴望權力的	.18	-.05	**.41**	.14
1. 自我懷疑的	-.06	.03	.01	**.61**
22. 過度敏感的	.01	.13	.11	**.55**
15. 沒有方向感的	-.09	-.02	.08	**.34**

第二節 描述統計與相關分析

壹、描述統計

本研究主要變項之量表題數、量尺尺度、項目平均數與標準差、量表平均數與標準差列於表 3-8。根據同性戀與雙性戀組之結果顯示，預期來自親戚的預期性污名最高（*M* = 19.76），來自朋友的預期性污名相對最低（*M* = 7.38）。據 Lovibond 與 Lovibond（1995）之切截分數標準，此樣本群之憂鬱與焦慮程度落於輕度範圍內（*M* = 10.09; *M* = 10.50），然壓力程度介於中度之臨界（*M* = 18.84），反映此樣本之壓力程度可能有偏高之情況。

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-8 各變項之描述統計

變項	題數（尺度）	同性戀與雙性戀組（$n = 306$）				異性戀組（$n = 311$）			
		項目平均數	S.D.	量表平均數	S.D.	項目平均數	S.D.	量表平均數	S.D.
預期性污名_朋友	7（0～5）	7.38	7.68	1.05	1.10	—	—	—	—
預期性污名_親戚	7（0～5）	19.76	9.43	2.82	1.35	—	—	—	—
預期性污名_家人	7（0～5）	13.12	10.83	1.87	1.55	—	—	—	—
預期性污名_職場	7（0～5）	13.55	9.58	1.94	1.37	—	—	—	—
憂鬱程度	7（0～3）	10.09	8.80	0.72	0.62	8.70	8.77	0.62	0.62
壓力程度	7（0～3）	18.84	10.45	1.34	0.74	17.23	8.91	1.23	0.63
焦慮程度	7（0～3）	10.50	7.40	0.74	0.52	9.74	7.38	0.69	0.52
社交互動焦慮程度	20（0～4）	35.03	13.69	1.75	0.68	33.67	13.54	1.68	0.67
生活品質_生理健康	7（1～5）	24.83	3.92	3.51	0.58	25.12	3.72	3.58	0.53
生活品質_心理	6（1～5）	18.57	3.94	3.09	0.68	18.59	3.86	3.10	0.64
生活品質_社會關係	4（1～5）	13.06	2.76	3.26	0.69	13.06	2.76	3.26	0.69
生活品質_環境	9（1～5）	32.18	4.79	3.54	0.51	32.44	4.96	3.60	0.55
深思反省	6（1～4）	15.78	3.65	2.65	0.62	15.66	3.61	2.61	0.60
苦惱自責	3（1～4）	7.79	2.31	2.57	0.77	7.86	2.33	2.62	0.77

doi:10.6342/NTU201901915

生活品質方面，各範疇之平均皆落於中等偏上之程度（$M_{生}$ = 3.51, $M_{心}$ = 3.09, $M_{社}$ = 3.26, $M_{環}$ = 3.54），但心理範疇較其他範疇略低。比較兩組於各變項之平均發現，同性戀與雙性戀組於憂鬱、焦慮及壓力程度略高於異性戀組，其他變項無明顯落差。

貳、相關分析

採皮爾森相關分析，對自評性傾向為同性戀與雙性戀者，檢驗各主要變項間之相關，結果如表 3-9 所示。結果發現，預期性污名方面，各人際關係下的預期性污名皆與心理症狀呈正相關（rs = .12 ~ .32, ps < .05），與生活品質各範疇呈負相關（rs = -.36 ~ -.14, ps < .05）。反芻反應風格方面，苦惱自責式反芻與各人際關係下的預期性污名、憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮等心理症狀皆呈正相關（rs = .17 ~ .45, ps < .001），且與生活品質呈負相關（rs = -.16 ~ -.24, ps < .001）。深思反省式反芻與生活品質呈正相關（rs = .13 ~ .14, ps < .05），然與預期性污名、心理症狀相關未達顯著，顯示兩因應風格之不同。

第三節 不同族群組間之差異檢定

壹、不同性傾向組之單因子變異數分析

以單因子變異數分析，比較不同性傾向間之生理健康範疇、心理範疇、社會關係範疇、環境範疇是否具顯著差異。

一、生活品質

據分析結果顯示，不同性傾向組在生活品質之心理範疇與社會關係範疇上有顯著差異，兩者皆屬小效果量（$F_{心}(2, 614) = 4.05$, $p = .018$, $\eta_p^2 = .013$; $F_{社}(2, 614) = 3.83$, $p = .022$, $\eta_p^2 = .012$）。

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-9 各變項之相關係數

變項	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1 預期性污名_朋友	1.00	**.51*****	**.44*****	**.62*****	.05	**.17*****	**.22*****	**-.14***	**-.23*****	**-.36*****	**-.21*****	**.21*****	**.16****
2 預期性污名_親戚	**.51*****	1.00	**.69*****	**.59*****	.10	**.30*****	**.30*****	**-.14***	**-.29*****	**-.20*****	**-.20*****	**.14***	**.23*****
3 預期性污名_家人	**.44*****	**.69*****	1.00	**.42*****	.07	**.21*****	**.23*****	-.10	**-.27*****	**-.28*****	**-.21*****	**.17*****	**.12***
4 預期性污名_職場	**.62*****	**.59*****	**.42*****	1.00	.06	**.21*****	**.32*****	**-.19*****	**-.23*****	**-.27*****	**-.18*****	**.15****	**.18*****
5 深思反省	.05	.10	.07	.06	1.00	**.32*****	.04	.05	**.14***	**.14***	**.13***	.06	.10
6 苦惱自責	**.17*****	**.30*****	**.21*****	**.21*****	**.32*****	1.00	**.35*****	**-.24*****	**-.30*****	**-.16*****	-.11	**.37*****	**.45*****
7 社交互動焦慮	**.22*****	**.30*****	**.23*****	**.32*****	.04	**.35*****	1.00	**-.40*****	**-.49*****	**-.35*****	**-.36*****	**.40*****	**.40*****
8 生活品質_生理健康	**-.14***	**-.14***	-.10	**-.19*****	.05	**-.24*****	**-.40*****	1.00	**.65*****	**.42*****	**.56*****	**-.54*****	**-.53*****
9 生活品質_心理	**-.23*****	**-.29*****	**-.27*****	**-.23*****	**.14***	**-.30*****	**-.49*****	**.65*****	1.00	**.62*****	**.56*****	**-.69*****	**-.59*****
10 生活品質_社會關係	**-.36*****	**-.20*****	**-.28*****	**-.27*****	**.14***	**-.16*****	**-.35*****	**.42*****	**.62*****	1.00	**.49*****	**-.48*****	**-.38*****
11 生活品質_環境	**-.21*****	**-.20*****	**-.21*****	**-.18*****	**.13***	**-.11**	**-.36*****	**.56*****	**.56*****	**.49*****	1.00	**-.37*****	**-.36*****
12 憂鬱程度	**.21*****	**.14***	**.17*****	**.15****	.06	**.37*****	**.40*****	**-.54*****	**-.69*****	**-.48*****	**-.37*****	1.00	**.71*****
13 壓力程度	**.16****	**.23*****	**.12***	**.18*****	.10	**.45*****	**.40*****	**-.53*****	**-.59*****	**-.38*****	**-.36*****	**.71*****	1.00
14 焦慮程度	.09	**.12***	**.13***	.10	**.16*****	**.34*****	**.39*****	**-.51*****	**-.44*****	**-.21*****	**-.35*****	**.65*****	**.69*****

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

doi:10.6342/NTU201901915

進一步經 Scheffe 事後比較，發現於心理範疇方面，同性戀組顯著大於雙性戀組（$M_{同}$ = 54.04±16.69 vs. $M_{雙}$ = 48.30±16.95, $p < .01$），但於異性戀組與同性戀組間，與異性戀組與雙性戀組間均無顯著差異（$M_{異}$ = 52.55±16.05 vs. $M_{同}$ = 54.04±16.69, $p = .59$; $M_{異}$ = 52.55±16.05 vs. $M_{雙}$ = 48.30±16.95, $p = .08$）。於社會關係範疇方面，同性戀組顯著大於雙性戀組（$M_{同}$ = 58.45±19.59 vs. $M_{雙}$ = 52.01±17.87, $p = .02$），但異性戀組與同性戀組間、異性戀組與雙性戀組間無顯著差異（$M_{異}$ = 56.75±18.77 vs. $M_{同}$ = 58.45±19.59, $p = .60$; $M_{異}$ = 56.75±18.77 vs. $M_{雙}$ = 52.01±17.87, $p = .10$），詳細結果如表 3-10。

表 3-10 不同性傾向組在生活品質各範疇之 ANOVA（*n* = 617）

組別	*M*	*SD*	*F*	*p*	η_p^2	事後檢定結果
生理健康範疇						
異性戀組（A）	64.50	13.23	2.34	.097	.008	
同性戀組（B）	63.42	15.37				
雙性戀組（C）	61.00	12.88				
心理範疇						
異性戀組（A）	52.55	16.05	4.05	**.018***	.013	B > C
同性戀組（B）	54.04	16.69				
雙性戀組（C）	48.30	16.95				
社會關係範疇						
異性戀組（A）	56.75	18.77	3.83	**.022***	.012	B > C
同性戀組（B）	58.45	19.59				
雙性戀組（C）	52.01	17.87				
環境範疇						
異性戀組（A）	65.19	13.77	1.52	.218	.005	
同性戀組（B）	64.22	13.29				
雙性戀組（C）	62.50	12.23				

*$p < .05$.

二、各心理症狀程度

以單因子變異數分析，比較不同性傾向組間之憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交焦慮程度是否具顯著差異。據分析結果顯示，不同性傾向組間在憂

doi:10.6342/NTU201901915

鬱程度與壓力程度上有顯著差異，兩者皆屬小效果量（$F_{dep}(2, 614) = 4.56, p = .01, \eta_p^2 = .015$; $F_{str}(2, 614) = 3.46, p = .03, \eta_p^2 = .011$）。

進一步經 Scheffe 事後比較，發現於憂鬱程度方面，異性戀組顯著小於雙性戀組（$M_{異} = 8.70 \pm 8.77$ vs. $M_{雙} = 11.79 \pm 9.76, p < .001$），但異性戀組與同性戀組間，與同性戀組與雙性戀組間皆無顯著差異（$M_{異} = 8.70 \pm 8.77$ vs. $M_{同} = 9.31 \pm 8.23, p = .74$; $M_{同} = 9.31 \pm 8.23$ vs. $M_{雙} = 11.79 \pm 9.76, p = .07$）。壓力程度方面，異性戀組顯著小於雙性戀組（$M_{異} = 17.23 \pm 8.91$ vs. $M_{雙} = 20.18 \pm 10.28, p = .03$），但異性戀組與同性戀組間，與同性戀組與雙性戀組間皆無顯著差異（$M_{異} = 17.23 \pm 8.91$ vs. $M_{同} = 18.21 \pm 10.49, p = .52$; $M_{同} = 18.21 \pm 10.49$ vs. $M_{雙} = 20.18 \pm 10.28, p = .25$），詳細結果見表 3-11。

表 3-11 不同性傾向組在心理症狀程度之 ANOVA（*n* = 617）

組別	*M*	*SD*	*F*	*p*	η_p^2	事後檢定結果
憂鬱程度						
異性戀組（A）	8.70	8.77	4.56	**.01***	.015	C > A
同性戀組（B）	9.31	8.23				
雙性戀組（C）	11.79	9.76				
焦慮程度						
異性戀組（A）	9.74	7.38	0.91	.402	.003	
同性戀組（B）	10.36	7.65				
雙性戀組（C）	10.79	6.81				
壓力程度						
異性戀組（A）	17.23	8.91	3.46	**.03***	.011	C > A
同性戀組（B）	18.21	10.49				
雙性戀組（C）	20.18	10.28				
社交焦慮程度						
異性戀組（A）	33.67	13.54	2.31	.100	.007	
同性戀組（B）	34.11	13.66				
雙性戀組（C）	37.05	13.57				

*$p < .05$.

doi:10.6342/NTU201901915

三、分析結果小結

由上述分析結果顯示，雙性戀組於部分正向生活品質範疇顯著低於同性戀組，與部分負向心理症狀方面顯著高於異性戀組，反映此族群相對其他兩組可能隱含較多生活壓力適應之議題。

貳、不同性別角色間之差異檢定

透過單因子變異數分析，檢驗性別角色對於各心理症狀、生活品質各範疇及兩種反芻反應風格傾向是否具顯著差異。因原始資料並未符合變異數同質假定，故將所有依變項經開根號轉換，經轉換後所有依變項可符合變異數同質假定，下列分析結果以轉換後資料進行分析。

一、各性別角色組對於不同心理症狀之差異檢定

以單因子變異數分析，比較各性別角色組間之憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交焦慮程度是否具顯著差異，結果詳見表 3-12。據分析結果顯示，不同性別角色組間在憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度上皆有顯著差異，介於中度效果至高度效果間（$F_{dep}(5, 572) = 12.66, p < .001, \eta_p^2 = .100$; $F_{anx}(5, 572) = 8.30, p < .001, \eta_p^2 = .068$; $F_{str}(5, 572) = 15.08, p < .001, \eta_p^2 = .117$; $F_{sias}(5, 572) = 19.17, p < .001, \eta_p^2 = .145$）。

進一步經 Scheffe 事後比較，發現於憂鬱程度方面，負向女性化組顯著高於正向雙性化組、正向男性化組、負向男性化組及正向女性化組（$M_{負女} = 3.33 \pm 1.47$ vs. $M_{正雙} = 1.98 \pm 1.45, p < .001$; $M_{負女} = 3.33 \pm 1.47$ vs. $M_{正男} = 2.18 \pm 1.61, p < .001$; $M_{負女} = 3.33 \pm 1.47$ vs. $M_{負男} = 2.63 \pm 1.53, p < .05$; $M_{負女} = 3.33 \pm 1.47$ vs. $M_{正女} = 2.22 \pm 1.65, p < .001$），且負向雙性化組顯著高於正向雙性化組、正向男性化組及正向女性化組（$M_{負雙} = 3.28 \pm 1.48$ vs. $M_{正雙} = 1.98 \pm 1.45, p < .01$; $M_{負雙} = 3.28 \pm 1.48$ vs. $M_{正男} = 2.18 \pm 1.61, p < .01$; $M_{負雙} = 3.28 \pm 1.48$ vs. $M_{正女} = 2.22 \pm 1.65, p$

doi:10.6342/NTU201901915

< .01），其他組間皆無顯著差異。

焦慮程度方面，負向女性化組顯著高於正向雙性化組、正向男性化組（$M_{負女}$ = 3.34±1.15 vs. $M_{正雙}$ = 2.59±1.22, p < .05; $M_{負女}$ = 3.34±1.15 vs. $M_{正男}$ = 2.49±1.25, p < .001），且負向雙性化組顯著高於正向男性化組（$M_{負雙}$ = 3.40±1.22 vs. $M_{正男}$ = 2.49±1.25, p < .01），其他組間皆無顯著差異。

壓力程度方面，負向女性化組顯著高於正向雙性化組、正向男性化組、負向男性化組及正向女性化組（$M_{負女}$ = 4.63±1.04 vs. $M_{正雙}$ = 3.50±1.39, p < .001; $M_{負女}$ = 4.63±1.04 vs. $M_{正男}$ = 3.65±1.19, p < .001; $M_{負女}$ = 4.63±1.04 vs. $M_{負男}$ = 4.00±1.30, p < .01; $M_{負女}$ = 4.63±1.04 vs. $M_{正女}$ = 3.58±1.42, p < .001），且負向雙性化組顯著高於正向雙性化組、正向男性化組、負向男性化組及正向女性化組（$M_{負雙}$ = 4.78±0.98 vs. $M_{正雙}$ = 3.50±1.39, p < .01; $M_{負雙}$ = 4.78±0.98 vs. $M_{正男}$ = 2.18±1.61, p < .01; $M_{負雙}$ = 4.78±0.98 vs. $M_{負男}$ = 4.00±1.30, p < .05; $M_{負雙}$ = 4.78±0.98 vs. $M_{正女}$ = 3.58±1.42, p < .01），其他組間皆無顯著差異。

社交互動焦慮程度方面，負向女性化組顯著高於正向雙性化組、正向男性化組、負向男性化組及正向女性化組（$M_{負女}$ = 6.42±1.02 vs. $M_{正雙}$ = 5.20±1.19, p < .001; $M_{負女}$ = 6.42±1.02 vs. $M_{正男}$ = 5.50±1.19, p < .001; $M_{負女}$ = 6.42±1.02 vs. $M_{負男}$ = 5.50±1.16, p < .001; $M_{負女}$ = 6.42±1.02 vs. $M_{正女}$ = 5.40±1.22, p < .001），且負向雙性化組顯著高於正向雙性化組、正向男性化組、負向男性化組及正向女性化組（$M_{負雙}$ = 6.42±0.95 vs. $M_{正雙}$ = 5.20±1.19, p < .001; $M_{負雙}$ = 6.42±0.95 vs. $M_{正男}$ = 5.50±1.19, p < .001; $M_{負雙}$ = 6.42±0.95 vs. $M_{負男}$ = 5.50±1.16, p < .01; $M_{負雙}$ = 6.42±0.95 vs. $M_{正女}$ = 5.40±1.22, p < .001），其他組間皆無顯著差異。

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-12 各性別角色組在心理症狀程度之 ANOVA（*n* = 617）

組別	*M*	*SD*	*F*	*p*	η_p^2	post hoc
憂鬱程度						
正向雙性化組（A）	1.98	1.45	12.66	**< .001**	.100	F > A; F > C
負向雙性化組（B）	3.28	1.48				F > D; F > E
正向男性化組（C）	2.18	1.61				B > A; B > C
負向男性化組（D）	2.63	1.53				B > E
正向女性化組（E）	2.22	1.65				
負向女性化組（F）	3.33	1.47				
焦慮程度						
正向雙性化組（A）	2.59	1.22	8.30	**< .001**	.068	F > A; F > C
負向雙性化組（B）	3.40	1.22				B > C
正向男性化組（C）	2.49	1.25				
負向男性化組（D）	2.97	1.38				
正向女性化組（E）	2.81	1.32				
負向女性化組（F）	3.34	1.15				
壓力程度						
正向雙性化組（A）	3.50	1.39	15.08	**< .001**	.117	F > A; F > C
負向雙性化組（B）	4.78	0.98				F > D; F > E
正向男性化組（C）	3.65	1.19				B > A; B > C
負向男性化組（D）	4.00	1.30				B > D; B> E
正向女性化組（E）	3.85	1.42				
負向女性化組（F）	4.63	1.04				
社交互動焦慮程度						
正向雙性化組（A）	5.20	1.19	19.17	**< .001**	.145	F > A; F > C
負向雙性化組（B）	6.42	0.95				F > D; F > E
正向男性化組（C）	5.50	1.19				B > A; B > C
負向男性化組（D）	5.56	1.16				B > D; B> E
正向女性化組（E）	5.40	1.22				
負向女性化組（F）	6.42	1.02				

二、各性別角色組對於各生活品質範疇之差異檢定

以單因子變異數分析，比較各性別角色組間之生理、心理、社會關係及環境範疇是否具顯著差異，結果詳見表 3-13。據分析結果顯示，不同性別角色組

doi:10.6342/NTU201901915

間在生理、心理、社會關係及環境範疇上皆有顯著差異，生理、心理及社會關係範疇介於中度效果至高度效果間，但環境範疇屬小效果量（$F_{生}(5, 572) = 9.35$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .076$; $F_{心}(5, 572) = 16.70$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .128$; $F_{社}(5, 572) = 11.92$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .091$; $F_{環}(5, 572) = 4.27$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .036$）。

進一步經 Scheffe 事後比較，發現於生理範疇方面，正向雙性化組顯著高於負向雙性化組、負向男性化組及負向女性化組（$M_{正雙} = 8.33 \pm 0.81$ vs. $M_{負雙} = 7.68 \pm 0.80$, $p < .05$; $M_{正雙} = 8.33 \pm 0.81$ vs. $M_{負男} = 7.80 \pm 0.95$, $p < .05$; $M_{正雙} = 8.33 \pm 0.81$ vs. $M_{負女} = 7.59 \pm 0.88$, $p < .001$），正向男性化組顯著高於負向女性化組（$M_{正男} = 8.10 \pm 0.95$ vs. $M_{負女} = 7.59 \pm 0.88$, $p < .01$），且正向女性化組顯著高於負向女性化組（$M_{正女} = 8.14 \pm 0.83$ vs. $M_{負女} = 7.59 \pm 0.88$, $p < .01$），其他組間皆無顯著差異。

心理範疇方面，正向雙性化組顯著高於負向雙性化組與負向女性化組（$M_{正雙} = 7.71 \pm 1.01$ vs. $M_{負雙} = 6.58 \pm 1.06$, $p < .001$; $M_{正雙} = 7.71 \pm 1.01$ vs. $M_{負女} = 6.52 \pm 1.19$, $p < .001$），正向男性化組顯著高於負向雙性化組與負向女性化組（$M_{正男} = 7.44 \pm 1.04$ vs. $M_{負雙} = 6.58 \pm 1.06$, $p < .01$; $M_{正男} = 7.44 \pm 1.04$ vs. $M_{負女} = 6.52 \pm 1.19$, $p < .001$），且正向女性化組顯著高於負向雙性化組與負向女性化組（$M_{正女} = 7.49 \pm 1.12$ vs. $M_{負雙} = 6.58 \pm 1.06$, $p < .01$; $M_{正女} = 7.49 \pm 1.12$ vs. $M_{負女} = 6.52 \pm 1.19$, $p < .001$），且負向男性化組顯著高於負向女性化組（$M_{負男} = 7.16 \pm 1.26$ vs. $M_{負女} = 6.52 \pm 1.19$, $p < .01$），其他組間皆無顯著差異。

社會關係範疇方面，正向雙性化組顯著高於負向雙性化組與負向女性化組（$M_{正雙} = 7.94 \pm 1.27$ vs. $M_{負雙} = 6.67 \pm 1.47$, $p < .001$; $M_{正雙} = 7.94 \pm 1.27$ vs. $M_{負女} = 7.02 \pm 1.28$, $p < .01$），正向男性化組顯著高於負向雙性化組與負向女性化組（$M_{正男} = 7.54 \pm 1.15$ vs. $M_{負雙} = 6.67 \pm 1.47$, $p < .01$; $M_{正男} = 7.54 \pm 1.15$ vs. $M_{負女} = 7.02 \pm 1.28$, $p < .05$），且正向女性化組顯著高於負向雙性化組與負向女性化組（$M_{正女} = 7.80 \pm 1.02$ vs. $M_{負雙} = 6.67 \pm 1.47$, $p < .001$; $M_{正女} = 7.80 \pm 1.02$ vs. $M_{負女} = 7.02 \pm 1.28$, $p < .001$），且負向男性化組顯著高於負向雙性化組（$M_{負男} = 7.47 \pm 1.13$ vs. $M_{負雙} =$

doi:10.6342/NTU201901915

6.67±1.47, $p < .01$），其他組間皆無顯著差異。

環境範疇方面，組間差異皆未達顯著，僅正向女性化組與負向雙性化組之差異落於邊緣顯著範圍（$M_{正女}$ = 8.19±0.75 vs. $M_{負雙}$ = 7.73±0.84, $p = .06$）。考量 Scheffe 為較嚴格的事後比較方式，可藉較高的檢定力檢驗不等組之事後比較結果，而 F 檢定結果顯著可能受組間樣本數或組間差異所影響，綜合上述原因，本研究傾向判斷不同性別角色組於環境範疇中並無顯著差異，但可能存在上述組間比較結果之趨勢。

三、不同性別角色組對於兩種反芻風格傾向之差異檢定

以單因子變異數分析，比較各性別角色組在深思反省與苦惱自責兩反應反芻風格是否具顯著差異，結果詳見表 3-14。據分析結果顯示，不同性別角色組間在苦惱自責上有顯著差異，屬小效果量（$F_{br}(5, 572) = 4.13, p < .01, \eta_p^2 = .035$）。但於深思反省並未達顯著水準（$F_{re}(5, 572) = 2.05, p = .07, \eta_p^2 = .018$）。

進一步以 Scheffe 法對苦惱自責進行事後比較，結果顯示負向女性化組顯著高於正向男性化組（$M_{負女}$ = 1.57±0.27 vs. $M_{正男}$ = 1.55±0.26, $p < .05$），負向雙性化組顯著高於正向男性化組（$M_{負雙}$ = 1.69±0.23 vs. $M_{正男}$ = 1.55±0.26, $p < .05$），其他組間比較皆未達顯著差異。

四、分析結果小結

綜合上述結果，於各心理症狀程度中，負向女性化組與負向雙性化組皆高於其他正向性別角色組，而生活品質各範疇中，則為正向雙性化組、正向男性化組、正向女性化組高於其他負向性別角色組。於反芻反應風格方面，負向女性化組與負向雙性化組之苦惱自責程度顯著高於正向男性化組，顯示正負向性別角色特質在正負向適應表現與情感調節策略傾向之差異。

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-13 各性別角色組在生活品質各範疇之 ANOVA（*n* = 617）

組別	*M*	*SD*	*F*	*p*	η_p^2	post hoc
生理健康範疇						
正向雙性化組（A）	8.33	0.81	9.35	**< .001**	.076	A > B; A > D
負向雙性化組（B）	7.68	0.80				A > F; C > F
正向男性化組（C）	8.10	0.95				E > F
負向男性化組（D）	7.80	0.95				
正向女性化組（E）	8.14	0.83				
負向女性化組（F）	7.59	0.88				
心理範疇						
正向雙性化組（A）	7.71	1.01	16.70	**< .001**	.128	A > B; A > F
負向雙性化組（B）	6.58	1.06				C > B; C > F
正向男性化組（C）	7.44	1.04				D > F; E > B
負向男性化組（D）	7.16	1.26				E > F
正向女性化組（E）	7.49	1.12				
負向女性化組（F）	6.52	1.19				
社會關係範疇						
正向雙性化組（A）	7.94	1.27	11.92	**< .001**	.091	A > B; A > F
負向雙性化組（B）	6.67	1.47				C > B; C > F
正向男性化組（C）	7.54	1.15				D > B; E > B
負向男性化組（D）	7.47	1.13				E > F
正向女性化組（E）	7.80	1.02				
負向女性化組（F）	7.02	1.28				
環境範疇						
正向雙性化組（A）	8.21	0.87	4.27	**.001****	.036	E > B
負向雙性化組（B）	7.73	0.84				
正向男性化組（C）	8.08	0.84				
負向男性化組（D）	7.85	0.92				
正向女性化組（E）	8.19	0.75				
負向女性化組（F）	7.88	0.81				

**$p < .01$.

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-14 不同性別角色組在反芻反應風格之之 ANOVA（*n* = 617）

組別	*M*	*SD*	*F*	*p*	η_p^2	post hoc
深思反省						
正向雙性化組（A）	1.66	0.18	2.05	.070	.018	
負向雙性化組（B）	1.61	0.18				
正向男性化組（C）	1.65	0.20				
負向男性化組（D）	1.58	0.18				
正向女性化組（E）	1.61	0.21				
負向女性化組（F）	1.60	0.19				
苦惱自責						
正向雙性化組（A）	1.57	0.27	4.13	**.001****	.013	F > C
負向雙性化組（B）	1.69	0.23				B > C
正向男性化組（C）	1.55	0.26				
負向男性化組（D）	1.58	0.24				
正向女性化組（E）	1.58	0.24				
負向女性化組（F）	1.65	0.24				

**$p < .01$.

第四節 階層迴歸分析

本節欲探討於同志族群中，不同人際關係來源之預期性污名與反芻反應風格是否可預測後續主觀憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度。使用階層迴歸分析，在控制生理性別、年齡、教育程度、不同人際關係之出櫃比例等變項後，逐步檢驗反芻反應風格與不同人際關係之預期性污名對於憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之預測效果。

壹、朋友之預期性污名對各心理症狀之預測效果檢驗

分析結果如表 3-15 所示，各變項間並無共線之情形。研究結果發現，年齡可負向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（$\beta = -.25 \sim -.15, p < .05$），對

doi:10.6342/NTU201901915

朋友之出櫃比例可負向預測憂鬱與社交焦慮程度（β = -.25～-.15, $p < .05$），但放入對反芻反應風格後，發現苦惱自責可正向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（β =.31～.36, $p < .001$），且年齡與出櫃比例原有之預測效果大多轉為不顯著。進一步放入對朋友之預期性污名，結果發現苦惱自責仍能顯著正向預測各心理症狀程度，且對朋友之預期性污名可正向預測個體之憂鬱程度與社交互動焦慮程度，各可增加 2.6%與 1.5%的變異量，但對於焦慮程度與壓力程度的預測效果並不顯著。

貳、親戚之預期性污名對各心理症狀之預測效果檢驗

分析結果如表 3-16 所示，各變項間並無共線之情形。研究結果發現，年齡可負向預測焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（β = -.23～-.16, $p < .05$），對親戚之出櫃比例可負向預測憂鬱與社交焦慮程度（β = -.15～-.13, $p < .05$），但放入對反芻反應風格後，發現苦惱自責可正向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（β =.31～.43, $p < .001$），且年齡與出櫃比例原有之預測效果大多轉為不顯著。進一步放入對親戚之預期性污名，結果發現苦惱自責仍能顯著正向預測各心理症狀程度，且對親戚之預期性污名可正向預測個體之社交互動焦慮程度，可增加 1.5%的變異量，但對於憂鬱、焦慮及壓力程度的預測效果並不顯著。

參、家人之預期性污名對各心理症狀之預測效果檢驗

分析結果如表 3-17 所示，各變項間並無共線之情形。研究結果發現，年齡可負向預測焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（β = -.24～-.14, $p < .05$），對家人之出櫃比例可負向預測憂鬱與社交焦慮程度（β = -.16～-.12, $p < .05$），但放入對反芻反應風格後，發現苦惱自責可正向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（β =.31～.43, $p < .001$），且年齡與出櫃比例原有之預測效果大多轉為不顯

doi:10.6342/NTU201901915

著。進一步放入對家人之預期性污名，結果發現苦惱自責仍能顯著正向預測各心理症狀程度，且對家人之預期性污名對於憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度的預測效果皆不顯著。

表 3-15 朋友之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之階層迴歸分析

	憂鬱程度		焦慮程度		壓力程度		社交互動焦慮	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Step 1	**.037***		**.036***		**.059****		**.113*****	
生理性別		.06		.05		.03		.02
年齡		**-.15***		**-.17***		**-.22****		**-.25*****
教育程度		.04		-.02		.00		-.01
出櫃比例		**-.12***		-.03		-.10		**-.21*****
Step 2	**.112*****		**.100*****		**.163*****		**.079*****	
生理性別		.06		.03		.02		.01
年齡		-.04		-.06		-.09		**-.17****
教育程度		-.00		-.07		-.06		-.05
出櫃比例		-.07		.01		-.03		**-.17****
深思反省		-.06		.05		-.04		-.07
苦惱自責		**.36*****		**.31*****		**.44*****		**.31*****
Step 3	**.026****		.005		.010		**.015***	
生理性別		.09		.04		.03		.03
年齡		-.06		-.07		-.10		**-.19****
教育程度		.00		-.07		-.06		-.05
出櫃比例		.02		.05		.03		-.09
深思反省		-.07		.05		-.05		-.08
苦惱自責		**.34*****		**.30*****		**.42*****		**.29*****
預期性污名		**.19****		.08		.12		**.15***
Total R^2	**.175*****		**.141*****		**.232*****		**.207*****	
N	306		306		306		306	

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

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-16 親戚之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之階層迴歸分析

	憂鬱程度		焦慮程度		壓力程度		社交互動焦慮	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Step 1	**.037***		**.036***		**.059****		**.091*****	
生理性別		.07		.05		.03		.01
年齡		-.12		**-.16***		**-.20****		**-.23*****
教育程度		.04		-.02		-.01		-.02
出櫃比例		**-.13***		-.04		-.10		**-.15****
Step 2	**.113*****		**.100*****		**.164*****		**.085*****	
生理性別		.06		.03		.02		.00
年齡		-.03		-.06		-.08		**-.15***
教育程度		-.01		-.07		-.06		-.05
出櫃比例		-.08		.01		-.03		-.11
深思反省		-.07		.05		-.04		-.07
苦惱自責		**.37*****		**.31*****		**.44*****		**.32*****
Step 3	.000		.000		.007		**.024****	
生理性別		.06		.03		.02		.01
年齡		-.03		-.06		-.08		**-.14***
教育程度		-.01		-.07		-.06		-.05
出櫃比例		-.08		.01		.00		-.05
深思反省		-.07		.05		-.05		-.08
苦惱自責		**.37*****		**.31*****		**.42*****		**.28*****
預期性污名		.00		.01		.09		**.18****
Total R^2	**.149*****		**.136*****		**.229*****		**.200*****	
N	306		306		306		306	

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

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-17 家人之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之階層迴歸分析

	憂鬱程度		焦慮程度		壓力程度		社交互動焦慮	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Step 1	**.041***		**.037***		**.065****		**.095*****	
生理性別		.05		.05		.02		-.01
年齡		**-.14***		**-.16***		**-.21****		**-.24*****
教育程度		.04		-.02		-.01		-.02
出櫃比例		**-.14***		-.05		**-.12***		**-.16****
Step 2	**.116*****		**.100*****		**.165*****		**.088*****	
生理性別		.05		.03		.02		-.01
年齡		-.04		-.06		-.08		**-.15***
教育程度		-.01		-.07		-.06		-.06
出櫃比例		**-.11***		-.03		-.09		**-.14***
深思反省		-.06		.06		-.04		-.06
苦惱自責		**.37*****		**.31*****		**.43*****		**.32*****
Step 3	.002		.002		.000		.009	
生理性別		.06		.04		.02		-.01
年齡		-.04		-.06		-.08		**-.15***
教育程度		-.01		-.07		-.06		-.05
出櫃比例		-.09		-.01		-.10		-.09
深思反省		-.06		.05		-.03		-.07
苦惱自責		**.36*****		**.30*****		**.44*****		**.31*****
預期性污名		.06		.05		-.02		.11
Total R^2	**.159*****		**.139*****		**.230*****		**.193*****	
N	306		306		306		306	

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

肆、職場之預期性污名對各心理症狀之預測效果檢驗

分析結果如表 3-18 所示，各變項間並無共線之情形。研究結果發現，年齡可負向預測焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮程度（β = -.24～-.15, $p < .05$），

doi:10.6342/NTU201901915

對職場之出櫃比例可負向預測社交焦慮程度（β = -.19, $p < .01$），但放入對反芻反應風格後，發現苦惱自責可正向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（β =.31～.44, $p < .001$），且年齡原有之預測效果大多轉為不顯著，但對於年齡與出櫃比例對於社交互動焦慮預測效果仍顯著。進一步放入對職場之預期性污名，結果發現苦惱自責仍能顯著正向預測各心理症狀程度，且對職場之預期性污名可正向預測社交互動焦慮程度（β = .25, $p < .001$），可增加 4.6%的變異量，但對於憂鬱、焦慮及壓力程度的預測效果皆不顯著。

伍、整體預期性污名對各心理症狀之預測效果檢驗

分析結果如表 3-19 所示，各變項間並無共線之情形。研究結果發現，年齡可負向預測焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（β = -.24～-.13, $p < .05$），不同人際關係之出櫃比例皆無顯著預測效果。放入反芻反應風格後，發現苦惱自責可正向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度（β =.32～.44, $p < .001$），且年齡原有之預測效果大多轉為不顯著，但年齡對於社交互動焦慮預測效果仍顯著（β = .-.16, $p < .05$）。進一步放入整體之預期性污名，結果發現苦惱自責仍能顯著正向預測各心理症狀程度，且整體之預期性污名可正向預測社交互動焦慮程度（β = .21, $p < .001$），可增加 2.9%的變異量，但對於憂鬱、焦慮及壓力程度的預測效果皆不顯著。

陸、分析結果小結

據上述分析結果顯示，年齡與出櫃比例對於部分心理症狀具有負面預測效果，但考量苦惱自責之因應策略後，年齡與出櫃比例之預測效果轉為不顯著，且相較於深思反省，苦惱自責於不同人際關係之預期性污名之情況下，皆可穩定正向預測憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮等心理症狀，顯示此因應策

doi:10.6342/NTU201901915

略可能為導致心理健康惡化之風險因子。不同人際關係之預期性污名之預測效果不盡相同，對於家人之預期性污名皆無法預測後續之心理症狀，其他三種人際關係之預期性污名皆可預測社交互動焦慮程度，反映預期性污名之效果可能受到不同人際關係所影響，而產生對於後續心理症狀之預測效果之差異。

表 3-18 職場之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之階層迴歸分析

	憂鬱程度		焦慮程度		壓力程度		社交互動焦慮	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Step 1	**.029**		**.038***		**.061****		**.106*****	
生理性別		.05		.05		.02		-.01
年齡		**-.15***		**-.16***		**-.21****		**-.24*****
教育程度		.04		-.02		-.01		-.02
出櫃比例		-.08		-.05		-.10		**-.19****
Step 2	**.118*****		**.099*****		**.164*****		**.085*****	
生理性別		.05		.03		.02		.00
年齡		-.04		-.06		-.09		**-.16***
教育程度		-.01		-.07		-.06		-.06
出櫃比例		-.05		-.02		-.06		**-.16****
深思反省		-.07		.05		-.05		-.08
苦惱自責		**.37*****		**.31*****		**.44*****		**.32*****
Step 3	.005		.001		.005		**.046*****	
生理性別		.06		.04		.02		.01
年齡		-.05		-.06		-.09		**-.18****
教育程度		.00		-.07		-.06		-.05
出櫃比例		-.01		.00		-.02		-.05
深思反省		-.07		.05		-.05		-.08
苦惱自責		**.36*****		**.30*****		**.42*****		**.28*****
預期性污名		.08		.04		.08		**.25*****
Total R^2	**.151*****		**.137*****		**.230*****		**.237*****	
N	306		306		306		306	

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

doi:10.6342/NTU201901915

表 3-19 整體之預期性污名對憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮之階層迴歸分析

	憂鬱程度		焦慮程度		壓力程度		社交互動焦慮	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Step 1	**.047***		**.038***		**.069****		**.125*****	
生理性別		.08		.05		.03		.02
年齡		**-.13***		**-.16***		**-.20****		**-.24*****
教育程度		.04		-.02		-.01		-.02
出櫃比例_朋友		-.07		.01		-.02		-.13
出櫃比例_親戚		-.07		-.01		-.02		-.05
出櫃比例_家人		-.07		-.03		-.08		-.04
出櫃比例_職場		.01		-.04		-.05		-.09
Step 2	**.110*****		**.101*****		**.163*****		**.077*****	
生理性別		.06		.02		.01		.01
年齡		-.03		-.06		-.08		**-.16***
教育程度		-.01		-.08		-.07		-.05
出櫃比例_朋友		-.02		.05		.04		-.09
出櫃比例_親戚		-.02		.03		.03		-.01
出櫃比例_家人		-.09		-.06		-.11		-.05
出櫃比例_職場		.01		-.03		-.05		-.09
深思反省		-.06		.06		-.04		-.07
苦惱自責		**.36*****		**.32*****		**.44*****		**.31*****
Step 3	.006		.002		.003		**.029****	
生理性別		.07		.03		.01		.03
年齡		-.04		-.06		-.09		**-.16****
教育程度		.00		-.07		-.06		-.05
出櫃比例_朋友		-.01		.06		.05		-.06
出櫃比例_親戚		-.02		.04		.03		-.01
出櫃比例_家人		-.07		-.05		-.09		.00
出櫃比例_職場		.03		-.02		-.03		-.04
深思反省		-.06		.05		-.04		-.08
苦惱自責		**.34*****		**.30*****		.42*****		**.26*****
預期性污名		.09		.06		.07		**.21*****
Total R^2	**.163*****		**.141*****		**.235*****		**.230*****	
N	306		306		306		306	

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

doi:10.6342/NTU201901915

第五節 序列中介效果檢驗

本研究引用 Meyer (2003)所提出之少數族群壓力模式，不同親疏遠近之人際關係所造成之預期性污名，對個體而言可能隱含遠端（distal）與近端（proximal）壓力之主觀感受，進而影響其個體主觀認定的社會關係品質與心理症狀之結果。若考量本研究所測量之四類預期性污名，其中從家庭脈絡切入，親戚之預期性污名可能造成家人之預期性污名之增長，進而影響到個體之主觀社會關係品質與心理症狀程度。故使用 PROCESS 的模式 6，針對上述現象進行序列中介分析，檢驗各關係下之預期性污名，是否因關係的親疏遠近，而彼此存在預測關係，並進一步檢驗此先後關係對於個體主觀之社會關係品質及心理症狀之預測效果，模式概念圖見圖 3-1。

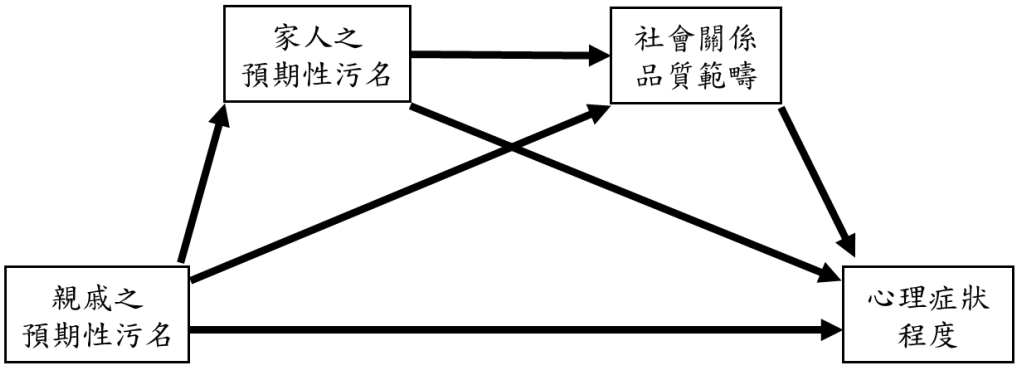

圖 3-1：序列中介分析概念圖

doi:10.6342/NTU201901915

壹、家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與憂鬱程度之序列中介分析檢定

結果如圖 3-2 所示，親戚之預期性污名可單獨顯著正向預測憂鬱程度（β = .12, $p < .01$），將家人之預期性污名與社會關係範疇內納入迴歸式後，家人之預期性污名可負向預測社會關係範疇（β = -.27, $p < .001$），親戚之預期性污名預測效果轉為不顯著，顯示家人之預期性污名與社會關係範疇可完全序列中介親戚之預期性污名對於憂鬱程度之影響，效果量為 0.088，介於中度至高度效果量間。

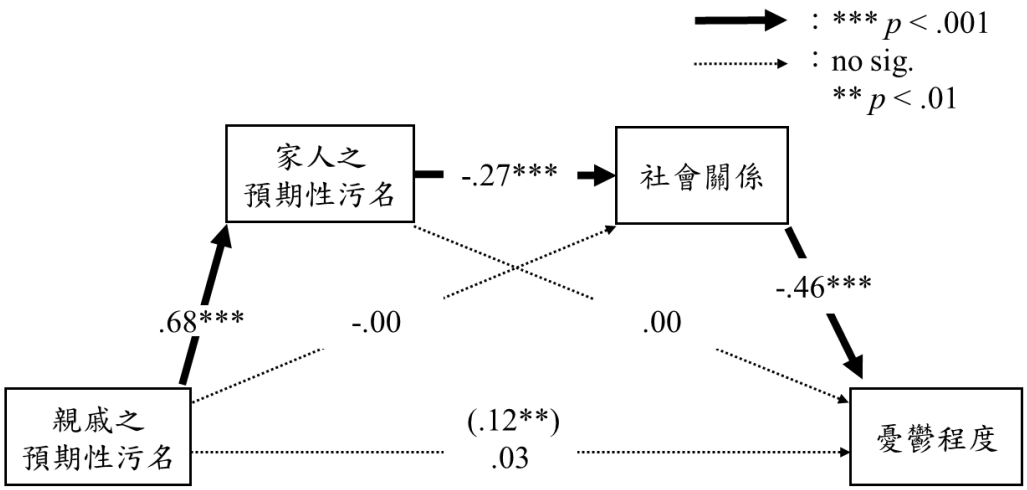

圖 3-2：家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與憂鬱程度之序列中介分析

doi:10.6342/NTU201901915

貳、家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與壓力程度之序列中介分析檢定

結果如圖 3-3 所示，親戚之預期性污名可單獨顯著正向預測壓力程度（β = .22, $p < .001$），將家人之預期性污名與社會關係範疇內納入迴歸式後，親戚之預期性污名預測效果仍顯著，且預測效果較單獨預測時高，反映家人之預期性污名與社會關係範疇對親戚之預期性污名與壓力程度並無序列中介效果。

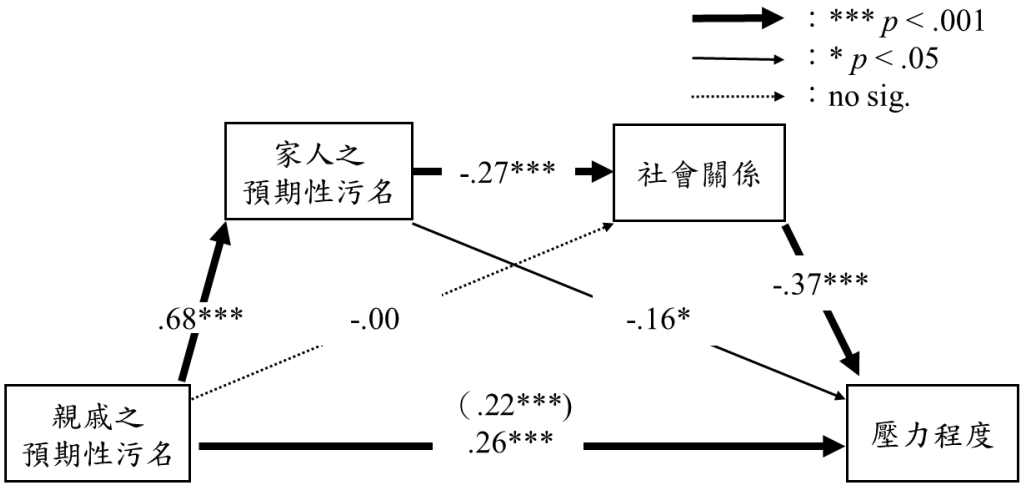

圖 3-3：家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與壓力程度之序列中介分析

doi:10.6342/NTU201901915

參、家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與焦慮程度之序列中介分析檢定

結果如圖 3-4 所示，親戚之預期性污名可單獨顯著正向預測焦慮程度（β = .11, $p < .05$），將家人之預期性污名與社會關係範疇內納入迴歸式後，親戚之預期性污名預測效果轉為不顯著，且家人之預期性污名可負向預測社會關係範疇（β = -.27, $p < .001$），顯示家人之預期性污名與社會關係範疇可完全序列中介親戚之預期性污名對於焦慮程度之影響，效果量為 0.35，屬低效果量。

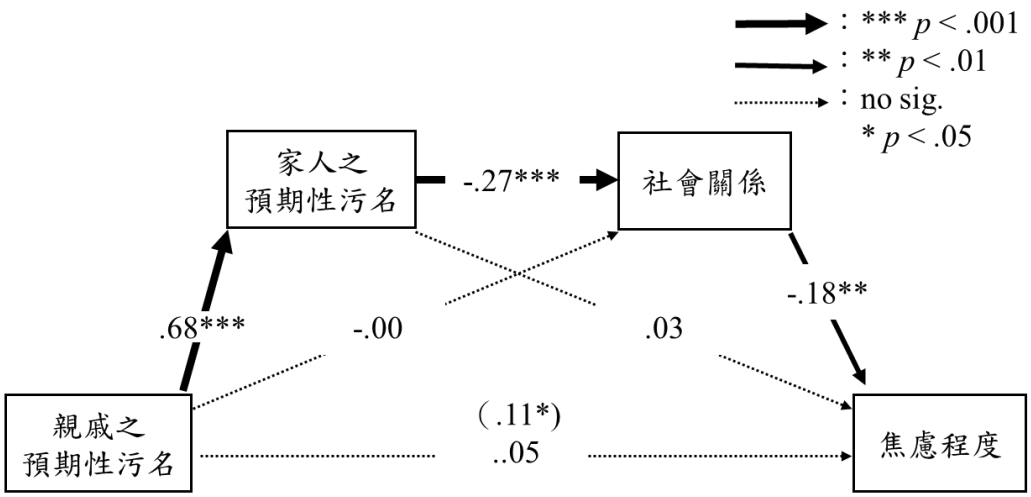

圖 3-4：家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與焦慮程度之序列中介分析

doi:10.6342/NTU201901915

肆、家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與社交互動焦慮程度之序列中介分析檢定

結果如圖 3-5 所示，親戚之預期性污名可單獨顯著正向預測社交互動焦慮程度（β = .29, $p < .001$），將家人之預期性污名與社會關係範疇內納入迴歸式後，家人之預期性污名可負向預測社會關係範疇（β = -.27, $p < .001$），且親戚之預期性污名預測效果仍顯著，但預測效果減低（β = .26, $p < .001$），顯示家人之預期性污名與社會關係範疇部分序列中介親戚之預期性污名對於焦慮程度之影響，效果量為 0.35，屬低效果量。

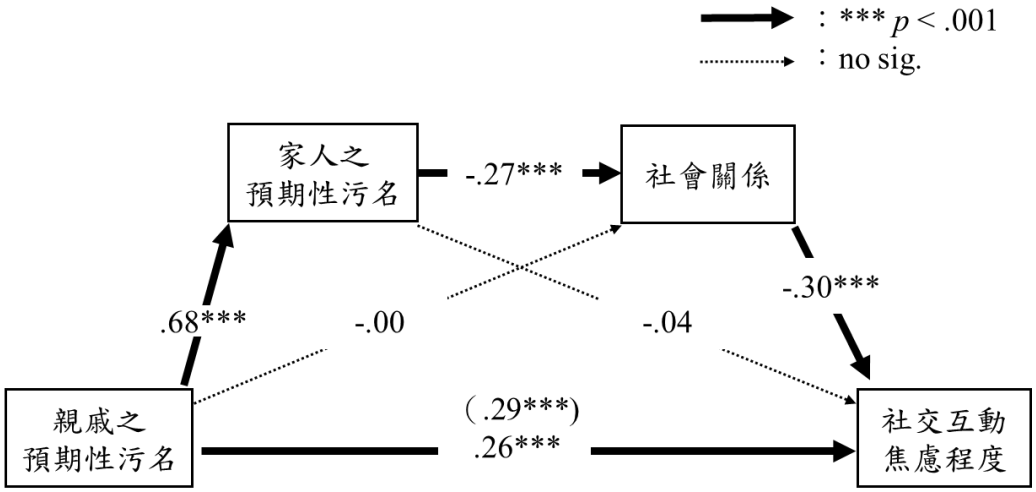

圖 3-5：家人之預期性污名與社會關係對親戚之預期性污名與社交互動焦慮程度之序列中介分析

doi:10.6342/NTU201901915

伍、分析結果小結

綜合上述結果，支持本研究假設之序列中介模型。親戚之預期性污名可顯著正向預測家人之預期性污名，進而顯著負向預測個體之社會關係品質，而再進一步影響各心理症狀程度。此結果支持生態系統觀之概念，反映外在系統之壓力可影響次系統之壓力狀態，進而影響次系統內個體之生活適應功能。

doi:10.6342/NTU201901915

第四章 綜合討論

本研究旨在探索臺灣性別少數族群之預期性污名對心理症狀與生活品質之影響，並比較不同族群間之心理健康結果是否存在差異。本章將依序討論以下四大部分：

1. 以探索性因素分析與驗證性因素分析交叉驗證中文版反應風格量表短版、中文版正負向性別角色量表，確立量表的良好心理計量特性，以作為後續分析之基礎。
2. 檢驗性傾向、性別角色對於心理症狀與生活品質之差異，及性別角色於反芻反應風格之差異。
3. 檢驗不同人際來源之預期性污名、反芻反應風格對於心理症狀與生活品質的預測效果，以確立預期性污名與情感調節策略對於心理健康結果之影響。
4. 透過序列中介模式，檢驗不同親疏關係之預期性污名對於個體主觀社會關係品質與心理症狀之影響。

第一節 中文版反應風格量表短版之修訂

本研究採用 Treynor 等人（2003）編製，周嘉媒（2008）翻譯之中文版反應風格量表短版。而後以 20 至 60 歲之成人為對象，將 617 位參與者隨機分派為兩同質組（子樣本一與子樣本二），先後進行探索性因素分析與驗證性因素分析，檢驗此量表之信效度。

在探索性因素分析部分，本研究以子樣本一萃取出兩個因素，因素數目與原量表一致。進一步審視因素結構，於原量表為苦惱自責分量表的「3. 想到『為何我總是用這樣的方式反應』」與「6. 思考最近的情境，祈望它可以變得

doi:10.6342/NTU201901915

更好」未被歸於此因素。審視因素負荷量與題意，及參考過去研究結果後（陳弘儒，2015；楊如泰，2010；Treynor et al., 2003），決定對不同題項組成之因素結構以子樣本二進行驗證性因素分析，比較各組成之適配度結果顯示，其中 Model 1 最佳，故刪去第三題，並將第六題歸至深思反省。重新架構後之因素負荷量介於.44 至.72 間，共可解釋 37.1%之變異量，為合理恰當的因素結構。

信度檢驗部分，原翻譯版本整體內部一致性係數為.74，苦惱自責與深思反省分量表之內部一致性係數各為.66 與.71（周嘉媖，2008）。本研究所得整體內部一致性係數為.74，苦惱自責與深思反省分量表之內部一致性係數各為.66 與.74，深思反省分量表之內部一致性信度較原翻譯版本略高。

整體而言，原量表所測量的概念大致穩定，在交叉驗證刪除不良題項後，本研究修訂的短版反應風格量表具良好信效度，可作為後續研究之測量工具。

第二節 中文版正負向性別角色量表之建立

本研究採用 Berger 與 Krahé（2013）發展的正負向性別角色量表（Positive-Negative Sex Role Inventory, PN-SRI），經原作者授權同意，進行中英文雙向翻譯，並檢驗該量表於臺灣成人族群之因素結構，確立量表信效度，以發展適合本地使用的正負向性別角色量表。研究中以 20 至 60 歲之成人為對象，將 617 位參與者隨機分派為兩同質組，先後進行探索性因素分析與驗證性因素分析，檢驗此量表之信效度。

在探索性因素分析部分，本研究以子樣本一萃取出 5 個因素，考量原版量表結構，選擇採用 4 個因素進行分析，藉以與原版量表結構貼合。進一步審視因素結構，部分題項與原量表所屬因素不一致，另有部分題項雖落於原量表所屬之因素，但有交叉負荷量（cross loading）的情形，考量量表構念穩定性，將上述題項刪除。另有一題因素負荷量皆過低，顯示此題可能與本量表構念不相符，故選擇將此題刪除。

doi:10.6342/NTU201901915

由於探索性因素分析結果與原量表不一致，故以子樣本二進行驗證性因素分析，比較原量表與刪題後版本之整體適配度，後者於各適配度指標皆較佳，顯示刪題後之量表結構較原量表穩定，刪題後版本之因素負荷量介於.41 至.76 間，可解釋 39.3%之變異量，為有效之因素結構，故選擇刪題後版本作為後續分析基礎。

信度檢驗方面，原版量表的各量表之內部一致性信度介於.74 至.88，8 週後的各量表之再測信度介於.61 至.71（Berger & Krahé, 2013）。本研究所得各分量表之內部一致性信度介於.51 至.83，於負向男性化與正向女性化分量表略低於原量表，但負向女性化分量表低於原量表甚多，顯示負向女性化分量表之題項較不穩定。可能受到翻譯、生理性別比例、東西方文化所影響。整體而言，此量表雖部分分量表穩定性稍差，但尚可接受，且經交叉驗證後，刪題之版本為較佳之結果，可作為後續研究之分析工具。

第三節 生活品質與心理症狀於不同族群之差異

壹、不同性傾向組於生活品質與心理症狀之差異

於不同性傾向組對生活品質之差異檢驗中，同性戀組在心理範疇與社會關係範疇顯著高於雙性戀組，生理健康範疇與環境範疇未達顯著差異。另一方面，對心理症狀之差異檢驗中，雙性戀組在憂鬱症狀程度與壓力程度顯著高於異性戀組，焦慮症狀程度與社交互動焦慮症狀程度未達顯著差異，此研究結果僅部份支持假設 2-1 與假設 2-2。

由上述研究結果可見，不論於生活品質或心理症狀，雙性戀組皆有較差之結果，顯示此族群相對於單一性傾向者而言，可能存在其他心理健康關聯之風險因子。過去多數研究認為同性戀與雙性戀族群同為性別少數族群，因而只比較異性戀與性別少數族群之差異。然而，同性戀與雙性戀之性傾向偏好並不相

doi:10.6342/NTU201901915

同，亦有部分研究試圖檢驗同性戀與雙性戀間的差異。譬如，Jorm、Korten、Rodgers、Jacomb、及 Christensen（2002）比較不同性傾向者之心理健康後發現，雙性戀者之憂鬱、焦慮、酒精濫用等程度皆高於同性戀者與異性戀者，且雙性戀者自陳較高之生活壓力與較差的家庭與朋友支持。Swannell、Martin、及 Page（2016）除考量性傾向外，更將生理性別納入考量，發現在自殺意念與嘗試上，男同性戀高於男雙性戀，然而女雙性戀高於女同性戀。上述研究反映個體可能因性傾向之不同，而有不同程度的心理健康表現，且其生理性別亦可能對個體心理健康造成影響。

針對上述現象，Dodge、Sandfort、及 Firestein（2007）的回顧中提出了雙性戀的雙重歧視（double discrimination）之現象以解釋。雙性戀與同性戀皆為性別少數族群，兩者皆面對類似的少族族群壓力源，但雙性戀因自己的雙性戀認同或身份，可能同時面對異性戀與同性戀雙方而來的壓力與社會孤立，而造成雙性戀個體相對較差的心理健康後果。Friedman 等人（2014）檢驗不同性傾向者對於男、女雙性戀的態度結果顯示，異性戀與同性戀皆對雙性戀者抱持較高的負面態度，支持上述可能解釋。然而，本土研究結果與上述現象並不一致。以臺灣青少年族群自 2000 年追蹤至 2014 年之樣本的研究報告發現，於成人初期階段，雙性戀族群各方面生活適應大多較同性戀族群佳（李怡青、周玉慧、張仁和，2019）。

延續上述研究發現，重新審視本研究之檢驗結果，可發現雙性戀於社會關係範疇的生活品質顯著低於其他兩者（$F(2,614) = 3.83, p = .022, \eta_p^2 = .012$），反映雙性戀個體自陳之社會關係品質較為低落。然而此結果與過去本土研究報告並不一致，可能受樣本特性影響。本研究採取便利取樣，雙性戀人數比例較其他兩族群少，且雙性戀族群以女性為大多數，顯示本研究樣本之各人口變項的分佈不夠勻稱，雖然本次研究發現與國外文獻大致貼合，但仍需考量樣本代表性對於研究結果之影響，實際臨床應用上需較為保守。

doi:10.6342/NTU201901915

貳、不同性別角色組於生活品質、心理症狀、反芻反應風格之差異

於不同性別角色組對生活品質的差異檢驗中，原始資料未符合變異數同質之假定，故對原始資料進行開根號轉換，以進行後續分析。結果顯示，不論性別角色傾向類別，正向性別角色組之生理健康、心理、社會關係範疇皆顯著高於負向性別角色組，其中以正向雙性化與其他組之差異最為明顯，而在環境範疇的差異則未達顯著。另一方面，在心理症狀程度的差異檢驗中，負向女性化組與負向雙性化組之憂鬱症狀、焦慮症狀、壓力、社交互動焦慮症狀程度皆顯著高於其他正向性別角色組。在反芻反應風格的差異檢驗中，負向女性化組與負向雙性化組顯著高於正向男性化組，深思反省未達顯著差異，此研究結果部分支持假設 2-3 與假設 2-4。

由上述結果可見，正向性別角色中，尤其正向雙性化有較佳之心理適應功能，反之於負向性別角色中，負向女性化與負向雙性化皆具較差之心理適應功能。Woodhill 與 Samuels（2003）發現正向雙性化於自尊、社會自尊與控制力等皆高於負向雙性化與負向女向化。Berger 與 Krahé（2013）以階層迴歸分析檢驗正負向男、女性化對各心理適應指標之預測結果顯示，負向女性化向度可預測較高程度之焦慮化憂鬱（anxious depressiveness），而正向男性化與成功的希望感（hope for success）呈正向關聯。情感調節策略方面，過去研究顯示女性化特質可預測憂鬱性反芻策略之使用（Simonson et al., 2011），本研究顯示負向女性化與負向雙性化具較高程度之苦惱自責反芻，反映此兩群個體因應自身低落情緒時，傾向將注意力投注於負面、自我責難或焦慮的想法上。

綜合以上所述，本研究將性別角色以價性做區分，發現負向性別角色特質與較差的心理適應、較不佳之情感調節策略呈正向關聯，而正向性別角色特質具相反效果，此發現與過去研究幾乎一致，反映個體之性別角色傾向可能影響個體心理健康。

doi:10.6342/NTU201901915

第四節 不同人際關係來源預期性污名與反芻反應風格的預測效果

預期性污名為性別少數族群之重大壓力源之一（Meyer, 2003），華人社會相當重視人際關係（Javidi & Javidi, 1991），因此來自不同人際關係的預期性污名可能存在不同影響。故本研究在控制生理性別、年齡、教育程度及不同人際關係之出櫃比例下，逐步檢驗反芻反應風格、不同人際關係來源之預期性污名對於心理症狀程度與各生活品質範疇之預測效果。

研究結果顯示，初步放入年齡、生理性別、教育程度、各人際關係之出櫃程度，年齡可負向預測各心理症狀（$\beta = -.24 \sim -.13$, $ps < .05$）。逐步放入反芻反應風格後，苦惱自責式反芻可正向預測各心理症狀（$\beta = .31 \sim .44$, $ps < .001$），但年齡之預測效果不再，顯示苦惱自責式反芻較年齡而言，為一個更強之預測因子。最後放入各人際關係之預期性污名，結果顯示朋友之預期性污名可負向預測憂鬱、社交互動焦慮程度，親戚、職場、整體之預期性污名可負向預測社交互動焦慮，但家人之預期性污名無顯著預測效果，且苦惱自責式反芻仍具顯著正向預測效果，此結果部份支持假設 3-1、3-2、3-4、3-5，不支持假設 3-3。上述結果反映不同人際關係來源之預期性污名對於各心理症狀具不同預測效果，且苦惱自責式反芻為一重要風險因子。

回顧過去文獻結果，一致認為苦惱自責式反芻與個體之心理健康呈負向關聯（Miranda & Nolen-Hoeksema, 2007; Treynor et al., 2003），深思反省式反芻與短期憂鬱情緒維持（Treynor et al., 2003）、長期心理症狀之緩解有關（Arditte & Joormann, 2011）。而於本研究發現，苦惱自責式反芻可預測較高的憂鬱、焦慮、壓力及社交互動焦慮程度，但深思反省式反芻無顯著預測效果。綜合過去研究與本研究之發現，苦惱自責式反芻之效果與過去文獻一致，但深思反省式反芻之效果與過去文獻並不相同，此結果支持假設 3-6，不支持假設 3-7。

本研究認為深思反省式反芻之結果與過去文獻不一致之可能解釋有以下幾個考量。首先，本研究為為橫斷式研究，於單一時間點測量個體之反芻反應風

doi:10.6342/NTU201901915

格傾向與心理症狀，而過去研究發現深思反省式反芻之緩解效果，皆為長期追蹤所得之趨勢。再者，重新審視深思反省式反芻與其他結果變項之相關，可發現深思反省式反芻與生活品質具正向相關（$r = .13 \sim .14$, $ps < .05$），但與各心理症狀皆無顯著相關，綜合上述，本研究因非縱貫性研究，無法得知個體之心理症狀變化，故無法檢驗兩反芻反應風格長時間之影響。且本研究中深思反省式反芻與生活品質呈正向關聯，但與各心理症狀無關，此結果可能隱含深思反省式反芻為一有助個體心理適應之情感調節策略。

另一方面，過去研究顯示預期性污名與較差的心理健康後果有關（Earnshaw et al., 2012; Quinn & Chaudoir, 2009）。於本研究進一步檢驗不同人際來源之預期性污名對於各心理症狀之預測效果，可發現在控制人口變項與反芻反應風格傾向後，不同人際來源之預期性污名對於各心理症狀之預測仍存，其中以對社交互動焦慮程度之預測最為明顯。Goffman（1963）提到可能受貶抑之個體在人際社交互動過程中，因對他人對自己污名化身份反應之不確定感，而引發個體之焦慮感受。據上述顯示，預期性污名是立基於社交互動所衍生之現象，本研究結果亦體現上述現象。

綜合以上所述，預期性污名因其現象本質，可能與個體之社交互動焦慮相關，且在納入預期性污名後，苦惱自責式反芻仍有顯著影響，確立此情感調節策略對於心理症狀之影響。

第五節 親戚之預期性污名、家人之預期性污名之序列中介效果檢驗

本研究以 Meyer（2003）的少數族群壓力模式為基礎，引用此模式隱含之遠-近端壓力源之概念，檢驗來自親戚、家人之預期性污名程度、各生活品質範疇及心理症狀之序列中介效果。本研究發現，親戚之預期性污名可單獨預測家人之預期性污名（$\beta = .68$, $p < .001$），與憂鬱程度、焦慮程度、壓力程度及社交互動焦慮程度等心理症狀（$\beta = .11 \sim .29$, $ps < .05$）。在放入社會關係品質範疇

doi:10.6342/NTU201901915

後，家人之預期性污名可負向預測社會關係範疇（$\beta = -.27, p < .001$）。檢視整體模型顯示，在親戚之預期性污名與憂鬱程度、焦慮程度間，家人之預期性污名與社會關係範疇具完全序列中介效果。在親戚之預期性污名與壓力程度、社交互動焦慮程度間，家人之預期性污名與社會關係範疇則具部分序列中介效果，本結果支持假設 4。

由本研究結果可見，親戚之預期性污名相對於家人之預期性污名，可作為一相對遠端壓力源，營造家庭系統外之氛圍。Minuchin 與 Nichols（1998）提出家庭次系統（subsystem）的概念，其認為家庭是由各家庭成員組成之生物體，成員間彼此的互動與關係流動構成家庭系統。而次系統為家庭系統中單元較小的系統，成員因自己的角色或代別而涉及不同的次系統，如：一位男性在家中可能同時具有父親、丈夫與兒子的角色。從上述觀點出發，以個體視角審視家庭系統內部結構，本研究所論述之親疏關係不同的預期性污名，可表徵不同的次系統成員間之關係，並可能影響其他次系統成員之關係，進而影響到個體知覺的社會關係，並造成較差的心理健康結果，如家庭中的反同氛圍，可能是來自於親朋好友的壓力所塑造而成，當性別少數個體生存於此家庭系統中，父母親的反同態度，可能影響個體主觀的社會關係品質，並影響個體之心理健康程度。

在家庭脈絡中，本研究認為親戚對於同志的態度對於整體家庭系統的影響有幾種可能壓力來源。首先，預期性污名為污名化個體對於他人將貶損自己的預期，與個體身份未揭露有關，如同志族群的出櫃議題。而同志族群出櫃與否，在家庭層面主要有個人利益導向與父母利益導向兩種考量，其中父母利益導向涉及同志個體擔心自己出櫃後，將使父母需承擔連帶污名（courtesy stigma）的壓力（畢恆達，2003）。連帶污名是指個體因與污名化個體有所關連，導致原先不具污名化身份之個體，將受到他人不平等對待，喪失社會對其的尊重（Goffman, 1963）。另一方面，華人文化中的臉面也可能與上述結果有關。污名化身份過去多被認為不名譽的，與個人道德敗壞相關（王素真、陳住

doi:10.6342/NTU201901915

銘、洪耀釧，2014）。然而在華人社會中，道德為人際互動中的重要因子。其中道德臉面指社會根據個人在道德準則方面的實踐與表現給予評價，一旦受損將不易修復。同一個家庭系統中的成員將共享道德臉面（朱浚賢，2008）。上述壓力源與同志族群個體之家人息息相關，其可能為規避自己需承擔上述壓力的風險，而傾向與親戚抱持相同態度。

doi:10.6342/NTU201901915

第五章 結論

第一節 研究貢獻

壹、本土化研究工具之發展與重驗

在反芻反應風格與性別角色方面，本研究重驗中文版反應風格量表短版與發展中文版正負向性別角色量表，以本地 20 歲以上成人為樣本，透過探索性與驗證性因素分析之交叉驗證，確立量表之信效度，彌補國內現有工具之不足。

以中文版反應風格量表短版而言，本研究對量表結構進行交叉驗證，檢驗該量表於成人族群的因素結構，確立量表信效度，方便國內後續反芻反應風格相關研究之發展。

性別角色方面，本研究翻譯由 Berger 與 Krahé（2013）編製之正負向性別角色量表（Positive-Negative Sex Role Inventory, PN-SRI），經由兩階段翻譯，並檢驗該量表於成人族群之因素結構，藉以分析得出臺灣本土的性別角色特質，方便未來性別角色相關研究之發展。

貳、研究設計與方法之優點

首先，本研究為國內性別少數族群之大型樣本研究，共招募 617 名參與者，其中異性戀者與性別少數族群各約佔一半，以檢驗兩群體於心理適應指標之差異。過去本土研究中，並無針對此議題之大型樣本研究，本研究為本土性別少數族群相關研究確立兩者間之關聯性。

再者，本研究由少數族群壓力模式概念，結合本土家庭關係現象，發展出不同親疏關係之預期性污名間的序列中介模式。此模式隱含遠-近端壓力源之概

doi:10.6342/NTU201901915

念，涉及家庭次系統之交互影響，進而影響個體主觀感受，藉此可進一步檢視性別少數個體於家庭脈絡的人際互動中的心理適應議題。

參、臨床意涵與應用

本研究比較各族群於生活品質與心理症狀之差異，嘗試瞭解性傾向、性別角色各自對於個體心理適應之影響，及不同性別角色對情感調節策略之傾向。透過本研究之發現，可增加臨床上對性傾向、性別角色差異的瞭解，於介入過程更需留意個體使用之情感調節策略內涵，藉以使臨床個案有較佳處遇。

另一方面，本研究所提出之預期性污名之序列中介模式，嘗試瞭解個體與家庭次系統間的互動關係，如何影響個體之心理適應後果。可幫助臨床工作者提高對於性別少數族群壓力之敏感度，並針對家庭相關之少數族群壓力議題有不同層面的介入，也提供未來逐步消除社會之性別少數污名過程之參考。

第二節 研究限制

壹、研究樣本

本研究樣本是透過研究者個人臉書與 PTT 等平台公告，以滾雪球輔以公益捐款之方式，公開徵求參與者，獲取之樣本可能為關注性別議題程度較高者，或為對性別少數族群態度較友善者。再者，研究者試圖招募對等人數的異性戀與性別少數族群，但未控制參與之生理性別，以致於參與本研究的女性佔大多數。此外，本研究招募條件之一為排除過去有精神疾病患者，然而近年精神疾病盛行率逐年上升，故此條件可能導致部分參與者無法被納進本研究。綜合上述可能，雖本研究以透過大量樣本降低可能之抽樣偏誤，但本研究結果之推論與樣本代表性可能受上述情形影響。

doi:10.6342/NTU201901915

貳、研究工具

本研究多數工具都具備適切心理計量特性，其中測量性別角色傾向之正負向性別角色量表的因素結構未能符合原始量表，雖本研究透過探索性因素分析與驗證性因素分析之交叉驗證，試圖建構適合本土的因素結構，然而部分分量表之信度仍偏低，與過去研究無法貼合（Berger & Krahé, 2013; Rydberg Sterner et al., 2018）。反映此工具之部分分量表概念於臺灣本土並不穩定，顯示本土對於性別角色之概念可能與西方不同，尚待釐清。

參、研究設計與方法

本研究樣本透過網路問卷收集，填答過程中因未直接面對參與者，無法得知參與者是否認真填答或有造假之可能，雖透過後續人工檢驗，刪除可能不適宜的研究數據，但仍無法排除上述可能性。

研究方法方面，本研究透過階層迴歸分析、序列中介分析等方式，試圖驗證各變項間之先後因果關係，但本研究屬橫斷式研究，並無法明確得知各變項於跨時間點之預測結果，未來應可藉由縱貫追蹤研究，並輔以訪談調查之方式，以更深入瞭解個體之預期性污名變化歷程與背後意涵。再者，本研究之序列中介模型是以人際關係類別區分預期性污名來源，並由家庭系統觀點預設親戚相較家人為較疏遠的人際關係，並未直接詢問參與者主觀人際關係的親近程度，無法排除參與者與其親戚較為親近之可能性，未來研究可將此納入考量。此外，本研究雖旨在突破傳統性別觀點，多數分析皆以性別角色為主軸，也於其中發現性別角色之臨床應用性。然而，傳統性別對於個體可能仍具部分影響，故本研究認為在臨床應用上，若能同時考量性別與性別角色兩者間的一致性，可能為較佳的作法。

doi:10.6342/NTU201901915

第三節 未來研究方向

壹、預期性污名之長期效果檢驗

由本研究不同親疏關係預期性污名之序列中介模式可見，個體面對家庭來源之預期性污名之可能歷程，但根據 Minuchin 與 Nichols（1998）之觀點，家庭系統應為動態變化之歷程，因此不同時間點下，不同來源之預期性污名可能具有先後因果關係。且本研究之研究數據皆為個體自陳而來，考量污名化個體之重要他人可能亦承受因污名化個體所帶來的壓力，若可針對污名化個體之家人對於親戚之預期性污名進行評估，並驗證各預期性污名間的因果關係，可能更貼合真實世界的現象。

貳、當代性別角色議題的後續延伸

當代臺灣本土對於性別角色之相關研究極為稀少，雖於本研究發現負向女性化與負向雙性化對於心理健康有負面效益，結果與過去國外研究大致一致，但性別角色傾向對於其他少數族群或異性戀族群之影響仍不明，需後續研究針對不同族群個別進行確認與檢驗。另一方面，本土文化與對於性別角色的內涵可能與西方文化不同，需進一步對性別角色評估工具進行修訂，以重驗臺灣本土評估性別角色傾向之工具。

doi:10.6342/NTU201901915

參考文獻

中央研究院社會學研究所（2013）：《臺灣社會變遷基本調查計畫第六期第三次調查計畫》，報告編號 NSC 100-2420-H-001-002-SS2。臺北市：章英華。取自 https://www2.ios.sinica.edu.tw/sc/cht/datafile/tscs12.pdf

簡至潔（2014）：《「臺灣同志壓力處境問卷」調查結果初步分析》，友善台灣聯盟調查報告。取自 https://hotline.org.tw/news/190

王素真、陳住銘、洪耀釧（2014）：〈民眾對於同性戀的認知與接受程度之探討〉。《工程科技與教育學刊》，*11*，30-42。

朱浚賢（2008）：《關係與道德臉面：關係他人失德事件對個人面子感受的影響》（未出版之碩士論文）。國立臺灣大學，臺北市。doi:10.6342/NTU.2008.01972

李怡青、周玉慧、張仁和（2019）：〈親密關係中的自我一致性：不同性傾向認同者的適應探討〉。見周玉慧、葉光輝、張仁和（編）：《華人家庭、代間關係與群際認同》，頁 255-290。臺北市：中央研究院民族學研究所。

周嘉琪（2008）：《憂鬱反芻對工作記憶容量的影響之初探》（未出版之碩士論文）。國立臺灣大學，臺北市。doi:10.6342/NTU.2008.00355

林逸祥（2017）：《男同志自殺企圖：性少數壓力源與自殺人際理論的角色》（未出版之碩士論文）。私立中山醫學大學，臺中市。

姚開屏（2002）：〈臺灣版世界衛生組織生活品質問卷之發展與應用〉。《臺灣醫學》，*6*，193-200。doi:10.6320/FJM.2002.6(2).09

畢恆達（2003）：〈男同性戀與父母：現身的考量，策略，時機與後果〉。《女學學誌：婦女與性別研究》，*15*，37-78。doi:10.6255/JWGS.2003.15.37

陳弘儒（2015）：《臺灣青少年憂鬱的性別特定模式之前瞻式研究：憂鬱與壓力、自我掌控信念、反芻風格之關聯》（未出版之碩士論文）。國立臺灣

doi:10.6342/NTU201901915

大學，臺北市。doi:10.6342/NTU.2015.02628

游勝翔（2004）:《反芻型反應風格、自傳式記憶與憂鬱之關聯性探討》（未出版之碩士論文）。國立臺灣大學，臺北市。doi:10.6342/NTU.2004.00483

楊如泰（2010）:《整合憂鬱人際與認知模式：苦惱自責式反芻及因果不確定感於過度尋求再保證與憂鬱間之多重中介效果》（未出版之碩士論文）。國立臺灣大學，臺北市。doi:10.6342/NTU.2010.02899

楊靜芳（2003）:《社交焦慮、網路社交焦慮與網路環境特性之關聯性探討》（未出版之碩士論文）。國立臺灣大學，臺北市。

Arditte, K. A., & Joormann, J. (2011). Emotion regulation in depression: Reflection predicts recovery from a major depressive episode. *Cognitive Therapy and Research, 35*, 536-543. doi:10.1007/s10608-011-9389-4

Bandura, A., & Walters, R. H. (1977). *Social learning theory* (Vol. 1). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-hall.

Bem, S. (1977). On the utility of alternative procedures for assessing psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 45*, 196-205. doi:10.1037//0022-006X.45.2.196

Bem, S., & Lewis, S. (1975). Sex role adaptability: One consequence of psychological androgyny. *Journal of Personality and Social Psychology, 31*, 634-643. doi:10.1037/h0077098

Berger, A., & Krahé, B. (2013). Negative attributes are gendered too: Conceptualizing and measuring positive and negative facets of sex-role identity. *European*

doi:10.6342/NTU201901915

Journal of Social Psychology, 43, 516-531. doi:10.1002/ejsp.1970

Broderick, P. C., & Korteland, C. (2002). Coping style and depression in early adolescence: Relationships to gender, gender role, and implicit beliefs. *Sex Roles, 46*, 201-213. doi:10.1023/A:1019946714220

Chaudoir, S. R., & Quinn, D. M. (2016). Evidence that anticipated stigma predicts poorer depressive symptom trajectories among emerging adults living with concealable stigmatized identities. *Self and Identity, 15*, 139-151. doi:10.1080/15298868.2015.1091378

Choi, N., & Jenkins, S. J. (2000). A Factor analysis of the Bem sex role inventory and the personal attributes questionnaire. *Psychological Bulletin*, *56*, 81-105. doi:10.18401/2015.5.1.1.

Cook, E. P. (1987). Psychological androgyny: A review of the research. *The Counseling Psychologist, 15*, 471-513. doi:10.1177/0011000087153006

Crocker, J., Major, B., & Steele, C. (1998). *Social stigma.* (Vol. 2). New York, NY, US: McGraw-Hill.

Deaux, K., Reid, A., Mizrahi, K., & Ethier, K. A. (1995). Parameters of social identity. *Journal of Personality and Social Psychology, 68*, 280. doi:10.1037/0022-3514.68.2.280

Dodge, B., & Sandfort, T. G. M. (2007). A review of mental health research on

doi:10.6342/NTU201901915

bisexual individuals when compared to homosexual and heterosexual individuals. In B. A. Firestein (Ed.), *Becoming visible: Counseling bisexuals across the lifespan* (pp. 28-51). New York, NY: Columbia University Press.

Donnelly, K., & Twenge, J. M. (2017). Masculine and feminine traits on the Bem sex-role inventory, 1993–2012: A cross-temporal meta-analysis. *Sex Roles, 76*, 556-565. doi:10.1007/s11199-016-0625-y

Earnshaw, V. A., Quinn, D. M., & Park, C. L. (2012). Anticipated stigma and quality of life among people living with chronic illnesses. *Chronic Illness, 8*, 79-88. doi:10.1177/1742395311429393

Fernández, J., & Coelleo, M. T. (2010). Do the BSRI and PAQ really measure masculinity and femininity? *The Spanish Journal of Psychology, 13*, 1000-1009. doi:10.1017/S113874160000264X

Frable, D. E. (1993). Dimensions of marginality: Distinctions among those who are different. *Personality and Social Psychology Bulletin, 19*, 370-380. doi:10.1177/0146167293194002

Friedman, M. R., Dodge, B., Schick, V., Herbenick, D., Hubach, R. D., Bowling, J., . . . Reece, M. (2014). From bias to bisexual health disparities: Attitudes toward bisexual men and women in the United States. *LGBT Health, 1*, 309-318. doi:10.1089/lgbt.2014.0005

doi:10.6342/NTU201901915

Frost, D. M., Lehavot, K., & Meyer, I. H. (2015). Minority stress and physical health among sexual minority individuals. *Journal of Behavioral Medicine, 38*, 1-8. doi:10.1007/s10865-013-9523-8

Gates, G. J. (2017). *In U.S., more adults identifying as LGBT.* Retrieved from https://news.gallup.com/poll/201731/lgbt-identification-rises.aspx

Goffman, E. (1963). *Behavior in public place: Notes on the social organization of gatherings.* New York, NY: the free press of Glencoe

Group, W. (1995). The world health organization quality of life assessment (WHOQOL): Position paper from the world health organization. *Social Science & Medicine, 41*, 1403-1409. doi:10.1016/0277-9536(95)00112-K

Group, W. (1998). Development of the world health organization WHOQOL-BREF quality of life assessment. *Psychological Medicine, 28*, 551-558. doi:10.1017/S0033291798006667

Hayes, A. F. (2012). *PROCESS: A versatile computational tool for observed variable mediation, moderation, and conditional process modeling.* Retrived from http://www.afhayes.com/public/process2012.pdf

Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the depression anxiety stress scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology, 44*, 227-239.

doi:10.6342/NTU201901915

doi:doi:10.1348/014466505X29657

Herek, G. M., Gillis, J. R., & Cogan, J. C. (2009). Internalized stigma among sexual minority adults: Insights from a social psychological perspective. *Journal of Counseling Psychology, 56*, 32-43. doi:10.1037/2376-6972.1.S.18

Holmbeck, G. N., & Bale, P. (1988). Relations between instrumental and expressive personality characteristics and behaviors: A test of Spence and Helmreich's theory. *Journal of Research in Personality, 22*, 37-59. doi:10.1016/0092-6566(88)90023-2

Javidi, A., & Javidi, M. (1991). Cross-cultural analysis of interpersonal bonding: A look at east and west. *Howard Journal of Communications, 3*, 129-138. doi:10.1080/10646179109359742

Johnson, D. P., & Whisman, M. A. (2013). Gender differences in rumination: A meta-analysis. *Personality and Individual Differences, 55*, 367-374. doi:10.1016/j.paid.2013.03.019

Jones, E. E. (1984). *Social stigma: The psychology of marked relationships*. New York, NY: WH Freeman.

Jorm, A. F., Korten, A. E., Rodgers, B., Jacomb, P. A., & Christensen, H. (2002). Sexual orientation and mental health: Results from a community survey of young and middle–aged adults. *The British Journal of Psychiatry, 180*, 423-

doi:10.6342/NTU201901915

427. doi:10.1192/bjp.180.5.423

Kinsler, J. J., Wong, M. D., Sayles, J. N., Davis, C., & Cunningham, W. E. (2007). The effect of perceived stigma from a health care provider on access to care among a low-income HIV-positive population. *AIDS Patient Care and STDs, 21*, 584-592. doi:10.1089/apc.2006.0202

Link, B. G., & Phelan, J. C. (2001). Conceptualizing stigma. *Annual Review of Sociology, 27*, 363-385. doi:10.1146/annurev.soc.27.1.363

Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the depression anxiety stress scales (DASS) with the Beck depression and anxiety inventories. *Behaviour Research and Therapy, 33*, 335-343. doi:10.1016/0005-7967(94)00075-U

Mattick, R. P., & Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 36*, 455-470. doi:10.1016/B978-0-12-394427-6.00004-2

Meyer, I. H. (1995). Minority stress and mental health in gay men. *Journal of Health and Social Behavior*, *36*, 38-56. doi:10.2307/2137286

Meyer, I. H. (2003). Prejudice, social stress, and mental health in lesbian, gay, and bisexual populations: Conceptual issues and research evidence. *Psychological Bulletin, 129*, 674. doi:10.1037/0033-2909.129.5.674

doi:10.6342/NTU201901915

Mickelson, K. D. (2001). Perceived stigma, social support, and depression. *Personality and Social Psychology Bulletin, 27*, 1046-1056. doi:10.1177/0146167201278011

Minuchin, S., & Nichols, M. P. (1998). *Structural family therapy*. New York, NY: Guilford Press.

Miranda, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2007). Brooding and reflection: Rumination predicts suicidal ideation at 1-year follow-up in a community sample. *Behaviour Research and Therapy, 45*, 3088-3095. doi:10.1016/j.brat.2007.07.015

Newport, G. J. G. a. F. (2013, February 15). *LGBT percentage highest in D.C., lowest in North Dakota.* Retrieved from https://news.gallup.com/poll/160517/lgbt-percentage-highest-lowest-north-dakota.aspx

Nolen Hoeksema, S. (1987). Sex differences in unipolar depression: Evidence and theory. *Psychological Bulletin, 101*, 259-282. doi:10.1037//0033-2909.101.2.259

Nolen Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology, 100*, 569-582. doi:10.1037/0021-843X.100.4.569

Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and

doi:10.6342/NTU201901915

posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology, 61*, 115. doi:10.1037//0022-3514.61.1.115

Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1993). Effects of rumination and distraction on naturally occurring depressed mood. *Cognition & Emotion, 7*, 561-570. doi:10.1080/02699939308409206

Nolen-Hoeksema, S., & Jackson, B. (2001). Mediators of the gender difference in rumination. *Psychology of Women Quarterly, 25*, 37-47. doi:10.1111/1471-6402.00005

Pachankis, J. E., Sullivan, T. J., Feinstein, B. A., & Newcomb, M. E. (2018). Young adult gay and bisexual men's stigma experiences and mental health: An 8-year longitudinal study. *Developmental Psychology, 54*, 1381. doi:10.1037/dev0000518

Parra, L. A., Benibgui, M., Helm, J. L., & Hastings, P. D. (2016). Minority stress predicts depression in lesbian, gay, and bisexual emerging adults via elevated diurnal cortisol. *Emerging Adulthood, 4*, 365-372. doi:10.1177/2167696815626822

Polanco-Roman, L., Jurska, J., Quiñones, V., & Miranda, R. (2015). Brooding, reflection, and distraction: Relation to non-suicidal self-injury versus suicide

doi:10.6342/NTU201901915

attempts. *Archives of Suicide Research, 19*, 350-365. doi:10.1080/13811118.2014.981623

Quinn, D. M., & Chaudoir, S. R. (2009). Living with a concealable stigmatized identity: The impact of anticipated stigma, centrality, salience, and cultural stigma on psychological distress and health. *Journal of Personality and Social Psychology, 97*, 634-651. doi:10.1037/2376-6972.1.S.35

Ranta, K., Kaltiala-Heino, R., Koivisto, A.-M., Tuomisto, M. T., Pelkonen, M., & Marttunen, M. (2007). Age and gender differences in social anxiety symptoms during adolescence: The social phobia inventory (SPIN) as a measure. *Psychiatry Research, 153*, 261-270. doi:10.1016/j.psychres.2006.12.006

Richters, J., Altman, D., Badcock, P. B., Smith, A. M., de Visser, R. O., Grulich, A. E., . . . Simpson, J. M. (2014). Sexual identity, sexual attraction and sexual experience: The second Australian study of health and relationships. *Sexual Health, 11*, 451-460. doi:10.1071/SH14117

Rydberg Sterner, T., Gudmundsson, P., Seidu, N., Bäckman, K., Skoog, I., & Falk, H. (2018). A psychometric evaluation of a Swedish version of the positive–negative sex-role inventory (PN-SRI). *Societies, 8*, 1-13. doi:10.3390/soc8010013

Simonson, J., Mezulis, A., & Davis, K. (2011). Socialized to ruminate? Gender role

doi:10.6342/NTU201901915

mediates the sex difference in rumination for interpersonal events. *Journal of Social and Clinical Psychology, 30*, 937-959. doi:10.1521/jscp.2011.30.9.937

Spence, J. T. (1991). Do the BSRI and PAQ measure the same or different concepts? *Psychology of Women Quarterly, 15*, 141-165. doi:10.1111/j.1471-6402.1991.tb00483.x

Spence, J. T., Helmreich, R. L., & Stapp, J. (1974). *The personal attributes questionnaire: A measure of sex role stereotypes and masculinity-femininity*. Washington, DC: Journal supplement abstract service, American psychological association

Spence, J. T., Helmreich, R., & Stapp, J. (1975). Ratings of self and peers on sex role attributes and their relation to self-esteem and conceptions of masculinity and femininity. *Journal of Personality and Social Psychology, 32*, 29-39.

Stoppard, J. M., & Paisley, K. J. (1987). Masculinity, femininity, life stress, and depression. *Sex Roles, 16*, 489-496. doi:10.1007/BF00292483

Swannell, S., Martin, G., & Page, A. (2016). Suicidal ideation, suicide attempts and non-suicidal self-injury among lesbian, gay, bisexual and heterosexual adults: findings from an Australian national study. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry, 50*, 145-153. doi:10.1177/0004867415615949

Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered:

doi:10.6342/NTU201901915

A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research, 27*, 247-259. doi:10.1023/a:1023910315561

Twenge, J. M. (1997). Changes in masculine and feminine traits over time: A meta-analysis. *Sex Roles, 36*, 305-325. doi:10.1007/BF02766650

Wong, Q. J., & Moulds, M. L. (2009). Impact of rumination versus distraction on anxiety and maladaptive self-beliefs in socially anxious individuals. *Behaviour Research and Therapy, 47*, 861-867. doi:10.1016/j.brat.2009.06.014

Woodhill, B. M., & Samuels, C. A. (2003). Positive and negative androgyny and their relationship with psychological health and well-being. *Sex Roles, 48*, 555-565. doi:10.1023/A:1023531530272

Woodhill, B. M., & Samuels, C. A. (2004). Desirable and undesirable androgyny: A prescription for the twenty-first century. *Journal of Gender Studies, 13*, 15-28. doi:10.1080/0958923032000184943

Wupperman, P., & Neumann, C. S. (2006). Depressive symptoms as a function of sex-role, rumination, and neuroticism. *Personality and Individual Differences, 40*, 189-201. doi:10.1016/j.paid.2005.05.017

Xu, Y., Schneier, F., Heimberg, R. G., Princisvalle, K., Liebowitz, M. R., Wang, S., & Blanco, C. (2012). Gender differences in social anxiety disorder: Results from the national epidemiologic sample on alcohol and related conditions. *Journal*

doi:10.6342/NTU201901915

of Anxiety Disorders, 26, 12-19. doi:10.1016/j.janxdis.2011.08.006

doi:10.6342/NTU201901915

附錄

附錄一：參與研究同意書

國立臺灣大學行為與社會科學研究倫理委員會
研究參與者知情同意書

歡迎您參與本研究！此份文件名為「研究參與者知情同意書」，它將詳述您本研究之相關資訊及您的權利。在研究開始進行及您簽署本同意書之前，研究主持人或研究人員會為您說明研究內容，並回答您的任何疑問。

研究計畫名稱

中文：不能說的秘密：探索臺灣同志之預期性污名、性別角色與情緒調節對於心理症狀與生活品質之影響

英文：An unspoken secret: the influence of anticipated stigma, gender role and emotional regulation on psychopathology symptoms and quality of life.

研究機構名稱：國立臺灣大學心理學系　**經費來源：自籌**

研究計畫主持人：邱傑麟　**職稱：碩士班學生**

研究計畫協同主持人：陳淑惠　**職稱：教授**

(多位共同/協同主持人之計畫，請將資料填寫完整)

※研究計畫聯絡人：邱傑麟　**電話：02-33663958**

一、研究目的：(請以研究參與者能理解之方式，說明本研究之內容)

近年隨著社會風氣開放，平權意識抬頭，社會大眾對於同志族群的接受度漸增。然而，過去研究顯示同志族群作為少數族群的一類，相較多數族群而言，成長過程中須面對較多額外壓力。此少數族群壓力包含個體自我污名、公眾污名、預期性污名、歧視及刻板印象等現象。據過去研究顯示少數族群壓力與憂鬱、焦慮、社交焦慮、物質濫用等心理疾患症狀之增長息息相關。因此本研究擬探討現今臺灣同志族群中的預期性污名現象，從中探討情

doi:10.6342/NTU201901915

緒調節策略與自我性別特質對憂鬱病性的影響。

二、參與研究之條件與限制：(研究參與者之納入或排除條件)

（1）20 歲至 60 歲之成人

（2）透過網路廣告、社群網站、電子佈告欄、電子郵件、當面邀請方式發佈研究招募訊息，或透過訊息轉發方式徵求之自願參與者

本研究將排除：

（1）過去或目前有精神病者

（3）目前有中重度頭部創傷者或器質性腦病變者

（4）過去 6 個月內曾有物質濫用紀錄者

（5）無法流利閱讀與書寫中文者

三、研究方法與程序：(含研究方法、研究流程、預計招募之參與者總人數、以及研究參與者所需付出之時間)

本研究擬藉由自陳式量表自評，評估個體當下之預期性污名、性別角色、憂鬱性反芻之傾向，與整體心理健康程度，包含焦慮、憂鬱、壓力、社交焦慮、及生活品質之程度高低。研究流程方面，向受試者說明知情同意書內容，確認無誤後請其填寫自陳式問卷，耗時約半小時至一小時。完成確認無漏答後，並向其致謝。預計招募異性戀者 300 人、同性戀或雙性戀者 300 人，共 600 人，預計執行時長為兩個月。

四、參與研究時之禁忌、限制及應以配合事項：(含研究中對參與者的各項限制，及研究參與者可能需自行負擔之相關費用等，若無亦請註明。)

無

五、研究潛在風險、發生率及救濟措施：（請說明 1. 對研究參與者有潛在之生理、心理、或個人資訊保密上之風險，或可能產生的任何不適；2.風險發生率；3. 降低風險與保護研究參與者之方法；4. 風險發生時之處理措施。）

依照過去研究經驗，量表中部分問題可能使參與者回想起受歧視事件，而引發少數參與者的負面情緒與不適。若因參與本研究而發生以上不良事件或損害，將由計畫主持人邱傑麟或研究執行人員立即中止研究流程，提供關於這些身心反應的簡單說明與衛教，並視參與者之需求給予能提供協助之單位的相關訊息。

六、研究效益與對研究參與者之益處：（1. 研究之科學效益；2 對研究參與者之益處，包含給予之車馬費或禮品，以及參與者中途退出之計算方式等，若無亦請註

doi:10.6342/NTU201901915

明。）

1.研究之科學效益：

本研究希望能對臺灣同志族群之心理病理模式有初步瞭解，作為臨床與評估之參考，並建立臺灣版性別角色評估工具。

2.對研究參與者之益處：

(1)視有效問卷數按比例抽取得獎者，每 10 份有效問卷抽取 1 名，致贈參與者價值 100 元之超商禮券。

(2)除上述抽獎外，為提高研究參與之利他性，視有效問卷數捐款予臺灣同志友善團體，每份 10 元。

七、研究可能衍生的商業利益及其拓展應用之約定：（若無亦請註明。）

無

八、研究材料保存期限、運用規劃及機密性：（含 1. 研究材料之保存期限、保存方式、運用規劃；2. 涉及可辨識之個人資訊如身份紀錄和隱私資料之機密性，及其保護與處置材料之方式。）

研究計畫主持人將依法把任何可辨識您身份之紀錄與您個人隱私之資料視同機密處理，絕對不會公開。將來發表研究結果時，您的身份將被充分保密。凡簽署了知情同意書，即表示您同意各項原始紀錄可直接受監測者、稽核者、研究倫理委員會及主管機關檢閱，以確保研究過程與數據，符合相關法律和各種規範要求；上述人員承諾絕對維繫您身份之機密性。

九、損害補償或保險：（含研究參與者之法定權益受損時之補償責任，若無亦請註明。）

(一) 本研究依計畫執行，除可預期之不良事件，例如量表中部分問題可能會引發參與者回想過去受歧視事件，而引發部分參與者的負面情緒與不適外，若因參與本研究而發生不良事件或損害，將由計畫主持人邱傑麟或研究執行人員，提供關於這些身心反應的簡單說明與衛教，並視參與者之需求給予能提供協助之單位的相關訊息。除前述之補償原因與方式外，本研究不提供其他形式之補償。

(二) 您簽署本知情同意書後，在法律上的任何權利不會因此受影響。

十、研究之退出方式及處理：

您可自由決定是否參加本研究，研究過程中不需要任何理由，可隨時撤回同意或退出研究。如果您拒絕參加或退出，將不會引起任何不愉快，或影響日後研究計畫主持人對您的評價，更不會損及您的任何權利。若您決定撤

doi:10.6342/NTU201901915

回同意或退出研究，可透過直接告知計畫主持人或研究執行人員進行，計畫主持人將會銷毀您的研究相關檔案。研究計畫主持人或研究計畫贊助或監督單位，也可能於必要時中止該研究之進行。

十一、研究參與者權利：

(一) 本研究已經過國立臺灣大學行為與社會科學研究倫理委員會審查，審查內容包含利益與風險評估、研究參與者照護及隱私保護等，並已獲得核准。委員會係依規範運作，並通過中央目的事業主管機構查核認證之審查組織。若您於研究過程中有任何疑問，或認為權利受到影響、傷害，可直接與國立臺灣大學研究倫理中心聯絡，電話號碼為：(02)3366-9956、(02)3366-9980。

(二) 研究計畫主持人或研究人員已經妥善地向您說明了研究內容與相關資訊，並告知可能影響您參與研究意願的所有資訊。若您有任何疑問，可向研究人員詢問，研究人員將具實回答。

(三) 研究計畫主持人已將您簽署之一式兩份同意書其中一份交給您留存。

十二、研究計畫主持人/研究人員簽名

研究計畫主持人或研究人員已詳細解釋有關本研究計畫中上述研究方法的性質與目的，以及可能產生的危險與利益。

研究人員簽名：_____

日期：□□□□年□□月□□日

十三、研究參與者簽名同意

本人已詳細瞭解上述研究方法及其可能的益處與風險，有關本研究計畫的疑問，已獲得詳細說明與解釋。本人同意成為本研究計畫的自願研究參與者。

研究參與者簽名：_____

日期：□□□□年□□月□□日

doi:10.6342/NTU201901915

附錄二：預期性污名量表

說明：以下是一些日常生活中你可能遭遇到的事情，請你想像當你的同志身分於不同情境中揭露時，這些事情發生的機會有多高？0 分為完全不會發生，5 分為一定會發生。答案沒有對錯之分，請您按照您的直覺作答。

第一部分：

	完全不會發生					一定會發生
1.朋友將會疏遠我	0	1	2	3	4	5
2.朋友將對我投以異樣眼光	0	1	2	3	4	5
3.我將會被朋友孤立	0	1	2	3	4	5
4.我與朋友的關係將變質	0	1	2	3	4	5
5.朋友將因我感到羞愧	0	1	2	3	4	5
6.朋友將在我背後指指點點	0	1	2	3	4	5
7.朋友將以歧視的話語和我交談	0	1	2	3	4	5

第二部分：

	完全不會發生					一定會發生
1.親戚將會疏遠我	0	1	2	3	4	5
2.親戚將對我投以異樣眼光	0	1	2	3	4	5
3.我將會被親戚孤立	0	1	2	3	4	5
4.我與親戚的關係將變質	0	1	2	3	4	5
5.親戚將因我感到羞愧	0	1	2	3	4	5
6.親戚將在我背後指指點點	0	1	2	3	4	5
7.親戚將以歧視的話語和我交談	0	1	2	3	4	5

doi:10.6342/NTU201901915

第三部分：

	完全不會發生					一定會發生
1.家人將會疏遠我	0	1	2	3	4	5
2.家人將對我投以異樣眼光	0	1	2	3	4	5
3.我將會被家人孤立	0	1	2	3	4	5
4.我與家人的關係將變質	0	1	2	3	4	5
5.家人將因我感到羞愧	0	1	2	3	4	5
6.家人將在我背後指指點點	0	1	2	3	4	5
7.家人將以歧視的話語和我交談	0	1	2	3	4	5

第四部分：

	完全不會發生					一定會發生
1.同事或上司將會疏遠我	0	1	2	3	4	5
2.同事或上司將對我投以異樣眼光	0	1	2	3	4	5
3.我將會被同事或上司孤立	0	1	2	3	4	5
4.我與同事或上司的關係將變質	0	1	2	3	4	5
5.同事或上司將因我感到羞愧	0	1	2	3	4	5
6.同事或上司將在我背後指指點點	0	1	2	3	4	5
7.同事或上司將以歧視的話語和我交談	0	1	2	3	4	5

doi:10.6342/NTU201901915

附錄三：中文版正負向性別角色量表

說明：你將會看到數個人常用來描述自己的特性。例如，「快樂」這個特性亦可被用來表達下列問題：「你認為你自己是個快樂的人？」
請仔細閱讀下列每個特性，並選出其各自符合你的特徵之程度。

	一點也不是我的特徵				完全是我的特徵
1.自我懷疑的	1	2	3	4	5
2.熱情的	1	2	3	4	5
3.溫柔的	1	2	3	4	5
4.鍾情的	1	2	3	4	5
5.實際的	1	2	3	4	5
6.擅分析的	1	2	3	4	5
7.焦急的	1	2	3	4	5
8.情感豐富的	1	2	3	4	5
9.專注於尋找解決辦法的	1	2	3	4	5
10.有邏輯的	1	2	3	4	5
11.嚴厲的	1	2	3	4	5
12.客觀的	1	2	3	4	5
13.擺闊的	1	2	3	4	5
14.理性的	1	2	3	4	5
15.沒有方向感的	1	2	3	4	5
16.有同理心的	1	2	3	4	5
17.敏感的	1	2	3	4	5
18.喜歡自誇的	1	2	3	4	5
19.想法天真的	1	2	3	4	5
20.自大的	1	2	3	4	5
21.過於謹慎的	1	2	3	4	5
22.過度敏感的	1	2	3	4	5
23.不體貼的	1	2	3	4	5
24.渴望權力的	1	2	3	4	5

doi:10.6342/NTU201901915

附錄四：中文版反應風格量表短版

當感覺憂鬱時，人們會想到或從事許多不同的事情。請閱讀下列的每一個題目，並請圈選出當你覺得低落、悲傷或憂鬱時，你「幾乎從不」、「有時候」、「通常」、「幾乎總是」想到或是從事這樣的事情。請勾選出你**一般情形**下會做的，而非你覺得自己應該做的。

當情緒低落或感覺憂鬱時，你…	幾乎從不	有時候	通常	幾乎總是
1. 想到「我做了什麼，而有如此下場？」	☐	☐	☐	☐
2. 分析最近的事件，試圖瞭解為何你會感到憂鬱	☐	☐	☐	☐
3. 想到「為何我總是用這樣的方式反應」	☐	☐	☐	☐
4. 自己離開，並思考為何你會這樣地感覺	☐	☐	☐	☐
5. 寫下你的想法並分析它	☐	☐	☐	☐
6. 思考最近的情境，祈望它可以變得更好	☐	☐	☐	☐
7. 想到「為何我有這些他人沒有的問題？」	☐	☐	☐	☐
8. 想到「為何我無法將事情處理得更好」	☐	☐	☐	☐
9. 分析你的人格特性，試圖瞭解為何你會感到憂鬱	☐	☐	☐	☐
10. 獨自去某些地方思考自己的感受	☐	☐	☐	☐

doi:10.6342/NTU201901915

附錄五：社交互動焦慮量表

下列題目是想瞭解您在日常生活與他人互動時的感受。請仔細閱讀每個句子，***圈選***一個最符合您實際經驗的答案。	完全不符合	少部分符合	部分符合	大部分符合	非常符合
1. 假如我必須和權威人士（如教師、老闆）說話，我會變得緊張。	0	1	2	3	4
2. 我和他人視線接觸有困難。	0	1	2	3	4
3. 假如我必須談我或我的感覺，我會變得緊張。	0	1	2	3	4
4. 我很難自在地和跟我一起工作的人相處。	0	1	2	3	4
5. 我容易與同年紀的人交朋友。	0	1	2	3	4
6. 在街上遇到不很熟的人，我會緊張起來。	0	1	2	3	4
7. 參加社交活動時，我會覺得不舒服。	0	1	2	3	4
8. 假如我獨自與另一個人在一起，我會覺得緊張。	0	1	2	3	4
9. 與他人在社交聚會裏碰面，令我覺得很輕鬆。	0	1	2	3	4
10. 我和別人交談有困難。	0	1	2	3	4
11. 我覺得想出要說什麼是件容易的事。	0	1	2	3	4
12. 當我顯得笨拙時，我擔心需要表達我自己。	0	1	2	3	4
13. 我覺得不同意他人的觀點很困難。	0	1	2	3	4
14. 我與具吸引力的異性交談有困難。	0	1	2	3	4
15. 我會擔心在社交場合不知道要說什麼。	0	1	2	3	4
16. 和不熟的人相處，我會緊張。	0	1	2	3	4
17. 我覺得我會說出令我困窘的事。	0	1	2	3	4
18. 在團體中，我會擔心被忽視。	0	1	2	3	4
19. 在團體中，我會感到緊張。	0	1	2	3	4
20. 我不確定是否要和不太熟的人打招呼。	0	1	2	3	4

doi:10.6342/NTU201901915

附錄六：臺灣簡明版世界衛生組織生活品質問卷

這份問卷詢問您對於自己的生活品質、健康、以及其他生活領域的感覺。請您回答所有的問題。如果您對某一問題的回答不確定，請選出五個答案中最適合的一個，通常會是您**最早想的**那個答案。 我們的問題所關心的是您最近**兩星期內**的生活情形，請您用自己的標準、希望、愉快、以及關注點來回答問題。請參考下面的例題：

例題一：整體來說，您滿意自己的健康嗎？ □極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

1. 整體來說，您如何評價您的生活品質？

   □極不好 □不好 □中等程度好 □好 □極好

2. 整體來說，您滿意自己的健康嗎？

   □極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

3. 您覺得身體疼痛會妨礙您處理需要做的事情嗎？

   □完全沒有妨礙 □有一點妨礙 □中等程度妨礙 □很妨礙 □極妨礙

4. 您需要靠醫療的幫助應付日常生活嗎？

   □完全沒有需要 □有一點需要 □中等程度需要 □很需要 □極需要

5. 您享受生活嗎？

   □完全沒有享受 □有一點享受 □中等程度享受 □很享受 □極享受

6. 您覺得自己的生命有意義嗎？

   □完全沒有 □有一點有 □中等程度有 □很有 □極有

7. 您集中精神的能力有多好？

   □完全不好 □有一點好 □中等程度好 □很好 □極好

8. 在日常生活中，您感到安全嗎？

doi:10.6342/NTU201901915

□完全不安全 □有一點安全 □中等程度安全 □很安全 □極安全

9. 您所處的環境健康嗎？(如污染、噪音、氣候、景觀)

□完全不健康 □有一點健康 □中等程度健康 □很健康 □極健康

10. 您每天的生活有足夠的精力嗎？

□完全不足夠 □少許足夠 □中等程度足夠 □很足夠 □完全足夠

11. 您能接受自己的外表嗎？

□完全不能夠 □少許能夠 □中等程度能夠 □很能夠 □完全能夠

12. 您有足夠的金錢應付所需嗎？

□完全不足夠 □少許足夠 □中等程度足夠 □很足夠 □完全足夠

13. 您能方便得到每日生活所需的資訊嗎？

□完全不方便 □少許方便 □中等程度方便 □很方便 □完全方便

14. 您有機會從事休閒活動嗎？

□完全沒有機會□少許機會□中等程度機會 □很有機會 □完全有機會

15. 您四處行動的能力好嗎？

□完全不好 □有一點好 □中等程度好 □很好 □極好

16. 您滿意自己的睡眠狀況嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

17. 您對自己從事日常活動的能力滿意嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

18. 您滿意自己的工作能力嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

19. 您對自己滿意嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

20. 您滿意自己的人際關係嗎？

doi:10.6342/NTU201901915

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

21. 您滿意自己的性生活嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

22. 您滿意朋友給您的支持嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

23. 您滿意自己住所的狀況嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

24. 您對醫療保健服務的方便程度滿意嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

25. 您滿意所使用的交通運輸方式嗎？

□極不滿意 □不滿意 □中等程度滿意 □滿意 □極滿意

26. 您常有負面的感受嗎？（如傷心、緊張、焦慮、憂鬱等）

□從來沒有 □不常有 □一半有一半沒有 □很常有 □一直都有

27. 您覺得自己有面子或被尊重嗎？

□完全沒有 □有一點有 □中等程度有 □很有 □極有

28. 您想吃的食物通常都能吃到嗎？

□從來沒有 □不常有 □一半有一半沒有 □很常有 □一直都有

doi:10.6342/NTU201901915

附錄七：中文版憂鬱、焦慮與壓力量表

在這部分，請您根據題項回答在「過去這一星期中」最適合於你的描述。

		一點都不適用	偶爾適用/還可適用	很適用/經常適用	非常適用/最適用
1	我覺得會被一些很微不足道的事情弄得心情不好	0	1	2	3
2	我覺得口乾舌燥	0	1	2	3
3	我似乎連一點正向愉快的心情也無法感受到	0	1	2	3
4	我會呼吸困難(例如：過度快速地呼吸、沒有體能透支卻不停喘氣)	0	1	2	3
5	我似乎無法提起勁去做事情	0	1	2	3
6	我容易對一些事情過度反應	0	1	2	3
7	我曾有身體顫抖搖晃的感覺(例如：腿快站不穩)	0	1	2	3
8	我覺得難以讓自己放鬆	0	1	2	3
9	我發現有些處境會讓自己非常焦慮，只有當這些事情結束後，才能鬆一口氣	0	1	2	3
10	我覺得沒有事情可以期待的	0	1	2	3
11	我覺得自己很容易心情不好	0	1	2	3
12	我覺得自己消耗了很多精神與心力	0	1	2	3
13	我覺得傷心和憂鬱	0	1	2	3
14	我發現當自己因為任何原因被耽擱了(例如：在電梯上、等紅綠燈或其他需要的等待情況)，會變得很沒耐心。	0	1	2	3
15	我會有暈眩的感覺	0	1	2	3
16	我對所有事情上都失去興趣	0	1	2	3
17	我覺得我不配當一個人	0	1	2	3
18	我覺得自己相當敏感易怒	0	1	2	3
19	在沒有高溫或是從事體能活動的情況下，我也很明顯地會出汗(例如：流手汗)	0	1	2	3
20	沒有甚麼特別原因，我卻會感到害怕	0	1	2	3
21	我覺得人生是沒價值的	0	1	2	3

doi:10.6342/NTU201901915