

# 同志分手調適： 外在壓力源與身分認同的影響

曾秀雲（實踐大學家庭研究與兒童發展學系）

謝文宜（實踐大學家庭研究與兒童發展學系）

---

近年來國內外對於外在壓力源與同志身分認同的相關研究越來越多，可惜未能進一步探討外在壓力源與身分認同對於分手調適的影響，亦未能提供男女同志多群組測量恆等性的相關證據。本研究以網際網路問卷調查，尋找曾經歷同性之間情愛關係（至少半年以上），最近一年內結束伴侶關係，並且肯定本研究重要性，願意分享個人經驗的受訪者，共計 273 位，包括 100 位男同志與 173 位女同志。研究結果發現：（1）男同志與女同志因性別權力結構位置不同，在面對外在壓力源與同志身分汙名時，呈現明顯的性別差異。例如：男同志隱藏警戒身分，以及傳統婚嫁的外在壓力較女同志高，內化恐同的程度也較女同志高。（2）無論男同志或女同志，外在壓力確實影響同志身分認同與分手調適；結果支持少數壓力模型。此外，同志身分認同在外在壓力源與正向分手調適之間具有中介效果，對於男同志的正向影響明顯高於女同志；外在壓力源對負向分手調適則為直接影響。

**關鍵詞：**同性伴侶、外在壓力源、身分認同、分手調適

---

收稿日期：2019 年 1 月 4 日；接受日期：2019 年 12 月 2 日。

## 一、前言

伴隨著伴侶關係多樣化的全球發展趨勢，有越來越多的國家給予同性伴侶合法的婚姻權利，相較於美國聯邦最高法院在2015年6月26日判決要求全美50州允許同性婚姻，讓同性伴侶享有與異性婚姻同等權利，台灣爭取同性伴侶相關權益亦於2015年後陸續獲得關鍵性突破，例如：戶政系統陽光註記，全省同性伴侶醫療同意簽署，台北市聯合婚禮開放同性伴侶參加，以及北、高兩市民政局伴侶證發放。根據台北市民政局的統計，至2019年3月底止，共有885對申請同性伴侶註記，其中男同志213對，女同志672對（邱瓊玉、胡瑞玲，2019年4月8日）。此外，2016年11月8日婚姻平權《民法》修正案經立法院會一讀通過交付審議，2017年5月司法院公布司法院釋字第七四八號解釋宣告《民法》僅允許一男一女婚姻違憲，寫下台灣社會的歷史紀錄。2018年11月24日愛家與平權公投雖然引發爭議，但2019年5月17日立法院通過《司法院釋字第七四八號解釋施行法》（以下簡稱《七四八施行法》），允許同性伴侶結婚登記，並於同年5月24日生效。根據內政部戶政司（2019）12月份戶政統計資料，5-12月各縣市同性伴侶登記結婚共2,939對，其中男同志928對、女同志2,011對，辦理離婚男同志50對、女同志60對。

由於同性婚姻承認條文較為晚近，相關分手、離婚的研究數量相對較少（Van Eeden-Moorefield, Martell, Williams, and Preston, 2011）。

---

**致謝詞：**本文經費來源為實踐大學專題研究計畫「台灣同志伴侶之分手調適」（USC 104-05-02003）。特別感謝研究助理顏維廷在研究與撰寫期間的協助，《女學學誌》審查人與編委會提供寶貴的修改意見，以及協助調查的每一位同志朋友，在此謹表謝意。

事實上，過去長期異性戀常規（heteronormativity）的隔離經驗與缺乏傳統社會支持，同性伴侶分手後遭遇到許多法律與財政上的困難，以及低度的社會支持，分手後悲傷顯而易見，但卻不被社會所理解與接納，亟需相關助人與教育工作者的介入。Kimberly F. Balsam、Esther D. Rothblum 與 Robert E. Wickham（2017）從2000年開始長時間的調查研究，從同性伴侶婚姻不合法到合法，比較同性與異性戀伴侶在2000-2001年、2005年、2013-2014年三個時間的變化，研究發現在2013-2014年時取得不同形式法律上合法的地位後，確實起了保護性的作用，使得整體社會風氣變得更加開放與多元，同性伴侶關係亦變得更加長久。此外，有學者關心男女同志關係終止的差異，例如：Gunnar Andersson、Turid Noack、Ane Seierstad 與 Harald Weedon-Fekjær（2006）發現1993-1999年挪威和瑞典男同志登記結婚較女同志高，女同志辦理離婚人數較男同志高。Kenneth A. Wiik、Ane Seierstad 與 Turid Noack（2014）觀察1993-2010年挪威同性婚姻的變化，發現正式結婚登記總人口中女同志離婚的比例較男同志高。

檢閱國內的同志研究與同性伴侶的論述，可以發現過去近二十年來的研究主要聚焦於社會壓力如何影響同志的身分認同，以及同性伴侶親密關係的建立與經營。例如：謝文宜與曾秀雲（2015）曾歸納整理國內報章雜誌和研究，討論中西方的同志形象從變態、偏差，轉變至抗爭與權益爭取的發展脈絡。另有研究以同志圈內田野觀察、質性深入訪談等，澄清同志汙名與身分認同（張娟芬，2001；廖國寶，1998；駱俊宏、林燕卿、王素女、林蕙瑛，2005；鄭美里，1997；謝文宜，2006）；近年來伴隨著越來越多同志朋友出櫃，以自我敘說的碩士論文逐漸增加，並有少數研究開始翻譯與發展身分認同的問卷，嘗試進行大樣本的量化調查（張志豪，2010；劉宜欣，

2015；黃曦，2015；賴佳樺，2013）。整體而言，國內關於同性伴侶如何建立、經營與維持親密關係，近年來陸續累積了不少本土性經驗研究，可惜未能針對伴侶關係終止與分手調適做進一步的討論，僅有劉安真（2011）曾從助人工作的角度談同志分手情感教育；劉育銘（2013）訪談3位男同志分手與調適經驗；謝文宜（2016）以深入訪談的方式蒐集32位男同志、35位女同志的分手經驗；黃思郁與李月琴（2018）以文獻回顧的方式，歸納整理國內外男同志分手調適因素；陳宛婷（2018）以網路問卷的方式，調查女同志與前任伴侶關係界線、社會支持與分手調適的關聯性。

在分手議題的討論上，有學者認為分手是危機，也是成長的轉機，端看當事人如何看待與調適（王慶福、王郁茗，2007；王慶福、王麗斐、林幸台，2003），其意義追尋有助於情緒調適（黃君瑜，2003）。林淑惠、黃韞臻與林佳筠（2010）關注兩人共依附關係，降低「分手後的痛苦」、「自我懷疑與否定」、「報復的衝動」與「自責」等負向影響，但相關論述在以異性戀為研究主體的論述中，明顯忽略同志在異性戀常規社會的特殊處境。換言之，國內分手相關討論與問卷調查研究多傾向使用生理性別的概念，混雜著同性伴侶、異性伴侶或其他多樣化的親密關係，多元性別概念的調查仍在起步當中。唯有陳宛婷（2018）的研究提及女同志關係界線與社會支持對大部分分手調適的面向預測力偏低，至於其他同性伴侶分手調適的社會處境與華人家庭文化脈絡的相關討論則付之闕如。

Balsam、Rothblum等（2017）、Van Eeden-Moorefield等（2011）的經驗研究提醒我們，在強調異性戀常規的社會下，必須進一步關注伴侶關係性別與性傾向的差異，以提供更完善的性別教育與政策規畫。我們因此好奇在強調家族主義的華人社會裡，外在社會壓力源對

於同志伴侶的分手調適產生什麼樣的影響？過去國內相關研究指出，女同志既擁有高關係滿意度（謝文宜、曾秀雲，2007），但分手比例卻比男同志高（Shieh, 2016）；男同志對於關係經營不穩定性偏高，同時背負家族傳宗接代壓力（謝文宜、蕭英玲、曾秀雲，2009），分手比例卻較低。為了回答這個問題，我們利用2016年以網路問卷蒐集同性伴侶分手調適因應的調查資料，透過多群組比較男女同志外在壓力源、身分認同與分手調適因應的差異，探討其外在壓力源與身分認同對於分手調適因應的影響，以補充國內學術領域在同性伴侶分手情感教育相關研究的不足。

## 二、文獻回顧

Ilan H. Meyer (2003) 的性少數壓力模型 (sexual minority stress model) 延伸壓力理論，指出個人經歷的外在事件，例如遭受社會汙名、偏見與歧視，而感受到社會環境的敵意，形成所謂的遠端壓力源。個人因為擔心受到歧視，預期與他人的互動會被拒絕而保持警戒，影響個體對自身性少數身分的認同，包含：害怕被拒絕、選擇隱藏性傾向以免受傷害（例如被攻擊、被解僱），內化恐同 (internalized homophobia)，內化社會對同志的厭惡、反感、敵意等，以及因此引發自我貶抑，對同志身分產生消極態度和信念，甚至影響到心理健康與親密關係經營（謝文宜、曾秀雲、黃曦，2017；Otis, Rostosky, Riggle, and Hamrin, 2006）。劉安真、程小蘋與劉淑慧（2004）也指出，同志汙名處境使得同志無法公開談論自己的情感生活，分手時也無法向家人尋求支持。

少數群體所承受的外在壓力，不同於一般性的其他壓力，是此

特定群體特有的。當社會把異性戀常規視為唯一性取向的標準，從而貶低其他性表達時，對於性少數群體來說，成長過程是先經歷主流文化的社會化，慢慢地在認識與認同自己的過程中，選擇隱瞞自己的同志身分（LGB identity，即 Lesbian, Gay, and Bisexual identity，以下統稱為「同志身分認同」）與性傾向認同（sexual identity），最後才移動到性少數（以下統稱為「同志或性少數」）的認同位置，凸顯其所承受的壓力更為隱微（Meyer, 2003）。Mark L. Hatzenbuehler 等（2014）的研究指出，在社群中對同志的偏見越高，性少數的死亡風險也越高；轉換成壽命來說，生活在偏見中的性少數，預期壽命大約縮短 12 年。換言之，結構性的汙名和其他形式的不平等，會損害性少數的身心健康。David Matthew Doyle 與 Lisa Molix（2015）進一步將汙名區分為個體之外的汙名感知（即遠端壓力），以及個體知覺評價的內化恐同（即近端壓力），認為汙名感知是內化恐同的起源，外界壓力則透過身分認同對親密關係的經營產生間接性影響（謝文宜等，2017）。劉育銘（2013）亦指出，異性戀常規並非局限於伴侶關係的經營，而是在日常生活當中無所不在，使得許多同志為了避免異性戀主流文化的負向關注，或者潛在負向的影響，必須時常保持警戒。對此，我們進一步從外在壓力源、身分認同、分手調適因應、男女同志的性別差異四個部分，回顧國內外相關研究與結果。

### （一）外在壓力源

劉安真（2017）指出，台灣多元性別所遇到的問題，主要來自於性別二元的社會常規排除了他者。換言之，在強調異性戀常規的社會中，同志因無法遵循既有傳統的性別規範（如進入傳統婚姻關係、

傳宗接代等），在日常生活中承受更多的壓力（Balsam, Beadnell, and Molina, 2013）。Jonathan J. Mohr 與 Ruth E. Fassinger（2000, 2006）則指出，同志的困境是社會不容忍和邊緣化所造成的，所以應該要理解同性伴侶所背負的是一種社會汙名化的關係。相較於其他社會汙名團體，伴隨同志身分而來的性傾向汙名，匿名性較高，同時產生更大的心理壓力，使得同志警戒隱藏自己的性取向，以保護自己（Kendra and Mohr, 2008; Mohr and Fassinger, 2000; Mohr and Daly, 2008）。Balsam 等（2013）延續性少數壓力的概念，在壓力測量中納入一般日常生活可能有的社會經驗，包含知覺同志身分的隔離與邊緣化，擔心公開同志身分潛在的負面後果，隨時保持警戒，以及因性傾向而遭受家庭成員拒絕等。Dawn M. Szymanski 與 Ayse S. Ickizler（2013）以男同志樣本進行觀察，研究發現遭受異性戀者歧視和騷擾的經驗越多，越容易經歷內化恐同，並且引發憂鬱的身心狀態。

此外，如同畢恆達（2003）的觀察，在華人社會中個人是社會關係網絡的一員，「家」成為同志最難現身的地方。駱俊宏等（2005）亦指出，同性伴侶在華人社會的頭號汙名壓力源自於家庭困境，擔心同志身分在家中公開的後果。聯合國開發計劃署（2016）在大規模的調查研究中指出，有些中國家庭嘗試以親情循循善誘，或是期待以家父長威權教養方式來改變家庭成員的性傾向、性別認同或性別表達，結果造成 84.1% 的性少數與異性戀配偶結婚，13.2% 選擇與另一名性少數者達成協議，締結「形式婚姻」，彰顯出「男婚女嫁」的社會期待是華人社會裡同志的最大壓力。王晴鋒（2011）亦指出，在中國有不少同志區分「公己」／「私己」（public self / private self），強調中國普遍存在認同自己的同志身分，但卻拒絕向別人透露，尤其是對「父母」，同時選擇以「形式婚姻」來回應婚嫁壓力，反映出原生

家庭對於同志身分認同所產生的影響。

## (二) 同志的身分認同

劉安真、程小蘋與劉淑慧（2002）指出，同志身分認同是從個人特質與對社會脈絡的知覺互動所建構出來的，涉及了社會與周遭人對於同志的態度。張志豪（2010）的研究亦指出，華人社會強調集體主義，社群互動往往比同志的個人身分認同更為重要。魏偉（2010）認為由於華人社會普遍存在傳統性別價值觀念與性別刻板印象，即使法律承認同性婚姻也沒有辦法使同性伴侶被認同；更甚者，某些內化恐同者可能因性傾向而感到焦慮與羞恥，反而貶抑自己與其他同志朋友，落入異性戀主義的制度性壓迫與同志宿命論。Doyle 與 Molix（2015）更進一步指出內化恐同具有隱密性的特點，因為內化恐同對人的影響可能發生在沒有偏見的情況下（鄭穎澤，2015；Herek, Cogan, Gillis, and Glunt, 1997），與外在壓力感知呈現明顯正相關，對個人和伴侶皆造成影響（Otis et al., 2006）。Brian G. Ogolsky 與 Christine R. Gray（2016）指出，若是整體社會大環境對於同志不友善，伴侶關係自然會轉向其他可能性支持，或者內縮至兩人關係中，這些社會壓力雖然可能使同性伴侶更接近對方，但也可能使外在環境的敵意和歧視內化到個人的觀念與行為，凸顯出內化恐同研究的重要性。邱小淨（2004）將內化恐同的觀念從親密關係經營延伸至分手情傷經驗的觀察，指出不友善的社會處境使得同性伴侶在分手後，仍然無法脫離內化恐同情結，以及與異性戀競爭不戰而敗的無奈。

Matthew S. Kendra 與 Jonathan J. Mohr（2008）、Mohr 與 Fassinger（2000）、Mohr 與 Kendra（2011）的研究都強調固定、階



段式的身分認同發展過於單一與化約，抑制了其他的可能性，認為同志的身分認同是一種複雜、多維度的心理狀態。Mohr 與 Fassinger (2000) 發展 LGIS (Lesbian, Gay Identity Scale)，Mohr 與 Kendra (2011) 延伸編制 LGBIS (Lesbian, Gay, and Bisexual Identity Scale) 區分為被接受的焦慮、隱蔽動機、身分不確定性、內化恐同、認同發展過程、身分核心、身分認定與身分優越等八大構面，認為積極和消極的身分認同可落在一個連續體。Robert J. Cramer、Alixandra C. Burks、Frank D. Golom、Caroline H. Stroud 與 James L. Graham (2017) 則認為 LGBIS 因素結構的評估有點零碎，進而提出負向認同、身分不確定性與身分優越感三個因素結構。

Christopher A. Pepping、Timothy J. Cronin、W. Kim Halford 與 Anthony Lyons (2019) 指出，正面積極肯定同志身分對於同性伴侶關係滿意度有保護性作用，而內化恐同則與關係滿意度呈現負相關，意味著正向積極的身分認同可以促進關係的滿意度；反之，內化恐同發生機率越高，越可能隱瞞自己的性傾向，預示著低度的關係滿意度。Kimberly F. Balsam、Yamile Molina、Blair Beadnell、Jane Simoni 與 Karina Walters (2011) 也在研究中強調，同志在異性戀霸權下預期會被汙名化，進而隱瞞自己的性傾向。然而，外在壓力與身分認同不僅影響伴侶關係經營，亦影響分手經驗。劉安真 (2011) 與 Rusi Jaspal (2015) 在實務工作與質性訪談研究當中亦指出，同性伴侶普遍缺乏社會支持，不但對身分認同產生不利影響，亦對同志身分認同產生雙重的打擊，即面對家庭壓力與社會汙名同時承受內化恐同的焦慮，又得接受情感失落的打擊，加深自我厭惡與罪惡感。謝文宜等 (2017) 進一步認為面對結構性的外在壓力，同志身分認同在伴侶關係經營中扮演重要的中介角色。

### (三) 分手調適因應

建立同性伴侶關係提供了探索性取向的機會，一旦這些關係消失，可能導致痛苦，產生負面的影響（Ceglarek, Darbes, Stephenson, and Bauermeister, 2017）。此外，壓力感受越高，關係滿意度越低，呈現明顯負相關，同性伴侶若常常面臨外在歧視與缺乏社會支持的處境，關係滿意度自然會隨之下降（Otis et al., 2006）。同性伴侶分手後，沒有出櫃的那一方難以開口尋求相關的資源與支持，可能落入孤立無援的窘境（劉安真，2011）。鄭珮妤（2014）在女同志的分手經驗研究中亦指出，當主流社會不支持同志的存在，社會脈絡必然影響個人的分手意願與選擇，甚至於分手後的調適。面對分手調適這個議題，Lou A. Lewis（1984）曾表示一個被社會所接受的身分，讓個人較為容易面對情傷；至於同性伴侶內化恐同不僅會影響伴侶關係的互動品質與關係滿意度（Pepping et al., 2019），亦影響兩人分手後的適應。邱小淨（2004）認為同志在異性戀假設建構的社會秩序中，確實無可避免地被隱形化與邊緣化，但在其訪談經驗中認同退回的現象並不明顯，有受訪者在分手經驗中更加確立個人面對愛情位置，也有受訪者在分手情緒中陷入無可避免的內化恐同情結。謝文宜（2016）進一步指出，個人的身分認同、社會位置、人際資源與社會網絡的變化，會影響同性伴侶分手的調適因應，凸顯同志所處的社會處境與身分認同對分手調適的影響。

社會偏見與汙名造成性少數個人和群體生活的不利影響（Meyer, 2003）。Kimberly F. Balsam、Sharon S. Rostosky 與 Ellen D. B. Riggle（2017）進一步指出，性少數壓力雖然不是女同志分手的主要原因，但在分手調適的歷程中，性少數壓力確實出現微妙的影響，使得女同

志的情感調適變得更為複雜。換言之，對於結束伴侶關係的女同志而言，分手調適不只是關係終止的情感調適，仍然必須克服內化恐同與羞恥感，以避免那些制度性歧視所持續遺留的框架造成的影響。

在分手調應的測量與研究討論層面，國內研究主要聚焦於異性戀大學生的分手經驗與分手調適。黃君瑜（2003）採失落研究觀點探討異性戀大學生分手後的因應方式，區分為「面對問題」、「逃避問題」與「情緒處理」三個構面，其中越傾向將分手歸因於負向自我因素者，越傾向逃避問題，越不願意面對問題與情緒處理。王慶福與王郁茗（2007）調查訪問 746 位大學生，將分手調適區分為：分手後的痛苦、分手學到的成長經驗、走出傷痛、自我懷疑與否定、留下美好回憶、報復的衝動、轉移生活重心、自責、對分手原因的困惑、對異性與愛情更迷惑、傷害自己與對方、恢復往日生活、增進對異性的了解、認清感情需要、肯定自己等 15 個構面，凸顯出分手後的正向調適經驗。

此外，分手經驗亦可能成為生活壓力事件。對於同性伴侶關係經營而言，不外乎擔心親友反對與內化恐同（Ceglarek et al., 2017）。Balsam、Rostosky 等（2017）研究指出，許多女同性伴侶堅持自己的高標準，努力向別人證明自己對於關係的終身承諾，甚至成為榜樣，但事實上同性婚姻缺乏明確法律權益保障，容易導致伴侶關係結束。一旦伴侶關係面臨結束，其調適歷程特別容易感到內疚，進而引發失敗與孤獨的感受。

Richard S. Lazarus 與 Susan Folkman（1984）的認知評估理論指出，個人面對壓力事件會有初步情感反應，進而思考、評估個人所具備的因應能力與可利用資源，接著才發展因應策略。在測量層面上，Peter P. Vitaliano、Joan Russo、John E. Carr、Roland D.

Maiuro 與 Joseph Becker (1985)、Peter P. Vitaliano (1991) 持續修訂 Lazarus 與 Folkman (1984) 發展因應方法量表 (Ways of Coping Checklist, WCCL), 提出問題導向、期望式思考、尋找社會支持、逃避、自我責備、責備他人、上帝的祝福與宗教因應等 8 個構面。Peter J. D. Ceglarek、Lynae A. Darbes、Rob Stephenson 與 Jose Arturo Bauermeister (2017) 延續因應理論的探討, 在分手評估 (breakup appraisals) 的測量上區分為正向調適評估與負向調適評估。邱小淨 (2004)、謝文宜 (2016) 的分手質性經驗訪談亦發現, 同性伴侶分手面對情感失落, 壓抑/逃避、傷害自己與對方等負向的調適因應, 但也有展現出拓展社會支持、自我增能等, 正向積極的生命韌度與復原力量, 並且交互使用不同的調適因應, 以期為個人生命軌跡帶來新的變化與發展。

#### (四) 男女同志的性別差異

近年來國內外的相關研究對於外在壓力源與身分認同的討論日漸增加, 有越來越多的研究顯示男女同志在外在壓力源與身分認同上有所差異 (劉宜欣, 2015; 鄭穎澤, 2015; Herek et al., 1997)。其中值得注意的是, 在傳統的性別角色規範中, 伴隨著同志負面形象, 以及不是「真男人」(real man) 標籤烙印, 影響男同志的身分認同 (Szymanski and Ikizler, 2013), 內化恐同也較女同志嚴重 (鄭穎澤, 2015; Herek et al., 1997)。Gil Tunnell (2006) 甚至指出, 大部分的男同志在社會化的過程中很有默契地內化恐同, 學會隱藏自己內心的感受, 以避免不必要的出櫃風險。劉宜欣 (2015) 翻譯 LGBIS 進行台灣同志身分認同調查研究, 認為男同志較女同志擔心會因為同

志身分而遭受評斷、負面評價或異樣眼光，隱瞞自己同志身分的程度最高。一般來說，男同志的婚嫁壓力高，社會接受度低（張德勝、游家盛、王采薇，2013），但在強調異性戀常規的社會底下，儘管男同志遭受壓迫，但生理性別為男性，以及性傾向的隱身性，使得男同志仍享有性別男性的特權與性別優勢，凸顯出男女同志的性別差異（陳昭如，2010）。

近年來國內外陸續有研究指出同志和異性戀確實有許多地方極為相似，但若從分手風險與離婚率來看，歐洲和美國在承認同性婚姻合法化之後，女同志結束婚姻關係的比例較男同志高（Andersson et al., 2006; Balsam, Rothblum et al., 2017; Wiik et al., 2014），這一點和台灣目前《七四八施行法》通過後的發展經驗不一樣，值得持續進行長時間觀察，並了解不同社會、文化與不同性別者的相對地位，對於結束關係的影響。有關分手調適的討論，黃君瑜（2003）發現女性比男性採取更多的情緒處理因應，面對問題與逃避問題則沒有性別差異。至於同性伴侶分手調適的論述，大多未能以大樣本資料進行比較分析，並傾向將男女同志分開進行質性訪談，以了解其邊緣化個體的獨特性。

最後，我們進一步歸納整理過去的田野調查研究。鄭美里（1997）曾指出愛情是女同志對抗異性戀體制的主要武器，彷彿可以為了愛情付出一切，甚至勝過自己的需求；在這種情況下，一旦伴侶關係終止便帶來巨大的衝擊。溫筱雯（2008）、陳宛婷（2018）、鄭珮妤（2014）亦強調女同志黏膩的伴侶關係，當兩人面臨關係破裂，生活失去重心的感受會更強，也較容易引起強烈的負面情緒。西方社會也有類似的經驗研究，Balsam、Rostosky等（2017）指出多數的女性分手調適獲得充分的情感支持，但是對於女同志而言，過去為爭

取性別平等與婚姻權利所做的所有努力，會在關係終止後喪失存在的意義，放大了失敗感，而伴隨而來的挫敗感會超越個人的感受，以及對社會汙名的擔憂。Balsam、Rostosky 等（2017）也提到，雖然法律與社會變遷使得同性伴侶逐漸被接受，但分手時仍伴隨著性少數的壓力，缺乏家人支持。相較之下，男同志的相關論述顯得略微不足。劉育銘（2013）在訪談中曾注意到，男同志以多元的性關係作為分手後的因應方式，尤其是社會資源多、身分認同度較高的男同志，亦較能在分手後接受並展現真實的自我。

### 三、研究方法

本研究蒐集資料時正值台灣社會熱烈論辯同婚合法化，但大法官尚未做出司法院釋字第七四八號解釋，《七四八施行法》也尚未制定施行。抽樣方法設計採立意取樣及滾雪球取樣，透過圈內人、親朋好友的協助轉介，以及藉由社團的結合與網際網路平台（FB、Line、PTT 等）宣傳，於 2016 年 2 月 25 日至 2016 年 6 月 30 日進行線上個人自陳問卷調查，共回收 495 份網路問卷。研究者進一步排除重複填寫、亂填、交往時間與分手時間未能清楚填寫，以及結束伴侶關係超過一年的受訪者，共計有效樣本為 273 位，有效回收率為 55.2%。

#### （一）研究對象

本研究採網路問卷調查，尋求曾經歷同性之間情愛關係（至少半年以上），最近一年內結束伴侶關係，並且肯定本研究重要性，願意分享個人經驗的受訪者；此外，為增加樣本的異質性，含括不同背

景、不同年齡層的對象，以避免受訪樣本集中於大學生或是剛畢業的學生。最後回收有效樣本273位，六成以上介於21-30歲；教育程度偏高，九成為大學或研究所學歷；51%從事全職工作，平均月收入46,357元，21%從事兼職工作，28%沒有工作（學生占七成以上），沒有明顯的性別差異。其他重要的樣本特性如表一所示，從性別區分來看，男同志共100位，平均年齡27.7歲，交往時間介於6個月至11年6個月，平均交往時間約2年2個月，最近一次的分手離問卷填答時間約4.7個月，其中49位有全職工作，平均月收入52,551元。樣本中的173位女同志，平均年齡26.6歲，交往時間介於6個月至17年，平均交往時間約3年0.1個月，最近一次的分手離問卷填答時間5.3個月，其中91位有全職工作，平均月收入43,022元。

表一：研究樣本特性描述

背景變項	男同志 (n = 100)		女同志 (n = 173)	
	平均數/ 標準差	人數/ 百分比	平均數/ 標準差	人數/ 百分比
受訪年齡 (歲)	27.710 / 5.659		26.578 / 5.081	
20歲以下		5 / 5		20 / 11.56
21-25歲		37 / 37		60 / 34.68
26-30歲		32 / 32		53 / 30.64
31-35歲		18 / 18		32 / 18.50
36歲以上		8 / 8		8 / 4.62
交往時間 (月)	25.983 / 25.622		36.052 / 32.397	
分手時間 (月)	4.743 / 3.483		5.313 / 3.685	

## (二) 研究工具

本研究使用「外在壓力源」、「身分認同」與「分手調適」三個量表，經返翻譯（back translation）後，邀請三位博士級學者進行專家效度審查，評估各面向量表的效度。問卷設計完成之後，隨即進行前測，選取10位受訪者進行表面效度預試調查，接著進行問卷檢誤與修訂，淘汰語意不明或用語不宜的問題。正式問卷調查回收後，進一步以項目分析與主軸因子分析選題，進行探索式因素分析（exploratory factor analysis）與驗證式因素分析（confirmatory factor analysis），各構面參數  $t$  檢定檢測每一個因素負荷量（factor loading， $\lambda$  係數）的統計皆達顯著， $t$  值越大表示強度越強。測量變項潛在變項的組成信度（composite reliability, CR）顯示構面內部效度一致，分數越高代表內部一致性越好。收斂效度（convergent validity）採潛在變項的平均變異萃取量（average variance extracted, AVE）計算潛在變項之各測量變數對該潛在變項的變異解釋力，分數越高代表構面間測量題目相關性越高，一致性也越高，呈現出收斂效度可被接受（詳細題項可參考附錄）。

### 1. 外在壓力源

我們歸納整理謝文宜（2006）質性訪談研究，改編 Mohr 與 Kendra（2011）編制 LGBIS 被接受的焦慮與隱蔽動機量表，Balsam 等（2013）Daily Heterosexual Experiences Questionnaire（DHEQ）量表中原生家庭、警戒、邊緣構面，並參考黃曦（2015）外界壓力自編量表，以及多個性別／同志社群組成「友善台灣聯盟」共同進行的「台灣同志壓力處境問卷」結果，將外在壓力源區分為隔離邊緣、



隱藏警戒、擔心汙名、傳統婚嫁觀念與原生家庭5個構面，共計20題，符合程度分數計算1-6分，平均分數越高，代表外在壓力源越大。外在壓力源因素分析以主軸分析法轉軸後累積總變異量56.80%，內部一致性 $\alpha$ 係數為0.926。如表二所示，外在壓力源測量模式標準化 $\lambda$ 係數在0.5以上，CR值為0.850，AVE值0.535，符合學者建議標準 $AVE > 0.5$  (Fornell and Larcker, 1981; Hair, Black, Babin, Anderson, and Tatham, 2009)，顯示潛在構面的信度與效度良好。

## 2. 身分認同

我們參考Mohr與Kendra(2011)編制LGBIS多元面向探索認同的構成，以及劉宜欣(2015)、黃曦(2015)的量表翻譯，將身分認同區分為身分不確定性、內化恐同、身分認定優越3個構面，共計10題。計分方式從1-6分，身分不確定性與內化恐同為負向題，採反向計分，平均分數越高，代表身分認同度越高；認定優越項的平均分數越高，代表優越感越高。主軸分析法轉軸後累積總變異量53.58%，內部一致性信度 $\alpha$ 係數為0.861，標準化 $\lambda$ 係數在0.5以上，CR值為0.786，AVE值0.555符合建議標準，顯示潛在構面的信度與效度良好。

## 3. 分手調適

我們參考王慶福等(2003)、謝文宜(2016)、Vitaliano等(1985)、Vitaliano(1991)的研究結果，區分正向與負向分手調適，共計20題，分數反映同意程度，採1-6分計算。在測量題項上，正、負向分手調適呈現無相關( $r = -0.004$ )，意味著即使分手時傾向採取正向分手調適，並不降低負向分手調適因應，凸顯出正、負向分

手調適應屬相互獨立的概念，而非相同概念的負向指標。

表二：外在壓力源與身分認同測量模式分析

構面	$\lambda$ 係數	標準誤 S.E.	$t$ 值	標準化 $\lambda$ 係數	個別信度 SMC	組成信 度 CR	平均變異 萃取量 AVE
外在壓力源						0.850	0.535
隔離邊緣	1			0.643	0.413		
隱藏警戒	1.263	0.104	12.155***	0.793	0.629		
擔心汗名	1.173	0.102	11.45***	0.757	0.573		
傳統婚嫁	0.991	0.112	8.873***	0.580	0.336		
原生家庭	1.137	0.106	10.709***	0.699	0.489		
身分認同						0.786	0.555
不確定性(-)	1			0.622	0.387		
內化恐同(-)	1.477	0.172	8.606***	0.873	0.762		
認定優越	1.321	0.146	9.068***	0.719	0.517		
正向調適						0.710	0.391
接受事實	1			0.550	0.303		
自我增能	1.205	0.185	6.502***	0.811	0.658		
社會支持	1.133	0.206	5.506***	0.416	0.173		
重新開始	1.462	0.224	6.542***	0.556	0.309		
負向調適						0.663	0.397
隔離保護	1			0.644	0.415		
壓抑逃避	0.757	0.129	5.879***	0.648	0.420		
自我責備	0.859	0.144	5.948***	0.596	0.355		

註：\*\*\*  $p < 0.001$ 。(-) 標示為反向題計分。

「正向調適」區分為接受事實、自我增能、社會支持、重新開始 4 個構面，共計 12 題，平均分數越高，代表正向分手調適因應程

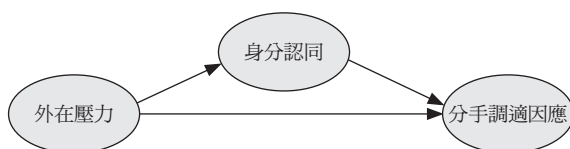
度越高，主軸分析法轉軸後累積總變異量 53.73%，內部一致性  $\alpha$  係數為 0.811，CR 值為 0.710，AVE 值 0.391。「負向調適」區分為隔離保護、壓抑逃避、自我責備 3 個構面，共計 8 題，平均分數越高，代表負向分手調適因應程度越高，主軸分析法轉軸後累積總變異量 59.63%，內部一致性  $\alpha$  係數為 0.807，CR 值為 0.663，AVE 值 0.397。其中 AVE 值雖不符合建議標準，但即使 50% 以上的變異是來自測量誤差，仍可單獨以 CR 為基礎，AVE 在 0.36~0.5 為可接受門檻，故予以保留。

### (三) 分析方法

本研究以 SPSS 與 AMOS 統計套裝軟體，使用多變量變異數分析檢視男、女同志在外在壓力源與個人身分認同上的差異，為了控制第一類型錯誤的機率，採用 Bonferroni 方法對  $p$  值進行校正（陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵，2005），意即將顯著性水準除以多重檢定的次數作為校正後的顯著性水準。接著，以結構方程模式（structural equation modeling, SEM）驗證概念模式的適配度，我們參照 Peter M. Bentler（1990）、Michael W. Browne 與 Robert Cudeck（1993），以及 Barbara M. Byrne（1994）的意見，挑選卡方自由度比率值（ $\chi^2/d.f.$ ）、適配度指標（goodness of fit index, GFI）、調整後的適配度指標（adjusted goodness of fit index, AGFI）、增值適配度指標（incremental fit index, IFI）、Tucker-Lewis 適配度指標（Tucker Lewis Index, TLI）、比較適配度指標（comparative fit index, CFI）、標準化均方根殘差（standardized root mean square residual, SRMR）及平均概似誤差均方根（root mean square error of approximation, RMSEA），共 8

項指標進行整體模式的適配度檢定，探討同志面臨外在壓力源與個人身分認同對於分手調適因應的影響，包括外在壓力源對分手調適的直接影響，外在壓力源透過個人身分認同的間接影響，並且進一步驗證同一個理論模式是否適用於男女同志樣本，以及兩個群體的結構路徑是否有差異（如圖一所示）。

圖一：假設模式



## 四、研究結果

### (一) 外在壓力源、身分認同與分手調適的性別差異

從表三可以看出，同志外在壓力源 Wilks' Lambda ( $\Lambda$ ) 之  $F$  值 8.471 達顯著水準，呈現明顯的性別差異。我們進一步利用 Bonferroni 方法  $p$  值校正發現，外在壓力源中隔離邊緣、擔心汙名與原生家庭壓力雖然未呈現明顯的性別差異，但在附錄仍可以看到細部的變化，例如：男同志在生活中比較找不到人訴說自己的感情生活，比較容易擔心別人以性傾向來評斷自己。此外，隱藏警戒與傳統婚嫁的外在壓力源，男同志也明顯高於女同志 ( $p < 0.01$ )，正如過去張德勝等 (2013) 的研究發現，社會對男同志的同情與友善程度確實較女同志低。畢恆達 (2003)、謝文宜與曾秀雲 (2010)、Jaspal (2015) 質性訪談的研究發現也強調性傾向的祕密性，不少男同志擔心在職場

出櫃的後果，將性傾向與伴侶關係經營視為個人隱私，選擇將家庭生活與其他社交圈區分開來，刻意隱藏伴侶的關係，隱瞞同志的身分，以降低現身的風險，但華人社會傳統男婚女嫁、傳宗接代與祭拜祖先的傳承壓力，仍讓許多男同志疲憊不堪、難以承受，或被迫隱身，尤其是家中「獨子」、「長子」與「長孫」的男同志更是如此。

在身分認同層面，Wilks' Lambda 之  $F$  值 6.698 達顯著水準，呈現明顯的性別差異。進一步利用 Bonferroni 方法  $p$  值校正發現，同志身分不確定性與認定優越未呈現明顯的性別差異，至於內化恐同的部分則是男同志比女同志更為內化恐同 ( $p < 0.0167$ )，本研究發現與鄭穎澤 (2015)、Gregory M. Herek、Jeanine C. Cogan、Joseph R. Gillis 與 Eric K. Glunt (1997)、Tunnell (2006) 研究結果相似。對此，我們援引 Mohr 與 Kendra (2011) 研究發現進行解釋，男同志雖然身為男性較靠近主流核心價值，但同性情慾的社會汙名可能使男同志在內化恐同之下較難接受自己的性傾向，或是因為對別人的拒絕特別敏感，而採取消極與退縮的方式回應，以保護自己。相較之下，在性別社會化的過程中，近年來隨著女性權益日漸受到重視，女同志在身分認同上較男性抗拒內化恐同，較不會將同志身分的認知與評價，將社會拒絕同志的厭惡、反感、敵意等消極態度，內化成自己的一部分，例如：男同志較女同志同意「希望自己是異性戀」、「自己的性傾向與一般人不同讓我非常的困擾」(詳見附錄)。

至於正向與負向分手調適層面，Wilks' Lambda 之  $F$  值皆未達顯著水準，無法凸顯正向與負向分手調適的性別差異。對此，我們進一步檢視個別題項的差異性檢定後發現，雖然女同志較男同志容易採取壓抑逃避問題的負向分手調適，例如：「我努力壓抑自己的情緒，不讓別人看見」、「我會讓自己更忙碌，以避免分手的痛苦」(見附錄)，

但整體而言，本研究中男女同志大部分的分手調適，無論是正向或負向，都沒有明顯的性別差異，不同於林淑惠等（2010）對於異性戀伴侶的分手調查經驗。

表三：男女同志外在壓力源、身分認同與分手調適的性別差異

變項	男同志 (n = 100)		女同志 (n = 173)		p 值	Wilks' Lambda 之 F 值
	平均數	標準差	平均數	標準差		
外在壓力源						8.471***
隔離邊緣	3.157	1.377	3.004	1.222	0.343	
隱藏警戒	3.933	1.322	3.059	1.264	0.000	
擔心汙名	3.544	1.422	3.197	1.314	0.042	
傳統婚嫁	3.080	1.693	2.445	1.358	0.001	
原生家庭	3.485	1.444	3.043	1.393	0.013	
身分認同						6.698***
不確定性(-)	5.237	1.068	5.075	0.972	0.203	
內化恐同(-)	4.660	1.244	5.032	0.918	0.005	
認定優越	4.170	1.251	4.403	1.089	0.109	
正向分手調適						1.227
接受事實	4.467	1.210	4.595	1.102	0.371	
自我增能	4.700	0.862	4.782	0.848	0.446	
社會支持	3.510	1.374	3.817	1.287	0.065	
重新開始	4.010	1.225	4.266	1.205	0.094	
負向分手調適						2.449
隔離保護	2.545	1.633	2.795	1.501	0.201	
壓抑逃避	3.330	1.251	3.721	1.094	0.007	
自我責備	3.047	1.485	3.291	1.412	0.178	

註：本研究以MANOVA檢定男女同志外在壓力源與身分認同各面向上的差異，其單變量F考驗的顯著水準為 $0.05/3 = 0.0167$ ， $0.05/4 = 0.0125$ ， $0.05/5 = 0.01$ 。(-) 標示為反向題計分。

## (二) 外在壓力源、身分認同與分手調適的關聯性

同志外在壓力源、身分認同與分手調適的相關分析，根據表四可以看出外在壓力源與身分認同呈現高度負相關，即個人知覺同志身分帶來的外在社會壓力越高，對於同志身分的認知與評價越低；反之，身分認同度提高，處理壓力的能力變強，知覺外在社會壓力則相對減弱，與鄭美里（1997）、謝文宜等（2017）對女同性伴侶關係的調查經驗一致。

表四：外在壓力源、身分認同與分手調適的相關分析

變項	身分認同	正向分手調適	負向分手調適
外在壓力源	-0.819***	-0.272***	0.424***
身分認同	-	0.360***	-0.360***

\*\*\*  $p < 0.001$

外在壓力越大，採取正向的分手調適因應越低，採取負向分手調適因應的可能性越高。此外，身分認同與正向分手調適呈現正相關，身分認同與負向分手調適呈現負相關；即個人同志身分認同度越高，採取正向的分手調適因應越高，採取負向分手調適因應越低。

## (三) 外在壓力源與身分認同對分手調適的結構模式

若要比較各群組間差異，測量工具與理論模式須具有恆等性。因此，在進行理論模式恆等性檢驗之前，必須先進行基本模型的檢驗。根據本研究結果，外在壓力源與身分認同對分手調適結構模式的

各項指標適配度，以及正、負向分手調適因應最後模式適配度指標  $\chi^2/d.f. = 2.786$  和  $2.281 \leq 5$  (Schumacker and Lomax, 2004)，GFI = 0.921 和 0.944、IFI = 0.929 和 0.955、TLI = 0.906 和 0.939、CFI = 0.928 和 0.954，都符合研究的建議值  $\geq 0.90$  (Schumacker and Lomax, 2004)，不受模式複雜度的影響，亦具有解釋力，整體模式的適配度良好。正向分手調適 AGFI 雖然部分數值  $\leq 0.90$ ，但根據學者的建議放寬至 0.8 (MacCallum and Hong, 1997)，仍可被視為提供合理可接受的適配；RMSEA = 0.081 和  $0.069 \leq 0.1$ ，亦即綜合指標顯示本模式可被接受。

基於外在壓力源會降低身分認同，導致較常產生負向調適，或是降低正向調適，我們進一步檢視同志承受外在壓力源與個人身分認同對分手調適的影響路徑。如表五所示，外在壓力源越高，個人身分認同度越低，正向分手調適也越低。接著再以 Sobel test 檢驗身分認同對於外在壓力源在正向分手調適的中介效果，結果顯示 Z 值為 -2.359 ( $p = 0.018 < 0.05$ ) 呈現出身分認同的完全中介效果。換言之，改善異性戀常規與汙名處境能降低社會壓力，但須藉由提升同志身分認同，方能有效提高正向的分手調適因應。至於使用負向分手調適因應則直接受到外在壓力源的影響，不受個人身分認同度的影響。同樣的，降低同志的外在壓力源確實可提升個人身分認同，同時降低負向分手調適，但無法直接增加正向分手調適。綜合來說，身分認同是壓力修復的關鍵性因素，提升同志的個人身分認同可有效地增加正向分手調適，但無法降低負向分手調適的使用。



表五：結構模式分析

路徑關係	路徑係數	標準誤	t 值	標準化係數
正向分手調適				
外在壓力源→身分認同	-0.546	0.067	-8.118***	-0.820
身分認同→正向分手調適	0.414	0.168	2.459*	0.424
外在壓力源→正向分手調適	0.047	0.104	0.455	0.073
負向分手調適				
外在壓力源→身分認同	-0.532	0.066	-8.003***	-0.813
身分認同→負向分手調適	-0.086	0.261	-0.331	-0.053
外在壓力源→負向分手調適	0.404	0.176	2.294*	0.379

\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.001$

#### (四) 男女同志的多群組比較分析

男同志與女同志分手調適結構模式的多群組比較分析中，我們首先進行男同志與女同志理論模式的檢定，其次針對理論模式的測量與結構進行恆等性檢定檢驗，並且參考 Gordon W. Cheung 與 Roger B. Rensvold (2002)、Todd T. Little (1997)，採用卡方差量 ( $\Delta\chi^2$ )、比較適配度指標差量 ( $\Delta CFI$ ) 與 Tucker-Lewis 適配度指標差量 ( $\Delta TLI$ ) 作為檢驗不同模式之因素恆等性的指標。然而，由於要完全符合恆等性的檢驗條件相當不容易，因此參考部分符合的可能性條件來增加彈性 (Schmitt and Kuljanin, 2008)，或是在實務討論中採以寬鬆指標作為檢定衡量的標準，只要  $\Delta CFI \leq 0.01$  與  $\Delta TLI \leq 0.05$ ，對於整體模型沒有實務性的影響力，仍可視為具有恆等性 (Cheung and Rensvold, 2002; Little, 1997)。我們在通過恆等性檢定後，才針對男同志與女同志結構路徑進行比較。

在理論模式的檢定中，除了整體模式 GFI、AGFI 部分指標小於 0.90 未盡理想，多群組結構模式之各項指標適配度指標大致符合研究的建議值。例如： $\chi^2/d.f. = 1.606\sim 2.074$ ， $IFI = 0.929\sim 0.956$ 、 $TLI = 0.906\sim 0.940$  與  $CFI = 0.927\sim 0.956$ ， $SRMR = 0.058\sim 0.076$  與  $RMSEA = 0.050\sim 0.085$  皆符合建議值，意味著同一個理論模式（詳見圖一）適用於男同志與女同志群體樣本。

表六：因素恆等性檢驗

恆等性模式	卡方 $\chi^2$	自由度 <i>d.f.</i>	卡方差 量 $\Delta\chi^2$	<i>p</i> 值	CFI	$\Delta CFI$	TLI	$\Delta TLI$
正向分手調適								
不設限模式	193.609	102	-	-	0.928	-	0.907	-
測量模式	220.783	111	27.174	0.001	0.914	0.014	0.898	0.009
測量截距	275.297	123	54.513	0.000	0.881	0.033	0.872	0.026
結構模式	281.517	126	6.220	0.101	0.878	0.003	0.872	0.000
結構共變異數	284.833	127	3.317	0.069	0.876	0.002	0.871	0.001
結構殘差	285.848	129	1.015	0.602	0.877	-0.001	0.874	-0.003
測量殘差	324.613	141	38.765	0.000	0.856	0.021	0.865	0.009
負向分手調適								
不設限模式	138.624	82	-	-	0.952	-	0.935	-
測量模式	158.069	90	19.445	0.013	0.942	0.010	0.929	0.006
測量截距	225.565	101	67.496	0.000	0.894	0.048	0.885	0.044
結構模式	228.364	104	2.799	0.424	0.894	0.000	0.888	-0.003
結構共變異數	231.866	105	3.502	0.061	0.892	0.002	0.887	0.001
結構殘差	232.570	107	0.704	0.703	0.893	-0.001	0.890	-0.003
測量殘差	281.169	118	48.599	0.000	0.861	0.032	0.871	0.019

在理論模式的測量恆等性檢定中，如表六所示，男同志與女同志樣本雖然在測量模式的恆等性  $\Delta\chi^2$  達顯著，其中無論是正向或負向分手調適，男同志外在壓力源的隱藏警戒都高於女同志（Z 值為 3.077 和 3.054）。承上所述，本研究採取較為寬鬆的標準，代表男女同志在測量模式上具有相等的因素負荷量、有相等的截距與測量誤差。換言之，雖然男同志外在壓力源的隱藏警戒高於女同志，但整體模型沒有實務性的影響力，仍可視為具有恆等性，可推論至男同志與女同志的分手調適模型，並用來比較性別間的差異。

至於在結構模式、結構共變異數、結構殘差的結構模式之恆等性，皆符合研究建議值。整體而言，透過寬鬆標準多群組比較的測量恆等性相關證據顯示，本研究的測量與結構模式可用來比較男女同志的性別差異。

對此，我們進一步針對男女同志結構路徑進行差異性比較。根據表七顯示，外在壓力源與身分認同對分手調適的影響有性別差異。男同志知覺到的外在壓力源，透過身分認同，影響正向分手調適的程度（間接效果）；女同志知覺到的外在壓力源直接影響負向分手調適的程度（直接效果）。換言之，面對華人強調宗嗣傳承等不友善的社會處境，男同志的外在壓力源越多，越傾向隱藏個人性傾向、消極內化恐同，以及個人身分認同度越低，正向分手調適也越低。反之，男同志的外在壓力源越少，個人身分認同度越高，正向分手調適就越高。猶如劉育銘（2013）訪談的研究發現一般，在傳統異性戀體制底下，男子氣概的刻板印象影響男同志在分手的過程中怎麼看待自己，其身分認同有助於在分手時展現真實的自我，以及與其他社群人際網絡的互動經驗，發展正向調適的因應。

然而，對於關係較為黏膩的女同志而言，外在壓力源直接影響

個人身分認同與負向分手調適，因此無法藉由提高個人身分認同，降低負向分手調適（鄭珮好，2014；謝文宜，2016；Balsam, Rostosky et al., 2017）。女同志身分的隱身性，易凸顯同性伴侶關係的純粹與獨占性，在努力證明自己對於關係終身的承諾之後，面對情感歸屬的失落，在無法訴說的壓力與負面情緒當中，特別容易自責、感到內疚、引發額外的失敗感受，以及不被認識與了解的祕密性與邊緣孤獨的感受，陷入怎麼努力都沒有用的情緒中。除了關係上的失敗之外，在分手的過程缺乏社會資源和支持，亦讓許多女同志強烈感受到社會的不平等（Balsam, Rostosky et al., 2017），原來自己用盡一切方法努力經營的關係，以及建立的社會支持網絡，仍然處於性別階層化的底層。

表七：男女同志的結構模式分析

路徑關係	男同志			女同志				
	路徑係數	標準誤	t 值	標準化係數	路徑係數	標準誤	t 值	標準化係數
正向分手調適								
外在壓力源→身分認同	-0.537	0.083	-6.441***	-0.838	-0.599	0.103	-5.844***	-0.798
身分認同→正向分手調適	0.920	0.353	2.608**	0.801	0.094	0.140	0.668	0.127
外在壓力源→正向分手調適	0.213	0.205	1.04	0.289	-0.056	0.103	-0.545	-0.101
負向分手調適								
外在壓力源→身分認同	-0.538	0.084	-6.369***	-0.828	-0.590	0.101	-5.818***	-0.797
身分認同→負向分手調適	-0.569	0.399	-1.425	-0.399	0.168	0.267	0.628	0.113
外在壓力源→負向分手調適	0.221	0.252	0.877	0.238	0.546	0.219	2.493*	0.495

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

我們進行多群組比較的事後檢定，比較男同志與女同志路徑係數是否有性別差異，結果顯示個人身分認同對正向分手調適的路徑比較  $Z$  值為  $-2.177$ ，意味著身分認同對正向分手調適的影響效果有明顯的性別差異。換言之，儘管男同志遭受傳宗接代的婚姻壓迫，外在壓力與內化恐同明顯高於女同志，仍然是性別壓迫下的受壓迫得利者（陳昭如，2010）。

## 五、結論與建議

### （一）討論與結論

過去的質性訪談經驗研究中均提到伴隨著親密關係經營的祕密性，外在壓力必然影響同性伴侶個人的分手調適，並且會交互使用正、負向的調適因應（邱小淨，2004；劉安真，2011；劉育銘，2013；鄭珮妤，2014；謝文宜，2016）。本研究修正過去同志外在壓力源、身分認同與分手調適量表，將分手調適區分為正、負向，探討男女同志在面對外在壓力源與身分認同度上，是否有明顯的性別差異，以提供實證性證據。本研究發現，採取正向分手調適因應並不同於降低負向分手調適，凸顯同志的正、負向調適為獨立概念。同時，本研究結果也驗證性少數壓力模型理論，外在壓力源確實影響同志身分認同與分手調適。同志面臨的整體外在壓力越高，同志身分認同度越低，正向分手調適也越低，凸顯身分認同度的中介效果。外在壓力源對於身分認同度與負向分手調適則為直接影響效果，意即外在壓力越低，同志身分認同度越高；外在壓力越低，負向分手調適也越低。

此外，本研究採用傳統因素分析進行變項構面的探討，並且應用 SEM 技術評估各種可能潛在因素的適切性，進一步比較男女同志的性別差異。根據多群組恆等性檢驗結果，發現外在壓力源、身分認同與分手調適量表具有測量和結構模式的恆等性，為性少數壓力模型對同性伴侶分手調適的影響效果，提供初步證據。事後比較檢定亦發現，身分認同對正向分手調適的影響效果具有明顯的性別差異，即男同志身分認同確實有中介效果，凸顯男同志和女同志分手調適的差異。綜合上述的研究發現，我們歸納整理以下兩點做進一步討論。

### 1. 無法忽視外在壓力源的影響

外在壓力會影響同志身分的認知與評價，尤其在充滿敵意的環境當中，對於同性伴侶而言更是充滿挑戰（Mohr and Kendra, 2011; Pepping et al., 2019）。同志在異性戀體制下，鬆動傳統家庭框架的性別秩序，無可避免地會受到異性戀常規的影響，無論男同志或女同志，外在壓力源均影響身分認同，即個人知覺到的同志身分隔離與邊緣化，導致個人隨時保持警戒，擔心同志身分是否被接受，或者隱藏性傾向特質，避免被貼上標籤，承受社會汙名與歧視。此外，傳統婚嫁的原生家庭壓力越大，對於同志身分的認同度就越低，支持性少數壓力模型的觀察與研究經驗（謝文宜等，2017；Meyer, 2003; Balsam et al., 2013）。

其中特別值得一提的是，男同志與女同志因性別權力結構位置不同，在面對外在壓力源與同志身分汙名時，仍有明顯的性別差異。尤其在以男性背負高度家族主義傳宗接代的社會中，男同志因背負同志汙名身分，而被迫隱身；加上，傳統父權體制的陽剛崇拜，未能遵守傳統異性戀男性陽剛氣質的男同志更是受到主流社會的貶抑，特別容

易感受到整體社會對於男性的性別期待較為嚴苛，使得男同志身分認同消極、內化恐同的現象明顯高於女同志，凸顯出傳統異性戀體制的制度性影響。

## 2. 分手調適因應的性別社會化意涵

同性伴侶面臨關係結束的調適因應，承載性少數壓力的影響，身分認同的中介效果呈現性別差異，尤其男同志感受到的外在壓力導致正向分手調適降低。我們認為可能的原因是傳統家族主義父權社會的意識形態，使得男同志格外地重視男子氣概，多數男同志為了避免情感上的傷害，在社會化的過程必須獨立自主，不習慣跟別人分享內心感受；在關係終止後，只能壓抑長時間悲傷失落的情緒，因為向他人表達情感與親密感的需求，不但會威脅男子氣概強調的陽剛與積極特質，也會影響他人怎麼看待自己（劉育銘，2013；Tunnell, 2006）。我們認為，男同志要渡過分手之後的悲傷，並且開展下一段戀情，應該強化同志的身分認同，連結資源與社會支持，以利建立新的社交生活。

至於女同志社會化的過程，鑑於純粹伴侶關係的結構性矛盾與不確定，在黏膩的親密關係中更平等，更重視關係品質，對於伴侶關係的期待更高，使得關係之間搓揉著許多內在的衝突與緊張，外在壓力對於負向分手調適產生直接性的影響，而非以身分認同為中介作用。此外，女同志處於性別與性傾向雙重壓迫的社會位置（陳昭如，2010），使得累積的壓力雪上加霜，帶出的挫敗感超過個人感受。女同志分手調適的情緒反應必須在社會脈絡下進行討論，特別是在缺乏結構、制度性支持的社會，容易在自責當中引發失敗、內疚的負向感受，甚至對身心健康造成影響（Balsam, Rostosky, et al., 2017）。換言

之，女同志分手時壓抑或隱藏內心的失落情緒，容易引發緊張、負向的情緒，甚至採取激烈的分手調適因應（陳宛婷，2018）。

## （二）研究限制與建議

首先，本研究在調查時間與樣本推論上具有局限。在調查時間的限制層面，本研究資料蒐集時同性婚姻合法化仍在立法爭議階段，《七四八施行法》尚未施行，因此與現在的狀態有別，未來可進一步觀察變化。在樣本推論的限制層面，礙於因果推論模型的時間性，我們將研究對象鎖定於最近一年內分手的同性伴侶，而非調查普常性的同性伴侶分手經驗，因此無法進行機率抽樣，導致整體受訪人數偏低。此外，本研究以網路自陳式問卷為主的調查研究方式，不易接近較少活躍於網路平台的中高齡與中低教育程度樣本，在45歲以上樣本過少的情況下，未能進一步區分生命週期與社經地位，針對不同世代的生命階段與社經地位進行多層面的比較分析。同樣的，我們在研究分析的過程中，雖然曾考慮聚焦於20-35歲的受訪者，以利樣本推論，然而基於本研究處理的變項數目較多，倘若又要進一步進行男女同志性別差異比較，容易導致樣本過低而影響資料分析的穩定性，因此最後維持原樣本資料進行分析與討論。

對於上述的研究限制，我們抱持拋磚引玉的態度，希望能帶出更多相關的研究與討論，並建議未來研究可以深入針對中高齡同性伴侶分手，以及《七四八施行法》通過後的離婚議題做進一步討論。根據過去歐洲與美國的經驗，同性婚姻合法化對於同性伴侶關係有保護性作用，倘若要進行大規模問卷調查，我們建議可仿效國外的調查經驗，針對曾申請同性伴侶註記或註銷的對象進行研究，聚焦登記註冊



者進行長時間的追蹤調查，有助於呈現異質、多元的家庭樣貌。

其次，本研究 LGB 的論述中只討論男女同志，缺乏對於雙性戀做進一步的討論。主要原因是雙性戀身分認同的受訪者較少，尤其是男性雙性戀者低於 30 人，人數比例過於懸殊，在因果模型的討論中缺乏足夠的樣本，無法進行性別與性傾向的交互比較。對此，我們建議未來的分手議題相關研究可擴大雙性戀的樣本，針對不同性別與性傾向進行交互比較。

最後，本研究的身分認同量表設計未能涵蓋多元性別，仍停留於同志身分的主觀認知與評價。我們建議未來的研究設計，可以進一步針對不同年齡層、雙性戀或跨性別者進行討論。

### （三）實務工作的建議

根據本研究的發現，我們針對同性伴侶相關助人與教育工作者，提出持續推廣性別與情感教育，以及提高同志身分認同這兩項建議，期待可以增加社會對同性伴侶的認識，降低同性伴侶所面對的社會壓力，以增進個人分手後的正向調適，最終有助於整體社會的變革。

#### 1. 持續推廣性別與情感教育

我們在過去教育現場與實務工作經驗中發現，針對異性戀大學生的分手調適大多傾向鼓勵學生接受分手事實、自我增能、尋求社會支持網絡、重新開始等正向因應，以降低負向的分手調適。然而，將異性戀分手經驗直接套用在同志學生或同性伴侶身上，對於性別情感教育與諮商輔導工作的效果會有很大的限制。

第一，本研究發現外在壓力源會影響同志的身分認同，並直接

或間接地影響分手調適。在傳統異性戀霸權體制中，同志長期遭受邊緣隔離，相關助人與教育工作者不能忽略同志伴侶分手後，除了面臨個人的情感危機之外，在結構性的汙名中亦承載性少數壓力，更無法忽視傳統文化與家庭對個人的影響（Van Eeden-Moorefield et al., 2011）。既有研究指出，降低結構性的汙名與不平等可以有效降低性少數死亡風險（Hatzenbuehler et al., 2014），然而，即便《七四八施行法》有助於改善異性戀常規與同性戀汙名處境，在2018年至2019年間因公投立法激烈辯論過程所造成的社會對立，以及強迫異性戀規範對於同志的隱性傷害，仍然不可忽視。此外，也應避免因「同志已經可以結婚」而忽略社會汙名對個人的影響，將分手議題進行個人化歸因，反而加深同志分手的壓力，使得情感教育與諮商輔導效果大打折扣。

第二，過去在性別與情感教育的教學現場，我們認為必須提升同志的身分認同，或是增加正向調適的認識，才能降低負向分手調適。然而，從本研究發現來看，增加正向調適不等於降低負向分手調適，而提高同志身分認同亦無法直接降低負向分手調適。事實上，減少負向分手調適最直接、最有效的方法是創造友善的社會環境，即降低外在壓力源才能減少同性伴侶的負向分手調適。對此，我們認為必須持續營造友善與舒適的社會／校園／家庭環境，澄清性少數的社會汙名，教導社會大眾學習包容、尊重個體的多元與異質性，才能真正認識並理解同性伴侶關係經營的處境，陪伴同性伴侶走過分手的陰霾，降低隔離保護、壓抑逃避或自我責備等負向分手調適因應。此外，利用校園親師座談，社區、機構親職講座演講等，幫助同性伴侶的家人、朋友探索自己的異性戀偏見，覺察異性戀特權，進而以同理的態度陪伴身邊的性少數伴侶，共同創造寬容與多元的性別友善空間，方

能有效減少負面的影響，包括降低分手的外在壓力，降低負向分手調適等。至於女同志雙重壓迫的社會位置，我們建議相關助人與教育工作者在陪伴女同志時，應特別澄清分手帶來的挫敗感受，進而檢視個人、關係與外在社會結構的影響，降低使用負面或激烈的分手調適因應。

## 2. 提高身分認同以增加正向調適

本研究發現身分認同能有效抵抗外在壓力源，確實是修復壓力的重要元素 (Meyer, 2003)，然而，分手經驗會重重打擊同志身分認同，並影響正向分手調適因應 (劉安真, 2011)。對此，我們認為相關助人與教育工作者最重要的是陪伴個案，幫助個案更了解自己。特別值得注意的是，同性伴侶面臨分手，若是性少數的身分沒有得到確認與認同，或被病態化與標籤化，往往會被要求或導正性傾向，這個時候的諮商輔導工作單單強調自我增能、尋求身邊的支持網絡，或是重新尋找生命意義，無疑是困難的工作。因此，我們認為持續推廣多元性別教育仍然很重要，也建議相關助人與教育工作者積極地傾聽、陪伴同志，接納並允許個案表達個人意見與想法，不必急著評斷對錯或給予建議，而是鼓勵善用身邊的諮商輔導資源，認識與覺察自我價值，深入了解個人如何受到社會文化與家庭結構所影響。

我們也認為，由於男同志在成長過程中承載家族傳宗接代的壓力，相關助人與教育工作者應幫助他們澄清個人對於同志身分的不確定性，以及是否有內化恐同心態，如此才能有助於他們面對外在壓力源，接受分手事實，自我增能，並且看到自己的資源與限制，繼而連結身邊的社會支持網絡，重新開始，在現有的性別秩序裡能更自在、更接納自己的性別氣質，以活出自己原本的樣貌。

## 附錄：比較各變項

變項	男同志		女同志		t 值	p 值
	平均數	標準差	平均數	標準差		
<b>外在壓力源</b>						
<b>隔離邊緣</b>						
我擔心很難找到符合我性傾向的伴侶	3.610	1.775	3.434	1.812	0.781	0.435
在目前生活中，我找不到人可以說關於我和伴侶的事情	2.670	1.700	2.133	1.406	2.674	0.008
我在日常生活中很難認識其他同志朋友	3.190	1.857	3.445	1.665	-1.169	0.244
<b>隱藏警戒</b>						
我會刻意隱藏我和伴侶的關係	3.380	1.698	2.763	1.609	2.991	0.003
因為擔心在職場出櫃的後果，我選擇隱藏我的性傾向	4.320	1.780	3.832	1.824	2.147	0.033
我會盡量讓自己的行為表現像異性戀	3.880	1.713	2.197	1.437	8.285	0.000
我害怕被人認出來自己是同志	3.350	1.714	2.249	1.411	5.448	0.000
對於我的戀情，我寧願保密	3.640	1.845	2.890	1.679	3.427	0.001
我會小心選擇讓誰知道我的戀情	5.030	1.410	4.422	1.614	3.252	0.001
<b>擔心汙名</b>						
我常會擔心別人是否會因為我的性傾向而影響對我的看法	3.890	1.808	3.613	1.707	1.265	0.207
我因為自己的性傾向而在社交環境退縮	3.040	1.705	2.711	1.558	1.623	0.106
我時常擔心，別人會以我的性傾向來評斷我	3.890	1.699	3.260	1.659	2.996	0.003
我覺得有些同學、同事會用異樣的眼光來看我	2.930	1.765	2.526	1.492	1.925	0.056

變項	男同志		女同志		t 值	p 值
	平均數	標準差	平均數	標準差		
知道別人會因為我的性傾向而對我有負面評價，讓我覺得不舒服	3.970	1.867	3.873	1.731	0.434	0.665
<b>傳統婚嫁</b>						
我感受到「傳宗接代」的壓力	2.890	1.786	1.890	1.278	4.918	0.000
我感受到「男大當婚，女大當嫁」的社會期待	3.270	1.890	3.000	1.785	1.178	0.240
<b>原生家庭</b>						
對於我的同性伴侶關係，我想我的家人傾向勸離不勸合	3.400	1.923	3.353	1.867	0.200	0.842
同性戀未能符合我家人宗教信仰的期待	3.190	2.048	2.584	1.908	2.462	0.014
我覺得只能在家人與伴侶兩邊二選一	2.820	1.811	2.283	1.539	2.490	0.014
我擔心家人無法接受我的性傾向	4.530	1.850	3.954	1.864	2.468	0.014
<b>身分認同</b>						
<b>不確定性</b>						
我認同自己是同志	5.540	.822	5.410	.889	1.193	0.234
我還不能決定我到底是雙性戀或同性戀(-)	5.000	1.518	4.763	1.461	1.273	0.204
我對自己「到底愛男人，還是愛女人」感到非常困惑(-)	5.170	1.378	5.052	1.197	0.742	0.459
<b>內化恐同</b>						
我希望自己是異性戀(-)	3.950	1.817	4.526	1.637	-2.615	0.010
我一直想改變我的性傾向(-)	5.060	1.286	5.318	1.072	-1.695	0.092
我認為被同性吸引是不好的(-)	5.420	1.130	5.665	.734	-1.942	0.054
自己的性傾向與一般人不同讓我非常困擾(-)	4.210	1.725	4.618	1.353	-2.034	0.044

變項	男同志		女同志		t 值	p 值
	平均數	標準差	平均數	標準差		
<u>認定優越</u>						
我一直都對自己的性傾向感到自在	4.180	1.540	4.468	1.341	-1.561	0.120
我為自己的同志身分感到驕傲	4.220	1.440	4.445	1.391	-1.272	0.205
如果我可以選擇，我仍會選擇同志的身分	4.110	1.687	4.295	1.368	-.932	0.352
<u>正向因應</u>						
<u>接受事實</u>						
我會重新接納自己，嘗試把生活的重心重新放回自己身上	4.800	1.239	4.948	1.112	-1.016	0.311
我想已經分手了，就順其自然	4.220	1.637	4.416	1.410	-1.043	0.298
我坦然接受分手已經是無法改變的事實	4.380	1.549	4.422	1.487	-0.221	0.825
<u>正向增能</u>						
我會檢討自己在分手過程中的行為	5.020	.932	4.977	1.023	0.347	0.729
我會正向思考，讓自己往好的方向改變與成長	4.450	1.373	4.572	1.202	-0.768	0.443
我會努力讓自己的生活變得比以前更好	4.710	1.175	5.000	1.045	-2.045	0.042
分手讓我從失去的經驗中更懂得珍惜擁有	4.620	1.391	4.578	1.285	0.252	0.801
<u>社會支持</u>						
我會有親友在旁邊陪伴、安慰我，協助我渡過這段時間	3.850	1.935	4.260	1.569	-1.804	0.073
我會尋求親友協助我一起規劃未來的計畫與目標	2.820	1.579	3.081	1.534	-1.339	0.182
我會向親友傾訴我內心的感受	3.860	1.770	4.110	1.568	-1.171	0.243

變項	男同志		女同志		t 值	p 值
	平均數	標準差	平均數	標準差		
<b>重新開始</b>						
我會建立新的人際網絡，重新開始	4.030	1.374	4.225	1.386	-1.126	0.261
我會藉此重新尋找生命的意義	3.990	1.467	4.306	1.374	-1.788	0.075
<b>負向因應</b>						
<b>隔離保護</b>						
分手後，我曾經躲起來，不跟任何人聯絡	2.530	1.872	2.763	1.738	-1.037	0.300
我會選擇搬離開傷心地，以免觸景生情	2.560	1.737	2.827	1.668	-1.253	0.211
<b>壓抑逃避</b>						
我不想讓別人知道我們已經分手了	2.450	1.566	2.590	1.635	-0.690	0.491
我努力壓抑自己的情緒，不讓別人看見	3.710	1.684	4.191	1.436	-2.396	0.018
我會讓自己更忙碌，以避免分手的痛苦	3.830	1.621	4.382	1.305	-2.902	0.004
<b>自我責備</b>						
我覺得這一切都是我的錯	3.070	1.603	3.277	1.575	-1.042	0.299
我會將分手的責任歸咎在自己身上	3.280	1.590	3.416	1.581	-.684	0.494
分手後，我花很多時間責怪自己	2.790	1.771	3.179	1.652	-1.826	0.069

註：(-) 標示為反向題計分。

## 參考文獻

- 內政部戶政司 (2019)〈歷月人口統計資料〉，《內政部戶政司全球資訊網》。  
取自 <https://www.ris.gov.tw/app/portal/346>
- 王晴鋒 (2011)〈認同而不「出櫃」：同性戀者生存現狀的調查研究〉，《中國農業大學學報：社會科學版》，28(4): 142-153。
- 王慶福、王郁茗 (2007)〈分手的認知及調適之評量研究〉，《中華心理衛生學刊》，20(3): 205-233。doi: 10.30074/FJMH.200709\_20(3).0001
- 王慶福、王麗斐、林幸台 (2003)《分手的調適與改變歷程及評量工具之發展與研究 (II)》。行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告 (編號：NSC91-2413-H-040-001)。
- 林淑惠、黃韞臻、林佳筠 (2010)〈大學生共依附、愛情關係與分手調適之相關研究〉，《臺中教育大學學報》，24(2): 119-140。doi: 10.7037/JNTUHA.201012.0119
- 邱小淨 (2004)《論述之外，主體之內：女同志情傷經驗之研究》，高雄師範大學輔導與諮商研究所碩士論文。
- 邱瓊玉、胡瑞玲 (2019年4月8日)〈迎接同婚 雙北戶所準備好了〉，《聯合報》。取自 <https://udn.com/news/story/11322/3744298>
- 張志豪 (2010)《男同志身份認同歷程量表編製之初探研究》，新竹教育大學教育心理與諮商學系碩士論文。
- 張娟芬 (2001)《愛的自由式：女同志故事書》。台北：時報。
- 張德勝、游家盛、王采薇 (2013)〈大學生對男同志和女同志人際關係態度之調查研究〉，《教育心理學報》，44(3): 411-431。doi: 10.6251/BEP.20110524
- 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: 1-36。doi: 10.6255/JWGS.2003.15.37



- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵（2005）《多變量分析方法：統計軟體應用》（四版）。台北：五南。
- 陳宛婷（2018）《女同志關係界線、社會支持與分手調適之相關研究》，台南大學諮商與輔導學系碩士論文。
- 陳昭如（2010）〈婚姻作為法律上的異性戀父權與特權〉，《女學學誌：婦女與性別研究》，27: 113-199。doi: 10.6255/JWGS.2010.27.113
- 黃君瑜（2003）《意義追尋與因應對情侶分手後情緒適應之影響：以大學生為例》，政治大學心理學系博士論文。
- 黃思郁、李月琴（2018）〈淺談影響男同志分手調適之因素〉，《臺灣教育評論月刊》，7(10): 258-264。
- 黃曦（2015）《女同志伴侶情境因素對承諾維持的影響：成人依附的中介效果》，實踐大學家庭諮商與輔導碩士論文。
- 溫筱雯（2008）《不能說的祕密：女同志伴侶親密暴力經驗與因應策略之研究》，台灣大學社會工作學系碩士論文。
- 廖國寶（1998）〈男大當婚：男同志的婚姻壓力〉，《性別與空間研究室通訊》，5: 157-82。
- 劉安真（2011）〈從同志分手經驗談校園中的同志情感教育〉，《性別平等教育季刊》，55: 46-51。doi: 10.6486/GEEQ.201107.0038
- 劉安真（2017）〈多元性別諮商〉，陳秉華主編《多元文化諮商在台灣》，411-454。台北：心理。
- 劉安真、程小蘋、劉淑慧（2002）〈「我是雙性戀，但選擇做女同志！」：兩位非異性戀女性的性認同形成歷程〉，《中華輔導學報》，12: 153-183。doi: 10.7082/CARGC.200209.0153
- 劉安真、程小蘋、劉淑慧（2004）〈現身或隱藏：女同志的污名處理〉，謝臥龍主編《霓虹國度中同志的隱現與採演》，63-98。台北：唐山。

- 劉育銘 (2013)《男同志分手經驗研究》，彰化師範大學輔導與諮商學系碩士論文。
- 劉宜欣 (2015)《台灣地區同志認同調查》，暨南國際大學輔導與諮商研究所碩士論文。
- 鄭美里 (1997)《女兒圈：台灣女同志的性別、家庭與圈內生活》。台北：女書文化出版社。
- 鄭珮妤 (2014)《女同志分手經驗之探究》，高雄師範大學性別教育研究所碩士論文。
- 鄭穎澤 (2015)《內化異性戀主義、工作場域之性傾向管理策略、憂鬱、社會支持之關聯：調節中介效果之驗證》，交通大學教育研究所碩士論文。
- 賴佳樺 (2013)《男同志身分認同狀態、伴侶關係滿意度與其所知覺的社會支持之研究》，暨南國際大學輔導與諮商研究所碩士論文。
- 駱俊宏、林燕卿、王素女、林蕙瑛 (2005)〈從異性戀霸權、父權體制觀看同性戀者之處境與汙名〉，《台灣性學學刊》，11(2): 61-73。doi: 10.6784/FJS.200509.0061
- 聯合國開發計劃署 (2016)《中國性少數群體生存狀況：基於性傾向、性別認同及性別表達的社會態度調查報告》。北京：聯合國開發計劃署。
- 謝文宜 (2006)〈台灣同志伴侶親密關係發展的挑戰與因應策略〉，《中華輔導學報》，20: 83-120。doi: 10.7082/CARGC.200609.0083
- 謝文宜 (2016)〈台灣同志伴侶的分手調適：生命歷程的觀點〉，《中華輔導與諮商學報》，47: 113-144。doi: 10.3966/172851862016120047006
- 謝文宜、曾秀雲 (2007)〈探討伴侶關係滿意度及其相關因素：比較已婚夫妻、未婚情侶與同志伴侶的差異〉，《台灣性學學刊》，13(1): 71-86。doi: 10.6784/FJS.200704.0071
- 謝文宜、曾秀雲 (2010)〈進入伴侶關係：初探臺灣同志的伴侶選擇偏好〉，

- 《輔導與諮商學報》，32(2): 27-46。doi: 10.7040/JGC.201011.0027
- 謝文宜、曾秀雲 (2015) 〈臺灣同志伴侶的家庭圖像〉，《臺大社會工作學刊》，31: 1-54。doi: 10.6171/ntuswr2015.31.01
- 謝文宜、曾秀雲、黃曦 (2017) 〈女同志伴侶承諾維持影響因素之研究〉，《東吳社會工作學報》，33: 37-65。
- 謝文宜、蕭英玲、曾秀雲 (2009) 〈台灣同志伴侶與夫妻關係品質之比較研究〉，《輔導與諮商學報》，31(2): 1-21。doi: 10.7040/JGC.200911.0001
- 魏偉 (2010) 〈圈內人如何看待同性婚姻？—內化的異性戀正統主義對「同志」的影響〉，《華東理工大學學報（社會科學版）》，4: 35-45。
- Andersson, Gunnar, Turid Noack, Ane Seierstad, and Harald Weedon-Fekjær (2006) The demographics of same-sex marriages in Norway and Sweden. *Demography*, 43(1): 79-98. doi: 10.1353/dem.2006.0001
- Balsam, Kimberly F., Blair Beadnell, and Yamile Molina (2013) The daily heterosexist experiences questionnaire: Measuring minority stress among lesbian, gay, bisexual, and transgender adults. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 46(1): 3-25. doi: 10.1177/0748175612449743
- Balsam, Kimberly F., Yamile Molina, Blair Beadnell, Jane Simoni, and Karina Walters (2011) Measuring multiple minority stress: The LGBT People of Color Microaggressions Scale. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 17(2): 163-174. doi: 10.1037/a0023244
- Balsam, Kimberly F., Sharon S. Rostosky, and Ellen D. B. Riggle (2017) Breaking up is hard to do: Women's experience of dissolving their same-sex relationship. *Journal of Lesbian Studies*, 21(1): 30-46. doi: 10.1080/10894160.2016.1165561

- Balsam, Kimberly F., Esther D. Rothblum, and Robert E. Wickham (2017) Longitudinal predictors of relationship dissolution among same-sex and heterosexual couples. *Couple and Family Psychology: Research and Practice*, 6(4): 247-257. doi: 10.1037/cfp0000091
- Bentler, Peter M. (1990) Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2): 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Browne, Michael W. and Robert Cudeck (1993) Alternative ways of assessing model fit. In Kenneth A. Bollen and Jeff Scott Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park: Sage.
- Byrne, Barbara M. (1994) *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows: Basic concepts, applications, and programming*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Ceglarek, Peter J. D., Lynae A. Darbes, Rob Stephenson, and Jose Arturo Bauermeister (2017) Breakup-related appraisals and the psychological well-being of young adult gay and bisexual men. *Journal of Gay & Lesbian Mental Health*, 21(3): 256-274. doi: 10.1080/19359705.2017.1293579
- Cheung, Gordon W. and Roger B. Rensvold (2002) Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2): 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Cramer, Robert J., Alixandra C. Burks, Frank D. Golom, Caroline H. Stroud, and James L. Graham (2017) The lesbian, gay, and bisexual identity scale: Factor analytic evidence and associations with health and well-being. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 50: 71-88. doi: 10.1080/07481756.2017.1325703
- Doyle, David Matthew and Lisa Molix (2015) Social stigma and sexual

- minorities' romantic relationship functioning: A meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 41(10): 1363-1381. doi: 10.1177/0146167215594592
- Fornell, Claes and David F. Larcker (1981) Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1): 39-50. doi: 10.2307/3151312
- Hair, Joseph F., William C. Black, Barry J. Babin, Rolph E. Anderson, and Ronald L. Tatham (2009) *Multivariate data analysis* (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hatzenbuehler, Mark L., Anna Bellatorre, Yeonjin Lee, Brian K. Finch, Peter Muennig, and Kevin Fiscella (2014) Structural stigma and all-cause mortality in sexual minority populations. *Social Science & Medicine*, 103: 33-41. doi: 10.1016/j.socscimed.2013.06.005
- Herek, Gregory M., Jeanine C. Cogan, Joseph R. Gillis, and Eric K. Glunt (1997) Correlates of internalized homophobia in a community sample of lesbians and gay men. *Journal of the Gay and Lesbian Medical Association*, 2(1): 17-25.
- Jaspal, Rusi (2015) The experience of relationship dissolution among British South Asian gay men: Identity threat and protection. *Sexuality Research and Social Policy*, 12(1): 34-46. doi: 10.1007/s13178-014-0175-4
- Kendra, Matthew S. and Jonathan J. Mohr (2008) Development of the lesbian, gay, and bisexual identity scale. Paper presented at the annual meeting of the American Psychological Association, Boston, MA., August 14-17.
- Lazarus, Richard S. and Susan Folkman (1984) *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer Publish.
- Lewis, Lou A. (1984) The coming-out process for lesbians: Integrating a stable

- identity. *Social Work*, 29(5): 464-469. doi: 10.1093/sw/29.5.464
- Little, Todd D. (1997) Mean and covariance structures (MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behavioral Research*, 32(1): 53-76. doi: 10.1207/s15327906mbr3201\_3
- MacCallum, Robert Charles and Sehee Hong (1997) Power analysis in covariance structure modeling using GFI and AGFI. *Multivariate Behavioral Research*, 32(2): 193-210. doi: 10.1207/s15327906mbr3202\_5
- Meyer, Ilan H. (2003) Prejudice, social stress, and mental health in lesbian, gay, and bisexual populations: Conceptual issues and research evidence. *Psychological Bulletin*, 129(5): 674-697. doi: 10.1037/0033-2909.129.5.674
- Mohr, Jonathan J. and Christopher A. Daly (2008) Sexual minority stress and changes in relationship quality in same-sex couples. *Journal of Social and Personal Relationships*, 25(6): 989-1007. doi: 10.1177/0265407508100311
- Mohr, Jonathan J. and Ruth E. Fassinger (2000) Measuring dimensions of lesbian and gay male experience. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 33(2): 66-90. doi: 10.1037/t07099-000
- Mohr, Jonathan J. and Ruth E. Fassinger (2006) Sexual orientation identity and romantic relationship quality in same-sex couples. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32(8): 1085-1099. doi: 10.1177/0146167206288281
- Mohr, Jonathan J. and Matthew S. Kendra (2011) Revision and extension of a multidimensional measure of sexual minority identity: The lesbian, gay, and bisexual identity scale. *Journal of Counseling Psychology*, 58(2): 234-245. doi:10.1037/a0022858
- Ogolsky, Brian G. and Christine R. Gray (2016) Conflict, negative emotion, and reports of partners' relationship maintenance in same-sex couples. *Journal*

- of Family Psychology*, 30(2): 171-180. doi:10.1037/fam0000148
- Otis, Melanie D, Sharon S. Rostosky, Ellen D. B. Riggle, and Rebecca Hamrin (2006) Stress and relationship quality in same-sex couples. *Journal of Social and Personal Relationships*, 23(1): 81-99. doi: 10.1177/0265407506060179
- Pepping, Christopher A., Timothy J. Cronin, W. Kim Halford, and Anthony Lyons (2019) Minority stress and same-sex relationship satisfaction: The role of concealment motivation. *Family Process*, 58(2): 496-508. doi: 10.1111/famp.12365
- Schmitt, Neal and Goran Kuljanin (2008) Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review*, 18(4): 210-222. doi: 10.1016/j.hrmr.2008.03.003
- Schumacker, Randall E. and Richard G. Lomax (2004) *A beginner's guide to structural equation modeling*. New York: Psychology Press.
- Shieh, Wen-Yi (2016) Why same-sex couples break up: A follow-up study in Taiwan. *Journal of GLBT Family Studies*, 12(3): 257-276. doi: 10.1080/1550428X.2015.1057887
- Szymanski, Dawn M. and Ayse S. Ikizler (2013) Internalized heterosexism as a mediator in the relationship between gender role conflict, heterosexist discrimination, and depression among sexual minority men. *Psychology of Men & Masculinity*, 14(2): 211-219. doi: 10.1037/a0027787
- Tunnell, Gil (2006) An affirmational approach to treating gay male couples. *Group*, 30(2): 133-151.
- Van Eeden-Moorefield, Brad, Christopher R. Martell, Mark Williams, and Marilyn Preston (2011) Same sex relationships and dissolution: The connection between heteronormativity and homonormativity. *Family Relations*, 60(5):

562-571. doi: 10.1111/j.1741-3729.2011.00669.x

Vitaliano, Peter P. (1991) *Revised ways of coping checklist (RWCCCL) and appraisal dimensions scale (ADS) manual*. Seattle: University of Washington.

Vitaliano, Peter P., Joan Russo, John E. Carr, Roland D. Maiuro, and Joseph Becker (1985) The ways of coping checklist: Revision and psychometric properties. *Multivariate Behavioral Research*, 20(1): 3-26. doi: 10.1207/s15327906mbr2001\_1

Wiik, Kenneth A., Ane Seierstad, and Turid Noack (2014) Divorce in Norwegian same-sex marriages and registered partnerships: The role of children. *Journal of Marriage and Family*, 76(5): 919- 929. doi: 10.1111/jomf.12132

#### ◎作者簡介

曾秀雲（通訊作者），實踐大學家庭研究與兒童發展學系兼任助理教授。專長領域與研究興趣主要在家庭社會學與性別相關議題。近期參與的研究計畫包括探討伴侶信任修復與重建之研究、台灣愛情依戀測驗的發展、台灣父母親職經驗調查等。教授的科目包含社會研究方法、進階社會統計、質性研究、社會學。

謝文宜，實踐大學家庭研究與兒童發展學系教授。專長領域與研究興趣為家庭諮商、親密關係與同志伴侶相關議題研究。近期參與的研究計畫主要探討伴侶信任修復與重建之研究、華人親密信任的量表編制等。教授的科目包含婚姻與家庭、家庭諮商、諮商與心理治療技術。

〈聯絡方式〉

Email: shelly.tw@gmail.com



## **A Study of Adjustment after LGB Break-Up: The Influence of External Stress and LGB Identity**

*Hsiu-Yun Tseng* Department of Family Studies and Child Development  
Shih Chien University

*Wen-Yi Shieh* Department of Family Studies and Child Development  
Shih Chien University

---

In recent years there have been an increasing number of studies on the impact of external sources of stress on LGB identity. However, these studies did not go further to examine the impact of external sources of stress and LGB identity on break-up adjustment, nor did they provide evidence or measurement of variation between LGB males and LGB females. This study used on-line questionnaires to find participants who approved of the importance of this study and were willing to share their experiences; had experienced same-sex relationships longer than six months; and had ended their relationships within a year. Two hundred and seventy-three participants (100 LGB males and 173 LGB females) were recruited. The research findings are: (1) LGB males and LGB females experience differences in their roles in the gender power structure, and they have obvious gender differences in their external stressors and LGB identity. For example, the external stress for LGB males in evading disclosure of their gay identity and in facing traditional marriage expectations is higher than for LGB females, and males' degree of internalization of homophobia is higher, too. (2) For both LGB males

and LGB females, external stressors affect the LGB identity and break-up adjustment process. The LGB identity is found to be a full mediator between external stresses and positive break-up adjustment. The results provide support for the sexual minority stress model. The external stresses directly influence negative break-up adjustment. The LGB male's identity has a stronger impact on positive break-up adjustment than does the LGB female's identity.

**Keywords:** same-sex couples, external stresses, LGB identity, break-up adjustment