

社交焦慮者的解釋性偏誤——以「句詞關聯作業」進行探討

賴怡臻 馮雅群 許文耀

研究目的：本研究欲驗證經過修改後的「句詞關聯作業(sentence word association paradigm, SWAP)」此一實驗派典，嘗試以此作業探討社交焦慮者的解釋性認知偏誤歷程。**研究方法：**本研究選取86名高社交焦慮與59名低社交焦慮之大學校內學生，所有受試者皆完成句詞關聯作業和七份有關社交焦慮、情緒、解釋性偏誤之量表。採用變異數分析與相關分析進行探討。**研究結果：**本研究發現SWAP的反應時間結果顯現高社焦組接受良善的反應時間顯著地高於低社焦組，高社焦組拒絕威脅的反應時間顯著地高於低社焦組；而在接受百分比率上，高社焦組比低社焦組具有較多的威脅解釋偏誤及較少的正向解釋偏誤。組內比較方面，於組內比較時，低社焦組拒絕威脅句詞顯著比拒絕良善句詞快，然而，高社焦組的拒絕威脅或良善句詞配對的反應時間沒有差別。此外，相關分析的結果顯示，於社交句型中，當受試者的社交焦慮程度越高，其於SWAP中的社交威脅解釋偏誤程度越高、社交良善解釋偏誤程度越低。**研究結論：**針對社交焦慮者的解釋性偏誤情形，建議未來研究可考慮將句詞關聯作業進一步應用於輔助性評估工具。

關鍵詞：社交焦慮、解釋性偏誤

賴怡臻：為恭紀念醫院臨床心理師；國立政治大學心理學系碩士；專長領域與研究興趣為焦慮者的認知歷程、認知偏誤訓練。

馮雅群：倫敦國王學院心理系博士生；國立政治大學心理學系碩士；專長領域與研究興趣為焦慮者的認知歷程、認知偏誤訓練。

許文耀：國立政治大學心理學系教授；國立臺灣大學心理學系博士；專長領域與研究興趣為臨床心理學、健康心理學、腫瘤心理學。(通訊作者；E-mail: hsu@nccu.edu.tw)

收稿：2018年1月7日；接受：2018年6月24日。

一、緒 論

社交焦慮的心理病理模式認為社交焦慮者扭曲的負向社交基模與訊息處理偏誤，是影響其社交畏懼的兩個關鍵因素(Beck, Emery, & Greenberg, 1985; Clark & Wells, 1995; Rapee & Heimberg, 1997)。相較於一般人，社交焦慮者在面對社交情境時，經常對威脅訊息具有選擇性注意及提取偏好，並且傾向將原本為中性、模糊的社交事件賦予威脅性解釋，此負向的解釋偏好與其過去形成的固有社交基模有關(Beck et al., 1985)。失能的認知基模促使社交焦慮者對潛在的負向社交訊息過度敏感，導致其錯誤判定威脅警報的機率大幅提高，亦即容易將不具威脅的事件判定為具有威脅(Constans, Penn, Ihen & Hope, 1999)。當威脅性的偏誤解釋形成，不僅激發個體面對威脅時的害怕與焦慮感受，更使其持續「意識到」自己正處於社交威脅當中(Clark & Wells, 1995)。

回顧過去測量社交焦慮者解釋性偏誤情形，早期的研究多以自陳報告的角度了解個體的解釋性偏誤，例如自陳式模糊情境解釋量表(ambiguous situations paradigm) (Amir, Foa, & Coles, 1998a; Huppert, Pasupuleti, Foa & Mathews, 2007)，大多顯示社交焦慮者比非社交焦慮者更傾向賦予模糊性社交情境負向的解釋意涵，但有些研究顯示社交焦慮者缺乏正向解釋(Constans et al. 1999)，也有些研究顯示社交焦慮者同時呈現較多的負向解釋及缺乏正向解釋(Huppert, Foa, Furr, Filip & Mathews, 2003; Huppert et al, 2007; Vassilopoulos, 2006)。然而，MacLeod與Cohen(1993)注意到反應時間資料所呈現的解釋性偏誤歷程可能同等重要，故首先嘗試透過受試者對不同價性解釋的閱讀時間長短進行初步探討，隨後便有越來越多學者針對反應時間歷程設計相關實驗派典，例如歧義詞(homographs) (Amir, Foa & Coles, 1998b; Jalal & Amir, 2014)、文法／詞彙判斷作業(grammatical / lexical decision task) (Hirsch & Mathews, 1997; Hirsch & Mathews, 2000)。不過，採用反應時間資料作為評量指標的作業，所得出的結果如同自陳報告的結果，也不一致，例如在不同的歧義詞研究中，社交焦慮者面對與歧義詞之社交威脅意涵相對應的目標詞彙，其判斷的反應時間顯著較慢(Jalal & Amir, 2014)，顯示社交焦慮症患者面對歧義詞促發時，會因警覺-逃避

(vigilance-avoidance)的來處理威脅訊息特性，而抑制社交威脅意義；即使採用警覺-逃避的觀點，Amir等人(1998b)發現社交恐懼症患者會快速對社交威脅訊息做出反應，之後再抑制該社交威脅訊息。但是，Hirsch與Mathews(2000)同樣以社交恐懼症患者為樣本，由文法／詞彙判斷作業所得出的結果，則發現非社交焦慮者判斷良善性目標詞彙的速度較快，社交焦慮者無論判斷威脅或良善性目標詞彙的速度卻無顯著差異。由上述結果來看，社交焦慮者的解釋性偏誤是否具有過多的負向解釋性偏誤，尚不一致。有關社交焦慮者的解釋性偏誤不一致情形，其原因可能與作業設計或研究對象不同有關(Amir et al, 1998b; Jalal & Amir, 2014)。

面對上述狀況，Beard與Amir(2009)認為區分社交焦慮者的解釋性偏誤，究竟是較多的負向解釋偏誤還是缺乏正向解釋偏誤，對有關從認知理論論述社交焦慮的心理病理是重要的，雖然過去有學者認為負向解釋偏誤或是缺乏正向解釋偏誤是兩個不同的構念(Huppert et al. 2003)，但是過去的研究鮮少同時納進負向及正向解釋與自陳報告及反應時間的評估，因此較難瞭解社交焦慮者的解釋性偏誤型態為何，並進行較全面的探討。再者，Beard與Amir(2009)認為過去測量解釋性偏誤的研究派典，大多無法直接測量到社交焦慮者在未進入社交情境以前，原先固有的認知信念是如何影響其後續面對模糊社交情境的解釋傾向。因為Clark與Wells(1995)的社交焦慮認知模式，強調個體社交基模對於賦予情境解釋的影響。

為了改善這些測量的缺點，Beard與Amir(2009)發展了詞句關聯作業(Word Sentence Association Paradigm, WSAP)，此作業先呈現詞彙(威脅或良善性)，接著出現模糊情境短句，讓受試者判斷此詞彙與短句間的關聯性，並測量受試者判斷的反應時間。因此，在此作業中，不僅可同時收集自陳報告資料(亦即接受／拒絕詞彙與短句具有關聯的比率)與反應時間，亦可同時測量威脅或良善性解釋偏誤。更重要的是，Beard與Amir(2009)認為WSAP先呈現促發詞彙而後呈現情境短句的程序，可在一開始利用詞彙促發受試者的固有信念或基模，而後測量其進入模糊社交情境時，所展現的解釋傾向，這是過去研究派典較少考量的。Beard與Amir的研究結果指出，高社會焦慮者在社交短句中，顯著地比低社會焦慮者有更快的接受威脅反應時間及較慢的拒絕威脅反應時間，顯示高社會焦慮者具有威脅的解釋性偏誤。同時，高社

會焦慮者顯著地比低社會焦慮組有更快的拒絕良善性反應時間及較慢的接受良善性反應時間，顯示高社會焦慮者也缺乏良善性的解釋性偏誤。於接受百分比率上，社交焦慮者顯著地比低社會焦慮組有較多的接受威脅解釋比率與較少的接受良善性解釋的比率。這樣的結果指出社交焦慮者同時具有威脅的解釋性偏誤以及較缺乏正向解釋偏誤。Amir、Prouvost及Kuckertz(2012)採用相同作業對罹患社會焦慮症患者進行探討，研究結果發現社會焦慮症患者顯著地比控制組缺乏正向解釋偏誤的反應時間型態及較少的接受良善性解釋的比率，而這兩組受試者在社交句子中，接受／拒絕威脅詞彙的反應時間不具顯著差異。Dryman與Heimberg(2015)接續的研究則是將WSAP中良善性詞彙的中性詞彙拿掉，僅存有正向詞彙，以大學生為樣本，結果顯示社會焦慮者具有較多顯著的負向解釋性偏誤，但其正向解釋性偏誤與正常組不具顯著差異。

由此可見，關於使用WSAP的研究，其研究結果至目前為止並未一致。為何如此？

WSAP先呈現解釋詞彙接著再出現模糊情境短句的作業程序，所關注的是社交焦慮者在未進入模糊性社交情境以前，固有認知信念受到促發所帶來的後續解釋效果。此種程序不同於大多數實驗派典關注個體面臨模糊社交情境時，會出現何種解釋傾向。縱使WSAP與其他實驗派典都欲驗證社交焦慮者的解釋傾向，Beard與Amir(2009)則強調WSAP的設計更符合Clark與Wells(1995)的社交焦慮認知模式。不過，在Clark與Wells的社交焦慮認知模式中，指出社交焦慮者進入社交情境後，易激發其社交信念與假設，接著引發一連串不適應的生理、心理及認知反應，此處強調個體「進入社交情境」是啟動社交焦慮的重要關鍵起始點。而模糊情境本身所具有的不確定性，會促發個體內在多種解釋意涵的競爭，而後於認知基模中居強勢地位的解釋偏向，會主導個體對所面對的模糊情境之解釋(Amir & Foa, 2001)。本研究認為在WSAP中，先呈現具有價性的詞彙，再出現模糊情境短句，此種操弄未必能符合Clark與Wells的觀點，因為模糊情境本身所具有的不確定性亦可促發個體與社交相關的認知基模或信念，不見得只有先呈現具價性的詞彙才能促發。

過去測量社會焦慮者的大多數作業都是事先呈現社交情境或是促發字，此類作

業程序符合語意促發作業(semantic priming task)的要求(McNamara, 2005)。語意促發作業不要求受試者需先報告促發項的解釋，此種操弄可讓研究者內隱地偵測個體對模糊社交情境或是促發字之可能解釋傾向，在後續呈現之目標字判斷上的影響。因此，受試者判斷作業目標字的反應時間或自陳與促發項有無關聯，均可反映出受試者對促發項的解釋。如果作業除了測量受試者的反應時間，又能測量目標字與模糊社交情境間的關聯性，亦即語意相關決策(semantic relatedness decision, Sears, Bisson & Nielsen, 2011)，便是最常使用探討模糊語意解決(semantic ambiguity solution)的研究作業(Gottlob, Goldinger, Stone & Van Orden, 1999; Rodd, Davis & Johnsrude, 2005)。過去使用歧異詞及文法／詞彙判斷作業的研究派典來探討社交焦慮者的解釋性偏誤，就是屬於模糊語意解決的研究作業之一。WSAP也符合模糊語意解決的研究作業，但其比歧異詞及文法／詞彙判斷作業的優勢在於，可以同時測量自陳報告及反應時間的評估。

Beard與Amir(2009)認為其研究結果可再進一步接受檢驗，因為在WSAP設計為符合Clark與Wells(1995)的社交焦慮認知模式中，有關詞彙促發受試者的固有信念或基模的觀點，因此於WSAP同時包含威脅與良善性兩種詞價的促發，探討不同詞價促發所帶來的解釋偏誤影響。Beard與Amir建議可嘗試將實驗程序修改成先出現模糊情境短句，再出現情價詞彙，而後讓受試者判斷關聯反應，而加以驗證社交焦慮者的解釋性偏誤(Beard & Amir, 2009, p. 412)。由此說明，促發受試者的固有信念或基模的觀點是影響社交焦慮者的解釋性偏誤之重要因素。

最後，本研究認為WSAP的程序有個限制，就是此程序所測得之反應時間無法確定是否僅表徵受試者判斷文字與句子關聯性的歷程。因為在WSAP中，由於各模糊情境短句的長度不一，為控制受試者閱讀短句的時間，要求受試者於閱讀完短句後立刻按空白鍵，緊接著馬上做出文字與句子是否相關聯的反應，其反應時間由按下空白鍵後開始起算，直至受試者做出相關聯反應為止。此處所獲得的反應時間資料事實上未能釐清是否只涉及個體判斷詞彙與短句之間關聯性的速度，還是額外包含其閱讀理解模糊情境短句意涵的時間。

基於上述理由，本研究將Beard與Amir(2009)之WSAP進程序上的修改，首

先呈現模糊情境短句，而後再呈現威脅或良善性解釋性詞彙，使得測量歷程更為符合過往的理論基礎，並將此新的實驗派典命名為「句詞關聯作業(Sentence Word Association Paradigm, SWAP)」。相較於過去在同個作業中，只能獲得單一類型評量指標的自陳式模糊情境解釋量表、歧義詞及文法／詞彙判斷作業，SWAP如同WSAP可同時測量反應時間及自陳報告，並且分別在不同類型的評量指標下考量威脅偏誤及良善偏誤，這樣的設計有助於從更為全面性的角度，觀察社交焦慮者的解釋偏誤情形。除此之外，SWAP可克服WSAP中有關反應時間的內涵成分之疑慮，亦即若是進行本研究的SWAP，其反應時間可單純地呈現個體判斷詞彙與短句之間關聯性的速度。而SWAP符合過去語意促發的作業要求，則可進一步檢驗Beard與Amir的研究結果。

經由本研究將WSAP的作業程序修改為SWAP之後，依據過去研究曾發現社交焦慮組具有較多的負向解釋性偏誤，或者較少的正向解釋性偏誤，應可預測：1. 當社交焦慮者若具有負向解釋偏誤，高社交焦慮組應顯著比低社交焦慮組接受較多的威脅性解釋連結，並且在威脅性解釋連結反應時間上，高社交焦慮組應顯著比低社交焦慮組來得快。2. 當社交焦慮者若是缺乏正向解釋偏誤時，高社交焦慮組顯著接受較少良善性解釋連結，並且在良善性解釋連結的反應時間上，高社交焦慮組應顯著比低社交焦慮者更慢。

二、研究方法

(一) 研究對象

本研究以非臨床樣本之高、低社交焦慮者作為研究對象，來源為某國立大學之學生。本研究使用李氏社交焦慮量表自陳版(Liebowitz social anxiety scale-self report format, LSAS; Liebowitz, 1987)作為篩選工具，在課堂教師的協助下，於通識課程之課堂上進行團體施測，共獲得1,265份有效問卷，其中男性520人、女性745人。選取李氏社交焦慮量表總分前25%(LSAS總分26分以上)為高社交焦慮者、後25%(LSAS總分11分以下)為低社交焦慮者。受試者排除具自殺意念、物質使用以及其他精神病史

等的受試者。根據上述篩選條件，由填答結果中選取符合實驗條件者，透過電話或電子郵件的方式進行招募，最後總共有86名高社交焦慮者(男性33人、女性53人)與59名低社交焦慮者(男性31人、女性28人)¹志願參與正式實驗。高社交焦慮者平均年齡20.7歲，標準差1.74；低社交焦慮者平均年齡21.3歲，標準差1.82。

(二) 工具

1. 實驗材料

本研究徵求Beard與Amir的同意後，將其於2009年所設計的110個模糊性情境短句和220個解釋性詞彙進行翻譯。在110個情境短句中，68個短句屬於社交情境，42個短句則屬於非社交情境。每一個情境短句皆搭配兩個詞彙，詞彙對應於具有模糊性的情境短句，可分別產生威脅或良善兩種價性的解釋，其中良善可能指稱正向或中性意涵。

為檢驗翻譯過後的中文刺激屬性是否符合Beard與Amir(2009)原先的分類，邀請37位研究生與大學生，每人針對110組句詞配對(110個模糊性情境短句搭配其中一種解釋性詞彙)，依據「正負向性」和「社交性」兩個向度進行七點量尺評分。在「正負向性」的評估中，1代表非常負面的情緒感受、7代表非常正面的情緒感受；在「社交性」的評估中，1代表完全不具任何社交性、7代表非常強烈的社交性。統計分析之結果顯示，威脅句詞配對在「正負向性」的評分中顯著低於良善句詞配對($M_{威脅} = 2.58, SD_{威脅} = 0.50$ ； $M_{良善} = 5.04, SD_{良善} = 1.05$ ； $F(1, 218) = 486.65, p < .001$)，而社交句詞配對在「社交性」的評分中則顯著高於非社交句詞配對($M_{社交} = 4.60, SD_{社交} = 0.92$ ； $M_{非社交} = 2.79, SD_{非社交} = 0.80$ ； $F(1, 218) = 220.31, p < .001$)，兩者皆與本研究要求相符。

依照研究需求，進一步將研究材料隨機拆解為A、B兩個版本，每一版本包含55個模糊性情境短句(34個社交情境、21個非社交情境)與其各自搭配的兩個解釋性詞彙，共形成110組句詞配對。

1 本研究之所以在高社交焦慮組收集較多的參與者，是為了使這群參與者能繼續參與解釋性偏誤改善介入效果的研究。

在不同的情境短句與解釋詞彙配對中，本研究檢驗A、B兩版本刺激材料在「正負向性」、「社交性」的差異性，結果指出A、B兩版本間的刺激屬性，無論是在社交、非社交短句中的威脅詞彙之正負向性($t(66) = 1.27, .21, ps > .05$)和社交性($t(66) = .08, .88, ps > .05$)，以及在社交、非社交短句中的良善詞彙之正負向性($t(66) = .69, -.08, ps > .05$)和社交性($t(66) = -.03, -.87, ps > .05$)，均無顯著差異，因此A、B兩版本可視為具有同樣特性的實驗材料。

2. 句詞關聯作業(SWAP)

SWAP每一嘗試次之程序包含四個步驟：第一，螢幕正中央呈現500毫秒之「+」凝視點，該凝視點指示受試者須將注意力集中於畫面中心並做好準備，刺激將要出現。第二，螢幕中央呈現一行模糊性情境短句，直到受試者閱讀完畢並按下「空白鍵」之後，該短句才會消失。第三，緊接著情境短句消失，螢幕中央呈現一個解釋性詞彙(帶有威脅或良善意涵)，受試者須立刻判斷該詞彙與先前出現的短句之間是否有關聯，並以鍵盤上的「F」、「J」兩個按鍵作出反應(兩個按鍵對應有、無關聯，兩者對抗平衡)。第四，受試者作出反應後，螢幕呈現1000毫秒的空白畫面作為嘗試次間的時間，而後下一個嘗試次開始(程序範例如圖1)。整個作業執行的過程

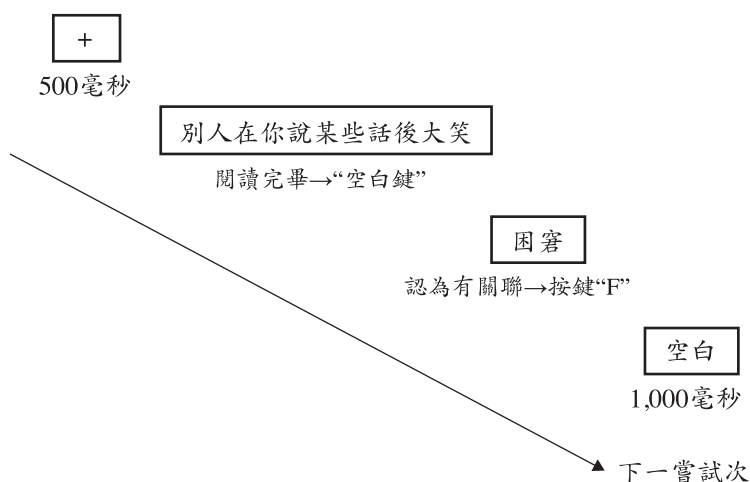


圖1 句詞關聯作業之單一嘗試次程序範例

中，受試者被要求進行自我參照，想像自己身處於短句所描述的情境中，以最直覺的感受作出判斷與反應。本作業以RGB(180, 180, 180)灰色背景為底，純黑色20號標楷體呈現刺激。

SWAP有A、B兩種版本，每一版本包含20個練習嘗試次與110個正式嘗試次，亦即由55個模糊性情境短句與其各自搭配的兩個解釋性詞彙所組成。A、B兩種版本各自隨機呈現給受試者進行，SWAP完成時間約十分鐘。

3. 量表與問卷

(1)李氏社交焦慮量表自陳版(Liebowitz Social Anxiety Scale-self report format, LSAS-SR; Liebowitz, 1987)

由24種社交情境所構成，包含11種社交互動情境(個體與他人進行社交互動，例如「與權威人士說話」、「與陌生人會面」)與13種社交表現情境(個體在社交場合中受到觀察，例如「在公眾場合講電話」、「在觀眾面前表演或發表演說」)。量表採四點式量尺評量，評估個體對社交情境害怕或焦慮的程度(分數0代表一點也不害怕、分數3代表非常害怕)與對社交情境的逃避頻率(分數0代表從未逃避、分數3代表經常逃避)。

過去相關研究亦經常採用LSAS-SR評估個體社交焦慮情形(Amir et al, 2012; Beard, Weisberg & Amir, 2011)，研究結果顯示，臨床施測與自陳式兩版本之李氏社交焦慮量表具有相似的心理計量特性與良好的信效度，彼此相關高達 .85(Baker, Heinrichs, Kim, & Hofmann, 2002; Fresco et al, 2001)。

本研究將英文版LSAS-SR進行中文化，並針對本研究145名受試者的填答結果予以進行信度分析，發現整體量表之Cronbach's α 為 .95，內部一致性良好。

(2)負向評價恐懼量表(Fear of Negative Evaluation Scale, FNE; Leary, 1983)

FNE是經常被用來測量社會焦慮傾向的量表之一，主要是針對社會焦慮個體容易擔憂自己會得到他人負向評價的特性，該量表共包含30個題項。所有題項都是以五點量尺作答，1代表「完全不符合」，5則代表「非常符合」。FNE的內部一致性(KR-20)達 .94，間隔四週後的再測信度為 .78(Watson & Friend, 1969)，過去研究指出FNE具有良好的內部一致性信度(Cronbach's α = .88~ .97)以及建構效度(Collins,

Westra, Dozois, & Stewart, 2005; Rodebaugh et al, 2004)。中文版FNE之Cronbach's α 為 .91(劉瑞楨, 1998), 以本研究145名受試者的填答結果進行分析, 發現整體量表之Cronbach's α 為 .96, 顯示其具備良好的內部一致性。

(3) 社交迴避和苦惱量表(Social Avoidance and Distress Scale, SAD; Watson & Friend, 1969)

SAD測量個體主觀上想逃離社交情境的行為或動機(社交迴避, 例如「我竭力避免參加需要跟別人交際的場合」), 以及個體在社交情境下所經驗到的害怕、不安及焦慮感受(社交苦惱, 例如「我經常覺得社交場合令人不舒服」)。其中14題評估社交迴避, 另外14題評估社交苦惱, 各一半的題目為反向題。信度方面, SAD的內部一致性(KR-20)達 .96, 間隔四週後進行再測, 再測信度為 .68(Watson & Friend, 1969)。本研究採用楊宜音、張志學等譯(1997)中文版的SAD, 反應方式由原先的「是」、「否」改為五點式量尺評量, 分數從1(完全不符合)到5(完全符合)。中文版社交迴避和苦惱量表之Cronbach's α 為 .92(劉瑞楨, 1998), 以本研究145名受試者的填答結果進行分析, 發現整體量表之Cronbach's α 為 .97, 顯示其內部一致性相當良好。

(4) 情境特質焦慮量表(State Trait Anxiety Inventory, STAI; Spielberger, Gorsuch & Lushene, 1970)

STAI分為情境焦慮與特質焦慮兩個次量表, 各包括20個敘述句, 採五點式量尺評量, 分數從1(完全不符合)到5(完全符合), 總分越高者代表其焦慮程度越高。情境焦慮量表(STAI-S)測量個體於特定時間或情境下, 主觀所知覺到的緊張、憂慮、焦急及擔心等感受, 為一種會隨時間不同而變化的暫時性情緒狀態; 特質焦慮量表(STAI-T)則測量個體於一般情況下, 知覺到焦慮相關感受或症狀的頻率, 屬於一種較為穩定的焦慮情緒傾向。

本研究採用由鍾思嘉首先進行翻譯並加以修訂之中文版情境特質焦慮量表, 在鍾思嘉與龍長風(1984)的研究中指出, 中文版之兩個次量表皆具備良好的再測信度與內部一致性, 情境焦慮量表再測信度為 .74、Cronbach's α 為 .90, 特質焦慮量表再測信度為 .76、Cronbach's α 為 .86。針對本研究145名受試者的填答結果進行分析, 發現情境焦慮量表的Cronbach's α 為 .93, 特質焦慮量表的Cronbach's α 為 .90, 內部一致性良好。

(5)貝克憂鬱量表第二版(Beck Depression Inventory-2nd Edition, BDI-II; Beck, Steer & Brown, 1996)

BDI-II根據精神疾病診斷與統計手冊第四版(Diagnostic and statistical manual of mental disorders-4th ed, DSM-IV) (American Psychiatric Association, 1994)所列舉診斷憂鬱疾患之各項準則進行編制而成，適用於評估13歲以上青少年與成人近兩週內之憂鬱症狀程度。BDI-II有21組題目，每組題目均有四個依嚴重程度排列之選項，根據選項程度之輕重給予0到3分，個體需自各組敘述句中選出與自身最相符之句子。本研究採用陳心怡(2000)所翻譯之中文版量表，整體量表之Cronbach's α 為 .94，折半信度為 .91，具備良好的內部一致性(盧孟良、車先蕙、張尚文與沈武典，2002)。本研究針對145名受試者的填答結果進行分析，發現整體量表之Cronbach's α 為 .89，內部一致性良好。

(6)模糊社交情境解釋問卷(Ambiguous Social Situations Interpretation Questionnaire, ASSIQ; Stopa & Clark, 2000)

ASSIQ測量個體對於模糊社交情境的負向解釋性偏誤，包含24個題組，每個題組由一個模糊情境敘述句與三個可能解釋選項構成。其中14個題組的模糊情境敘述句與社交相關(例如「你進到一家商店而店員忽略你」)，另外10個題組則不具社交性(例如「你突然覺得肚子痛」)。三個可能的解釋選項中，一個選項為負向解釋，另外兩個則為非負向解釋，受試者根據最先浮現於心中的想法，對三個解釋選項進行可能性排序。每個題組根據負向解釋選項的排序給予分數(負向解釋排序第一給予3分，排序第二給予2分，排序第三給予1分)。最後總和各題組的分數得到個體的負向解釋分數，總分越高代表受試者的負向解釋性偏誤程度越高。Kingsbury與Coplan(2016)的研究結果顯示，此份量表的Cronbach's α 為 .84。

本研究將Stopa與Clark(2000)所提供的英文版模糊社交情境解釋問卷進行中文化，而後針對本研究145名受試者的填答結果予以進行信度分析，結果發現整體量表之Cronbach's α 為 .80，內部一致性良好。其中，社交次量表的Cronbach's α 為 .78，非社交次量表的Cronbach's α 為 .61。

(7)短句解釋問卷第二版(Sentence Interpretation Questionnaire-2nd edition, SIQ-II; Huppert et al., 2007)

SIQ-II測量個體面對模糊社交情境的解釋性偏誤情形。由16種社交情境短句構成，每個情境短句的最後一個詞彙決定該情境句的解釋價性為正向或負向，例如「搭電梯時有些人盯著你看，是因為他們認為你很有魅力(正向)／奇怪(負向)」，故整份問卷包括32個敘述句。受試者想像自己身處於該情境，對每個敘述句進行可能性評分，採十點式量尺評量，分數從1(一點也不可能)到10(絕對有可能)。根據不同價性敘述句的評分進行加總，可獲得正向解釋性偏誤分數與負向解釋性偏誤分數，分數越高代表受試者具有越高該解釋價性的傾向。

本研究將Huppert等人(2007)所提供的英文版短句解釋問卷進行中文化，但過去國外的研究並未對此量表進行內部一致性的信度分析，而後針對本研究145名受試者的填答結果予以進行信度分析，結果發現正向解釋次量表的Cronbach's α 為 .87、負向解釋次量表的Cronbach's α 為 .89，兩者之內部一致性皆良好。

(三)資料分析

所有資料皆採用Microsoft Excel試算表軟體進行整理，並以IBM SPSS Statistics 22軟體進行統計分析。

研究將以本ANCOVA分析SWAP之各種實驗情況的平均反應時間資料及接受百分比率，並利用相關分析瞭解以全部受試為對象，其正、負向解釋偏誤分數與接受威脅、良善兩種解釋價性百分比率的關係，以及威脅／良善偏誤分數、接受威脅／良善百分比率與自陳式量表的關係。

三、研究結果

為求閱讀方便，本研究於結果與討論時，以「高社交焦慮 = 高社焦」、「低社交焦慮 = 低社焦」來簡稱說明。

高、低社焦兩個組別在性別($X^2(1) = 2.85, p > .05$)與年齡($t(143) = 1.96, p > .05$)上未有顯著差異，顯示兩個組別在背景資料的組成上彼此相似。

本研究針對高、低社焦組的各量表與問卷分數(原始資料如表1所示)進行 t 檢定。由表1的分析結果可知，高社焦組的社交焦慮(LSAS、SAD、FNE)、特質焦慮(STAI-t)、情境焦慮(STAI-s)及憂鬱(BDI-II)程度皆顯著較低社焦組來得高。其中，為了避免憂鬱程度成為解釋性偏誤資料分析的干擾因素，故將「憂鬱程度(BDI-II分數)」納入為後續分析的共變項。至於解釋性偏誤的部分，高社焦組的ASSIQ-soc、ASSIQ-non及SIQ-n分數皆顯著高於低社焦組，而SIQ-p的分數則顯著低於低社焦組。此處顯示相較於低社焦組，高社焦組具有較高程度的負向解釋性偏誤與較低程度的正向解釋性偏誤。

表1 高、低社焦組的各量表與問卷原始資料以及組間 t 檢定統計量

	高社焦組($n = 86$)		低社焦組($n = 59$)		t 值
	M (SD)		M (SD)		
LSAS	33.91	(6.84)	8.12	(4.32)	25.64***
SAD	90.40	(14.60)	52.95	(11.95)	16.30***
FNE	113.83	(14.06)	82.86	(19.69)	11.05***
STAI-t	60.90	(9.64)	46.47	(11.00)	8.35***
STAI-s	50.86	(11.64)	38.19	(10.19)	6.77***
BDI-II	11.10	(7.66)	6.02	(5.35)	4.42***
ASSIQ-soc	25.72	(4.64)	20.80	(4.63)	6.28***
ASSIQ-non	15.66	(3.24)	13.47	(2.73)	4.25***
SIQ-p	82.16	(18.13)	107.00	(17.54)	8.21***
SIQ-n	69.06	(18.68)	44.12	(15.88)	8.38***

所有檢定之自由度 df 皆為143。

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

註：LSAS = 李氏社交焦慮量表；SAD = 社交迴避和苦惱量表；FNE = 負向評價恐懼量表；STAI-t = 特質焦慮量表；STAI-s = 情境焦慮量表；BDI-II = 貝克憂鬱量表第二版；ASSIQ-soc = 模糊社交情境解釋問卷社交次量表；ASSIQ-non = 模糊社交情境解釋問卷非社交次量表；SIQ-p = 短句解釋問卷第二版正向解釋次量表；SIQ-n = 短句解釋問卷第二版負向解釋次量表

(一) SWAP指標

由前一章節可知A、B兩版本間的刺激屬性無顯著差異，本研究亦將此兩版本當為共變數，針對反應時間、解釋偏誤分數及接受率進行共變異數分析，所得結果與以下的分析之結果雖有些微差異(分析結果請見附錄)，但在主要關注的指標結果上兩者相當，因此本研究將A、B兩版本刺激材料的SWAP之指標合在一起計算。

SWAP總共分為三種指標，之中，「反應時間」為受試者於各個情況中，從詞彙呈現至做出反應之間所歷經的時間平均數，單位為毫秒。本研究為了避免極端值，參考過去相關文獻(Amir et al, 2012; Beard & Amir, 2009)以及本研究資料型態，進入分析以前先篩除小於50毫秒或大於3000毫秒之反應時間，最後共篩除約3.20%的資料。同時，遺漏值各自以所屬組別內之受試者於該情境下的總體序列平均反應時間進行替換。

「解釋偏誤分數」由反應時間計算而來，是為了去除反應時間的個體差異並更容易比較反應時間方面的解釋偏誤情形，將「拒絕威脅解釋反應時間」減去「接受威脅解釋反應時間」，形成「威脅偏誤分數」，分數越高表示受試者的威脅解釋偏誤情形越高(較容易接受威脅解釋而較困難拒絕威脅解釋)；將「拒絕良善解釋反應時間」減去「接受良善解釋反應時間」，形成「良善偏誤分數」，分數越高表示受試者的良善解釋偏誤情形越高(較容易接受良善解釋而較困難拒絕良善解釋)。

「接受百分比率」為受試者於各種句詞配對類型中，做出接受反應的百分比率，單位為%(例如受試者於十個社交型威脅句詞配對中，將六個配對判斷為有關聯，則其「接受社交威脅解釋百分比率」為60%)。

高、低社交焦慮兩組在三種指標的平均值與標準差，如表2所示。

1. 反應時間

在反應時間上，本研究實驗設計為 $2 \times 2 \times 2 \times 2$ 的四階混和設計，組間變項為「社交焦慮程度(高、低社焦組)」，組內重複變項為「句型(社交、非社交)」、「價性(威脅、良善)」及「反應型態(接受、拒絕)」，共變項為「憂鬱程度(BDI-II)」。

四階ANCOVA的分析結果顯示，在主要效果方面，句型($F(1,142) = 5.60, p < .05$)

表2 SWAP各指標資料統整

資料	句型	類別	高社焦組	低社焦組
			(<i>n</i> = 86)	(<i>n</i> = 59)
			<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)
反應 時間	社交	接受威脅	1234.71 (302.03)	1253.36 (251.67)
		拒絕威脅	1254.64 (341.93)	1049.85 (250.98)
		接受良善	1130.06 (307.89)	1002.51 (249.28)
		拒絕良善	1260.54 (318.41)	1294.40 (380.27)
	非社交	接受威脅	1159.37 (266.46)	1248.96 (298.13)
		拒絕威脅	1335.48 (374.62)	1142.53 (282.13)
		接受良善	1147.57 (271.72)	1060.42 (241.57)
		拒絕良善	1378.34 (386.87)	1320.09 (353.88)
解釋 偏誤 分數	社交	威脅偏誤分數	19.93 (232.41)	-203.51 (247.49)
		良善偏誤分數	130.48 (182.01)	291.89 (369.11)
	非社交	威脅偏誤分數	176.12 (287.81)	-106.43 (312.87)
		良善偏誤分數	230.77 (288.36)	260.48 (340.34)
接受 百分 比率	社交	接受威脅	44.46 (14.14)	24.83 (17.20)
		接受良善	63.27 (17.11)	82.50 (14.41)
	非社交	接受威脅	59.14 (15.94)	44.63 (20.39)
		接受良善	69.60 (16.68)	78.93 (16.85)

與反應型態($F(1,142)=31.24, p < .05$)皆達到顯著，表示受試者面對社交句型的反應時間普遍低於非社交句型，而做出接受反應的時間則顯著較做出拒絕反應的時間短。在二階交互作用方面，反應型態x社交焦慮($F(1,142)=10.38, p < .05$)、句型x價性($F(1,142)=4.50, p < .05$)、句型x反應型態($F(1,142)=10.97, p < .05$)以及價性x反應型態($F(1,142)=77.29, p < .05$)的交互作用皆達顯著；在三階交互作用方面，句型x價性x社交焦慮($F(1,142)=4.33, p < .05$)、句型x反應型態x社交焦慮($F(1,142)=6.61, p < .05$)以及價性x反應型態x社交焦慮($F(1,142)=25.45, p < .05$)的交互作用亦皆達顯著。其餘的主要效果或交互作用則均未達統計顯著性。

針對句型x價性x社交焦慮之三階交互作用進行後續分析，在組間比較上，本研究認為社交焦慮在社交情境易表現，因此將社交與非社交句型分開執行ANCOVA。在社交句型方面，未有主要效果達到顯著，但價性x社交焦慮的交互作用達到統計顯著性($F(1, 142) = 5.13, p < .05$)。事後比較的結果指出，高社焦組面對社交威脅的反應時間顯著地高於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 1244.68, M_{\text{低社焦}} = 1151.61; t(143) = 2.03, p < .05$)，但在社交良善的反應時間上，兩組不具顯著差異。同時，高社焦組面對社交威脅的反應時間顯著較面對社交良善來得長($M_{\text{社交威脅}} = 1244.68, M_{\text{社交良善}} = 1195.3; t(85) = 3.33, p < .01$)，但低社焦組於社交句型下兩種價性的反應時間沒有差異。至於在非社交句型方面，未有任何主要效果或交互作用達到顯著性。

由於本研究亦對高、低社焦組之組內差異感興趣，因此將高、低社焦組分開執行ANCOVA。在高社焦組中，主要效果均未達顯著，但句型x價性的交互作用具有統計顯著性($F(1, 84) = 8.44, p < .01$)。事後比較的結果顯示，高社焦組面對社交威脅的反應時間顯著地大於面對社交良善($M_{\text{社交威脅}} = 1244.68, M_{\text{社交良善}} = 1195.3$)，其在非社交良善的反應時間上，不同價性則不具顯著差異。同時，高社焦組在面對威脅句詞配對的不同句型上並不具差異，但在面對社交良善的反應時間上則顯著低於面對非社交良善($M_{\text{社交良善}} = 1195.3, M_{\text{非社交良善}} = 1262.96; t(85) = 3.54, p < .001$)。至於低社焦組，未有任何主要效果或交互作用達到統計顯著。

針對句型x反應型態x社交焦慮之三階交互作用，在組間比較上，本研究亦將社交與非社交句型分開執行ANCOVA。在社交句型方面，只有反應型態的主要效果達到顯著($F(1, 142) = 6.69, p < .05$)，其餘主要效果或交互作用則未達顯著性，受試者於社交句型底下做出接受反應的時間顯著地低於做出拒絕反應的時間。在非社交句型方面，反應型態的主要效果同樣達到顯著($F(1, 142) = 32.25, p < .001$)，受試者做出接受反應的時間顯著地低於做出拒絕反應的時間，此外，反應型態x社交焦慮的交互作用亦具統計顯著性($F(1, 142) = 13.30, p < .001$)。事後比較的結果顯示，高、低社焦兩組在非社交句型下做出接受反應的時間不具差異，但高社焦組在非社交句型底下做出拒絕反應的時間顯著地高於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 1356.91, M_{\text{低社焦}} = 1231.31; t(143) = 2.39, p < .01$)。

接著，探討高、低社焦組之組內差異情形。在高社焦組中，反應型態的主要效果顯著($F(1, 84) = 27.45, p < .001$)，高社焦組做出接受反應的時間普遍低於做出拒絕反應的時間。此外，句型 \times 反應型態之交互作用亦達顯著($F(1, 84) = 14.06, p < .001$)，進行事後比較，發現高社焦組在接受社交句型的反應時間顯著地高於接受非社交句型($M_{\text{接受社交}} = 1182.39, M_{\text{接受非社交}} = 1153.47; t(85) = 2.14, p < .05$)，但在拒絕社交句型的反應時間上則顯著地低於拒絕非社交句型($M_{\text{拒絕社交}} = 1257.59, M_{\text{拒絕非社交}} = 1356.91; t(85) = -5.01, p < .001$)。至於在低社焦組中，只有反應型態的主要效果達到顯著($F(1, 57) = 7.97, p < .01$)，其餘主要效果或交互作用皆未具顯著性，低社焦組做出接受反應的時間顯著地比做出拒絕反應的時間短。

針對價性 \times 反應型態 \times 社交焦慮之三階交互作用的後續分析，在組間比較上，本研究將接受與拒絕反應分開執行ANCOVA。在接受反應方面，價性的主要效果達到顯著($F(1, 142) = 93.78, p < .001$)，受試者接受威脅句詞配對的反應時間普遍高於接受良善句詞配對。同時，價性 \times 社交焦慮的交互作用亦達顯著($F(1, 142) = 18.64, p < .001$)，事後比較的結果指出，高、低社焦兩組在接受威脅的反應時間上不具差異，但高社焦組接受良善的反應時間顯著地高於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 1138.82, M_{\text{低社焦}} = 1031.47; t(143) = 2.42, p < .05$)。在拒絕反應方面，價性的主要效果達到顯著($F(1, 142) = 24.58, p < .001$)，社交焦慮的效果則為邊緣顯著($F(1, 142) = 3.87, p = .05$)，所有受試者拒絕威脅句詞配對的反應時間顯著地低於拒絕良善句詞配對，而高社焦組做出拒絕反應的時間顯著地高於低社焦組。價性 \times 社交焦慮的交互作用亦具統計顯著性($F(1, 142) = 13.27, p < .001$)，事後比較發現高社焦組拒絕威脅的反應時間顯著地高於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 1295.06, M_{\text{低社焦}} = 1096.19; t(143) = 3.82, p < .001$)，但兩組在拒絕良善的反應時間上則沒有差別。

高、低社焦組之組內差異情形，在高社焦組中，反應型態的主要效果顯著($F(1, 84) = 27.45, p < .001$)，高社焦組做出接受反應的時間顯著地低於做出拒絕反應的時間。此外，價性 \times 反應型態之交互作用亦達顯著($F(1, 84) = 27.81, p < .001$)，事後比較的結果指出，高社焦組接受威脅的反應時間顯著地高於接受良善的反應時間($M_{\text{接受威脅}} = 1197.04, M_{\text{接受良善}} = 1138.82; t(85) = 3.53, p < .001$)，但拒絕威脅

或拒絕良善的反應時間則不具差異。至於在低社焦組中，反應型態的主要效果達到顯著($F(1, 57) = 7.97, p < .01$)，低社焦組做出接受反應的時間普遍低於做出拒絕反應的時間。價性x反應型態之交互作用亦具統計顯著性($F(1, 57) = 38.94, p < .001$)，因此進行事後比較。結果發現低社焦組接受威脅的反應時間顯著高於拒絕威脅的反應時間($M_{\text{接受威脅}} = 1251.16, M_{\text{拒絕威脅}} = 1096.19; t(58) = 5.52, p < .001$)，而接受良善的反應時間則顯著低於拒絕良善的反應時間($M_{\text{接受良善}} = 1031.47, M_{\text{拒絕良善}} = 1307.25; t(58) = -7.84, p < .001$)。同時，低社焦組接受威脅的反應時間顯著地高於接受良善($M_{\text{接受威脅}} = 1249.67, M_{\text{接受良善}} = 1031.47; t(58) = 9.30, p < .001$)，但拒絕威脅的反應時間則顯著地低於拒絕良善($M_{\text{拒絕威脅}} = 1096.19, M_{\text{拒絕良善}} = 1284.75; t(58) = -5.68, p < .001$)。

2. 解釋偏誤分數

本研究採用ANCOVA分析解釋偏誤分數資料，威脅偏誤分數與良善偏誤分數分開進行。其中，組間變項為「社交焦慮程度(高、低社焦組)」，組內重複變項為「句型(社交、非社交)」，共變項為「憂鬱程度(BDI-II)」，因此實驗設計為2 x 2的二階混和設計。

在威脅偏誤分數的ANCOVA分析結果指出，社交焦慮($F(1, 142) = 36.27, p < .01$)與句型($F(1, 142) = 11.00, p < .01$)的主要效果皆達到統計顯著。高社焦組的威脅偏誤分數顯著大於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 98.03, M_{\text{低社焦}} = -154.97$)，而所有受試者在社交句型下的威脅偏誤分數顯著小於在非社交句型下的威脅偏誤分數($M_{\text{社交威脅}} = -91.79, M_{\text{非社交威脅}} = 34.85$)。至於二階交互作用則未具統計顯著性($F(1, 142) = 1.47, p > .05$)。

在良善偏誤分數的ANCOVA分析結果指出，社交焦慮與句型的主要效果皆未具統計顯著性，不過，句型x社交焦慮之二階交互作用達到顯著($F(1, 142) = 4.69, p < .05$)。故進行事後分析。組間比較方面，高社焦組於社交句型下的良善偏誤分數，顯著地小於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 130.48, M_{\text{低社焦}} = 291.89; t(143) = -3.49, p < .001$)，但在非社交句型下的良善偏誤分數，兩組不具顯著差異。至於組內比較方面，高社焦組在社交句型下的良善偏誤分數，顯著地小於在非社交句型下的良善偏誤分數($M_{\text{社交良善}} = 130.48, M_{\text{非社交良善}} = 230.77; t(85) = -2.96, p < .01$)，但低社焦組在兩種句型下的良善偏誤分數不具差異。

3. 接受百分比率

本研究採用ANCOVA分析SWAP在不同句型底下兩種價性配對的接受百分比率資料，其中，組間變項為「社交焦慮程度(高、低社焦組)」，組內重複變項為「句型(社交、非社交)」與「價性(威脅、良善)」，共變項為「憂鬱程度(BDI-II)」，故實驗設計為2 x 2 x 2的三階混和設計。

ANCOVA的分析結果指出，在主要效果方面，句型($F(1, 142) = 57.05, p < .001$)與價性($F(1, 142) = 204.83, p < .001$)達到統計顯著，顯示所有受試者接受社交句型的百分比率小於接受非社交句型，同時，接受威脅句詞配對的百分比率亦小於接受良善句詞配對。在二階交互作用上，價性x社交焦慮($F(1, 142) = 57.77, p < .001$)、句型x價性($F(1, 142) = 57.78, p < .001$)的交互作用顯著，在三階交互作用上，句型x價性x社交焦慮亦具有顯著性($F(1, 142) = 9.58, p < .01$)。

針對句型x價性x社交焦慮之三階交互作用進行後續分析，在組間比較上，本研究將社交與非社交句型分開執行ANCOVA。在社交句型方面，價性的主要效果達到顯著($F(1, 142) = 226.84, p < .001$)，受試者接受社交威脅句詞配對的百分比率普遍低於接受社交良善句詞配對。此外，價性x社交焦慮之交互作用亦達顯著性($F(1, 142) = 57.55, p < .001$)，故進行事後比較。結果發現高社焦組接受社交威脅的百分比率顯著地高於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 44.46, M_{\text{低社焦}} = 24.83; t(143) = 7.52, p < .001$)，但接受社交良善的百分比率則顯著地低於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 63.27, M_{\text{低社焦}} = 82.50; t(143) = -7.08, p < .001$)。在非社交句型方面，價性的主要效果顯著($F(1, 142) = 97.07, p < .001$)，受試者接受非社交威脅句詞配對的百分比率普遍低於接受非社交良善句詞配對。價性x社交焦慮之交互作用亦具統計顯著性($F(1, 142) = 32.67, p < .001$)，事後比較的結果指出，高社焦組接受非社交威脅的百分比率顯著地高於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 59.14, M_{\text{低社焦}} = 44.63; t(143) = 4.80, p < .001$)，但接受非社交良善的百分比率則顯著地低於低社焦組($M_{\text{高社焦}} = 69.6, M_{\text{低社焦}} = 78.93; t(143) = -3.30, p < .01$)。

高、低社焦組之組內差異情形，在高社焦組中，句型($F(1, 84) = 28.75, p < .001$)與價性($F(1, 84) = 55.88, p < .001$)的主要效果皆達顯著，高社焦組接受社交句型的百分比率顯著小於接受非社交句型，同時，接受威脅句詞配對的百分比率亦顯著小

於接受良善句詞配對，至於交互作用則未達顯著性。在低社焦組中，句型($F(1, 57) = 31.38, p < .001$)與價性($F(1, 57) = 129.92, p < .001$)的主要效果亦皆達顯著，低社焦組接受社交句型的百分比率顯著小於接受非社交句型，接受威脅句詞配對的百分比率亦顯著小於接受良善句詞配對。句型 \times 價性之交互作用具有統計顯著性($F(1, 57) = 44.33, p < .001$)，事後比較的結果顯示，低社焦組接受社交威脅的百分比率顯著地小於接受非社交威脅($M_{\text{社交威脅}} = 24.83, M_{\text{非社交威脅}} = 44.63; t(58) = -10.47, p < .001$)，但接受社交良善的百分比率則顯著地大於接受非社交良善($M_{\text{社交良善}} = 82.50, M_{\text{非社交良善}} = 78.93; t(58) = 2.38, p < .05$)。

(二) 相關分析——SWAP指標與量表的相關

本研究依循Beard與Amir(2009)的分析方式，亦探討經過修改後的SWAP，其作業指標與自陳式問卷間的相關，以瞭解SWAP各指標與社交焦慮、解釋性偏誤問卷的關聯。

由於社交句型部分之威脅偏誤分數與良善偏誤分數，以及接受威脅百分比率與接受良善百分比率的相關達到顯著($r = -.32, -.48, ps < .001$)，因此本研究以偏相關求取SWAP中威脅／良善偏誤指標與各量表間的相關。

由表3可知，在SWAP社交句型部分，控制了良善偏誤分數後，威脅偏誤分數與LSAS、SAD、FNE、ASSIQ-soc、ASSIQ-non及SIQ-n呈顯著正相關，與SIQ-p呈負相關；控制了威脅偏誤分數後，良善偏誤分數則與LSAS、SAD、FNE及ASSIQ-soc呈顯著負相關，與SIQ-p呈正相關。而控制了接受良善百分比率後，接受威脅百分比率與LSAS、SAD、FNE、ASSIQ-soc、ASSIQ-non及SIQ-n亦呈顯著正相關，與SIQ-p呈負相關；控制了接受威脅百分比率後，接受良善百分比率則與LSAS、SAD、FNE、ASSIQ-soc及ASSIQ-non呈顯著負相關，與SIQ-p呈正相關。此處的結果顯示當受試者的社交焦慮程度越高，無論在SWAP的反應時間或接受百分比率上，其社交威脅解釋偏誤的情形皆越高、社交良善解釋偏誤的情形則皆越低。同時，受試者在SWAP與自陳式問卷上的社交解釋傾向具有一致的表現，當SWAP的社交威脅解釋偏誤情形越高，其於自陳式問卷的負向社交解釋偏誤程度越高、正向社交解釋偏誤程度越低；

當SWAP的社交良善解釋偏誤情形越高，其於自陳式問卷的負向社交解釋偏誤程度越低、正向社交解釋偏誤程度越高。至於自陳式量表上的社交焦慮程度，普遍與SWAP社交方面之解釋偏誤指標彼此具有關聯性。

至於在SWAP非社交句型部分，由表3的結果整理可知，控制了良善偏誤分數後，威脅偏誤分數與LSAS、SAD、FNE、ASSIQ-soc、ASSIQ-non及SIQ-n呈顯著正相關，與SIQ-p呈負相關；控制了威脅偏誤分數後，良善偏誤分數與ASSIQ-soc呈顯著負相關，與SIQ-p呈正相關。控制了接受良善百分比率後，接受威脅百分比率與

表3 SWAP社交／非社交句型各指標與自陳式量表之間的偏相關分析整理表

句型	量表	控制良善		控制威脅	
		威脅偏誤 分數	接受威脅 百分比率	良善偏誤 分數	接受良善 百分比率
社交	LSAS	.33***	.41***	-.19*	-.37***
	SAD	.27***	.43***	-.20*	-.48***
	FNE	.25**	.41***	-.22**	-.28***
	ASSIQ-soc	.27**	.42***	-.20*	-.31***
	ASSIQ-non	.19*	.22**	-.03	-.19*
	SIQ-p	-.27**	-.30***	.27**	.55***
	SIQ-n	.39***	.59***	-.03	-.12
非社交	LSAS	.37***	.43***	-.08	-.38***
	SAD	.43***	.47***	-.13	-.43***
	FNE	.37**	.47***	-.10	-.46***
	ASSIQ-soc	.33***	.47***	-.17*	-.41***
	ASSIQ-non	.34***	.41**	-.10	-.26**
	SIQ-p	-.27**	-.37***	.18*	.48***
	SIQ-n	.42***	.49***	-.01	-.20*

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

註：LSAS = 李氏社交焦慮量表；SAD = 社交迴避和苦惱量表；FNE = 負向評價恐懼量表；ASSIQ-soc = 模糊社交情境解釋問卷社交次量表；ASSIQ-non = 模糊社交情境解釋問卷非社交次量表；SIQ-p = 短句解釋問卷第二版正向解釋次量表；SIQ-n = 短句解釋問卷第二版負向解釋次量表

LSAS、SAD、FNE、ASSIQ-soc、ASSIQ-non及SIQ-n亦呈顯著正相關，與SIQ-p呈負相關；控制了接受威脅百分比率後，接受良善百分比率則與LSAS、SAD、FNE、ASSIQ-soc、ASSIQ-non及SIQ-n亦呈顯著負相關，與SIQ-p呈正相關。此處的結果反映當受試者的社交焦慮程度越高，其於SWAP中的一般性威脅偏誤分數與接受威脅百分比率分數越高、接受良善百分比率分數越低，不過良善偏誤分數則與社交焦慮程度沒有關聯。另外，受試者在SWAP的一般性解釋傾向普遍與自陳式問卷上的解釋傾向具有一致表現，當SWAP的一般性威脅解釋偏誤情形越高，其於自陳式問卷的負向解釋偏誤程度越高、正向解釋偏誤程度越低；當SWAP的一般性良善解釋偏誤情形越高，其於自陳式問卷的負向解釋偏誤程度越低、正向解釋偏誤程度越高。至於自陳式量表上的社交焦慮程度，普遍與SWAP非社交方面之解釋偏誤指標彼此具有關聯性。

四、討論與結論

本研究發現SWAP的反應時間結果顯現高社焦組接受良善的反應時間顯著地高於低社焦組，高社焦組拒絕威脅的反應時間顯著地高於低社焦組，但兩組在拒絕良善的反應時間上則沒有差別。在接受百分比率上，高社焦組接受社交威脅及非社交威脅的百分比率顯著地高於低社焦組，但接受社交、非社交良善的百分比率則顯著地低於低社焦組。此結果說明高社焦組比低社焦組具有較高威脅解釋偏誤及較少的正向解釋偏誤。組內比較方面，低社焦組拒絕威脅句詞顯著比拒絕良善解釋快，然而，高社焦組的拒絕威脅或良善句詞配對的反應時間沒有差別。

SWAP各指標與自陳式問卷方面，控制了對立價性的解釋偏誤指標後，社交威脅解釋偏誤指標皆與社交焦慮相關量表呈顯著正相關，社交良善解釋偏誤指標則皆與社交焦慮量表呈顯著負相關。同時，控制了對立價性的解釋偏誤指標後，SWAP中的社交威脅解釋偏誤指標，與自陳問卷中的社交負向解釋偏誤呈顯著正相關、與自陳問卷中的社交正向解釋偏誤呈顯著負相關；SWAP中的社交良善解釋偏誤指標，與自陳問卷中的社交負向解釋偏誤呈顯著負相關、與自陳問卷中的社交正向解釋偏誤呈顯著正相關。

回顧過往研究的結果，Amir等人(1998b)透過歧義詞的在線測量，發現高社焦者具有顯著較高的威脅解釋偏誤，Hirsch與Mathews(1997, 2000)採用同屬於在線測量的文法／詞彙判斷作業，則發現高社焦者具有顯著較低的良善解釋偏誤。Huppert等人(2003)的模糊情境再認評分、Huppert等人(2007)的句子完成作業與自陳式問卷，皆顯示相較於低社焦者，高社焦者較常賦予模糊社交情境威脅性的解釋，以及較少的良善性解釋。在WSAP上，亦發現高社焦者的威脅解釋偏誤顯著較低社焦者來得高，而其良善解釋偏誤則顯著較低社焦者來得低(Amir et al, 2012; Beard & Amir, 2009)。雖然過往研究因研究方法上的不同，所得結果不一定完全一致，綜合來說，可以支持高社焦者可能同時具有較高程度的威脅解釋偏誤，以及較低程度的良善解釋偏誤此種觀點，而本研究的SWAP也支持這樣的觀點。

那麼高、低社焦兩組間為何有這樣的差異？本研究透過組內比較的結果，嘗試說明造成上述組間差異可能的來源與機制，並藉此探討高、低社焦者所展現的解釋性偏誤特性。

另外，於組內比較中，本研究發現高社焦組拒絕威脅或良善句詞配對的反應時間沒有差別，但低社焦組拒絕威脅句詞配對的時間則顯著較拒絕良善句詞配對來得短，反映相較於高社焦組，低社焦組可以較快速拒絕威脅解釋。據此，本研究認為之所以於前述組間比較時，發現高社焦組拒絕威脅句詞配對的反應時間較低社焦組長，有可能是因為低社焦組較易拒絕威脅性解釋所致，與此結果一致，縱使所有受試者做出接受反應的時間普遍低於做出拒絕反應，但唯獨低社焦組接受威脅句詞配對的反應時間高於拒絕威脅句詞配對。

由此推論，本研究認為造成高、低社焦兩組間的解釋性偏誤之差異，除了高社焦者可能同時具有較高程度的威脅解釋偏誤，以及較低程度的良善解釋偏誤此種觀點之外，也有可能是低社焦者的解釋傾向特性所致，例如本研究發現低社焦者易做出拒絕威脅性解釋的反應，而使低社焦者的威脅解釋偏誤少，同時形成良善解釋的發生可能性便增加。另一方面，依據Huppert等人(2007)的看法，如果個體面對模糊情境時，能夠有效抑制威脅刺激或相關聯的觸發，則不易形成威脅性解釋偏誤。本研究認為低社焦組有可能因有效處理威脅解釋，雖能接受到有這樣的解釋，但卻可快速地抑制或拒絕，而比高社焦者較容易拒絕威脅性解釋的反應。

於過去的研究中，也有類似的結果，例如，Hirsch與Mathews(1997, 2000)的研究中，低社焦者判斷良善性目標詞彙的速度顯著比判斷威脅性目標詞彙來得快，而高社焦者無論判斷威脅或良善目標詞彙不具差異。Huppert等人(2007)透過自陳式問卷，發現高社焦者的威脅或良善解釋偏誤程度相當，但低社焦者的威脅解釋偏誤顯著低於良善解釋偏誤。而於WSAP的在線與離線結果中，亦同樣發現高社焦者不具有明顯的組內偏誤情形，但低社焦者接受良善解釋的反應時間顯著小於拒絕良善解釋，接受威脅解釋的百分比率則顯著小於接受良善解釋的百分比率(Amir et al, 2012; Beard & Amir, 2009)。本研究雖是如此解釋，但這樣的解釋仍需更多的研究證實。

SWAP各指標與自陳式問卷方面的相關結果顯示，於社交句型中，當受試者的社交焦慮程度越高，其於SWAP中的社交威脅解釋偏誤程度越高、社交良善解釋偏誤程度越低。除此之外，受試者於SWAP與自陳式問卷這兩種解釋性偏誤測量工具上，普遍具有一致的表現。因此，SWAP所測量到的解釋性偏誤結果，與其它自陳式解釋性偏誤問卷所得的結果具有聚斂性。

最後，經由本研究改善WSAP為SWAP後，解決了Beard與Amir(2009)認為於WSAP中，不太能確定受試者的反應時間是否僅表徵受試者判斷文字與句子關聯性的歷程，本研究認為於作業程序上先呈現短句、再出現詞彙，之後要求受試者判斷詞彙與短句的關聯性，就可解決此問題。另外，本研究結果指出社交句型部分之威脅偏誤分數與良善偏誤分數，以及接受威脅百分比率與接受良善百分比率的相關達到顯著，這樣的結果與過去的結果是不太一樣的(Amir et al, 2012; Beard & Amir, 2009)，因為這些研究指出威脅偏誤與良善偏誤間的相關是不具顯著性，是相互獨立。由此可知，如果要視負向解釋偏誤與正向解釋偏誤如同Beard與Amir(2009)、Constans等人(1999)及Vassilopoulos(2006)強調的，是兩個獨立的機制，恐需有更多的研究驗證，因為本研究的結果並不支持如此的觀點。

在臨床實務應用上，本研究認為高社焦者在面對模糊社交情境的當下，除了有較多的威脅解釋性偏誤及較少的良善性解釋，也可能較難拒絕威脅性解釋。因此，在臨床場域的認知行為治療中，有必要引導高社焦者學習自我覺察與挑戰對其自動浮現於心中的所有負向社交解釋，期望透過反覆練習，學習其是否過渡評估這些負向解釋發生的可能性，使其更易排除不符現實的威脅性解釋，而且學習對模糊社交

情境發生良善解釋的可能，賦予較具適應性的解讀，進而減少其對於社交活動的畏懼感受(Beard & Amir, 2009)。

此外，近年來，認知偏誤修正(cognitive bias modification, CBM)訓練被視為一種能夠有效改善焦慮或憂鬱症狀的新興介入模式，此種訓練模式原初的設計目的在於透過操弄個體的認知偏誤，以釐清認知偏誤情形與焦慮、憂鬱症狀之間的因果關係。後來因為其程序簡單、方便又省時省力等優點，研究者便藉由此電腦化程序的重複練習，修正個體不適應之訊息處理偏誤，進而改善其情緒症狀(Hallion & Ruscio, 2011)。過去已有眾多研究者試圖採用解釋性認知偏誤修正(cognitive bias modification-interpretation, CBM-I)訓練，一方面讓高社焦者意識到社交事件除了負向解釋之外，事實上還有其他可能的解讀方式，另一方面則在不斷重複的練習中，增強良善性解釋在認知運作機制中的主導地位。關於CBM-I的療效，已受到後設分析的支持(Jones & Sharpe, 2017; Menne-Lothmann et al, 2014)。本研究由於是改善WSAP為SWAP，於過去的研究中，已採用WSAP的程序進行解釋性偏誤訓練，且有不錯的療效(Amir & Taylor, 2012)。因此，SWAP除了可用於測量社交焦慮的解釋性偏誤情形，未來亦可參考Amir與Taylor(2012)的作法，善用此作業包含威脅與良善解釋連結的設計，延伸發展為CBM-I，同時進行良善解釋連結的增強與威脅解釋連結的弱化，期望高社焦者能在重複學習中，加快拒絕威脅解釋的速度，使其擁有如低社焦者較具適應性的自動化解釋傾向，以達到改善社交焦慮相關症狀的最終目的。

在研究限制上，在研究對象方面，本研究所選取的是非臨床之大學校內學生樣本，故即便是具有高社交焦慮傾向者，未經嚴謹的臨床診斷，多數應仍具備足夠適應於一般日常生活的社交能力，欲將本研究直接類推至臨床病患有其限制。根據Mennin、Fresco及Heimberg(2002)的研究，指出30分為李氏社交焦慮量表的切截分數，若個體之總得分超過此切截分數即具有臨床意義。雖然本研究之高社焦者平均得分達33.91($SD = 6.84$)，確實超過切截分數，然而，其中仍有些受試者的總得分小於30，此不一致情形可能使得本研究結果在類推上的困難。另外，本研究所招募的高社焦組人數明顯較低社焦組來得多許多，此組間樣本數量的差異，可能對統計結果造成影響，建議未來研究應盡量將高、低社焦組的人數控制在相當的水準，以增加統計結果的精確度。

在實驗派典方面，首先，本研究所獲得各類情況的平均反應時間資料，並非皆來自於同樣數量的嘗試次，亦即，接受／拒絕威脅或良善句詞配對的嘗試次數比例事實上與百分比率資料相等，造成某些情況下的反應時間資料的嘗試次數量很小。在這種嘗試次數量不一致的情形底下，本研究採取平均數的方式進行分析，所得結果可能較乏穩定性。儘管Beard與Amir(2009)曾針對此問題，嘗試分別以平均數或中位數的方式進行分析，發現兩種分析方式所得的結果普遍一致，最終仍以報告平均數的結果為主，然而，SWAP是否於未來研究時同樣採取平均計算的方式，有待相關研究進一步澄清。

其次，本研究使用的實驗材料中，每一個模糊情境短句與其相對應的兩個解釋詞彙之間，皆具有一定的關聯性，如此一來便較難釐清高、低社焦者的組間差異，是否來自於個體的作答傾向(response bias) (例如高社焦者可能無論面對何種意涵的句詞，作答時皆傾向接受負向詞彙，而低社焦者則傾向接受非負向詞彙，此時結果便不純然反映的是對情境之解釋傾向)。因此，或許未來可額外發展與解釋詞彙完全不具關聯性的模糊情境短句，比較具有關聯性與不具關聯性的句詞配對結果，以排除作答傾向在研究中造成混淆的可能。

參考文獻

- 陳心怡(譯)(2000)。貝克憂鬱量表第二版指導手冊(中文版)。臺北市：中國行為學社。
- 楊宜音、張志學等(譯)(1997)。性格與社會心理測量總覽(原作者：J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman)。臺北市：遠流。(原著出版年：1991)。
- 劉瑞楨(1998)。憂鬱者與社會焦慮者的自我關注特性—偏好性、持續性與彈性的探討(未出版之碩士論文)。國立臺灣大學心理學研究所，臺北市。
- 盧孟良、車先蕙、張尚文、沈武典(2002)。中文版貝克憂鬱量表第二版之信度和效度。臺灣精神醫學，16，301-310。
- 鍾思嘉、龍長風(1984)。修訂情境與特質焦慮量表之研究。測驗年刊，31，27-36。

- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Amir, N., & Foa, E. B. (2001). Cognitive biases in social phobia. In: S. G. Hofmann & P. M. DiBartolo (Eds.), *From social anxiety to social phobia: multiple perspectives* (pp. 254-267). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Amir, N., Foa, E. B., & Coles, M. E. (1998a). Negative interpretation bias in social phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 945-957.
- Amir, N., Foa, E. B., & Coles, M. E. (1998b). Automatic activation and strategic avoidance of threat-relevant information in social phobia. *Journal of Abnormal Psychology*, 107, 285-290.
- Amir, N., Prouvost, C., & Kuckertz, J. M. (2012). Lack of a benign interpretation bias in social anxiety disorder. *Cognitive Behaviour Therapy*, 41, 119-129.
- Amir, N., & Taylor, C. T. (2012). Interpretation training in individuals with generalized social anxiety disorder: a randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 80(3), 497-511
- Baker, S. L., Heinrichs, N., Kim, H. J., & Hofmann, S. G. (2002). The Liebowitz social anxiety scale as a self-report instrument: a preliminary psychometric analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 40, 701-715.
- Beard, C., & Amir, N. (2009). Interpretation in social anxiety: when meaning precedes ambiguity. *Cognitive Therapy and Research*, 33, 406-415.
- Beard, C., Weisberg, R. B., & Amir, N. (2011). Combined cognitive bias modification treatment for social anxiety disorder: a pilot trial. *Depression and Anxiety*, 28, 981-988.
- Beck, A. T., Emery, G., & Greenberg, R. L. (1985). *Anxiety disorders and phobias: a cognitive perspective*. New York: Basic Books.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for Beck Depression Inventory-II*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia: diagnosis, assessment, and treatment* (pp. 69-93). New York: Guilford Press.

- Collins, K. A., Westra, H. A., Dozois, D. J. A., & Stewart, S. H. (2005). The validity of the brief version of the Fear of Negative Evaluation Scale. *Anxiety Disorders, 19*, 345-359.
- Constans, J. I., Penn, D. L., Ihen G. H., & Hope, D. A. (1999). Interpretive biases for ambiguous stimuli in social anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 37*, 643-651.
- Dryman, M. T., & Heimberg, R. G. (2015). Examining the relationships among social anxiety, fears of evaluation, and interpretation bias. *Cognitive Therapy and Research, 39*, 646-657.
- Fresco, D. M., Coles, M. E., Heimberg, R. G., Liebowitz, M. R., Hami, S., Stein, M. B., & Goetz, D. (2001). The Liebowitz Social Anxiety Scale: a comparison of the psychometric properties of self-report and clinician-administered formats. *Psychological Medicine, 31*, 1025-1035.
- Gottlob, L. R., Goldinger, S. D., Stone, G. O., & Van Orden, G. C. (1999). Reading homographs: orthographic, phonologic, and semantic dynamics. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance, 25*, 561-574.
- Hallion, L. S., & Ruscio, A. M. (2011). A meta-analysis of the effect of cognitive bias modification on anxiety and depression. *Psychological Bulletin, 137*, 940-958.
- Hirsch, C. R., & Mathews, A. (1997). Interpretative inferences when reading about emotional events. *Behaviour Research and Therapy, 35*, 1123-1132.
- Hirsch, C. R., & Mathews, A. (2000). Impaired positive inferential bias in social phobia. *Journal of Abnormal Psychology, 109*, 705-712.
- Huppert, J. D., Foa, E. B., Furr, J. M., Filip, J. C., & Mathews, A. (2003). Interpretation bias in social anxiety: a dimensional perspective. *Cognitive Therapy and Research, 27*, 569-577.
- Huppert, J. D., Pasupuleti, R. V., Foa, E. B., & Mathews, A. (2007). Interpretation biases in social anxiety: response generation, response selection, and self-appraisals. *Behaviour Research and Therapy, 45*, 1505-1515.
- Jalal, B., & Amir, N. (2014). Semantic priming and interpretation bias in social anxiety disorder. *Cognitive Therapy and Research, 38*, 23-32.

- Jones, E. B., & Sharpe, L. (2017). Cognitive bias modification: a review of meta-analyses. *Journal of Affective Disorders*, 223, 175-183.
- Kingsbury, M., Coplan, R. J. (2016). RU mad @ me? Social anxiety and interpretation of ambiguous text messages. *Computers in Human Behavior*, 54, 368-379.
- Leary, M. R. (1983). A brief version of the Fear of Negative Evaluation Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 9, 371-375.
- Liebowitz, M. R. (1987). Social phobia. *Modern Problems in Pharmacopsychiatry*, 22, 141-173.
- MacLeod, C., & Cohen, I. L. (1993). Anxiety and the interpretation of ambiguity: a text comprehension study. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 238-247.
- McNamara, T. P. (2005). *Semantic priming: perspectives from memory and word recognition*. New York-Hove: Psychology Press.
- Mennin, D. S., Fresco, D. M., & Heimberg, R. G. (2002). Screening for social anxiety disorder in the clinical setting: using the Liebowitz Social Anxiety Scale. *Anxiety Disorders*, 16, 661-673.
- Menne-Lothmann, C., Viechtbauer, W., Hohn, P., Kasanova, Z., Haller, S. P., Drukker, M., ... & Lau, J. Y. F. (2014). How to boost positive interpretations? A meta-analysis of the effectiveness of cognitive bias modification for interpretation. *PLOS ONE*, 9, e100925.
- Rapee, R. M., & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety in social phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 741-756.
- Rodd, J. M., Davis, M. H., & Johnsrude, I. S. (2005). The neural mechanisms of speech comprehension: fMRI studies of semantic ambiguity. *Cerebral Cortex*, 15, 1261-1269.
- Rodebaugh, T. L., Woods, C. M., Thissen, D. M., Heimberg, R. G., Chambless, D. L., & Rapee, R. M. (2004). More information from fewer questions: the factor structure and item properties of the original and Brief Fear of Negative Evaluation Scale. *Psychological Assessment*, 16, 169-181.
- Sears, C. R., Bisson, M. A. S., & Nielsen, K. E. (2011). Dysphoria and the immediate interpretation of ambiguity: evidence for a negative interpretive bias in error rates but not response latencies. *Cognitive Therapy and Research*, 35, 469-476.

- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. D. (1970). *STAI: Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press
- Stopa, L., & Clark, D. M. (2000). Social phobia and interpretation of social events. *Behaviour Research and Therapy*, 38, 273-283.
- Vassilopoulos, S. P. (2006). Interpretation and judgmental biases in socially anxious and nonanxious individuals. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 34, 243-254.
- Watson, D., & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 448-457.

附 錄

(一)反應時間

SWAP平均反應時間之四階ANCOVA統計量（共變項為BDI-II、刺激版本）

變異來源	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>
社交焦慮	877391.06	1	877391.06	1.66
誤差	74531160.92	141	528589.79	
句型	158316.02	1	158316.02	5.31*
句型x社交焦慮	4047.97	1	4047.97	0.14
誤差(句型)	4201715.25	141	29799.40	
價性	216653.71	1	216653.71	6.18*
價性x社交焦慮	22045.97	1	22045.97	0.63
誤差(價性)	4940624.73	141	35039.89	
反應型態	170444.69	1	170444.69	4.03*
反應型態x社交焦慮	438994.13	1	438994.13	10.37**
誤差(反應型態)	5967181.86	141	42320.44	
句型x價性	29280.54	1	29280.54	1.06
句型x價性x社交焦慮	119215.16	1	119215.16	4.30*
誤差(句型x價性)	3906377.35	141	27704.80	
句型x反應型態	53722.58	1	53722.58	1.85
句型x反應型態x社交焦慮	190706.66	1	190706.66	6.57*
誤差(句型x反應型態)	4091189.43	141	29015.53	
價性x反應型態	1490499.99	1	1490499.99	31.11***
價性x反應型態x社交焦慮	1229314.31	1	1229314.31	25.66***
誤差(價性x反應型態)	6754463.43	141	47904.00	
句型x價性x反應型態	58497.18	1	58497.18	1.61
句型x價性x反應型態x社交焦慮	21428.64	1	21428.64	0.59
誤差(句型x價性x反應型態)	5108712.18	141	36232.00	

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

(二) 解釋偏誤分數

SWAP威脅偏誤分數之二階ANCOVA統計量(共變項為BDI-II、刺激版本)

變異來源	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>
社交焦慮	3137541.92	1	3137541.92	36.75***
誤差	12036947.65	141	85368.42	
句型	224337.90	1	224337.90	3.87
句型x社交焦慮	84282.50	1	84282.50	1.46
誤差(句型)	8166487.71	141	57918.35	

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

SWAP非威脅偏誤分數之二階ANCOVA統計量(共變項為BDI-II、刺激版本)

變異來源	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>
社交焦慮	199074.95	1	199074.95	2.09
誤差	13406342.93	141	95080.45	
句型	101.62	1	101.62	0.00
句型x社交焦慮	339988.10	1	339988.10	4.68*
誤差(句型)	10233315.50	141	72576.71	

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

(三) 接受百分比率

SWAP接受百分比率之三階ANCOVA統計量(共變項為BDI-II、刺激版本)

變異來源	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>
社交焦慮	545.90	1	545.90	1.16
誤差	66619.76	141	472.48	
句型	1066.45	1	1066.4	11.69***
句型x社交焦慮	210.07	1	210.07	2.30
誤差(句型)	12857.87	141	91.19	
價性	27509.09	1	27509.09	72.30***
價性x社交焦慮	22253.35	1	22253.35	58.49***
誤差(價性)	53645.81	141	380.47	
句型x價性	3557.26	1	3557.26	33.34***
句型x價性x社交焦慮	1055.02	1	1055.02	9.89**
誤差(句型x價性)	15044.64	141	106.70	

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

The Interpretative Bias of Socially Anxious Individuals: Evaluation of the Sentence Word Association Paradigm

YI-JEN LAI, YA-CHUN FENG, WEN-YAU HSU

Purpose: We explored the interpretative cognition processes of socially-anxious individuals using the sentence word association paradigm (SWAP), which was modified from the word sentence association paradigm (WSAP; Beard & Amir, 2009). **Methods:** We selected 86 high and 59 low socially-anxious students from a college. All of them completed the SWAP measure and 7 questionnaires about social anxiety, emotion, and interpretative bias. Analysis of variance and correlation analysis were applied to investigate the interpretative cognition processes of socially-anxious individuals. **Results:** The between-group results showed that high socially-anxious individuals had a higher reaction time to accepting and endorsing benign interpretations and rejecting threatening interpretations as compared to low socially-anxious individuals. In endorsement rate, high socially-anxious individuals had more threaten interpretation and lower benign interpretation than low socially-anxious individuals. Moreover, the within-group reaction time data revealed that low socially-anxious individuals easily reject threatening interpretations, but high socially-anxious individuals did not show any significant difference in rejection of threatening or benign interpretations. In addition, the correlational data revealed that those with higher social anxiety had significantly more positive correlations with threatening interpretative bias and significantly more negative correlations with benign interpretative bias in social situations. **Conclusions:** SWAP has the potential to become an assistive assessment tool.

Key words: social anxiety, interpretative bias

Yi-Jen Lai: Weigong Memorial Hospital, Clinical Psychologist.

Ya-Chun Feng: King's College London, Department of Psychology, PhD Student.

Wen-Yau Hsu: National Chengchi University, Department of Psychology, Professor. (Corresponding Author, e-mail: hsu@nccu.edu.tw)

