

中庸信念－價值量表之修訂

黃金蘭* 台灣科技大學人文社會學科

林以正 台灣大學心理學系

楊中芳 中國社會科學院社會學研究所社會心理學研究中心

*通訊作者：黃金蘭 (clhuang@mail.ntust.edu.tw)，台灣科技大學人文社會學科助理教授，106 台北市基隆路四段 43 號

本研究重新整編楊中芳與趙志裕（1997）的「中庸實踐思維量表」，並針對該量表在研究概念的過度複雜化、與社會讚許的關聯、迫選形式的疑慮，以及缺乏信效度等關鍵問題提供具體的改進與檢證。經因素分析刪題，且將兩類題組適當地合併成為迫選的評量形式之後，則成為一個具有穩定信效度的量表。本研究將新編九題之量表命名為「中庸信念－價值量表」。本研究結果顯示，此量表具有穩定的因素結構，可接受的內部一致性與再測信度，較不受社會讚許的影響，並且能夠穩定的預測華人身心適應程度。

關鍵詞：中庸，中庸信念－價值量表，中庸實踐思維量表，迫選

《本土心理學研究》，2012 年 12 月，第 38 期，第 3～41 頁

楊中芳與趙志裕在 1997 年提出「中庸」心理學研究的構念化，將之作為以本土取徑研究心理學的一個嘗試。在該論文中，他們指出，中庸這個概念非但是儒家「理想人格」的楷模、「士」的自我修養目標，同時也是當代華人經常掛在嘴邊、但又屢屢引發爭議及詬病的概念，值得我們將之當作一個至今尚在使用的本土構念來進行研究，以理解現代華人社會人們生活的準則與意義（楊中芳、趙志裕，1997）。

在楊、趙氏（1997）的構念化中，將「中庸」定義為一套指導人們在應對具體生活事件時，如何思考、抉擇及執行行動方案的後設認知思維體系。亦即，這套思維體系是指導人們在日常生活中如何做人處事的一些思維方式。這一體系共包括八個主要的子構念：天人合一、兩極思維、後果思維、靜觀其變、不走極端、顧全大局、合情合理，及以退為進。依據中庸的原則，在天人合一與兩極思維的宇宙觀引導下，人們日常生活的行動基本上有四個重點：(1)實行自我約束，不隨一己情緒而採取即時行動（靜觀其變）；(2)細查與顧及自己行動所可能涉及的所有其他人（顧全大局）；(3)以自己行動之後果為選擇行動之重心（後果思維）；(4)使用以和為貴、合情合理、不走極端、以退為進等策略作為行事準則（恰如其分）。

根據此一構念化，楊、趙氏（1997）編製了一個「中庸實踐思維量表」，其中包括 16 項迫選題，分別測量了這八個子構念，每一個構念以兩個測題測量。在該量表中，每一個測題包括兩個陳述句，其一是「中庸」陳述句，另一為相對應的「非中庸」陳述句，其意義與相對應的中庸構念相反。研究參與者針對每個題組中的兩個陳述句，選擇一個較為贊同的題項，並評量其贊同程度。選擇中庸陳述句越多且評量越高者，具有中庸實踐思維越高。

這一量表編成之後，並沒有進行較正規的信、效度檢驗研究，最終也並沒有正式發表。然而由這一量表所引發的問題及爭論卻延續了下來。由於該量表並未在構念化、編製及計量上提供清楚的資料，無法適當的引用，也因此無助於中庸研究的進展。

楊中芳與趙志裕（1997）的「中庸實踐思維量表」本身雖然沒有做過嚴謹的信、效度研究，趙志裕（2000）則曾對該量表大略精簡後，做過一個大型的信、效度研究。趙氏將楊、趙早先的中庸構念化略加修改，將之組合成三個主要部分：(1)以「和」為行動目標；(2)以認清複雜的相互關係為感知方式，包括顧全大局、兩極思維；(3)以「執中」為執行行動，即辭讓、避免偏激。根據此構念化，他將原量表測題精簡為 14 題，部分的陳述句也略做修改，在五個華人居住的地區，包括新加坡、台灣、香港、廣州、天津，施測 2,013 人。其樣本男女比率平均，年齡由 18 歲到 84 歲，在教育程度及職業方面跨幅也很大，是一個難得的大樣本研究。

趙志裕（2000）的研究結果指出，該量表的內部一致性信度的平均數為 .71（五個地區之分布由 .62 到 .73）。在效度部分，趙氏用了三個量表：儒家價值量表、社會讚許（測謊）量表，及自我意識（包括「公我」及「私我」兩個子量表）來檢驗「中庸實踐思維量表」的效度。結果發現中庸與儒家傳統道德價值及私我意識有正相關；與公我意識及社會讚許無顯著相關。趙氏也將該量表進行了因素分析，得到一個比較大的因子，解釋的平均變異量為 21%。其餘尚有兩個較小因子，各自解釋了 8.5% 與 7.3% 的平均變異量。這一結果說明原量表八個子構念的編製目標並非相互獨立，但趙氏在他的研究中也沒有針對這三個因子進行單獨計分與分析。

儘管趙志裕（2000）的研究確認「中庸實踐思維量表」在五個華人社區可以得到相當穩定的結果，顯示它具有本土的適用性。但

該修訂量表在台灣卻未受到廣泛的重視與使用，相關研究者對於其適用性恐怕仍有所保留，尤其是該量表採用迫選評量的方式，而非常用的單敘述評量，其有效性與必要性也需進一步檢證。作者們認為不論是楊中芳與趙志裕（1997）或趙志裕（2000）的「中庸實踐思維量表」仍有以下一些待解決的問題需要加以澄清與檢證。本研究的重點則是將這些現有的問題進一步的澄清、解除或減緩，並重新修訂該量表。儘管趙氏在其研究中僅使用了 14 題，然而卻沒有指出他刪除其中兩題的原因。基於此，作者們認為，既然是重新檢驗編製的過程，仍宜以最原始的 16 題量表作為基礎較為適宜。因此以下的討論，將以楊中芳與趙志裕（1997）的 16 題量表為主。

一、中庸實踐思維量表待解決的問題

（一）構念化的問題

楊中芳與趙志裕（1997）的「中庸實踐思維量表」最重要的一個問題是：它概括的子構念過多、內容過廣；而且這些子構念所涉及的思維層次各不相同，有些與哲學層次的思維方式有關（例如，天人合一、兩極思維），有些則與具體做人處事的信念與價值觀有關（例如，不走極端、靜觀其變）。這些屬於不同思維層次的構念放在同一個量表中，並加總得分成一個「中庸」總分，容易有過於籠統、失去焦點的疑慮。拿它作為一個研究工具，用於與人們具體的處世行為或與其他構念求取關聯時，可能會造成研究結果的不穩定。由於該量表所包括的八個構念都可以各自是一個完整獨立的構念，可各自與處世行為中的某一特定面向有關聯，但採用總分來求相關時，其效果卻可能會互相稀釋。但若是分別編製量表，又太過

於複雜，難以統整在一個中庸的概念之下。

作者們認為在發展中庸研究之初，建立一個具有中庸核心概念的量表，得到一個單一的「中庸思維」指標，讓研究者樂於使用，將有助於相關研究之推動。有鑑於楊中芳（2008，2010）曾將其對中庸實踐思維體系的構念化進行大幅的增補與細化，「中庸實踐思維量表」的內容已經不足以涵蓋這一體系的整體構想，僅適用於測量其構念圖生活哲學的層次中，與中庸信念及價值觀相關的部分，故本研究擬將之更精確的命名為「中庸信念－價值量表」。但需要強調的是，本研究修訂此一研究工具並非以由上而下的方式，再從定義著手重新編修題目，而是採取由下而上的方法，將現有的題目透過統計方式將其淨化、純化，以匯聚出一個中庸信念－價值的核心構念。本研究目的既然是要用一個量表與其總分作為一個單一的「中庸」指標，那就有必要將這一量表的題項進行因素分析，檢驗其測量「中庸」的總體構念之聚斂程度。而在這個因素分析的過程中，也可能必須放棄原本部分的構念，以因素分析的結果來對原量表進行某種程度的「淨化」與「簡化」，令其成為一個單一的「中庸」指標。本文最後在綜合討論中，進一步申論此修訂之量表最後測量的核心構念之組成。

（二）測題編製的問題

「中庸實踐思維量表」的第二個問題則與其編製特點有關。前面提過原編者採用的是「迫選題」的形式，每題有一個符合「中庸」的陳述句，另一個是相對應「非中庸」的陳述句。但是同一題組的兩個陳述句是否具有相對立的指涉，也可能會影響作答時的效度。雖然原本編製時的理念是，作答者可以對兩者都贊同或不贊同，只要是他或她覺得對兩者中之一個更贊同或更不贊同就足夠測出區

辨性。然而實際上若兩者同為作答者所贊同或不贊同，那麼當它們的正相關太高時，選擇其中之一與選擇另外一個其實並沒有太大的差異度。為此，在選題時應具體地檢查同一題組的兩個陳述句彼此間不宜有過高的正相關。在檢驗方法上則有必要把這 16 個迫選題打散為 32 個獨立的題項，檢驗在個別評量後它們之間的相關是否在可接受的範圍之內。

另一個採用迫選形式的主要原因是，楊、趙氏原量表之編製是在西化程度相當高的香港開始的，中庸所代表的傳統思維方式與殖民地色彩濃厚的西化思維習慣可能共存在人們心中。若將兩者對應呈現，並強迫作答者在兩者中間選一個，比較能夠呈現出孰重孰輕。也就是說，迫選形式應有拉開「差距」的效果。但此一假設是否為真，是需要實徵的檢驗。

（三）社會讚許的問題

謙讓、平和、圓滿這些典型的東方價值一直在華人社會中具有高度的評價。由於涵蓋這些價值的中庸理念是一個華人文化的核心，也是一般人生活中耳熟能詳的理念，因此，一般而言應該也與人們所讚許的想法接近。若個別單獨由研究參與者對其中庸程度做評量，勢必會深受社會讚許的影響。亦即，人們會覺得照「大家都認為是好」的方向作答是比較「穩當」的，而中庸思維正可能是作答者會認為是「大家都認為是好」的想法。此外，考量堅強、果決、當機立斷等同樣是在現代化的社會中所被讚許的價值，但是又與中庸的原則相反，因此若採用迫選形式作答，是否符合社會價值應無法決定作答，作答者考量的專注點將轉為中庸與否，如此應會使社會讚許偏差減少。楊、趙氏（1997）在編製原題時，雖然也曾考慮過這個問題，並將與社會讚許相關過高的題項刪除，但是否已經排

除了社會讚許的影響，則缺乏具體的檢證。趙志裕（2000）的研究確實見到他的修訂版與社會讚許分數沒有顯著相關。但是，完全沒有相關卻又可能違反中庸是一個文化核心價值的理念，因此本研究認為中庸與社會讚許的相關程度應具有低程度相關。但以上的論述也仍需實徵的考驗。

（四）效標的問題

在趙志裕（2000）的研究中使用了儒家傳統價值與公私我意識作為中庸效度考驗的指標，但是使用這兩個指標是否合宜仍值得商榷。就儒家傳統價值量表來說，這並非是一個嚴謹建構且被廣泛使用的測量，而公私我意識與中庸的關聯則缺乏堅韌的理論基礎。高中庸者雖然對於自身內在的狀態應具有清晰感，但是對於外在的圓融也應該非常重視，因此並不能推論高中庸者僅為高私我意識者。

本研究假設，既然中庸是一個應對具體生活事件時，如何思考、抉擇及執行行動方案的後設認知思維體系，那麼高中庸者就應該在具體的生活世界中具有較佳的適應性。因此，本研究預測中庸應與生活滿意度有正相關，甚至與更具本土性的正向適應指標，如華人幸福感與安適幸福感，有穩定的正相關。中庸除了對正向適應指標具有顯著的預測力之外，作者們也預期中庸對於負向情緒調節應具有顯著的助益。因此除了憂鬱的程度較低之外，由於高中庸者具有執兩用中的特性，因此其感受到陷落受困的感受也相對較低。此外，由於中庸根基於儒家的傳統價值，是與華人文化深刻結合的信念與思維，因此相依我的文化取向以及與東方文化強調的低激發正向情緒也應與中庸有顯著的正相關。在同時效度的部分，本研究擬採用吳佳輝與林以正（2005）所編製的中庸量表，但由於該量表的陳述句都是用「我」為主詞，代表其測量的是人們在中庸實踐過

程中的經驗評量，與本研究所編製之量表關注的是信念與價值的部分仍有所不同，因此預測兩者應只有中度的相關。

二、研究一

本研究的主要目的有三：針對楊、趙氏（1997）編製的「中庸實踐思維量表」確定迫選題確實為適合本量表的形式；進行因素分析與選題；以及進行初步的信度與效度分析。

針對「迫選」形式來呈現測題是否較適合中庸測量的檢驗，作者們認為可以下列三項指標來考驗：(1)拉開兩個陳述句的評定差距。由於以並列迫選呈現的形式，參與者必須選擇較為贊成的一方，並且相對的較不贊成另一陳述句，使得對兩者的贊成差距度比個別呈現的評量差距度更大；(2)同一並列迫選呈現的兩個陳述句的負相關變大。由於選擇了一個陳述句的同時也表示否決了另一個陳述句，此相對選擇方式將使得中庸題與非中庸題之間的關係往負相關偏移；(3)受社會讚許偏差的影響比較小。由於兩個陳述句皆具有一定社會讚許程度，因此在並列迫選呈現，兩者間進行比較選擇時，較不會以社會讚許程度來考量，因此與社會讚許的相關應比個別呈現情況下顯著減小。為達到檢驗上述假設之目的，我們以原量表每一題組的兩陳述句依照原形式並列呈現，請作答者勾選其中一個比較贊同之敘述句外，也分別針對每一陳述評量對該陳述句之贊成程度（稱為「並列呈現」）；此外，我們也將 16 項迫選題中包括的 32 個陳述句打散成一個 32 題的量表，讓作答者分別評量自己對每個題項的贊成程度（稱為「打散呈現」）。本研究針對兩種呈現方式的各項評量差異進行上述三項指標之檢驗。

針對選題的部分，作者們以下列的標準與程序進行。首先要確

保在每一個迫選題內的兩個陳述句，當被獨立評定時，確實是分別屬於「中庸」與「非中庸」的相對位置。本研究使用「打散呈現」對 32 個陳述句之評定資料進行因素分析法，並根據以下標準來選題：同屬於一個題組的兩個陳述句不能以同方向的高因素負荷出現在單因素結構中。由於因素分析很容易受到輸入題項的影響，因此在以上述標準選出題目之後，必須再次將所有陳述句重新再做新一輪的因素分析，如此循環進行選題分析，直到所有題組中的兩個陳述句都符合上述標準為止。我們認為用這種方式可以使同一題組內的兩陳述句，在沒有將它們同時排放時，原本就已呈「對立」的狀態。在完成上一步驟之後，我們再從迫選並列呈現讓作答者分別評定他們贊同程度的資料中，挑選出前一步驟入選的題組，再進行一次因素分析。這樣做是為了要確立當將同屬於一個迫選題內的陳述句被放在一起時，它們仍然具有適當的「對立」性。

(一) 研究方法

1. 研究參與者

本研究的研究參與者為台灣北部某大學修習心理學課程的學生 163 名，其中男性 111 名，3 名性別不詳。平均年齡 20.66 歲，標準差為 2.19。

2. 研究工具

(1) 中庸實踐思維量表

此量表為楊中芳與趙志裕在 1997 年所編製，共 16 題。其編製理念與特性已在前文詳述。本研究參與者需填答楊、趙氏 16 題量表兩次：首先就各題之兩個陳述句彙整，經過隨機排序之 32 題（即

「打散呈現」），分別在一個七點量尺上評定自己贊同該陳述句的程度（其中 1 代表非常不贊同，7 代表非常贊同）共得 32 個評定。兩週後再就原量表呈現方式將各題之兩個陳述句並列（即「並列呈現」），請研究參與者先就每一個題組進行迫選，再就每個陳述句在七點量尺上評定自己贊同該陳述句的程度，得 16 個迫選決定與 32 個評定。

(2) 社會讚許量表

本量表是參考廖玲燕（1999）所發展之「本土社會讚許量表」所編製而成之短版社會讚許量表。廖玲燕先以開放式問卷請受試者分別列舉十件在這個社會「不該做但大多數人都難免會做的事」（例如：我有時會在背後說他人的閒話），以及十件「應該做但大多數人都做不到的事」（例如：我總是準時）。經資料彙整共選出 88 題預試題，再以獨立樣本請受試者針對這些題目分別評定自己是否會做出該行為，社會上有多少百分比的人會做出該行為，以及對該行為之好惡度，並據以選題編製成本土之社會讚許量表。該量表包含 18 題描述「應該做但大多數人都做不到」的行為（以下稱社會讚許正向題），以及 22 題「不該做但大多數人都難免會做」的行為（以下稱社會讚許負向題）。廖玲燕並發現，該量表在因素結構方面穩定得到正向及負向題兩個因素，且此二因素結構型態與過去最被普遍使用的馬康二氏社會讚許量表（MCSD）所得到的二因素一致。此外，該量表在信度方面結果顯示其正向題與負向題的內部一致性分別為 .87 與 .90；間隔一個月的再測信度則分別為 .75 與 .78，顯示此量表具有相當不錯的信度。本研究為了減少受測者答題負擔，自上述「本土社會讚許量表」完整版 40 題中參考其自評會做出該行為的平均比例、好惡度及一般人會做該行為百分比的

平均數分配狀況，選出社會讚許正向題與負向題各 5 題，總計 10 題作為本土社會讚許量表短版的測量。在本研究整體量表內部一致性 .70，正向題內部一致性為 .75，負向題則為 .72。

(3) 中庸思維量表

此量表為吳佳輝與林以正（2005）所編製，共包括 13 題，測量三個子構念：(1)從多方面來看待不同的意見（即思考問題的多面性）；(2)能提出整合各方意見的解決方案（即抉擇的整合性）；(3)並以和諧的方式來執行之（即執行的和諧性）。量表編製之初得到內部一致性係數為 .87，兩週再測信度為 .81。在因素結構上，則得到穩定的單一因素結構（吳佳輝，2006；吳佳輝、林以正，2005）。此量表得分與「自我含納他人」、「自我拿捏」得分具有正相關，顯示其具有良好的建構效度。楊中芳（2010）認為這一量表的陳述句用「我」為主詞，代表其測量的是人們在中庸實踐（整合分歧意見）過程中的經驗，宜重新命名為「中庸整合思維量表」。本研究預期此量表得分應與中庸信念－價值有中度正相關。本研究採李克氏七點量尺進行此量表之測量，圈選的分數越高代表受試者符合該陳述句的程度越高。在本研究所得之內部一致性係數為 .94。

(4) 獨立我 / 相依我量表

Markus 與 Kitayama（1991）曾提出有關文化與自我的理論。他們認為西方文化個人主義價值觀盛行，所以人們理想的我是獨立自主的；東方文化集體主義盛行，人們理想的我是相互依賴的。根據這一理論，Lu 與 Gilmour（2004）編製了「獨立我與相依我量表」（Independent and Interdependent Self Scale），包含「獨立我分量表」、「相依我分量表」，共 18 題。陸洛、黃茂丁及高旭繁（2005）的研究中所得「獨立我分量表」的內部一致性信度為 .80，「相依

我分量表」的內部一致性信度為 .85。本研究採李克氏七點量尺進行此量表之測量，圈選的分數越高代表受試者符合該陳述句的程度越高。在本研究所得之「獨立我分量表」的內部一致性信度為 .78，「相依我分量表」的內部一致性信度為 .74。

3. 研究程序

本研究採團體施測方式進行，測量分兩次，間隔兩週施測，因此兩次施測人數稍有不同。第一次進行楊、趙氏（1997）16 題量表打散呈現，社會讚許量表短版，吳、林氏中庸思維量表及獨立我 / 相依我量表。第二次則進行楊、趙氏 16 題量表並列呈現的測量。兩次均完成填答案表的學生計 120 名。其中男性 81 名，女性 39 名。由於各量表填答人數不一，基於整體分析的樣本一致性考量，除了因素分析與其他相關量表之內部一致性為求穩定度以選取最大樣本數為原則外，本研究其餘各項正式分析均改以兩次施測均參與之 120 人樣本進行之。在研究參與者中，又有 74 名學生在距第一次施測八週後接受修訂後之量表施測，進行再測信度之檢驗。

（二）研究結果

1. 打散呈現與並列呈現的形式比較

表 1 並排列出了每一題組內兩陳述句以「打散呈現」及以「並列呈現」的贊同評定的平均數、兩者之差值與相關值。針對這 16 題的各項平均數進行以項目為單位的題型（2）×呈現方式（2）的項目內二因子變異數分析。結果發現題型有顯著主要效果， $F(1, 15) = 28.15$ ， $MSe = .83$ ， $p < .01$ ；呈現方式的主要效果僅達臨界水準， $F(1, 15) = 4.10$ ， $MSe = .026$ ， $p = .06$ ；兩者的交互作用達顯著水準， $F(1, 15) = 11.5$ ， $MSe = .06$ ， $p < .01$ 。針對顯著的交互作

表 1 楊、趙 (1997) 量表之 32 題以不同方式呈現的贊同評定平均數差異

題組	打散				並列			
	中庸題	非中庸題	兩者差值	兩者相關	中庸題	非中庸題	兩者差值	兩者相關
1	5.07	3.71	1.36	-.18*	5.18	3.33	1.85	-.28**
2	5.1	4.35	0.75	.08	5.07	4.17	0.9	-.37**
3	5	5.26	-0.26	.13	4.73	4.95	-0.22	-.28**
4	4.74	4.5	0.24	-.10	5.23	4.1	1.13	.09
5	5.39	3.03	2.36	-.04	5.55	3.14	2.41	-.12
6	5.46	4.42	1.04	.15	5.81	3.33	2.48	-.17
7	5.34	4.43	0.91	-.06	5.11	4.28	0.83	-.30**
8	5.66	3.88	1.78	-.06	5.67	3.68	1.99	-.27**
9	4.99	2.81	2.18	-.02	5.78	2.56	3.22	-.16
10	5.11	3.99	1.12	.08	5.23	3.72	1.51	-.04
11	5.08	4.7	0.38	.02	4.68	4.7	-0.02	-.31**
12	5.8	3.39	2.41	-.11	5.92	3.2	2.72	-.48**
13	4.33	4.89	-0.56	-.04	4.78	4.23	0.55	-.32**
14	5.11	5.02	0.09	.11	5.08	4.62	0.46	-.15
15	5.23	3.91	1.32	-.09	5.36	3.94	1.42	-.23**
16	5.1	4.2	0.9	.21*	5.33	3.92	1.41	-.08
總平均	5.16	4.16	1.00	.01	5.28	3.87	1.42	-.22

用，進一步進行簡單主要效果檢定得到，橫跨 16 個題組，中庸題的平均分數在打散呈現的 5.16 與並列呈現的 5.28 並無顯著差異， $F(1, 15) = 2.91$ ， $MSe = .043$ ， $p > .05$ ；非中庸題的平均分數在打散呈現的 4.16 與並列呈現的 3.87 則存在顯著差異， $F(1, 15) = 15.51$ ，

$MSe = .043$ ， $p < .01$ 。表 1 的第三與第七行分別顯示，在用不同呈現形式時，中庸題與非中庸題之間評分的差異。中庸題與非中庸題差異的平均分數在打散呈現的 1.00 與並列呈現的 1.42 亦存在顯著差異， $t(15) = -3.39$ ， $p < .01$ ；亦即，當用打散形式作答時，其差異要低於使用並排的形式作答的差異。上述結果支持了本研究假設。亦即，當並排呈現時，對兩題贊同的評分差距會拉大。簡單主要效果進一步顯示此差異的主要來源是對非中庸題的評量傾向的改變。

至於中庸題與非中庸題兩者評分之間的相關是否會因為呈現方式而有所不同？我們可以從表 1 中所列出的兩行相關係數看出，當中庸題與非中庸題打散呈現時，它們兩者的相關，整體來說，要大於當它們是並排呈現時。前者的總平均相關為 .01；而後者則為 -.22，經 Fisher's z 轉換後得相依樣本差異檢定值為 $t(15) = 5.64$ ， $p < .01$ 。此結果顯示，當打散呈現時，中庸題與非中庸題之間趨近於零相關，而在贊成程度上由於這些信念與價值原本就是在生活各個不同層面中都可以找到其適用的場合與例子，也都能夠發揮一定的適應效果，因此若中庸題與非中庸題各自獨立評量，研究參與者會覺得它們具有各自的適用性範疇。但是，並排呈現使得研究參與者必須更仔細的評估他們相對的贊成度，也使得對於相對較不贊成的選項之評量會下降，選擇了其中一個說法，也就相對的反對了另一個說法，因此使得兩者之間成為負相關，這也支持了我們原先的假設。

在本研究中，我們還想解答的另一個問題是：迫選題會否降低社會讚許作答偏差的影響？由於過去一些研究曾發現在常用的社會讚許的測量中，正向題與負向題所測的構念不完全相似，據此我們也分別計算了這一量表正向題與負向題的總分，一併比較它們受

中庸呈現形式影響的情形。表 2 呈現在兩種不同呈現形式下，中庸題與非中庸題分別與社會讚許總分、正向題分、負向題分以及在中庸意見表達量表的相關係數。

表 2 不同呈現形式各類題平均得分及其與量表分數之相關

呈現形式	題項	平均數	相關係數			
			社會讚許 總分	社會讚許 正向題	社會讚許 負向題	中庸整合 思維
打散型	非中庸題	4.16	-.08	.10	-.21**	.10
	中庸題	5.16	.24**	.49**	-.07	.60**
並列型	非中庸題	3.87	-.11	-.03	-.14	-.05
	中庸題	5.28	.16	.31**	-.03	.35**

註：** $p < .01$ 。

表 2 的結果顯示，社會讚許量表及中庸題得分之間的相關，在打散呈現時與社會讚許總分有相當穩定的相關（ $r = .24, p < .01$ ）。當我們將社會讚許正題與負題分開計算，中庸題與社會讚許之正向題，有非常高的相關（ $r = .49, p < .01$ ），但與負向題無顯著相關（ $r = -.07, p > .1$ ）。反觀非中庸題則與負向題有顯著的負相關，但與正向題無關（正向題： $r = .10$ ；負向題： $r = -.21, p < .01$ ）。但當用並排呈現時，相對於前述所有的相關之效果量均有下降。中庸題雖仍與社會讚許正向題有顯著正相關（ $r = .31, p < .01$ ），但此相關係數比打散呈現時下降了不少。而非中庸題與社會讚許負向題的相關在並列呈現時則全然消失。

根據以上的結果，我們可以結論：用並排形式呈現中庸及非中庸陳述句顯然要比打散來呈現更有利於我們編製一份比較有效的

中庸量表，因為這種呈現形式讓兩個陳述句的差異凸顯出來，讓他們受社會讚許偏向的影響較小。

2. 因素分析與量表題目篩選

本節的主要目的是以如前所述之程序與標準進行因素分析，並據以選題。首先將 32 題陳述句打散呈現，進行第一次因素分析，用主成分分析法（**principle component**）抽取了一個因子，依照「屬同一題組的兩個陳述句的因素負荷量不能以同方向進入單因素結構，即兩陳述句的因素負荷量不能同時高於 .35」的標準，保留了 12 題。然後再進行第二輪因素分析，進行同樣標準的篩選，結果剩下 11 題。到第三輪，所有保留的測題都符合標準了。在本階段的因素分析顯示的是單一因素結構，中庸題與非中庸題在此因素上不具有方向相同的因素負荷量。

將存餘的 11 題在並排呈現評分資料再進行一輪因素分析。在用主成分分析法抽取兩個因子並以斜交轉軸之後，再刪除了因素負荷過低或交叉負荷的兩題，得到最後版本為一份九題量表（參見附錄 1）。值得一提的是這九題均包括在趙志裕（2000）所用的 14 題量表之中。與打散呈現的因素分析不同的是，當並列呈現時，中庸題與非中庸題分屬於兩個因素。

對於為何會在打散型時得到單因素結構，而在並列型時得到雙因素結構，本研究目前還無法具體回答，仍有待未來更多的資料或更大型的樣本來分析澄清。作者們推測，當打散呈現時，參與者很可能將之視為一個單一的測量題組，也隨之以一個單一的思維傾向來作答，因此傾向於將非中庸題知覺為中庸的反向敘述。但是在並列呈現時，參與者則必須更仔細的思考兩者之間的差異、適用的生活情境，以及各自在生活中的普遍性等。在這種狀況下，非中庸題

就不只是中庸題的反向敘述而已，而可以是另一組信念與價值觀，也因此出現雙因素結構。以上的推論雖然還有待未來的研究釐清，但不論是單因素或雙因素結構，都支持本研究主張中庸題與非中庸題可以清楚區分開來的假設。

3. 初步信、效度資料的建立

(1) 計分、內部一致性與再測信度

經上述因素分析所得之九題量表命名為「中庸信念－價值量表」。其計分則沿用楊中芳與趙志裕（1997）及趙志裕（2000）的計分方式，針對每一題組的迫選選項決定其評量是否應反向計分。倘若勾選較贊同中庸的描述句，則該題以受測者對該描述句的評量值為其得分；倘若勾選的是較贊同非中庸的描述句，則需將對該描述句的評量予以反向計分。如此計算出九題組的分數予以平均，則為此量表之得分，分數越高表示其具有越高的中庸信念與價值。

本研究由 120 人所建立的內部一致性信度為 .61，此信度低於趙志裕（2000）所得到的 .71，此現象後續再做綜合討論。又用其中 74 人在 8 週後進行再測，得到的相關為 .63。再測信度雖不盡理想，但考慮到 8 週是一個相當長的時間，這一結果還算可以接受。

(2) 效標相關

表 3 呈現出「中庸信念－價值量表」與幾個效標分數之相關。其中我們特別將之與吳、林「中庸整合思維量表」得分與其他效標量表得分之相關並列，加以比較。

表 3 顯示，新編九題量表與同樣測量中庸構念的「中庸整合思維量表」具有中度的正相關（ $r = .32, p < .01$ ），與研究假設相符。但與「中庸整合思維量表」相比，新編九題量表似乎更符合理論的

表 3 新編中庸九題量表與效標之相關

	獨立我	相依我	社會讚許	社會讚許 正向題	社會讚許 負向題	中庸整合 思維量表
中庸思維價值	.15	.30**	.21*	.25**	.09	.32**
中庸整合量表	.27**	.32**	.41**	.62**	.07	—

註：* $p < .05$ ，** $p < .01$ 。

意義。亦即，新編九題量表與獨立我無顯著相關，與相依我之間則為顯著正相關（ $r = .30$ ， $p < .01$ ），與社會讚許的相關係數雖然仍然顯著（ $r = .21$ ， $p < .05$ ），此相關主要展現在與正向題的相關上（ $r = .25$ ， $p < .01$ ），也比中庸整合思維量表與社會讚許的相關較低。此新編九題量表與社會讚許具有正向偏低的相關也符合本研究的預期。進一步將社會讚許總分控制住後，得新編九題量表與獨立我相關為 .11，相依我之相關仍顯著為 .26，與中庸整合思維量表的相關仍顯著為 .27；相對而言，中庸整合思維量表在控制社會讚許總分之後，與獨立我、相依我之相關則分別為 .19 與 .25，均依然顯著。此結果顯示，社會讚許傾向並不影響新編九題與效標之相關型態。

三、研究二

本研究之主要目的在於加強對新編九題「中庸信念－價值量表」之效標效度研究。如前所述，本研究假設，既然中庸是一個應對具體生活事件的後設認知思維體系，高中庸者應該具有較佳的生活適應性。因此，本研究預測中庸與各項生活適應指標應有正相關；作者們也預期中庸對於負向情緒調節應具有顯著的助益。除了

憂鬱的程度較低之外，其感受到進退兩難的受困程度也相對較低。此外，由於中庸根基於儒家的傳統價值，因此在情緒感受度上，應傾向於正向低激發之情緒。

(一) 研究方法

1. 研究參與者

本研究的研究參與者為台灣北部某大學修習心理學課程的學生 206 名，其中男性 138 名。平均年齡 20.56，標準差為 2.09。

2. 研究工具

(1) 中庸實踐思維九題量表

此量表為研究一修訂楊中芳與趙志裕在 1997 年所編製之 16 題量表修訂後之九題量表。為進一步確認其信效度，本研究在指導語請研究參與者先就每題的兩個敘述進行迫選，並對兩個敘述以七點量表分別進行同意度評量。在本研究中得到整體內部一致性為 .61。

(2) 社會讚許量表

本研究所使用的社會讚許量表與測量方式和研究一的相同。在本研究中得到整體內部一致性為 .75，其中正向題內部一致性為 .76，負向題則為 .75。

(3) 生活滿意度量表

本研究所使用的生活滿意度的量表為 Diener、Emmons、Larsen 及 Griffin (1985) 所編的一個五題之「生活滿意度量表」(The Satisfaction with Life Scale, SWLS)，由 Wu 與 Yao (2006) 譯為中文。本量表主要測量整體的生活滿意度，屬於主觀幸福感的認知成

分測量。量表建立之初得內部一致性為 .87，和其他主觀幸福感也具有良好的輻合效度（Diener et al., 1985）；在台灣以大學生為樣本的研究也發現其具有良好的心理計量特性（Wu & Yao, 2006），為生活滿意度測量時被廣泛使用的施測工具。在本研究中，研究參與者被要求以七點量表進行符合度評量，得分越高表示生活滿意度越高。在本研究所得的內部一致性為 .84。

(4) 中國人幸福感量表

本研究使用 Lu 與 Shih（1997）所編製「中國人幸福感量表」（Chinese Happiness Inventory）測量個體感受主觀幸福程度。此量表之完整版共計 48 題，而本研究所採用的是陸洛（1998）發展的中國人幸福感量表精簡版 20 題，填答方式採正偏態四點量尺進行評量，得分越高，主觀幸福感受越高。此精簡版在台灣進行的一項研究中得到內部一致性為 .92，且能有效區辨對於不同類型的「忍」之情緒調控策略的相關性（陳依芬、黃金蘭、林以正，2011）。在本研究得到內部一致性為 .92。

(5) 安適幸福感量表

本研究為了探討高中庸者所可能擁有的身心安適的平靜狀態之正向幸福感受，故採用 Lee、Lin、Huang 及 Fredrickson（2008）所編製之「安適幸福感量表」（Peace of Mind Scale, PMS）。本量表共有七題，量表建立之初得到內部一致性為 .94，與心理憂鬱量表有顯著負相關，與生活滿意度則有正相關。在本研究以五點量表方式評量各題敘述狀態與自身的符合程度，得到內部一致性 .90。

(6) 心理憂鬱量表

本研究使用 Radloff（1977）所發展，且由 Chien 與 Cheng

(1985)翻譯為中文版的「心理憂鬱量表」(Center for Epidemiological Studies Depression Scale, CES-D)測量個體之憂鬱傾向。本量表包含 20 題各種身心徵兆的描述，請參與者針對過去一星期內，具有該特定憂鬱症狀的程度進行評量，採四點計分法，0 分代表沒有或極少(每週一天以下)；1 分代表有時候(每週一至二天)；2 分代表時常(每週三至四天)；3 分代表經常(每週五至七天)，得分越高其憂鬱程度越高。本量表應用於社區老人之內在一致性信度 Cronbach α 係數在 .79 到 .89 之間(林正介、李燕鳴、劉樹泉，1995；黃麗玲，2000；蔡秀欣、陳美戎、蔡芸芳，2001)，在本研究中的內部一致性為 .89。

(7)受困傾向量表

「受困傾向量表」係由 Gilbert 與 Allan (1998)編製，共 16 題，主要目的在測量個體的受困傾向。量表建立之初以美國學生為樣本得內部一致性為 .93。在台灣則由陳依芬、黃金蘭及林以正 (2011)翻譯成中文版本，得內部一致性係數為 .95，且能有效區辨對於不同類型的「忍」之情緒調控策略及其組型的相關性，顯示其具有良好的信效度。本研究採李克氏六點量尺進行符合其內心感受的程度評量，得到內部一致性係數為 .95。

(8)情緒價位指標

「情緒價位指標」(Affect Valuation Index)是由 Tsai、Knutson 及 Fung (2006)所編製。他們根據情緒環狀模式依據情緒的正負向與高低激發兩個軸度選取情緒詞共 25 題，並進一步區分理想情緒與實際情緒。針對理想情緒，研究參與者以五點量表評量理想上他們希望經驗該情緒的程度；而實際情緒則是評量他們實際上經驗了該情緒的程度。在他們的研究中發現，該測量具有良好的內部一致

性與再測信度，同時理想情緒與實際情緒也有相當的區辨效度。跨文化比較研究 (Tsai et al., 2006) 顯示，亞洲人顯著的比西方人偏好低激發正向理想情緒。本研究翻譯該量表並依照情緒的正負向與高低激發兩個軸度選取情緒詞各五題以測量個體實際經驗到的各類情緒。測量方式為請參與者以五點量表評估自己在一般的日常生活經驗中，有多常經驗到這些情緒。得分越高表示越常經驗到該類情緒。在本研究中得到高激發正向情緒、高激發負向情緒、低激發正向情緒及低激發負向情緒的內部一致性分別為 .81、.74、.75 及 .82。

3. 研究程序

本研究採團體施測方式進行，為減輕答題負擔，測量分成數次以團體方式施測。每次施測時間少於 10 分鐘。由於各量表填答人數不一，基於整體分析的樣本一致性考量，除了相關量表之內部一致性為求穩定度以選取最大樣本數為原則，本研究其餘各項正式分析均改以每次施測均參與之 169 人樣本進行之。

(二) 研究結果

表 4 的結果顯示，新編九題量表之得分普遍與生活滿意度及主觀幸福感有顯著正相關，與具本土特性的中國人幸福感以及安適幸福感有較強的效果量，同時與負面心理健康指標則有顯著負相關。這些結果均與研究假設相符合。在情緒感受部分，與正向低激發情緒有顯著正相關，也符合研究的預測。但是對於正向高激發情緒也有顯著正相關則屬非預期結果。整體而言，本新編九題之「中庸信念－價值量表」非但對正向心理健康指標有預測力，同時對負向心理指標也有預測能力，更重要的是這些效果在控制社會讚許得分

表 4 新編量表在研究二中與各效量變量之相關係數

社會讚許 傾向	相關	正向心 理指標	相關 (淨相關)	負向心理 指標	相關 (淨相關)	情緒價位 指標	相關 (淨相關)
總分	.28**	生活滿 意度	.25** (.18*)	受困	-.26** (-.18*)	正向 高激發	.23** (.21**)
正向題	.44**	中國人 幸福感	.38** (.29**)	CES-D 憂鬱	-.20** (-.13)	正向 低激發	.28** (.20*)
負向題	.02	安適幸 福感	.28** (.17*)			負向 高激發	-.14 (-.05)
						負向 低激發	-.21** (-.12)

註：括弧內為控制社會讚許傾向後之淨相關。

* $p < .05$, ** $p < .01$ 。

後，大致仍維持其預測力。

「中庸信念－價值量表」與社會讚許傾向有顯著正相關 ($r = .28$, $p < .01$)，此效果主要發生在社會讚許正向題高達 .44 的相關上，與社會讚許負向題則無相關。雖與研究一的結果相似，但是又略為上升。我們認為這些相關的結果可能與我們採用雙評量的作答方式有關，雙評量作答法要求作答者在迫選題內的兩個陳述句中先勾選一個，然後再就題內的兩個陳述句（不管是勾選的還是沒勾選的），都進行同意程度的評量。這也許讓參與者更可能去猜想「究竟研究者期待我如何選擇」的預期，以致加強了與社會讚許的相關。作者們認為有必要再進一步檢討答題形式的設計與改進。研究三將針對此議題做進一步探討。

四、研究三

在研究二中，新編的九題量表仍與社會讚許具有相當顯著的相關，有必要進一步檢討。此外，我們在資料蒐集時也注意到一個問題：當研究參與者對兩個陳述句同時必須做評量時，作答者經常會忘記在答題前先勾選其相對支持的陳述句，以致無法確切得知他或她到底選的是哪一個陳述句；或者是在勾選後只針對其中一個陳述句做評量的不一致作答情況。因此有必要在作答形式進一步的改進。

本研究的主要目的在於，若採用一個不同於前兩個研究的迫選後雙評量的作答形式，簡化研究參與者需要評量的題項，是否能夠使得研究參與者作答的錯誤率下降，同時也更直覺的反應其思維，進而減低社會讚許傾向的影響。同時，本研究也擬反覆驗證前兩個研究的部分效標效度結果。

(一) 研究方法

1. 研究參與者

本研究的研究參與者為台灣北部某大學修習心理學課程的學生 81 名，其中男性 58 名，1 名性別不詳。平均年齡 19.78 歲，標準差為 1.43。

2. 研究工具

(1) 中庸信念－價值量表

此量表為研究一修訂楊中芳與趙志裕在 1997 年所編製之 16 題量表修訂後之九題量表，重新命名為「中庸信念－價值量表」。為

進一步確認其信效度，本研究沿用楊中芳與趙志裕（1997）及趙志裕（2000）的方法，在指導語請研究參與者先就每題的兩個敘述進行迫選，並僅對勾選的敘述以七點量表進行同意度評量。此項測量方式的改變，除了想探看這一作答形式會否降低與社會讚許的相關之外，我們也是想避免在採用雙評量法時的一個缺點：對兩個陳述句做評量時，作答者經常會忘記在題前勾選，以致無法確切得知他或她到底選的是哪一個陳述句。我們這一研究的另一個目的也是想看看，在換了作答形式之後，量表得分與效標分數之間的關係有沒有改變。在本研究中得到整體內部一致性為 .63。

(2) 社會讚許量表

本研究所使用的「社會讚許量表」與測量方式和研究一、二的相同。在本研究中得到整體內部一致性為 .73，其中正向題內部一致性為 .78，負向題則為 .69。

(3) 生活滿意度量表

本研究所使用的「生活滿意度量表」與測量方式和研究二的相同。在本研究中得到整體內部一致性為 .79。

(4) 中國人幸福感量表

本研究使用的「中國人幸福感量表」與測量方式和研究二的相同。在本研究中得到整體內部一致性為 .92。

(5) 心理憂鬱量表

本研究使用的「心理憂鬱量表」與測量方式和研究二的相同。在本研究中得到整體內部一致性為 .72。

(6) 獨立我 / 相依我量表

本研究使用的「獨立我 / 相依我量表」與測量方式和研究一的

相同。在本研究所得之「獨立我分量表」的內部一致性信度為 .80，「相依我分量表」的內部一致性信度為 .75。

3. 研究程序

本研究採團體施測方式進行，為減輕答題負擔，測量分數次在課堂中以團體方式施測。每次施測時間少於 10 分鐘。

(二) 研究結果

爲了要審視兩種作答形式可能引起的差異，在表 5 中，我們將用雙評量形式作答的研究一及研究二的結果並列出來，以作比較。首先由表 5 的資料，我們注意到的是，新編量表在換了作答形式之後，與社會讚許量表得分的相關下降至不顯著 ($r = .15, p > .1$)。這正向但是低度的正相關也符合研究者預期的結果，不過其下降幅度也略超過預期，當然此結果仍需要進一步再核實。但從這一初步結果看來，即使在迫選題這個大框架下，選用不同的作答形式，仍然會影響其結果。而「迫選單評量」的形式可能是一個較佳的方式。更重要的是，中庸得分與效標變項之相關，在控制社會讚許分數後，完全不影響其預測力（與各變項之淨相關分別爲：獨立我 .11；相依我 .32**；生活滿意度 .25*；中國人幸福感 .46**；CES-D -.05）。

表 5 的結果亦顯示，在文化相關的變項上，本研究重複驗證了先前的發現。新編九題之中庸信念－價值量表與相依我仍維持顯著正相關 ($r = .35, p < .01$)，與獨立我則無相關 ($r = .15, p > .1$)，顯示其具有華人文化的特性。在生活適應的相關變項上，本研究也重複驗證了研究二所得到的結果。新編九題之中庸信念－價值量表仍與具有本土特性的華人主觀幸福感維持非常穩定的正相關 (r

表 5 三個研究之效度資料比較

	中庸分數		
	研究一	研究二	研究三
社會讚許總分	.21*	.28**	.15
獨立我	.15		.15
相依我	.30**		.35**
生活滿意度		.25**	.27*
中國人幸福感		.38**	.47**
安適幸福感		.28**	
CES-D		-.26**	-.06
受困傾向		-.20**	

註：* $p < .05$ ，** $p < .01$ 。

= .38, $p < .01$)，與其他生活滿意度的相關也達顯著 ($r = .27$, $p < .05$)。但是與憂鬱的相關未達顯著，則與研究二不同，也不符合研究的假設。此一結果仍有待未來的研究繼續澄清。考慮到此一研究的樣本人數僅為研究二樣本數的一半，統計的顯著性程度或有不同，但是所有相關係數的方向及效果量並沒有太大幅度的變化，表明這些指標與「中庸信念－價值量表」的關係仍然具有一定的穩定性。因此，作者們還是認為相當程度的重複驗證了先前的發現。

五、總 結

本論文報告的三個研究，主要目的是在楊中芳與趙志裕(1997)所編製的一個「中庸實踐思維量表」的基礎上，針對該量表所未澄清的一系列問題進行實徵探討。這些問題包括：研究概念的單純

化、社會讚許的汙染程度、迫選形式的評估與題組的建立、信效度的建立等關鍵問題提供具體的檢證。

(一) 「中庸信念－價值量表」的內涵

楊中芳與趙志裕（1997）雖然很早就提出了中庸的構念以及初步的測量，但是直到最近楊中芳（2010）才提出一個比較完整的中庸理論架構。在這個中庸理論架構中，她認為中庸應該區分為三個大的層次：生活哲學、個別事件處理，以及事後反思。在生活哲學層次上，過去雖然有陰陽感知（許潔虹、李紓、孫悅，2008）與全局思維（Choi, Nisbett, Koo, & Choi, 2007）等量表，但是這些量表都不是直接針對中庸此一構念內涵所發展，與中庸理論的結合還是很鬆散。而吳佳輝與林以正（2005）的中庸量表則是自評其實際的生活經驗，應屬於個別事件處理層次的測量。因此在中庸生活哲學層次的測量就僅有楊中芳與趙志裕（1997）早期所編製的量表，但很可惜的該量表並沒有進行很清楚的信效度研究，後續雖然趙志裕（2000）曾經以大樣本進行一些信效度的研究，但是仍在因素結構、題目選擇，與效標選擇上未臻完善。本研究指出這些測量的核心問題，並以三個子研究逐步釐清這些問題。本研究最後提出新編的九題「中庸信念－價值量表」，終於補足生活哲學這個層次的測量工具，使得未來對於中庸理論的研究得以更為開大步進行。

本研究結果發現，新編的九題「中庸信念－價值量表」的題項雖然無法細分為原編製目標的八個子構念，但是卻可以穩定地在單一因素中區分為不同因素負荷方向的中庸題與非中庸題，而當這兩組構念合併成為題組進行迫選式的選擇形式之後，則可以成為一個相當穩定的量表。由相依文化的傾向與情緒的偏好來看，本量表確實具有本土的特性，也符合中庸信念的測量可以反映華人文化所特

有中道和諧、陰陽整體、以退為進等具有收斂性的思維模式。而這樣的思維模式對於華人的生活適應與身心健康具有促進的效果。

在修訂「中庸信念－價值量表」的同時，本研究也有助於澄清中庸的核心概念。趙志裕（2000）針對該中庸量表的修訂時，歸納其 14 題的中庸量表包含三個主要的因素：以「和」為行動目標、認清事物複雜的相互關係，及以「執中」執行行動。而在吳佳輝與林以正（2005）所編的量表中，則嘗試以多面性、整合性，以及和諧性三個因素來建構量表。綜合此兩者的論述，他們所共同強調的是，對事物採多面整體的觀照，以及用和諧與平衡作為行動的目標與準則。就本研究所新編的九題而言（參見附錄 1），若參照廣泛的中庸理念，第二題及第七題較屬於靜觀其變，第四題較屬於兩極思維，第九題較屬於顧全大局。此四題強調的是多面整體觀的部分。其餘第一題較偏向著重後果，第三題較偏向不走極端，第五題較偏向合情合理，第六題及第八題則較偏向以和為貴。這五題都傾向於強調恰如其分的和諧與平衡。因此，就本新編的九題量表中的中庸題可以概分為多面整體觀與和諧平衡觀兩個部分，與趙志裕（2000）、吳佳輝與林以正（2005）的理念相符，同時也符合楊中芳（2010）在其中庸理論架構中所提出的顧全大局、不走極端、以和為貴、恰如其分的四個基本信念與價值。但是，除了上述兩個核心因素之外，第一、三、五、六及第八題也同時包含了克己退讓的特性。此一特性，作者以為在並列迫選的題型下，中庸題還會因為其對比的非中庸題而進一步強化此一蘊含的特性。例如，就非中庸題而言，第一題強調不能吃虧，第三題強調採取強硬態度，第五題強調據理力爭，第六題強調不怕得罪人，第八題強調據理力爭。對應於強調和諧平衡的中庸題，這些非中庸題都具有遇事必須積極主動，強勢作為的顯著意涵。換言之，相對於這些非中庸題所強調的

「進」，中庸題相對的被凸顯了「退」的特性。因此，作者以為在這樣的並列迫選作答下，本量表還會測量到在中庸理念中較少被直接指出的克己退讓的收斂性思維特性。

在實徵資料上，研究二的結果也顯示，本量表之中庸題與吳、林氏「中庸整合思維量表」在打散題的形式下有高達 .60 的相關，這很可能就代表它們共同測量到了積極權衡與整合的面向；但是在並排形式中，由於對比於非中庸題所強調的強勢作為傾向，本量表的中庸題相對的較凸顯了退一步的特性，也因此與中庸整合思維有較為明顯的區隔，而兩者的相關也下降至較為合理的中低度相關。綜合以上的討論，作者以為在本量表所測量的中庸，很可能包含了三個主要的因素，首先是克己退讓，並據以退一步觀照整體，隨後進而採取和諧平衡的作為。在本研究的效度檢驗中，已經初步支持中庸信念－價值因其符合華人所強調的生命理念而對於生活適應有直接的預測力，但是前述「退一步海闊天空」的思維特性很可能也能夠對於負向的生活經驗提供緩衝的機制，這是過去相關研究所較為缺乏的關切。近來周麗芳、廖偉倫及蘇柏丞（2011）發現中庸思維能夠緩解障礙性工作壓力源對員工之主觀幸福感的傷害則是一個很好的例證，未來的研究也可以再深入探討中庸的調節效果。

（二）測驗形式的影響

一般在測量具有合於文化理念的價值觀與信念之贊成程度時，由於這些題目所反映的就是該文化所讚許的理念，因此研究參與者在作答時很容易就受到社會讚許壓力的影響，使得測量到的往往是他們「應該」同意的程度，而不是「實際」同意的程度。這是對個體價值信念測量極難克服的問題。吳佳輝與林以正（2005）所編製的中庸量表就一直與社會讚許程度有中度以上的相關。本研究

發現這個問題並非無法克服。趙志裕（2000）與本研究三均發現若採用「迫選單評量」形式來建構題組，將兩個陳述句並排呈現給研究參與者，並要求其必須就兩個陳述句做出相對偏好的選擇，比將它們打散埋藏於其他題目之中，不僅可以使兩個價值評量的差距拉大，正相關減弱，以增大效果量之外，其受社會讚許因素的影響也能夠大幅度的減少。

本研究之研究一發現相對於打散題的評量，並列的評量方式可以加大兩對立概念的評量差異。這樣的效果並不僅限於量表的評量上，在跨文化的相關研究中也有類似的發現。有鑑於全球化風潮，異文化符碼同時呈現於生活各場景的機會日益加劇，例如，肯德基速食店的稀飯套餐廣告。這樣的經驗究竟會使異文化更加融合或使文化差異更加凸顯？Chiu 及其同僚的一系列研究發現，相對於單一文化符碼的呈現，雙文化符碼的同時呈現會激發兩文化的各自表徵，更加引發個體知覺到文化的差異，進一步引導更強的文化刻板印象，例如，更加預期內團體會表現出符合文化特性的典型行為（Chiu, Mallorie, Keh, & Law, 2009; Torelli, Chiu, Tam, Au, & Keh, 2011）。目前亞洲社會其實大都已經處於多元文化交錯的狀態，這一系列的研究發現值得未來研究者在處理文化及與變遷有關的議題時，作為測量方式的參考。

（三）研究限制與未來研究方向

本研究仍有些限制值得提出來，以期未來研究的進一步探討。例如，本量表在信度上顯然偏低。相較於趙志裕（2000）的研究其內部一致性的分布由 .62 至 .73，而本研究最後版本的內部一致性則為 .62，屬於偏低的範圍，也不符合一般對於內部一致性的要求。作者以為可能的原因是，中庸信念所涵蓋的範圍實在相當的廣泛，

即便是本量表已經縮編為九題，其內容還是包括了「退讓」、「不爭」、「整體」、「和諧」等理念，雖然這些理念在本質上具有共通性，還是可以得到一定的聚斂性；但是，例如在面對「與人相處，吃點眼前虧，將來對自己可能有好處」以及「有理就要據理力爭」這些中庸與非中庸的理念時，很可能還是各有其不同的適用情境。特別是現代的大學生所處的是多元文化混合的社會處境，在人際情境與學術情境等不同的狀況下很可能必須展現不同的面貌，因此使得整體的一致性無法大幅度的提升。但是即便如此，本研究之信度仍屬於勉可接受的範圍，同時在偏低的內部一致性下，依然能夠穩定的預測不同的效標，顯示本量表還是具有相當的效度。未來在累積更多不同的研究之後，可以集合這些研究進行後設分析，並進一步的修訂本量表。

研究一在選題的因素分析所使用的樣本仍偏小，使用主成分分析也有略高估因素負荷的疑慮，未來研究宜採用更多更大的樣本，使用其他因素分析方法來評估結果之穩定性。此外，本論文三個研究均是以大學生作為研究對象，或許會令人擔憂中庸既然是一個後設認知的思維，很可能需要經過處事經驗的磨練，以及年齡智慧的成長才能夠更臻成熟。以大學生作為研究對象很可能使得中庸分數的分配受到局限，也無法展現中庸對真實生活困境的緩衝效果。不過，近來周麗芳等人（2011）以企業組織中平均 32 歲的員工為樣本，並發現中庸思維除了直接與工作滿意具有顯著正向關聯、與情緒耗竭則為顯著負向關係之外，中庸思維也會緩解障礙性工作壓力源對員工之主觀幸福感的傷害，以及強化挑戰性壓力源與工作滿意間的正向關係。這顯示本量表的適用性不僅並不局限於大學生，相反地，對於在高壓力的企業員工很可能更具效果。不過以更多樣化的樣本來檢驗中庸的效果，則是未來中庸研究應該努力的方向。

參考文獻

- 吳佳輝(2006)：〈中庸讓我生活得更好：中庸思維對生活滿意度的影響〉。
《華心理學報》(香港)，7，163-176。
- 吳佳輝、林以正(2005)：〈中庸思維量表之編製〉。《本土心理研究》
(台北)，24，247-300。
- 周麗芳、廖偉倫、蘇柏丞(2011)：〈中庸思維，是華人的印象整飾嗎？
企業組織中的反證〉。台灣心理學會主辦「台灣心理學會年會」(台
中)宣讀之論文。
- 林正介、李燕鳴、劉樹泉(1995)：〈影響新店社區老人憂鬱情緒之因素〉。
《中華家醫誌》，5(1)，1-11。
- 許潔虹、李紓、孫悅(2008)：〈陰陽轉換思維與概率思維的關係研究〉。
中國社會心理學會主辦「第七屆中國社會心理學會年會」(天津)
宣讀之論文。
- 陳依芬、黃金蘭、林以正(2011)：〈忍的情緒調控與心理適應〉。《本
土心理學研究》(台北)，35，3-56。
- 陸 洛、黃茂丁、高旭繁(2005)：〈工作與家庭的雙向衝突：前因、後
果及調節變項之探討〉。《應用心理研究》(台北)，27，133-166。
- 陸 洛(1998)：〈中國人幸福感之內涵、測量及相關因素探討〉。《國
家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學》(台北)，8，115-137。
- 黃麗玲(2000)：〈社區獨居老人身體、心理及社會功能之探討〉。高雄
醫學大學護理學研究所，未發表之碩士論文。
- 楊中芳(2008)：〈中庸實踐思維研究——邁向建構一套本土心理學知識
體系〉。見楊中芳(主編)：《本土心理研究取徑論叢》。台北：
遠流出版公司。

- 楊中芳 (2010) : 〈中庸實踐思維體系探研的初步進展〉。《本土心理學研究》(台北), 34, 3-96。
- 楊中芳、趙志裕 (1997) : 〈中庸實踐思維初探〉。中央研究院人文社會科學研究中心主辦「華人心理與行為科技學術研討會」(南港) 刊載之論文。
- 趙志裕 (2000) : 〈中庸思維的測量〉。《香港社會科學學報》(香港), 18, 33-55。
- 廖玲燕 (1999) : 〈台灣本土社會讚許量表之編製及其心理歷程分析〉。國立台灣大學心理學研究所, 未發表之碩士論文。
- 蔡秀欣、陳美戎、蔡芸芳 (2001) : 〈921 地震災區某鄉村獨居老人憂鬱症狀及其相關因素之探討〉。《慈濟醫學雜誌》(花蓮), 13(3), 169-175。
- Chien, C. P., & Cheng, T. A. (鄭泰安) (1985). Epidemiological survey utilizing CES-D. *Psychiatry et Neurologia Japonica*, 87(5), 335-338.
- Chiu, C-Y., Mallorie, L., Keh, H-T., & Law, W. (2009). Perceptions of culture in multicultural space: Joint presentation of images from two cultures increases ingroup attribution of culture-typical characteristics. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 40, 282-300.
- Choi, I., Nisbett, Koo, M., & Choi, J. A. (2007). Individual differences in analytic versus holistic thinking. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33, 691-705.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Gilbert, P., & Allan, S. (1998). The role of defeat and entrapment (arrested flight) in depression: An exploration of an evolutionary view. *Psychological Medicine*, 28, 585-598.
- Lee, Y. C. (李怡真), Lin, Y. C. (林以正), Huang, C. L.(黃金蘭), & Fredrickson,

- B. L. (2008). *Peace of mind: The low-arousal ways to subjective well-being*. Poster presented at the 9th annual meeting of the Society for Personality and Social Psychology, Albuquerque, NM.
- Lu, L. (陸洛), & Gilmour, R. (2004). Culture, self and ways to achieve SWB: A cross-cultural analysis. *Journal of Psychology in Chinese Societies*, 5, 51-79.
- Lu, L. (陸洛), & Shih, J. B. (施建彬) (1997). Personality and happiness: Is mental health a mediator? *Personality and Individual Differences*, 22(2), 249-256.
- Markus, H., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224-253.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: A Self-report Depression Scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Tsai, J. L., Knutson, B., & Fung, H. H. (2006). Cultural variation in affect valuation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90, 288-307.
- Torelli, C. J., Chiu, C-Y., Tam, K-P., Au, A. K. C., & Keh, H. T. (2011). Exclusionary reactions to foreign cultures: Effects of simultaneous exposure to cultures in globalized space. *Journal of Social Issues*, 67, 716-742.
- Wu, C. H. (吳佳輝), & Yao, G. (姚開屏) (2006). Analysis of factorial invariance across genders in the Taiwan version of the Satisfaction with Life Scale. *Personality and Individual Differences*, 40, 1259-1268.

稿件編號：101-03

原稿收件：2012 年 03 月 19 日

完成修訂：2012 年 08 月 12 日

正式接受：2012 年 08 月 15 日

作者簡介

黃金蘭：台灣科技大學人文社會學科助理教授，台灣大學心理學博士。主要研究領域為記憶、認知與情緒以及社會認知。近年來關切心理幸福感之社會認知機制，除探討典型之認知作業於情緒調節相關研究之應用外，目前也著力於書寫歷程中之字詞分析應用於探討心理歷程之可能性。clhuang@mail.ntust.edu.tw。

林以正：台灣大學心理學系暨心理學研究所副教授，美國羅徹斯特大學心理學博士，研究領域為人格與社會心理學，研究議題涵蓋親密關係、寂寞感受、社會比較、網路心理與行為、社會認知與本土心理學等。近年來著力於中庸相關的研究與測量工具的發展，並以此探討華人多元自我的安頓之可能。i890@ntu.edu.tw。

楊中芳：現任北京中國社會科學院社會學研究所社會心理學研究中心客座研究員，美國芝加哥大學社會心理學博士，曾任教香港大學心理學系及廣州中山大學心理學系。研究興趣為華人本土心理學，目前致力中庸心理學研究。yangchungfang2@gmail.com。

附錄 1

請針對下列每一題當中的兩個描述中，選出一個你比較同意的選項勾選在左邊對應的空格內（強迫二選一）。並評量你同意該敘述的程度（1~7，1 表示非常不同意，7 表示非常同意），圈選在右邊適當的數字。例如，對下面兩個句子，如果你比較同意第二句，且同意的程度較高，請如下回答之：

<input type="checkbox"/> 例：自我反省是很重要的。	1 2 3 4 5 6 7	
<input checked="" type="checkbox"/> 事情做完就不要回頭想它。	1 2 3 4 5 6 7	
	非常不同意	非常同意
<input type="checkbox"/> 1 與人相處，不能吃虧，否則別人會得寸進尺。	1 2 3 4 5 6 7	
<input type="checkbox"/> 與人相處，吃點眼前虧，將來對自己可能有好處。	1 2 3 4 5 6 7	
<input type="checkbox"/> 2 處理事情，要當機立斷，免得節外生枝。	1 2 3 4 5 6 7	
<input type="checkbox"/> 事情發生時不要急於採取行動，先靜觀一下事態的發展再說。	1 2 3 4 5 6 7	
<input type="checkbox"/> 3 做事如不採取強硬態度，別人便會看不起你。	1 2 3 4 5 6 7	
<input type="checkbox"/> 任何事做得過火，通常會適得其反。	1 2 3 4 5 6 7	
<input type="checkbox"/> 4 一件事情總有好的和壞的兩方面，就看你怎麼看了。	1 2 3 4 5 6 7	
<input type="checkbox"/> 不管你怎麼看，每件事情都可以總結為「好的」或「不好的」。	1 2 3 4 5 6 7	

	非常 不同意	非常 同意
() 5 與人相處，只做到「合理」是不夠的，還要「合情」才恰當。	1	2 3 4 5 6 7
() 與人相處依理行事即可，不必兼顧人情。		
() 6 人為爭一口氣，有時候得不怕得罪人。	1	2 3 4 5 6 7
() 為了與周圍的人和睦共處，有時候得忍一口氣。		
() 7 一個人就算運氣好，也要看你能否抓住機會。		
() 一個人要是運氣好，自己不用做什麼，機會也會自動找上門。	1	2 3 4 5 6 7
() 8 不管自己多麼有理，「放人一馬」總是好的。	1	2 3 4 5 6 7
() 有理就要據理力爭。		
() 9 做事總要以維持大局為重，不要只考慮到自己。	1	2 3 4 5 6 7
() 做事總是要顧全大局的話，往往只是委曲求全。		

Revision of the ZhongYong Belief-Value Scale

Chin-Lan Huang, *Assistant Professor, Department of Humanities and
Social Sciences, National Taiwan University of Science and Technology*

Yi-Cheng Lin, *Associate Professor, Department of Psychology, National
Taiwan University*

Chung-Fang Yang, *Visiting Scholar, Center for Social Psychological
Studies, Institute of Sociology, Chinese Academy of Social Sciences*

Abstract

This study revised Yang and Chiu's (1997) ZhongYong Practice Cognition Scale (ZYPC). We intended to resolve the ZYPC's issues, such as overly complex components, confounding of social desirability, suitability of the forced-choice format, and lack of reliability and validity. When these two sets of items were paired, the forced-choice format provided acceptable reliability and validity. The new 9-item scale was renamed the ZhongYong Belief-Value Scale. This new scale has a reliable factor structure, acceptable internal consistency, and good test-retest reliability. It is less affected by social desirability and predicts psychological adjustment.

Keywords: *forced-choice format, the ZhongYong Belief-Value Scale, the ZhongYong Practice Cognition Scale, ZhongYong*

