

「歸因型態量表」之編製及其信、效度研究

蘇素美

高雄師範大學師資培育中心 副教授

摘要

本研究目的在編製一份適合於大學生使用的「歸因型態量表」，以供研究及輔導上之應用。本量表包含四個分層面：內在性、概括性、穩定性及不可控制性，量表一共有 14 個情境，包括人際及成就情境，又可區分成正向及負向情境。本研究總計以 932 位學生為研究對象，結果顯示，本量表具有不錯的內部一致性，從因素分析可知，本量表的因素與理論構念相符合，而多特質多方法的驗證性因素分析顯示，歸因型態量表具有特質及方法效果，也具有聚斂效度及區別效度。

關鍵詞：歸因型態量表、驗證性因素分析、多特質多方法、效度

註：感謝高雄師範大學特教所吳教授裕益在 MTMM 統計上的啟發，以及兩位審查委員所提供的寶貴意見。本論文部分內容為國科會補助研究的部分成果，計畫編號：NSC98-2410-H-017-006 感謝國科會經費的補助。

壹、緒論

人們無時不在為其日常生活中的各種事件做因果推論，希望能從因果的推論中，找到有效的法則，以作為解釋、預測甚至是控制未來事件的依據。自從 F. Heider 在 1958 年出版「人際關係心理學」一書，對於人們因果推論的歸因現象做有系統的論說以來，歸因理論的研究就如雨後春筍，不斷增加（梁茂森，1992）。研究發現，歸因和個體的健康（Creswell & Chalder, 2003）、寂寞（Han & Choi, 2006）、憂鬱（Bruch & Belkin, 2001; Cole, 2012; Haugen & Lund, 2002; Haynes, Ancoli-Israel, Walter, & McQuaid, 2012; Kwon & Lemon, 2000; Moore & Fresco, 2007; Sturman, Mongrain, & Kohn, 2006）以及行為表現（Gordon, 2008; Khodayarifard, Brinthaup, & Anshel, 2010; Rowe & Lockhart, 2005; Yee, Pierce, Ptacek, & Modzelesky, 2003）都有所關連，可見歸因不僅影響個體的健康，也影響其行為的表現，更是探討個體憂鬱的重要研究變項。因此，編製一份具有信度及效度能準確測量到個體歸因內涵的量表，是進行此領域研究的首要任務。本研究的目的，便是在編製一份適合於大學生使用的「歸因型態量表」，並對其信度及效度進行考驗。

以下擬就歸因的定義、Weiner 的歸因理論、歸因理論模式的演變，以及歸因型態的測量四部分進行文獻探討。

一、歸因的定義

歸因的涵義因不同的學者而有不同的見解。Heider(1958)認為歸因是人際知覺形成的過程，日常生活中個人對自己或他人的行為之因果做單純的分析(*naive analysis*)，將行為原因歸諸於環境因素或個人因素的歷程。Kelly(1967)認為歸因是個人對環境中的事件推論其發生的原因與性質之過程；此過程包括對自己或對別人行為原因的推論。此種歸因的心理歷程會影響個人以後的行為，可視為事件與行為之間的中介歷程(*mediating process*)。Shaver(1987)指出歸因是個人概念形成的過程，其過程包括三個主要步驟：(1)必須要有可觀察的行為，此行為提供知覺者原始資料，以作為歸因的基礎。(2)歸因包含對別人「意圖」的判斷，行為如果具有意圖，則賦有歸因的潛在意義。(3)因果歸因在於滿足「為什麼」的問題，讓觀察者了解他人行為的目的。

王大延(1984)認為歸因乃是個人對於所知覺或所見到的事物思索原因，以個人的觀點推論或解釋自己行為結果或他人行為結果，做原因的歸屬。劉安彥(1986)則認為歸因是觀察別人行為，根據其發生的情境，就行動者的動機與用意做推理性的分析，並推究引發行動的可能因素，包括內在和外因素。另外，個人也會對自己的行為進行某種程度的分析，欲對個人的行為做合理的解釋，即所謂「自我歸因」的歷程。而李美枝(1994)則指出歸因係指對個體行為覺知或推論其性質或原因的歷程。

綜合以上的解釋，雖然對歸因有不同的定義，但有其共同性，本研究將其定義為：歸因乃是指個體對環境中所發生的事件推論其產生的原因與性質之過程。

二、Weiner 的歸因理論

歸因理論的內涵可以追溯到 Heider(1958)的人際理論(*interpersonal theory*)，而與其相關的理論很多，除了 Heider 的自然心理學(*Native Psychology*)之外，還有 Jones 和 Davis

的相當推論說(theory of correspondent inference)、Kelley 的歸因理論與 Bem 的自我知覺理論(丁興祥、李美枝、陳皎眉, 1991:56)。不過, 以下僅就與本研究最相關的 Weiner 歸因理論加以探討。

Weiner(1972)的歸因理論結合心理學, 認為個人對自己或他人行為結果的分析, 可從兩個方面來討論, 即將行為結果歸因於行為者本身, 或是環境因素。行為者本身可分成兩方面, 一是「能」(can): 指將行為結果歸因於能力(ability); 另一是「為」(trying): 將行為結果歸因於努力(effort)。而無論歸因於能力或是努力, 都是將行為的結果歸因於行為者本身。至於環境因素方面, 也可以將行為結果歸因於工作難度(task difficult)或是機會(chance)與運氣(luck)等外在因素。

Weiner、Heckhausen、Meyer 和 Cook(1972)綜合 Heider 和 Rotter 的概念和理論, 將歸因架構以兩個向度分類: 第一向度為 Rotter 的「控制所在」(locus of causality), 即指事件成敗的內在或外在因素。內控者會把原因歸諸自己, 而外控者則把原因歸諸外在或未知因素。第二個向度為事件過程的「穩定性」(stability), 即指事件發生的過程及結果是否會因時間變動而改變。作穩定性歸因的人認為事件的原因是長期的, 不會隨時間而改變; 作不穩定歸因的人, 認為事件的原因是短期的, 會隨時間而改變。根據此二向度, 可分成四類的歸因, 詳如表 1。

表 1
認知歸因模式

穩定性	控制所在	
	內控	外控
穩定	能力	工作難度
變動	努力	運氣

(引自 Weiner 等人, 1972:240)

由表 1 可知, 能力為內在且較穩定的歸因, 因為能力是個人的特質, 不太因時間的改變而變動; 努力是內在且變動的歸因, 因努力是個人的內在特質, 操之在己, 但個體可能因時間的不同而有不同程度的努力; 工作難度是外在且較穩定的歸因; 而運氣則是外在且變動的歸因。

Weiner(1979)在對其歸因模式進行系統性研究之後, 認為兩個向度的歸因不足以解釋個體複雜的歸因歷程, 因此, 提出「控制性」(controllability)向度, 係指事件或行為結果是否為個人所能控制或超乎個人所控制的範圍, 此種歸因向度的效果會影響一個人未來的成就動機、期望及表現。至此, 歸因模式就形成三個向度, 如表 2 所示。

表 2
成敗歸因模式

控制性	內控		外控	
	穩定	不穩定	穩定	不穩定
可控制的	經常性的努力	臨時性的努力	教師偏見	他人偶而的協助
不可控制的	能力	情緒	工作難度	運氣

(引自 Weiner, 1979:7)

Weiner 的三層面歸因理論較二層面歸因理論多出四個歸因項目，將原來屬於內在不穩定層面的「努力」分化成一個屬於穩定性的「經常性努力」及不穩定性的「臨時性努力」，兩者均為可控制性的歸因；另在此層面新增一項不可控制的「情緒」歸因。原屬外在性歸因中的「工作難度」及「運氣」，前者為穩定的，後者則為不穩定的因素，但兩者均是不可控制的因素；至於本層面新增的「教師偏見」、「他人偶而的協助」兩項中，前者為穩定的，後者則為不穩定的因素，但兩者均是可以控制的因素（梁茂森，1992）。

歸因理論是探討人們在事件發生後對於事件成敗的因果解釋。適當的歸因可以使人們得到自尊、鼓舞、自我肯定等積極的振奮力量；不適當的歸因則導致當事人產生無助、絕望、失去動機等消極的頹喪效果，這種反應不僅對當事人身心有相當不利之影響，甚且將影響他下次可能獲致成功之內在力量（陳耀東、黃玲玲，1985），在 Weiner 的三個層面之歸因中，穩定向度和個體期望的變化有關，內外控向度和自尊有關，而控制向度和人際判斷有關（陳淑敏，1989）。

三、歸因理論模式的演變

雖然 Weiner 的歸因理論模式最初是從成就情境中發展出來的，但是，後來 Weiner 也把它應用在寂寞和憂鬱等問題的研究上（Weiner, 1979; Weiner & Litmanadizes, 1980）。內外控和穩定向度經由對動機的影響，而和寂寞與憂鬱等問題產生關連。穩定向度經由對成功的期待影響動機，內外控向度則經由對結果的評價（情感的反應）而影響動機，Weiner 乃是根據這種動機的期待－評價模式來預測寂寞和憂鬱，但 Weiner 並沒有清楚說明控制向度，主要因為它似乎與內外控和穩定向度有關（陳淑敏，1989）。後來 Peplau、Russell 和 Heim (1979) 也以 Weiner 的模式研究寂寞的自我歸因，研究結果支持 Weiner 的主張，即由成就情境所發展出來的動機模式可以適用於各種情境，包括親和行爲，同時研究也發現可控制性並非一個獨立的向度，它包含於內在性和穩定性當中。

不過，Anderson (1983) 認為每一個情境的原因結構必須和對該情境所作的歸因緊密關連，不同的情境應該有不同的原因結構 (cause structure)，因此，對 Weiner 的模式適用於各種情境的看法提出質疑。後來 Seligman, Abramson 和 Garber 在 1980 年針對憂鬱和習得無助 (learned helplessness) 等問題的研究，對 Weiner 的模式提出了改革。新的模式仍然以 Weiner 的模式為基礎，在內外控、穩定兩個向度上加入普遍向度 (globality)，將內外控向度改為內在向度 (internality)，並且將控制向度加以排除（陳淑敏，1989）。普遍向度又可分成普遍性 (global) 及特殊性 (specific)，普遍性指把事件進行推論或過度類化而影響到生活的許多層面；而特殊性則指認為此事件只是單一的特定事件，僅發生在特定的情境或事情上，不會影響到生活中的其他層面。

陳淑敏 (1989) 指出，研究習得無助的學者比較喜歡把控制性 (controllability) 視為一個事件的屬性，而非歸因。他們認為內外控、穩定性和普遍向度已能顯示出歸因中任何可控制性的差異，因此，把控制性視為一個歸因向度是多餘的。但是，有些學者持不同的看法，認為個體知覺原因的可控制性是決定其動機、認知和行爲表現的重要因素。個體對成功的期待乃是由事件的結果能否為其所控制而決定的，如果負面的結果被認為是由可控制的因素所造成，則個體對成功的期待就不會因此而降低，亦即，歸因的可控制性

決定個體對成功的期待，及其動機、表現和情感。Anderson(1981)指出，個人事件之歸因會隨著情境而改變，各個原因被納入何種歸因向度也隨著情境而改變，至於每一個原因結構可分成幾個向度也會因情境而異，因此，不宜將 Weiner 固定的歸因模式作過於廣泛的應用。Anderson 因此乃以自編的歸因方式評估問卷對寂寞進行研究，他認為寂寞、憂鬱和害羞都是與人際關係有關的問題，因此，必須以人際情境的歸因結構進行研究，Anderson 所編的歸因方式評估問卷，包括對 20 個情境的敘述，一半是人際情境，另一半則是非人際情境，每個情境的敘述有成功和失敗兩種結果，施測時要求受試想像自己在這些情境當中，並寫出造成事件成功和失敗的原因，再把每一個原因在改變性(changeability)、內外控(locus)、普遍(globality)、穩定(stability)、意圖(intentionality)、控制性(controllability)等六個向度的九點量表上分別評定其等級。後來 Anderson 捨棄了改變性和意圖性二個向度，因為這兩者和控制性有很高的相關。至此，歸因模式的結構已由 Weiner 的固定模式逐漸演變，研究者逐漸考慮到情境的差異，自行建構出符合研究所需的歸因模式。

四、歸因型態的測量

歸因型態量表的編製，最早是因 Peterson 等人(1982)要檢視 Abramson、Seligman 和 Teasdale(1978)所提出的「習得無助修正模式理論」，因此，依其理論發展出包含內在性(internality)、穩定性(stability)和普遍性(globality)三個向度的歸因型態問卷(the Attributional Style Questionnaire, ASQ)，為一自陳式問卷，一共包含 12 個假設的事件，一半是正向事件，一半是負向事件，而這 12 個事件當中，有一半是屬於成就的事件(achievement-related)，另一半則是有關於人際/親和的事件(interpersonal/ affiliative)。作答方式乃是要求受試者想像如果這些情境發生在自己身上，它最主要的原因是什麼，寫出原因之後，再去評定原因的性質為何，從內在/外在、穩定/不穩定、普遍/特定等三個向度分別給予 1-7 分的評量，最後再去評定此情境的重要性。其計分方式，除了可以得到正、負向事件的三個向度之個別分數外，也可求得組成分數(composite score)：CP(composite positive score)是將正向事件的三個向度分數相加再求平均；CN(composite negative score)是將負向事件的三個向度分數相加再求平均；而 CPCN 則是將 CP 分數減去 CN 分數。而在信度方面，此量表的正、負向事件的組成分數的內部一致性信度分別是 .75 和 .72，而如果將正、負向事件的三個分向度各自計分，六個分向度的分數介於 .44 ~ .69，平均的信度為 .54。Peterson 等人(1982)的研究發現，無法區分出成就與人際事件的題目，可能美國大學生對人際與成就事件的歸因有所重疊，因此，建議可將成就與人際的題目一起合併進行計分。而正、負向事件之間的相關很低 (-.17 ~ .24)，表示受試對正負向事件的歸因型態不同，要各自分開進行計分。另外，研究也發現負向事件的三個向度之間的區別性較佳（相關介於 .18 ~ .45），而正向事件的三個向度間較不具區別性（相關介於 .38 ~ .62），顯示可能人們對正向事件較少做歸因上的區分，因為他們對正向事件的歸因不像對負向事件般花比較多的時間去思考，或者是人們可能更注意到負向事件的存在。

Metalsky、Halberstadt 和 Abramson(1987)為了提升歸因型態問卷的信度，乃以 ASQ

為基礎，發展出延伸版的歸因型態問卷(the Extended Attributional Style Questionnaire; EASQ)，共有 12 個負向的假設生活情境，一半是成就取向的情境，一半是人際取向的情境，施測的方式和 ASQ 大致相同，不過在計分上只採用兩個向度，將穩定性和普遍性向度的得分相加再求其平均數，得到通則性(generality, GEN)分層面，而另一個分量表則為原來的內在性分層面。六個成就題目的通則性分層面的內部一致性信度是.79；而六個人際題目的通則性之信度則為.77。Joiner 和 Metalsky(1999)對此量表的因素建構效度進行考驗，結果發現，此問卷可以分成 3 個因素：內在性、穩定性及普遍性，題目的平均因素負荷量分別為.4、.6 及.56，穩定性和普遍性向度間顯示一些相似性，此結果與 Joiner 和 Rudd(1996)的研究發現相似，也與無助理論認為穩定性和普遍性可以歸為一個較高的因素結構(generality)之觀點雷同。而 Peterson 和 Villanova(1988)也為了提高 ASQ 的信度，發展出擴充版歸因型態問卷(the Expanded Attributional Style Questionnaire)。此問卷包含了 24 個假設性的負向生活事件，6 個是原來 ASQ 中的負向生活事件，另外的 18 個情境則是從調查大學生的生活事件所產生。問卷的型式和計分皆與 ASQ 一樣，由於題目增加，因此問卷的信度也因而提高，三個向度的 α 信度分別為內在性.66；穩定性.85；普遍性.88。不過，Whitley(1991)認為擴充版歸因型態問卷太過費時，因此，發展出簡式的擴充版歸因型態問卷(the short form of Expanded Attributional Style Questionnaire; EASQ-S)，以擴充版歸因型態問卷為基礎，將題目縮減為 12 題，問卷的形式和計分方式都和 ASQ 一樣。三個向度的內部一致性信度為：內在性.65；穩定性.79；普遍性.87，和擴充版歸因型態問卷的相關介於.88~.94 之間，顯示具有不錯的效標關連效度。

Dykema、Bergbower、Doctora 和 Peterson(1996)為了修正早期歸因型態問卷各版本的缺點，讓問卷能夠更廣泛地應用，即便採用郵寄問卷的調查法，也能夠有較高的回收率，較低的遺漏填答現象，因而發展出普遍使用版的歸因型態問卷(the Attributional Style Questionnaire for General Use)。問卷的題目乃是從擴充版歸因型態問卷的 24 個情境篩選出 12 個情境，並對題目加以修改而成，不僅以更簡單、直接的語言陳述題目，也在指導語部分做了更多的說明，讓受試者更容易理解。此問卷的題目設計和擴充版歸因型態的問卷相同，不過，此問卷只有穩定性和普遍性二個分向度，而其內部一致性信度為：穩定性.81；普遍性.74。

上述的五個歸因型態問卷都是以假設性的生活事件來問受試者，Norman 和 Antaki(1988)認為此種問卷的設計缺乏表面效度(face validity)，因此發展出真實事件歸因型態問卷(the Real Events Attributional Style Questionnaire; REASQ)，要求受試者寫出發生在生活中的正、負向生活事件，再由受試就每個歸因的向度去做評定。問卷的向度和 ASQ 一樣，分成內在性、穩定性、普遍性及重要性，其內部一致性信度為：內在性.18；穩定性.68；普遍性.56。雖然內在性的信度較低，但是研究發現，REASQ 的總分和貝克憂鬱量表的相關為.25；而 ASQ 與貝克憂鬱量表的相關則只有.13，因此，建議要使用更具表面效度的真實事件，而非假設性的情境事件來測量個體的歸因。

除了自陳式的李克特(Likert)量表之外，還有一種強迫選擇的填答方式，每題包含一個假設的情境，而且有兩種可能的原因，讓受試從中選擇一個答案，如果受試認為發生

的原因是內在、穩定、普遍，就圈選 1；如果是外在、暫時、特定，就圈選 0。這種測量方式，最早是應用在兒童身上，乃是由 Kaslow、Tannenbaum 和 Seligman 在 1978 年所編製(Seligman et al., 1984)。而 Revich 和 Seligman 也在 1991 年發展出適用於成人的強迫選答式的歸因型態問卷(引自 Reivich, 1995)，不過，Fournier, Ridder 和 Bensing(1999)的研究發現，該量表的內部一致性係數，在樂觀解釋和悲觀解釋向度上，分別是.43 和.18，顯示其信度並不理想。

在國內也有很多參考 Peterson 等人(1982)所編製的 ASQ 而發展出測量歸因型態的量表(吳佩蓓, 2003; 曾光佩, 1993; 徐佩君, 2000; 黃慧貞、黃光國和柯永河, 1983; 楊順南, 1996)，因本研究最主要是參考黃慧貞等人和吳佩蓓的量表，礙於篇幅之限制，只對這兩份量表進行介紹。黃慧貞等人(1983)所編製的歸因組型量表，乃是參考 Seligman, Abramson, Semmel 和 Baeyer (1979)研究憂鬱症的歸因組型時所採用的測量工具，再加以修訂而成的。量表的設計與 ASQ 大致相同，不過做了下列的修訂：1.在事件內容方面，黃慧貞先列出正負向的成就或人際／親和事件 20 種，請 30 位大學生評估這些事件的重要性，最後選出最重要的七項正向事件及七項負向事件，總共有 14 個事件，其中成就事件 6 項，人際／親和事件 8 項。2.在歸因方面，本量表原來採取 Seligman 等人的作法，以開放式問卷法，讓受試自行填寫，但由於預試的 18 名受試中有 13 人建議研究者要列出各種可能的原因，來讓同學勾選，因此，乃請 36 名同學就 14 個事件做歸因，寫出各種可能的原因，經過歸類整理後，成為其量表的各項「可能原因」，另外，再多列一項「其他」，當受試找不到歸因的理由時，可自行填寫。3.在歸因向量上，多加了一項「不可控制性」(uncontrollability)。而吳佩蓓(2003)所編製的量表，雖然原文仍採 Attributional Style Questionnaire，但因後來 Seligman 將個體習慣性之歸因命名為解釋風格(explanatory style)，因此，吳佩蓓將其譯為解釋風格量表。此量表乃是將原始的 ASQ 加以翻譯之後進行第一次預試，預試後經過第二次修訂量表，再請五位專家評定題意，經過修飾題意及整合專家意見，訂出第二次的預試量表，改良原量表中重複題項以較精簡的方式排列，並增加指導語部分的範例說明，使量表更為清楚易懂。正式量表分成 12 個假設情境，正向及負向生活事件各半，成就取向及人際親和取向的情境也各占一半。量表分成三個向度：個人性、永久性及普遍性，全量表的 α 係數為.76，各分量表介於.47~.74 之間。在效度考驗上，以建構效度考驗分量表與全量表的內部相關，發現各分量表之間的相關介於.21~.36 之間，各分量表與全量表的相關則介於.66~.84 之間。因各分量表間的相關低於各分量表與全量表的相關，顯示分量表有共同因素存在，但因其相關小於.70，表示各分量表有不同的功能。吳佩蓓也以因素分析考驗量表編製是否符合理論構念，結果發現，屬於同一分量表之變項皆在同一因素上有較大的負荷量，亦即同一個向度內變項之相關高於不同層面各變項之相關，與理論預期相符合。

綜合以上所述，國內外所發展的歸因型態量表，大多採用李克特式的量表，情境大約在 12~14 個，以假設性的情境進行施測，大多數量表是採正向、負向情境各半，而這些情境又可區分別成就取向和人際親和取向兩類。在量表的分向度上，大部分是分成三個向度居多，分別是內在性(或個人性)、穩定性(永久性)及普遍性。至於強迫選擇的歸因測量方式，因研究發現其信度較低(Fournier et al., 1999)，因此，較少被使用。

貳、研究方法

一、研究對象

本研究的研究對象為大學生，一共分成 3 個部分，第一部分為編製歸因型態量表時所抽取的兩班學生，分別為 26 及 25 位，一共是 51 位大學生；第二部分為進行探索性因素分析抽取了 7 班一共 281 位的學生，其中男生 134 人，女生 147 人；而第三部分則是為了進行驗證性因素分析，抽取了 6 校總計 600 位的大學生為研究對象，其中一般大學及科技大學各 3 所，分別是台灣大學、台南大學與高雄師範大學，以及正修科技大學、高苑科技大學與崑山科技大學，每所各抽取 200 位大學生。

二、研究工具

研究者參考黃慧貞等人(1983)所編製的「歸因組型量表」，以及吳佩蓓(2003)的「解釋風格量表」，編擬一份符合大學生適用的歸因型態量表。上述兩份量表皆是參考 Seligman 等人在研究憂鬱症的歸因組型時所採用的量表(Peterson, Semmel, Baeyer, Abramson, Metalsky, Seligman, 1982; Seligman et al., 1979)。適用的對象皆為大學生，吳佩蓓所編的量表雖然年代較新，但缺乏歸因的「控制性向度」，因 Bruch 和 Belkin(2001)的研究發現，「控制性」是在研究害羞和憂鬱上很重要的歸因向度，研究者所編製的歸因型態量表乃是要應用於害羞主題的研究，因此，研究者將量表納入歸因的「控制性向度」。雖然黃慧貞等人(1983)所編的「歸因組型量表」包含本研究所欲測量的歸因型態四個向度：內在性、穩定性、普遍性及不可控制性，但因年代較為久遠，因此，研究者乃決定自行編製一份符合現今大學生所適用的歸因型態量表。研究者所編製的歸因型態量表包括個體對正、負向成就事件及人際事件的歸因，而歸因型態則分成內在性、穩定性、普遍性及不可控制性等四個向度。以下針對量表的編製過程加以介紹。

(一) 歸因型態量表的編製過程

本量表主要是參考 Seligman 等人(1979)、黃慧貞等人(1983)以及吳佩蓓(2003)所編製的歸因量表。這些歸因量表皆包含了成就取向(achievement orientation)的事件和人際親和取向(affiliation orientation)的事件，而且每一類題目又包含正、負兩種不同的事件。因此，整個量表的題目包含了正、負成就事件和正、負的人際親和事件等四種內容。在每一個事件之下受試者必須寫出或勾選出他認為最可能的一個最主要原因，並且根據這個原因，受試者再繼續回答四個問題，分別是測量歸因的內在性(internality)、穩定性(stability)、概括性(globality)、重要性(importance)或不可控制性(uncontrollability)。

本研究所編製的歸因型態量表在設計上大致採用上述量表的作法，但因黃慧貞等人(1983)的量表編製年代較久遠，而且量表的事件來源是由研究者自己列出 20 種正負向成就或人際親和事件，請 30 位大學生評估其重要性之後，再選出重要性較高的七種事件，而本研究為了讓大學生不受限制，自行列出其自覺的重要事件，因此，乃抽取 51 位大學生，施予開放性問題，藉此歸納出大學生覺得最重要的前三項人際上的成就事件與非人際上的重要成就事件，經由統整之後，以作為編製量表題幹的主要依據。至於負向的

事件，則將正向事件加以反向敘述。爲了簡潔定名事件之名稱，因此，將人際上的成就事件定名爲「人際事件」，而將非人際上的重要成就事件定名爲「成就事件」，以利區辨。以下針對本量表修訂的內容與過程詳加敘述：

研究者抽取兩個班級，分別爲 26 及 25 位大學生爲研究對象，請大學生依重要性依序列舉出三項個人覺得最重要的人際及成就事件。其計分方式採加權計分，被列爲最重要的事件乘以 3 分；次重要的事件乘以 2 分；第三重要的事件則乘以 1 分。表 3 及表 4 爲統整 51 位大學生出現頻率較高的答案之結果。

表 3

大學生認爲最重要的人際事件一覽表

人際成就事件	被列舉之次數	加權計分後之得分
和同學相處和樂	21	36
人緣很好	13	32
有知心的朋友	9	24
獲得別人的認同	8	22
交到男女朋友	8	11
被人稱讚	7	8
社團活躍	5	16

由表 3 可知，大學生認爲最重要的人際事件，前三項依序爲：和同學相處和樂、人緣很好、有知心的朋友。

表 4

大學生認爲最重要的成就事件一覽表

成就事件	被列舉之次數	加權計分後之得分
考試的成績很好	21	49
對未來的生涯有目標，有規畫	11	25
學習的速度很快	7	20
專業上的精通	6	12

由表 4 可知，大學生認爲最重要的成就事件，前三項依序爲：考試的成績很好、對未來的生涯有目標，有規畫、學習的速度很快。

本量表採用三項大學生所認爲最重要的正向人際事件，以及三項最重要的正向成就事件，而負向的人際及成就事件，則將事件加以反向敘述，負向的人際事件依序爲：我和同學相處不融洽、我的人緣很差，我交不到知心的朋友；負向的成就事件依序爲：我考試的成績很差、我對未來的生涯沒有目標，沒有規畫、我的學習速度很慢。因此，本量表包括三項正向人際及成就事件，以及三項負向人際及成就事件，總共有十二項事件。

在每一項事件的歸因方面，本量表以開放的方式讓受試者自行填寫最可能導致此事件的原因。而在歸因向度的評量方面，則參考黃慧貞等人(1983)七點量表的作法，但在辭句上則配合不同的事件，將內容加以修改，其歸因向度包括內在性、穩定性、普遍性及不可控制性等四個向度。至於量表題目呈現的順序，則將情境打散之後，再以正向人

際事件、負向人際事件交替的順序呈現完六題題目之後，再以正向的成就事件、負向成就事件交替的順序呈現另外六題。

(二) 歸因型態量表的修訂

在編製完量表之後，為求量表的嚴謹，因此，邀請二位測驗統計的專家，以及一位專研歸因型態之學者與一位教育心理學領域之專家，對本量表進行專家審查。最後再針對專家學者所提供之建議，對量表進行修訂。修訂的部分如下：1.為了明確顯示與同儕比較之情況，因此，將「考試的成績很好」及「學習速度很快」改為「考試的成績比同學好」及「學習效率比同學高」。2.將 7 點量表改為 6 點量表，以避免受試回答趨向中間數之現象。3.因有 2 位專家提出人際事件的題目同質性高，因此，研究者乃將被列舉次數排行在第四位的「獲得別人的認同」及第六位的「被人稱讚」，合併成「獲得別人的認同與讚許」，將其列入量表當中，因此，最後定稿的題目當中人際事件有四項，而成就事件則只有三項，這七項類別中，又各自分成正向事件與負向事件，總計全量表有 14 題題目，其中人際事件 8 題，而成就事件 6 題。

三、資料分析

本研究先以 SPSS 18.0 版對歸因型態量表進行項目分析、信度及效度考驗，接著再以 Amos7.0 版對量表進行多特質多方法的驗證性因素分析。

參、研究結果與討論

一、項目分析及信度考驗

因為 Cutrona、Russell 和 Jones(1985)，以及 Higgins、Zumbo 和 Hay(1999)都發現，情境對歸因型態的了解是很重要的，當測量歸因時，必需要考量個體是處在何種情境當中，歸因可能依情境而有所不同。而且研究也顯示，個體對正向及負向事件的歸因有所不同(Higgins & Hay, 2003; Nurmi, 1992; Peterson et al., 1982)，因此，研究者將「歸因型態量表」分成正向人際、負向人際、正向成就及負向成就事件等四大類，對 16 個分量表進行項目分析及信度考驗。此部分乃是以 7 班 281 位大學生的資料進行分析。

首先計算各個分量表總分當中高分組(前 27%)與低分組(後 27%)兩組在各題平均數差異 t 檢定，其次計算各題與分量表總分未校正與校正後之相關、刪題及未刪題各分量表之 α 值。最後，以主軸因素分析法(Principal-axis factoring)針對各分量表進行因素分析，以考驗各分量表是否均在測量單一個主要因素。透過上述程序，以作為刪題之參考，結果如表 5~表 8 所示。

表 5

「正向人際情境」歸因型態量表之項目分析、 α 值及因素分析結果摘要表

分量表	題號	鑑別度	與各分量表之相關	與分量表之校正後相關	刪題後 α 值	分量表 α 值	各題在第一個因素的因素負荷量	第一個因素特徵值解釋變異量%
內在性	1-1	11.749	.666	.398	.303	.474	.675	22.779%
	3-1	10.895	.676	.332	.342		.511	
	5-1	11.162	.595	.180	.502		.272	
	13-1	9.475	.570	.214	.456		.347	
概括性	1-2	11.024	.679	.430	.499	.601	.618	34.278%
	3-2	13.298	.759	.542	.414		.849	
	5-2	16.191	.689	.347	.564		.423	
	13-2	9.721	.594	.249	.631		.298	
穩定性	1-3	13.333	.685	.409	.558	.628	.529	31.361%
	3-3	16.750	.735	.486	.501		.692	
	5-3	15.875	.705	.430	.542		.587	
	13-3	11.880	.626	.312	.627		.388	
不可控制性	1-4	12.794	.672	.406	.549	.622	.546	32.120%
	3-4	17.508	.763	.521	.459		.779	
	5-4	16.010	.685	.391	.560		.497	
	13-4	11.511	.619	.299	.626		.364	

註：1-1 指第一個事件的內在性。前面的 1 指事件的編號，後面的 1 指歸因的四個向度，分別為：1-內在性；2-概括性；3-穩定性；4-不可控制性

表 6

「負向人際情境」歸因型態量表之項目分析、 α 值及因素分析結果摘要表

分量表	題號	鑑別度	與各分量表之相關	與分量表之校正後相關	刪題後 α 值	分量表 α 值	各題在第一個因素的因素負荷量	第一個因素特徵值解釋變異量%
內在性	2-1	12.317	.674	.338	.505	.566	.489	26.126%
	4-1	11.567	.703	.405	.446		.583	
	6-1	9.037	.690	.418	.441		.595	
	14-1	9.259	.569	.244	.572		.335	
概括性	2-2	15.311	.704	.436	.574	.648	.569	32.591%
	4-2	13.186	.671	.394	.603		.507	
	6-2	14.315	.745	.510	.522		.701	
	14-2	11.108	.670	.376	.617		.480	
穩定性	2-3	16.344	.654	.357	.621	.644	.466	32.448%
	4-3	16.072	.751	.516	.509		.711	
	6-3	12.610	.695	.435	.567		.566	
	14-3	12.941	.684	.393	.597		.504	
不可控制性	2-4	12.260	.668	.360	.489	.568	.508	27.097%
	4-4	11.477	.652	.361	.490		.501	
	6-4	14.544	.718	.442	.420		.683	
	14-4	12.294	.608	.253	.579		.328	

表 7

「正向成就事件情境」歸因型態量表之項目分析、 α 值及因素分析結果摘要表

分量表	題號	鑑別度	與各分量表之相關	與分量表之校正後相關	刪題後 α 值	分量表 α 值	各題在第一個因素負荷量	第一個因素特徵值解釋變異量%
內在性	7-1	12.134	.802	.514	.365	.610	.842	39.020%
	9-1	11.027	.712	.391	.549		.510	
	11-1	12.757	.736	.360	.601		.448	
概括性	7-2	19.952	.800	.480	.513	.645	.669	38.000%
	9-2	13.646	.743	.435	.573		.571	
	11-2	13.713	.750	.453	.551		.605	
穩定性	7-3	20.326	.791	.496	.616	.692	.633	43.040%
	9-3	19.278	.791	.526	.576		.692	
	11-3	19.196	.780	.500	.608		.642	
不可控制性	7-4	19.226	.805	.491	.460	.632	.717	37.505%
	9-4	17.445	.759	.449	.523		.603	
	11-4	14.744	.711	.389	.603		.497	

表 8

「負向成就事件情境」歸因型態量表之項目分析、 α 值及因素分析結果摘要表

分量表	題號	鑑別度	與各分量表之相關	與分量表之校正後相關	刪題後 α 值	分量表 α 值	各題在第一個因素負荷量	第一個因素特徵值解釋變異量%
內在性	8-1	11.591	.657	.178	.620	.486	.226	31.643%
	10-1	12.267	.727	.378	.267		.662	
	12-1	12.443	.735	.384	.254		.679	
概括性	8-2	13.632	.720	.385	.547	.605	.518	36.158%
	10-2	17.762	.761	.386	.557		.512	
	12-2	14.122	.766	.482	.415		.744	
穩定性	8-3	17.352	.805	.533	.633	.717	.666	46.020%
	10-3	18.577	.819	.560	.598		.721	
	12-3	15.524	.773	.520	.649		.646	
不可控制性	8-4	19.898	.737	.395	.621	.641	.498	38.880%
	10-4	17.855	.795	.507	.463		.740	
	12-4	17.532	.758	.454	.539		.609	

從表 5~表 8 的分析結果可知，各題目之鑑別度 t 值皆在 9 以上，各題與分量表之相關都在 .5 以上，與分量表總分校正後之相關中，5-1 及 8-1 兩題之相關為 .180 及 .178，13-1、13-2、13-4、14-1 及 14-4 五題之相關則在 .214~.299 之間，其他題目皆在 .3 以上，而在刪題後之 α 值部分，只有刪除 5-1 及 8-1 後可以提升較多的 α 值，而刪除 13-4 及 14-1 只能提升 .004— .006 之 α 值。然而研究者考量到歸因型態量表的編製必須以整體四個向度之題目進行測量，因此，乃決定先保留這些題目。至於各分量表之 α 值，正向人際事件介於 .474~.628 之間，負向人際事件介於 .568~.648 之間；正向成就事件介於 .610~.692；負向成就事件介於 .486~.717 之間，無論在那一個情境，都以內在性的 α 值最低。而整體正向人際事件之 α 值為 .514(16 題)；負向人際事件為 .606(16 題)；正向成就事件等於 .458(12 題)；負向成就事件則為 .498(12 題)。研究者發現將歸因型態量表四個層面合

併所得之 α 值，在題數增加之下，其 α 值卻反而下降，顯示歸因型態量表的四個層面之構念有所差異，不宜將其合併。

而在因素分析部分，各題在第一個因素的因素負荷量除了 5-1、8-1 及 13-2 為.272、.226 及.298 之外，其餘皆在.3 以上，而且每個分量表都只有一個因素的特徵值大於 1，顯示每個分量表都在測量單一個構念，而最大特徵值的解釋變異量則介於 22.779%~46.020%之間。

本研究雖將項目分析分成 4 個情境來進行，不過，因為對歸因型態的研究，最常見的分類為將歸因型態分成正向及負向事件兩類來進行探討，因此，研究者也計算出本量表分成正、負向事件，以及整體事件的 α 值。另外，本研究的情境又可分成人際及成就事件，所以，研究者也計算出人際及成就事件的 α 值。研究發現，各量表之 α 值，正向事件介於.657~.750 之間；負向事件介於.612~.782 之間，整體正向事件之 α 值為.641(28 題)；整體負向事件之 α 值等於.711(28 題)，比各分量表要低。人際事件介於.650~.772 之間；成就事件介於.686~.783 之間。整體人際事件之 α 值為.712(32 題)；成就事件之 α 值等於.678(24 題)，比各分量表之 α 值更低，可見各分量表不宜加總計分。「歸因型態量表」全量表四個層面之 α 值為：內在性：.753；概括性：.857；穩定性：.837；不可控制性：.817，每個層面各有 14 個題目。而「歸因型態量表」全量表雖有 56 題，但 α 值只有.802，研究者發現將歸因型態量表四個層面合併所得之 α 值，在題數增加之下，其 α 值卻反而下降，再次顯示歸因型態量表的四個層面之構念有所差異，不宜將其合併。

而在重測信度方面，研究者以 37 位大學生對「歸因型態量表」進行重測考驗，兩次的施測間隔為 2 週的時間，結果顯示：各分層面的重測信度依序為：內在性.770；概括性.818；穩定性.611；不可控制性.692；全量表為.635。歸因型態量表四個分層面之 α 信度及重測信度，大多比總層面要高，可見不宜將四個層面加總計分，宜各自分開。

二、效度考驗

(一) 探索性因素分析

為了考驗量表編製是否符合理論構念，以下針對「歸因型態量表」的 16 個分層面進行因素分析。

首先將「歸因型態量表」的四個層面：內在性、概括性、穩定性及不可控制性，皆依正向人際、正向成就、負向人際及負向成就四種類別，將題目加以合併，總共得到 16 個分層面的總分，將這 16 個變項以主軸法(principal-axis factoring)進行因素分析，研究者依量表之構念設定抽出四個因素，由於四個層面之間並非完全無關，因此採用直接最小斜交轉軸(direct oblimin)法進行轉軸，四個因素之相關介於.036~.303 之間，所得之因素組型矩陣如表 9 所示。結果顯示，除了負向人際之內在性之外，屬於同一個分量表之變項都在同一個因素上有較大的負荷量，亦即同一個向度內各變項之相關高過於不同向度各變項之相關，與理論構念大致相符合，四個因素總共可以解釋 16 個分層面變異量的 49.004%。雖然抽取內在性、概括性、穩定性及不可控制性四個層面大致尚稱適切，但有些變項在所屬層面之負荷量不夠高，而且有些變項在非所屬層面之負荷量也不容忽視，顯示有必要以多特質多方法之驗證性因素分析作進一步之檢驗。

表 9

「歸因型態量表」之 16 個分層面的因素分析組型矩陣

題 項	因素 1	因素 2	因素 3	因素 4
內在性-正向(人際)	.181	.126	.166	.433*
內在性-正向(成就)	.018	-.034	.097	.551*
內在性-負向(人際)	.323	.186	.091	.272*
內在性-負向(成就)	-.078	-.042	-.193	.916*
概括性-正向(人際)	.733*	-.045	.142	-.024
概括性-正向(成就)	.731*	-.042	.024	.016
概括性-負向(人際)	.807*	.047	-.093	-.045
概括性-負向(成就)	.738*	-.081	-.131	.008
穩定性-正向(人際)	.024	.611*	.119	.045
穩定性-正向(成就)	-.029	.693*	.064	-.073
穩定性-負向(人際)	-.025	.676*	-.201	.032
穩定性-負向(成就)	-.101	.624*	-.299	-.017
不可控制性-正向(人際)	.022	-.136	-.732*	.033
不可控制性-正向(成就)	.048	.175	-.694*	-.031
不可控制性-負向(人際)	-.057	.021	-.592*	.040
不可控制性-負向(成就)	.065	.173	-.501*	-.257

註：*表示屬於同一個因素

(二) 多特質多方法驗證性因素分析

因為本研究所編製的「歸因型態量表」包含正向及負向情境，而情境又可分成人際事件及成就事件，亦即，本量表包含四種情境：正向人際事件、負向人際事件、正向成就事件，以及負向成就事件。而量表所測得的特質，則有四個層面：內在性、概括性、穩定性及不可控制性。Campbell 和 Fiske(1959)提出「多特質—多方法」(multitrait-multimethod, MTMM)策略，用以驗證建構效度是否存在，本研究所編製的量表同時具有多種特質，以及多種評量情境，符合 MTMM 之研究設計方法，因此，本研究乃採用多特質多方法進行驗證性因素分析。

在以 SEM 進行多特質多方法驗證性因素分析以前，研究者先進行積差相關矩陣的多特質多方法分析，以作為進一步考驗的基礎。

1. MTMM 相關矩陣分析

Campbell 和 Fiske(1959)針對 MTMM 矩陣提出判斷信度(reliability)、聚斂效度(convergent validity)及區別效度(discriminant validity)的準則。1.信度係數即是指「使用相同方法測量相同特質」所得的相關係數。2.聚斂效度即是指特質變異數中的真實分數或共同因素部分，可由「使用不同方法測量相同特質」所得的相關係數較大且顯著來推論。3.區別效度即是指不同特質的獨特部分，可由不同特質間的相關係數（不論是使用相同方法測量不同特質，或是使用不同方法測量不同特質）小於聚斂效度或信度係數來推論（余民寧，2006）。本研究的積差相關矩陣分析如表 10 所示。

表 10

MTMM 相關係數一覽表(N=599)

情境 特質	S ₁				S ₂				S ₃				S ₄			
	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄
S ₁	T ₁	.574														
	T ₂	.406	(.677)													
	T ₃	.252	.105	(.633)												
	T ₄	.300	-.211	-.037	(.602)											
S ₂	T ₁	.371	.249	.078	-.124	(.649)										
	T ₂	.241	.581	-.057	-.081	.451	(.677)									
	T ₃	.008	-.064	.441	.199	.119	.039	(.686)								
	T ₄	-.140	-.154	.150	.556	-.344	-.205	.279	(.678)							
S ₃	T ₁	.434	.294	.066	-.162	.266	.160	-.093	-.114	(.571)						
	T ₂	.242	.512	.056	-.057	.121	.426	-.031	-.048	.296	(.547)					
	T ₃	.032	-.035	.419	.153	-.015	-.035	.410	.204	.030	.096	(.626)				
	T ₄	-.213	-.151	.125	.425	-.072	-.047	.274	.407	-.403	-.126	.135	(.584)			
S ₄	T ₁	.293	.306	.078	-.133	.432	.203	-.027	-.199	.545	.255	.092	-.191	(.570)		
	T ₂	.149	.421	-.016	-.048	.194	.490	.049	-.090	.167	.635	.036	-.015	.236	(.578)	
	T ₃	-.067	-.087	.259	.220	-.011	.005	.452	.257	-.131	.011	.533	.333	-.164	.087	(.678)
	T ₄	-.127	-.188	.142	.352	-.089	-.051	.241	.426	-.276	-.100	.162	.646	-.364	-.033	.416

註：1. T₁：內在性；T₂：概括性；T₃：穩定性；T₄：不可控制性

S₁：正向人際事件；S₂：負向人際事件；S₃：正向成就事件；S₄：負向成就事件

2. () 中的數字為信度係數；□中的數字為聚斂效度，其餘的數字為區別效度，其中劃底線者為相同情境不同特質的相關，其餘為不同情境不同特質之相關。

由表 10 可知,「相同情境測量相同特質」的相關係數,即其信度係數,介於.547~.686 之間,內在性的信度較低。而「使用不同方法測量相同特質」所得的聚斂效度,除了正、負向成就事件的穩定性之相關為.259 之外,其餘介於.266~.646 之間,顯示不同情境所測得的相同特質之間有某種程度的差異性,除了正、負向成就事件之間相同的四個特質相關在.533~.646 外,其餘情境之間的相同特質相關則大多在.3~.5 之間,有顯著高於其他的相關係數,表示本量表具有聚斂效度,但也透露出不同情境之下所測得的相同特質具有某種程度的差異性。顯示個體針對不同情境所做的歸因型態,有某種程度上的不同,從表 10 的聚斂效度之相關係數可知,以正向及負向成就事件之間的歸因型態最有相關,而負向人際事件與正向成就事件,以及正向人際事件與負向成就事件之間的歸因型態差異較大。至於「區別效度」,在「相同情境測量不同特質」的相關係數方面,有幾個值在.3 以上,為正、負向人際情境的內在性與概括性,和內在性與不可控制性之相關,以及正、負向成就事件的內在性與不可控制性歸因,還有負向成就事件的穩定性與不可控制性歸因之間的相關,顯示在人際事件情境當中,內在性歸因與概括性及不可控制性兩種歸因特質有某種程度之關連,而在成就事件情境當中,個體的內在性和不可控制性有些相關,在負向成就事件情境中,個體的穩定性和不可控制性歸因有些關連存在。不過,除了這些數值之外,其餘的數值都在.3 以下。而在「不同情境測量不同特質」的相關係數方面,只有 2 個數值達 .3,其餘的數值都很小,可見本量表具有某種程度的區別效度。

從整體 MTMM 矩陣之組型來看,「相同情境測相同特質」所得的相關係數最高,而不同情境測相同特質之相關係數,大於相同情境測不同特質之相關,也大於不同情境測不同特質之相關係數,顯示本量表大體上具有信度,也具有聚斂與區別效度。不過, Bagozzi 和 Yi(1990),以及 Figueredo、Ferketich 和 Knapp(1991)指出,不宜完全以積差相關係數做為判斷之依據,較適切的方法是以 MTMM 矩陣進一步進行驗證性因素分析。因此,本研究進一步進行多特質多方法的驗證性因素分析。

2.多特質多方法驗證性因素分析

近年來利用 MTMM 方法進行建構效度分析之學者,多數已採用結構方程模式 (Structural Equation Models, SEM),其中又以驗證性因素分析(Confirmation Factory Analysis, CFA)之使用最具代表性(陳智凱、董澤平,2005)。以下藉由 SEM 來進行驗證性因素分析,對 Marsh 和 Grayson(1995)所提出的三種多特質多方法的驗證性因素分析模型進行比較,以了解特質和方法因素所造成的差異。第一種基本模式假設只有特質效果存在,方法效果不存在,簡稱為 CT 模式(correlated trait model);第二種模式假設特質效果存在,方法效果也存在,但方法效果之間並沒有相關存在,簡稱為 CTUM 模式(correlated trait, uncorrelated method model);第三種模式則假設特質和方法效果都存在,而且方法效果之間有相關存在,簡稱為 CTCM 模式(correlated trait, correlated method model)。本研究藉由此分析,來了解所編製的「歸因型態量表」之聚斂效度、區別效度及方法效果是否存在(余民寧,2006; Marsh & Grayson, 1995)。

在進行分析之前,研究者先針對觀察變項進行常態性檢定,發現 16 個觀察變項的偏態係數絕對值介於 0.106~0.801 之間,峰度絕對值介於 0.017~0.650 之間,符合 Kline

所提出「偏態係數絕對值小於 3，以及峰度絕對值小於 10，可視為未嚴重偏離常態分配」之要求（引自吳裕益，2013），而且本研究考驗估計模式參數之方法為最大概似法 (maximum likelihood; ML 法)，ML 法具有強韌統計(robust)的特徵，只要不是嚴重偏離常態分配，對估計結果就不會有明顯影響。至於本研究模式的適配度指標，乃參考 Bagozzi 和 Yi(1988)、吳裕益(2013)、余民寧(2006)、邱皓政(2003)，以及黃芳銘(2004)的建議，因 χ^2 值會隨著樣本人數而波動，因此，還參考了一系列評鑑模式適合度的指標，如適配度指數 (goodness-of-fit index, GFI)、調整後適合度指數 (adjusted goodness-of-fit index, AGFI)、常態適配度指數 (normed fit index, NFI)、比較適配度指數 (comparative fit index, CFI) ……等多項指標來進行整體模式適配度的評鑑，這些指標說明一個理論模式足以解釋實際資料的共變數百分比，其值越接近 1，則其適合度越佳，上述指標之理想值在.90 以上，就表示適配度極佳。而標準化殘差均方根 (standardized RMR) 則應在.05 以下。三種模式的適配度如表 11 所示。

表 11

三種 MMTM-CFA 模式適配度指標(N=599)

模式類型	χ^2	df	P 值	GFI	AGFI	NFI	RFI	IFI	NNFI	CFI	RMSEA	SRMR
CT 模式	1030.794	98	.000	.817	.745	.716	.653	.736	.675	.735	.126	.0787
CTUM 模式	468.825	82	.000	.912	.855	.871	.811	.891	.839	.890	.089	.0551
CTCM 模式	325.603	76	.000	.936	.885	.910	.859	.930	.888	.929	.074	.0420

由表 11 可知，CT 模式的適配度不佳，CTUM 模式的適配度有所提升，不過只有 GFI 在.90 以上，三種模式的比較，以 CTCM 模式的適配度最佳，其中 GFI、NFI、IFI 及 CFI 皆在.91 以上，SRMR 則為.042，在.05 以下。顯示本研究所編製的歸因型態，其特質和方法效果都存在，而且方法效果之間是有相關存在的，可見四種歸因型態特質之間是有相關，而且測量的四種情境之間也有關連。至於 CTCM 模式的分析結果如圖 1 所示。

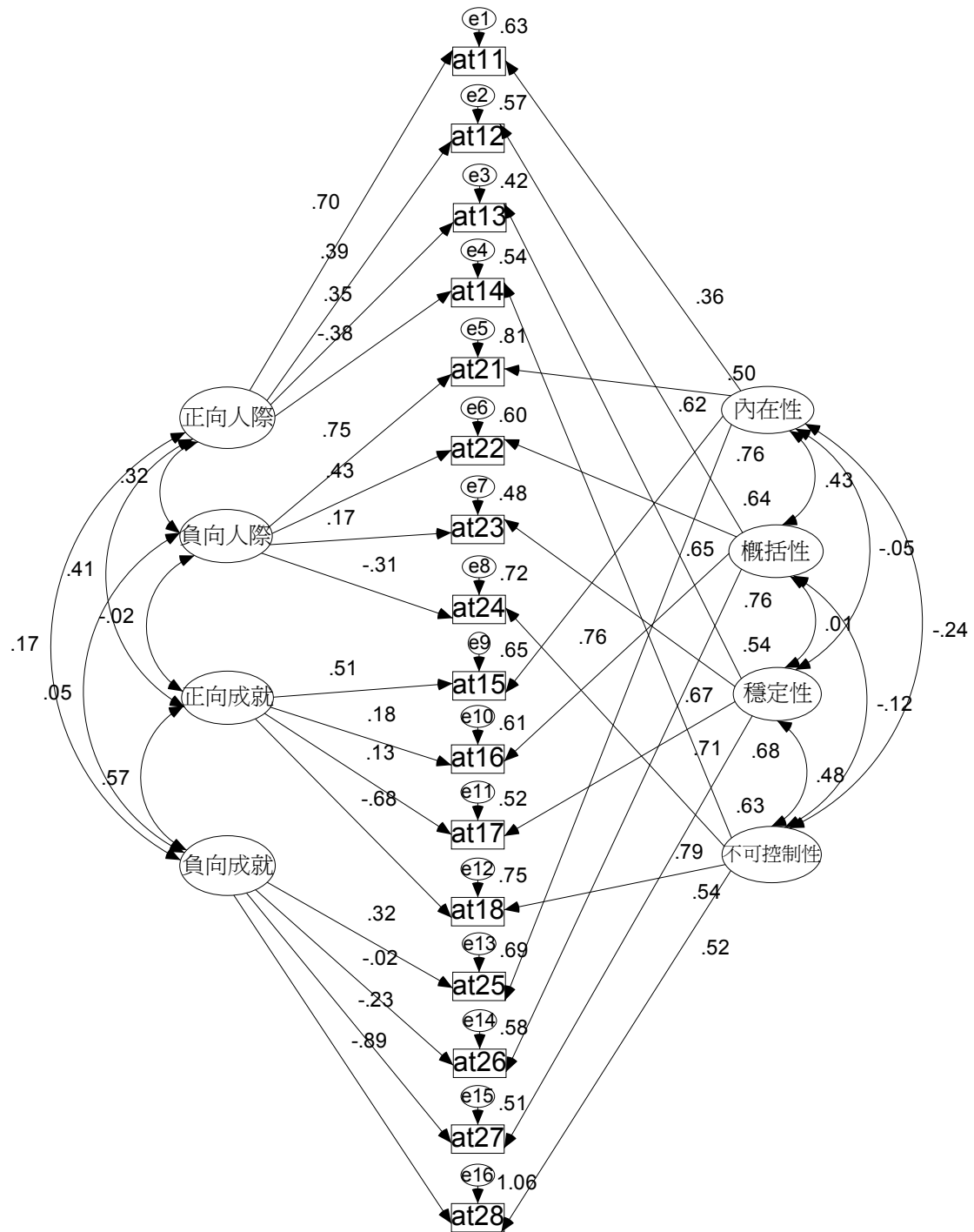


圖 1 歸因型態量表 CTCM 模式標準化解

由圖 1 可知，就聚斂效度而言，四個歸因特質的因素負荷量，除了內在性有一個為.36 之外，其餘皆介於.50~.76 之間，可見其具有不錯的聚斂效度，而四個特質之相關介於.01~.48 間，並未接近於 1，可見其具有區別效度（余民寧，2006）。這四個特質中內在性和概括性之相關為.43，穩定性和不可控制性之相關為.48，而以穩定性和概括性，以及穩定性和內在性之相關最低。另外，就方法效果而言，在人際情境中以內在性的負荷量較高；在成就情境中則以不可控制性較高，但與特質效果相比較；方法效果之因素負荷量較低，顯示本量表的方法效果比特質效果少。值得注意的是，不可控制性歸因的因素

負荷量皆為負值，顯示不可控制性與內在性、概括性及穩定性的關係方向相反，可見個體愈做內在、概括及穩定性歸因者，也愈會做可控制性歸因。另外，四個情境之間的相關，除了正、負向成就達.57，其餘則介於-.02~.41 之間，顯示方法之間具有區別性，不同情境之下所測得的歸因型態有些差異。正、負向成就事件之間的相關較高，其次為正向人際與正向成就之間，而正、負向人際之間的相關為.32，但負向人際與負向成就之間的相關，則只有.05，因此，如果要將情境加以統整，則區分成人際與成就事件，要優於區分成正向及負向情境。

肆、結論與建議

一、結論

(一) 歸因型態量表有良好的信、效度

由於學者指出，歸因型態可能依情境而有所不同，(Cutrona et al., 1985; Higgins et al., 1999)，而研究也發現，個體對正、負向事件的歸因有差異存在(Higgins & Hay,2003; Nurmi,1992; Peterson et al.,1982)。因本研究所編製的「歸因型態量表」分成正向及負向事件兩大類，而每一類中又含有人際及成就兩種事件。因此，研究者乃各自分正向人際、負向人際、正向成就以及負向成就四類，對量表進行項目分析。研究發現，各題目之鑑別度都在 9 以上，各題與分量表之相關都在.5 以上，但與分量表總分校正後之相關，有少部分題目未達.3 的標準，但刪題後之 α 值並未提升多少，研究者考量歸因型態量表的施測必須以整體四個向度的題目來進行，因此，決定保留這些題目。四個情境的歸因型態量表之 α 值為：正向人際介於.474~.628；負向人際事件介於.568~.648 之間；正向成就介於.610~.692；負向成就事件介於.486~.717 之間，四個歸因向度中，以內在性的信度較低。另外，正向事件的各分量表 α 值，介於.657~.750 之間；而負向事件則介於.612~.782 之間。人際事件的各分量表 α 值，介於.650~.772 之間；而成就事件介於.686~.783 之間。「歸因型態量表」全量表的四個層面之 α 值為：內在性.753；概括性.857；穩定性.837；不可控制性.817，而「歸因型態量表」整個量表的 α 值則只有.802。本研究發現將歸因型態量表四個層面合併所得的 α 值，雖然題數從 14 題增加到 56 題，可是 α 值卻反而下降，可見歸因型態量表的四個層面之構念有所差異，不宜將其合併。因素分析顯示，各分量表在未轉軸之前，皆只有一個因素的特徵值大於 1，顯示每個分量表大都在測量單一個構念。另外，在重測信度方面，間隔兩週時間所得的結果為：內在性.770；概括性.818；穩定性.611；不可控制性.692；整個量表.635。

而在因素分析方面，將「歸因型態量表」的四個分層面依正向人際、正向成就、負向人際及負向成就四種類別，將題目加以合併，總共得到 16 個分層面的總分，以主軸法進行因素分析，採直接斜交進法轉軸，依量表之構念設定抽出四個因素，結果發現除了負向人際的內在性之外，屬於同一個分量表的變項都在同一個因素上有較大的負荷量，顯示同一個向度內各變項之相關高過於不同向度各變項之相關，與理論構念大致相符，而四個因素總共可以解釋 16 個分層面變異量的 49.004%。

本研究所編製的「歸因型態量表」，包含有 14 個情境：人際情境 8 個，成就情境 6

個，其中正、負向情境各半，每個層面有 14 題，如果和層面題數相當，而且測量對象相同（大學生）的量表相比較，可以發現本量表的信度（正向事件：.657~.750;負向事件：.612~.782；全量表：.753~.857）比 Peterson 等人(1982)所編製的歸因型態量表問卷(ASQ)（信度介於.44~.69）、和吳佩蓓(2003)的歸因風格量表（信度介於.47~.74）要更高，雖然本量表的信度比 Peterson 和 Villanova(1988)所編的擴充版歸因型態問卷（信度介於.66~.88）和 Whitley(1991)的簡式擴充版歸因型態問卷（信度介於.65~.87）略低，但是這兩個問卷都只有負向的事件，而且題目分別是包含 24 個及 12 個負向的生活事件，而本研究所編的「歸因型態量表」則只有 7 個負向的生活事件，彼此的題數相差很大，因此，不宜進行直接的比較。

（二）歸因型態量表以 CTCM 模式適配度最佳

本研究針對歸因型態量表進行 MTMM 相關矩陣分析，以及多質多方法的驗證性因素分析。從相關矩陣分析中發現，本量表的內在性之信度較低，不過，整體的趨勢顯示，本量表大體上具有聚斂及區別效度。而透過 MTMM-CFA 的三種模式之比較發現，與 CT 及 CTUM 模式相較，CTCM 模式有最佳的適配度，CFI、NFI、IFI 及 CFI 都在.91 以上，SRMR 也在.05 以下。顯示本量表同時具有特質及方法效果，而且方法之間有相關存在。CTCM 的模式顯示，本量表具有不錯的聚斂效度，而且某些特質之間的相關不高，顯示本量表具有區別效度，可見歸因型態量表的四個分層面之間具有區別性，不宜將其加總計分。而在方法上，以正、負向成就事件之間的相關較高，其他事件之間的相關並不高，顯示個體在不同情境之下所做的歸因型態是有差異的，此與 Cutrona 等人(1985)和 Higgins 等人(1999)的研究是相似的，但從因素的負荷量顯示，特質的效果比方法效果要大。

二、建議

研究者針對所編製的「歸因型態量表」在使用上提出建議，並對「歸因型態」此主題的未來研究，提出建言。

1. 歸因型態量表的四個分量表之構念有所差異，不宜將其加總計分

本研究所編製的「歸因型態量表」包含「內在性」、「概括性」、「穩定性」及「不可控制性」四個層面，研究顯示，將四個分量表合併計分會降低其 α 值，而且 MTMM 相關矩陣及 CTCM 模式的驗證性因素分析也顯示，某些特質因素之間的相關不高，顯示歸因型態的四個層面之間具有區別效度，因此，在進行評量時，不宜將四個層面的分數合併加總計分，宜各自分層面進行探討。

2. 進行歸因型態測量時，應考慮到情境因素

本研究發現，除了正、負向成就事件之間的歸因型態相關為.57 之外，其餘情境之間的相關並不高，顯示個體在不同情境之下的歸因型態是有差異的，如果將不同情境的歸因型態合併，可能會遺漏一些訊息，也可能造成研究上的偏誤，因此，建議研究者未來要區分不同的情境，分開來探討個體的歸因型態，如此將可提供更豐富的訊息，也可以對個體的歸因型態有更精確的認識與了解。

參考書目

一、中文部分

- 丁興祥、李美枝、陳皎眉主編(1991)。**社會心理學**。台北：國立空中大學。
- 王大延(1984)。**國小學童歸因方式與學業成就期望關係之研究**。國立台灣師範大學教育研究所碩士論文，未出版，台北。
- 全民寧(2006)。**潛在變項模式：SIMPLIS 的應用**。台北：高等教育。
- 吳佩蓓(2003)。**大學生早年家庭經驗、解釋風格與生活適應關係之研究**。國立高雄師範大學輔導研究所碩士論文。未出版，高雄市。
- 吳裕益(2013)。**線性結構模式的理論與應用**。未出版。
- 吳裕益、林月仙(2000)。**國小中低年級數學診斷測驗之編製及理論模式之驗證研究**。**測驗年刊**，47(2),1-15。
- 李美枝(1994)。**社會心理學—理論研究與應用**。台北：大洋。
- 邱皓政(2003)。**結構方程模式——LISREL 的理論、技術與應用**。台北：雙葉。
- 徐佩君(1999)。**父母管教方式、解釋風格、負向家庭生活經驗與兒童解釋風格之相關分析**。國立彰化師範大學輔導與諮商學系碩士論文。未出版，彰化。
- 梁茂森(1992)。**高級職業學校教師教學成敗歸因及其相關因素之研究**。國立政治大學教育研究所博士論文，未出版，台北市。
- 陳淑敏(1989)。**歸因方式、自我坦露與高中生之寂寞**。國立高雄師範學院教育研究所碩士論文，未出版，高雄市。
- 陳智凱、董澤平(2005)。知識經濟指標之建構分析。**建國科大學報：管理類**，24(4)，157-184。
- 陳耀東、黃玲玲(1986)。歸因理論及其在輔導工作上的意義。**輔導月刊**，22(2)，8-12。
- 曾光佩(1993)。**大學生的憂鬱情緒與歸因—憂鬱性歸因理論的驗證**。國立台灣大學心理研究所碩士論文，未出版。
- 黃芳銘(2004)。**社會科學統計方法學：結構方程模式**。台北：五南。
- 黃慧貞、黃光國、柯永河(1983)。生活壓力，歸因組型、社會支援與大學生之憂鬱症。**中華心理學刊**，25(1),31-47。
- 楊順南(1996)。**憂鬱理論的整合分析研究—認知取向**。國立政治大學教育研究所碩士論文，未出版。

二、英文部分

- Anderson, C. A.(1983). Motivational and performance deficits in interpersonal settings: The effect of attributional style. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45, 1136-1147.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structure equation models. *Academic of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y.(1990). Assessing method variance in multitrait-multimethod matrices:

- The case of self-reported affect and perceptions at work. *Journal of Applied Psychology*, 75(5), 547-560.
- Bruch, M., & Belkin, D. K.(2001). Attributional style in shyness and depression: Shared and specific maladaptive patterns. *Cognitive Therapy and Research*, 25(3), 247-259.
- Campbell, D. T., & Fiske, D.W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait- multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81-105.
- Cole, D. A.(2012). Cognitive development masks support for attributional style models of depression in children and adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 40(6), 849-862.
- Creswell, C. & Chalder, T.(2003). The relationship between illness attributions and attributional style in chronic fatigue syndrome. *The British Journal of Clinical Psychology*, 42, 101-104.
- Cutrona, C. E., Russell, D., & Jones, R. D. (1985). Cross-situational consistency in causal attributions: Does attributional style exist? *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(5), 1043-1058.
- Dykema, J., Bergbower, K., Doctora, J. D., & Peterson C.(1996). An attributional style questionnaire for general use. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 14,100-108.
- Figueredo, A. J., Ferketich, S. L., & Knapp, T. R. (1991). Focus on psychometrics more on MTMM: The role of confirmatory factor analysis. *Research in Nursing and Health*, 14, 387-391.
- Fournier, M., de Ridder, D., & Bensing, J.(1999). Optimism and adaptation to multiple sclerosis: What does optimism mean? *Journal of Behavioral Medicine*, 22(4), 303-326.
- Gordon, R. A.(2008). Attributional style and athletic performance: Strategic optimism and defensive pessimism. *Psychology of Sport & Exercise*, 9(3), 336-350.
- Han, E. & Choi, N.(2006). Korean institutionalized adolescents' attributions of success and failure in interpersonal relations and perceived loneliness. *Children and Youth Services Review*, 28(5), 535-547.
- Haugen, R., & Lund, T.(2002). Self-concept, attributional style and depression. *Educational Psychology*, 22(3),305-315.
- Haynes, P., Ancoli-Israel, S., Walter, C., & McQuaid, J.(2012). Preliminary evidence for a relationship between sleep disturbance and global attributional style in depression. , *Cognitive Therapy and Research*, 36(2),140-148.
- Heider, F.(1958). *The psychology of interpersonal relations*. NY: John Wiley & Sons.
- Higgins, N. C., & Hay, J. L.(2003). Attributional style predicts causes of negative life events on the attributional style questionnaire. *The Journal of Social Psychology*, 143(2),253-271.
- Higgins, N. C., Zumbo, B. D., Hay, J. L. (1999). Construct validity of attributional style: Modeling, context-dependent item sets in the attributional style questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, 59(5), 804-820.

- Joiner, T. E., & Metalsky, G. I.(1999). Factorial construct validity of the extended attributional style questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 23(1),105-113.
- Kelley, H. H.(1967). Attribution theory in social Psychology. In D. Levine (ED.), *Nebraska symposium on motivation(Vol.15)*. Lincoln, NE: University of Nebraska Press.
- Khodayarifard, M., Brinthaupt, T. M., & Anshel, M. H.(2010). Relationships of parents' and child's general attributional styles to academic performance. *Social Psychology of Education: An International Journal*, 13(3), 351-365.
- Kwon, P. & Lemon, K.(2000). Attributional style and defense mechanisms: A synthesis of cognitive and psychodynamic factors in depression. *Journal of Clinical Psychology*, 56(6),723-735.
- Marsh, H. W., & Grayson, D.(1995). Latent variable models of multitrait-multimethod data. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 177-198). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Metalsky, G. I., Halberstadt, L. J., & Abramson, L. Y.(1987). Vulnerability to depressive mood reactions: Toward a more powerful test of the diathesis-stress and causal mediation components of the reformulated theory of depression. *Journal of Personality and Social Psychology*,52(2), 386-393.
- Moore, M. T.,& Fresco, D. M.(2007). Depressive realism and attributional style: Implications for individuals at risk for depression. *Behavior Therapy*, 38(2), 144-154.
- Norman, P. D., & Antaki, C.(1988). Real Events Attributional Style Questionnaire. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 7(2/3),97-100.
- Nurmi, J. E.(1992). Cross-cultural differences in self-serving bias: Responses to the attributional style questionnaire by American and Finnish students. *The Journal of Social Psychology*, 132(1),69-76.
- Peplau, L. A., Russell, D., & Heim, M. (1979). The experience of loneliness. In I. Frieze, D. Bar-Tal, & J. S. Carroll (Eds.) *New approaches to social problems* (pp.53-78). San Francisco: Jossey-Bass.
- Peterson, C., & Villanova, P.(1988). An Expanded Attributional Style Questionnaire. *Journal of Abnormal Psychology*, 97(1), 87-89.
- Peterson, C., Semmel, A., Baeyer, C., Abramson, L. Y., Metalsky, G. I., & Seligman, M. E. P.(1982). The Attributional Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 6, 287-300.
- Reivich, K.(1995). The measurement of explanatory style. In G. M. Buchanan, & M. E. P. Seligman(Eds.), *Explanatory style* (pp.21-47), Hillsdale, NJ:Lawrence Erlbaum associates.
- Rowe, J. E. & Lockhart, L. K.(2005). Relationship of cognitive attributional style and academic performance among a predominantly Hispanic college student population. *Individual Differences Research*, 3(2),136-139.
- Seligman, E. P., Abramson, L. Y., Semmel, A., & Baeyer, C. V.(1979). Depressive attributional style. *Journal of Abnormal Psychology*, 88, 242-247.

- Seligman, M. E. P., Peterson, C., Kaslow, N. J., Tanenbaum, R. L., Alloy, L. B., & Abramson, L. Y. (1984). Explanatory style and depressive symptoms among school children. *Journal of Abnormal Psychology, 93*(2), 235-238.
- Shaver, K. G. (1987). *Principles of social psychology*. Cambridge, Massachusetts: Winthrop.
- Sturman, E. D., Mongrain, M., & Kohn, P. M. (2006). Attributional style as a predictor of hopelessness depression. *Journal of Cognitive Psychotherapy, 20*(4), 447-458.
- Weiner, B. (1972). *Theories of motivation: From mechanism to cognition*. Chicago: Markham.
- Weiner, B. (1979). A theory of motivation for some classroom experiences. *Journal of Educational Psychology, 71*(1), 3-25.
- Weiner, B., Heckhausen, H., Meyer, W., & Cook, R. E. (1972). Causal ascriptions and achievement behavior: A conceptual analysis of effort and reanalysis of locus of control. *Journal of Personality and Social Psychology, 21*(2), 239-248.
- Yee, P. L., Pierce, G. R., Ptacek, J. T., Modzelesky, K. L. (2003). Learned helplessness attributional style and examination performance: Enhancement effects and not necessarily moderated by prior failure. *Anxiety, Stress and Coping, 16*(4), 359-373.

投稿日期：2013年04月15日
修正日期：2013年03月28日
接受日期：2013年09月25日

A Study on the Development of an Attributional Style Questionnaire and the Analysis of its Reliability and Validity

Su Su-mei

Teacher Education Center at National Kaohsiung Normal University.
Associate Professor

Abstract

The purpose of this study was to construct the Attributional Style Questionnaire (ASQ) to assess attributional styles in college students. The ASQ was composed of four subscales, which were internality, stability, globality, and uncontrollability. The ASQ consisted of fourteen events- either affiliation orientation or achievement orientation. They were also organized into positive and negative events. The subjects of this study were 932 college students. The results were as follows:

1. Subscale internal consistency reliabilities were satisfactory.
2. Factor analysis confirmed the validity of the ASQ constructs.
3. Confirmatory factor analysis using the multitrait-multimethod (CFA-MTMM) supported the convergent and discriminant validity of the questionnaire.

Key words : the Attributional Style Questionnaire , confirmatory factor analysis, multitrait- multimethod (MTMM), validity

