

軍事服從態度量表發展暨其效度之研究

邱發忠

陳學志

教學部
講師

國立台灣師範大學
教育心理與輔導學系
副教授

摘 要

本研究目的在於發展適於軍事組織脈絡使用的「軍事服從態度量表」。研究過程計有三個階段，第一階段以預試量表题目的發展為主要目標；第二階段以正式量表的建立為主；而第三階段則以正式量表的信、效度考驗為主要任務。第一階段研究有 40 位參與者填答「軍事服從態度開放式問卷」；第二階段則有 100 個有效樣本；第三階段則有 323 個有效樣本。本研究所建立的「軍事服從態度量表」，區分為認知、情緒及行為三個分量表，在信度上，其 α 係數分別為 .85、.75 及 .78。在效度上，經驗證性因素分析的結果發現，本量表所得結果與服從態度的三個向度建構模型是符合的。在區辨效度上，職業軍人與預官在軍事服從態度量表上的反應是有差異的，而且，在服役認知的低、中、高組上，也發現在本量表上的反應有所差異。綜言之，本研究所發展之軍事服從態度量表有不錯的信、效度表現，將可運用於軍事情境。

關鍵詞：軍事服從態度、軍職志向、結構方程模式、認知、情緒、行為

壹、緒論

一、研究動機與目的

軍事組織的最大特性之一是以國家整體利益為目標。軍隊的存在是為了國家安全，而非為了軍隊本身或某個人（如：企業主管）的利益，亦即，國家安全是軍事組織的終極使命。基於此，軍事組織比一般組織更強調領導者的道德價值、倫理、責任與忠誠。因此，我們可以說一般企業組織為利益性（utilitarian）組織，而軍事組織則為規範性（normative）組織（Van Fleet & Yukl, 1986）。

「服從」是軍事組織中相當重要的核心概念之一，軍事組織藉由軍事社會化的過程，促使組織中的成員學習其所屬團體的信仰、價值、規範與角色，以竭誠效忠自己所屬團體。職此，每一個服役過的國人在軍中都曾經被教育或聽長官說過：「服從（compliance）是軍人的天職」這項訓示。

軍隊為一強調達成任務的科層組織，其組織結構對成員的思想、情感與行為態度等支配的程度，較其它團體更具全面與絕對性，包括絕對服從階級權威與命令、任務達成重於一切（錢淑芬，1993）。在美國西點（WEST POINT）軍校，一個根深蒂固的觀念是：「學不會服從，也就學不會領導，領導者的成敗，有很多地方就取決於有沒有學會服從的角色」。為此，西點制定了嚴格的紀律，用來規範學員的一言一行，因此，服從觀念要在「官之初」就打下深深烙印，也認為服從是一種美德（于紹樂，2002）。

Donnithorne（1993）提出美國西點軍校四個階段（四個年級）的領導訓練：

第一階段：建立強化組織的向心力，強調團隊精神，以及教導新生認同團體的價值體系，使個人獲得更高的滿足感。

第二階段：幫助個人開始找到自己在團體中的聲音，強調直接或面對面的領導。

第三階段：教導學生建立足夠自信和必要的領導技巧，以領導其他領導人，這就是間接領導。

第四階段：本階段為行政領導，在企業界即是高級主管的地位，教導學生如何為組織謀求長遠的利益。

從上述可知，西點軍校的第一階段教育裡，其中最重要的就是服從的培

養，期望新生在嚴格要求下，學會服從的態度、行為。然而，訓練新生學習服從權威，並不是打擊他們的士氣；相反的，正因為他們通過所有困難的考驗，他們的自信、自尊和自律也都會隨之增強（于紹樂，2002）。

此外，杭廷頓認為的客觀文人統制（objective civilian control）為培養軍人的軍事專業主義，以促進軍人對文人的服從（洪陸訓，1999），由軍事倫理學角度觀之，也可了解在民主國家裡，軍人對文人統制的規範及重要性。

準此之故，接受基礎軍事的受訓學員、軍官候選人或軍事學校學生累積各種不同經驗中，受到強烈注意的就是命令、規定及規則。軍人含有高度服從成份的義務、忠誠及責任的信念，為專業軍人最高的道德，可見服從在軍事組織裡的重要性，而且，也是優秀軍人的指標之一。然而，回顧相關文獻發現，迄今並未有適合於軍事情境的服從態度量表研究，由此更顯示出服從態度測量工具發展的重要及迫切性。

因此，本研究目的在於發展「軍事服從態度量表」，區分為三個階段進行，第一階段以「預試量表題庫」的發展為主要目標；第二階段以「正式量表」的建立為主；而第三階段則以「正式量表的信、效度」檢驗為要旨。以下就軍事服從態度的意涵來加以說明。

二、軍事服從態度的定義

「什麼是態度呢？」態度（attitude）意指個體對人、對事及對周圍世界所持有的一種持久性與一致性的傾向（張春興，1992）。態度是假設性的建構，或潛在的變項（Eagly & Chaiken, 1993）。Allport (1935) 指出態度是個體心理及神經的準備狀態，經由經驗所形成的組織，影響個體對所有對象及情境反應的動態組織。有些研究者認為態度為：一般且持久的贊同或不贊同的評價類別，及對某一刺激的行動傾向（Cacioppo, Petty & Berntson, 1991; Zanna & Rempel, 1998）。Eagly 及 Chaiken (1993) 認為態度是心理的傾向，藉由對某實體的贊同或不贊同來表達。Olson 及 Zanna (1993) 認為態度是指對某一個特定的人、事、或物的一種肯定或否定；或是個人對一特定態度對象所持有的評價感覺（evaluation）。近期的認知科學研究者認為態度為個體對某事物與某種屬性的聯結，此屬性具正、負價等（Fazio & Olson, 2003; Greenwald et al., 2002a; Greenwald et al., 2002b; Roefs & Jansen, 2002; Wilson, Lindsey, & Schooler, 2000）。

綜言之，態度是對於社會環境中許多面向的最終評價，這些評價是存於個體的記憶中不輕易改變的（Judd et al., 1991）。故我們對所認識的人、事、

物或觀念或多或少都存在著一些正向（贊同）或負向（反對）的評價感覺，行動傾向信念等，這就是態度。例如：一位軍人在軍事組織的脈絡下，對於長官之命令是否服從，對於服從這件事是存著正向，還是負向的評價，他的服從行為傾向又是如何的，他對服從這件事的信念又是如何的。

以上所論及的為純粹之態度定義，那什麼是「軍事服從態度」呢？心理學研究裡較少談到軍事服從態度的問題，除了著名的 Asch (1952) 及 Milgram (1974) 的權威服從研究外，並未有關於軍事情境的服從態度研究。本研究以心理學角度來看軍事服從的態度，但是，在此議題上，心理學相關的研究卻是鮮少的，職此，在對軍事服從的定義上，則不限於心理學觀點的論述。以下就針對軍事服從的定義做個概述。

于紹樂 (2002) 以西點軍校教育為例指出，「服從」是一種美德，對當權者的服從是百分之百的正確，因為軍校所造就的人才是從事戰爭的人，這種人要「執行作戰命令」，要帶領士兵向設有堅固防禦之敵進攻，沒有服從就不會有勝利。

謝奕旭 (2001) 以軍事倫理學的觀點指出：軍官職位存在之目的是服務國家。為提供可能的最高服務，整個軍官職位及其領導的軍隊必須成為國家政策的有效工具，因此，軍官職位必須被組織成一個「服從的階層制度」。軍官職位若要執行其職務，其中的各個階層必須能夠「得下屬階級即刻而忠誠的服從」。缺少此關係，軍事專業則不可能實現。當軍人收到來自公認上及所下達的合法命令時，他不爭論、不猶豫，也不以自己的意見取代之，他只是即刻的服從，這就是軍事倫理的具體表現。而安豐雄等人 (2002) 指出服從是威權層級制所發出的行為，因為軍隊「由上而下的指揮關係」，要求部屬「服從命令履行職責」。

在心理學的角度觀之，服從為個體因應權威人士的命令而採取的配合形式 (Nairne, 2000)；或者個體行為表現服膺別人要求 (Taylor, Peplau, & Sears, 1997)。

綜合上述可知，服從為下級服從上級，及行為能夠符合長官的要求。就軍事脈絡 (context) 而言，「軍事服從態度」意指在軍事組織裡，部屬對長官個體、命令、規範等遵從的傾向，其中包含了忠誠、履行職責等內涵。

三、態度的成分

「態度有那些成份呢？」有一些研究者認為態度是對某人、事、物或議題正向及負向的兩類評價 (Cacioppo & Berntson, 1994; Green & Goldfried,

1965)。個體的態度可分為外顯 (explicit) 及內隱 (implicit) 的態度，外顯指具有意識、可被覺察到及可控制的特性；而內隱則為潛意識、無法覺察及自動化的特性 (Bargh, Chaiken, Covender, & Pratto, 1992; Devine, 1989; Fazio, Sanbonmatsu, Powell, & Kardes, 1986; Fazio & Olson, 2003; Greenwald & Banaji, 1995; Greenwald et al., 2002a; Greenwald et al., 2002b; Roefs & Jansen, 2002; Wilson, Lindsey, & Schooler, 2000)。在研究態度議題裡，有些研究者在研究態度的建構 (construct) 時，主要著重在態度的相關強度屬性 (attributes) 上，如：測量態度的強度 (intensity) (Brim, 1955; McDill, 1959)；有些則研究重要性 (importance) 屬性 (Borgida & Howard-Pitney, 1983; Howard-Pitney, Borgida, & Omoto, 1986)；其他則研究態度的突顯性 (Hoelter, 1985; Lemon, 1968; Tedin, 1980)。

一般而言，心理學家認為態度的成分為「情緒成份」 (affective component)、「行為成份」 (behavioral component) 及「認知成份」 (cognitive component) (Baron & Greenberg, 1990; Olson & Zanna, 1993; Taylor, Peplau, & Sears, 1997)，Breckler (1984) 以 LISREL 統計方法分析，發現在態度的研究上也傾向於三向度的建構。態度的三個成份間並非總是高度相關的，所以，同時考量三個成份是重要的 (Crites, Fabrigar, & Petty, 1994; Katz; Stotland, 1959; Mayers, 1993; Razecki, 1982)。

「認知成份」是對態度對象所持有的信念或知識，例如：認為「軍中服從階級是重要的」；「情感成份」是指個體對態度對象的情緒感覺，包括了尊敬—輕視、喜歡—厭惡、同情—排斥等帶有正負向情緒的感覺，例如：「我厭惡不服從長官的人」；「行為成份」則是指個體對態度對象的反應傾向，即當個人對態度對象必須有所行動表現時，會做出符合態度傾向的行為，例如「我會以長官的話為主臬」等。

此外，Zanna 及 Rempel (1988) 認為態度是對態度對象的評價歸類，此一態度評價包含了：認知訊息、情感訊息及有關過去行為或行為意圖的訊息。態度評價是對態度對象物整體性的價值判斷，此一態度評價的形成即是依賴認知、情感及行為三方面的訊息，而三者可由各種相異的方式來形成態度評價。在不同的脈絡或操弄下，態度評價會受到態度內某些成份的主導。

綜言之，就態度而言，現一般研究者或過去研究結果都支持態度由「認知」、「情緒」及「行為」等成份組成，職此，本研究發展「軍事服從態度量表」就以態度的三成份為架構，亦即，將「軍事服從態度量表」區分為「認知」、「情緒」及「行為」分量表。

貳、研究方法 - 軍事服從態度量表的發展過程

為發展軍事服從態度量表，本研究共區分為三個階段進行。第一階段為預試量表題庫的發展；第二階段為正式量表的建立；而第三階段則從事正式量表的信、效度考驗。以下就對以上三個階段的研究過程做個概述：

一、預試量表的發展

（一）研究參與者

為配合第一階段之實施方式，抽取的研究對象以開放式問卷調查。採立意抽樣的方式邀請四十名軍校一年級及三年級的學生接受施測（一年級及三年級各 20 名）。

（二）研究工具

本階段主要目的為獲得軍事服從態度的概念，職此，筆者編製一份「軍事服從態度開放式問卷」，此問卷共包含了四個題目。開放式問卷的問題為：「什麼是服從？」、「軍人為何要服從？」、「平常服從行為有那些？」、「服從長官（學長）的感覺為何？」。參與者在此問題上的反應，可得到軍人服從態度的「認知」、「情緒」及「行為」三個成份。

（三）預試量表的編製

經軍事服從態度開放式問卷獲得服從之相關概念，並將受試者於開放式問卷的反應改寫成題目的陳述句，並以態度的「認知」、「情緒」及「行為」向度為架構區分。最後獲得預試量表的狀況為：認知向度的題目 15 題、情緒向度題目 13 題，而行為向度題目為 18 題，總計有 46 題。

二、正式量表之發展

（一）研究參與者

計有政戰學校大學部 2 至 4 年級的有效樣本 100 個（二年級 31、三年級 42、四年級 27 員）。

（二）研究工具

軍事服從態度預試量表內容主要是從軍事服從態度開放式問卷的結果而來，將受試者於問卷的反應撰寫成題目的描述句。本量表採 Likert 六點量表，1 代表「非常不符合」、2 代表「很不符合」、3 代表「稍微不符合」、4 代表「稍微符合」、5 代表「很符合」而 6 代表「非常符合」。計分方式為，1 代表

1 分、代表 2 分，其它類推之，加總則為其總分，總分愈高代表軍事服從態度傾向愈高。

（三）資料分析

預試分析最重要的工作為項目分析，目的在對預試題目進行適切性的評估。本研究進行項目分析的效標有以下 4 項：

1. 標準差：愈大的標準差愈好，代表鑑別度愈高，以 .75 為標準。
2. 題目與總分相關：相關愈高，題目愈佳，以 .3 以上為選題標準。
3. 內部一致性效標法：將全體樣本之總分，依前後 25% 極端值區分為高、低分組，比較兩組在各題平均數上的差異是否顯著（以 t - test 予以檢驗）。以達顯著水準 .05 為選題標準。
4. 因素分析法：使用因素分析所產生的因素負荷量來判斷個別項目與相對因素的關係（於分析中，將預試量表設定為一個因素），本研究以因素負荷量 .30 為選題標準。

以上述的標準為選題效標，不符合效標達 1 項的題目將予以刪除（因為軍事服從態度並非是複雜的建構，在選題標準上採較嚴格的標準），成為正式量表的題目。

（四）預試分析的結果

經由預試施測，統計分析結果如表 1 所示。由表 1 可知四種題目評鑑標準的分析結果。就標準差而言，本研究的最大標準差為 1.33，而最小的標準差為 .69，為刪除較低鑑別度的題目，標準差小於 .75 的題目將予以刪除，小於 .75 的題目為第 17、35 題應優先刪除。

接下來看單個題目與總分相關方面，相關值 .30 以下的題目將予以刪除

軍事服從態度量表發展暨其效度之研究

表 1 預試之刪題結果

向 度	題 目	標 準 差	與總量表總 分的相關 係	因素負荷量	極端組檢定	總 評
認知 分量表	1	1.19	.369*	.49	*	0
	2	1.12	.385*	.50	*	0
	3	.97	-.010	-.67		2
	4	1.05	.192	.58		2
	5	.93	.119	.60		2
	6	.93	.134	.69		2
	7	.95	.205	.35	*	1
	8	.69	.066	.58		3
	9	1.12	.143	-.44		2
	10	1.10	.463*	.45	*	0
	11	1.33	.477*	.38	*	0
	12	1.09	.451*	.30	*	0
	13	1.07	.409*	.31	*	0
	14	.92	-.160	-.61		2
	15	1.11	.053	-.54		2
情緒 分量表	16	1.11	.216*	-.36		2
	17	.70	.107	.55		3
	18	1.10	.096	-.26		3
	19	.95	-.129	-.70		2
	20	1.09	-.286*	-.58		2
	21	1.03	.267*	.47	*	1
	22	.99	-.082	-.71		2
	23	.77	.350*	.58	*	0
	24	.82	.099	-.65		2
	25	1.04	.085	.44		2
	26	.92	.401*	.53	*	0
	27	1.16	.169	-.27		3
	28	1.18	-.045	-.36		2
	29	1.18	.367*	.44	*	0
行為 分量表	30	.96	.165	.47		2
	31	.86	.069	-.60		2
	32	1.05	.094	-.66		2
	33	.69	.035	.65	*	2
	34	.86	.192	-.66		2
	35	.71	.037	.62		3
	36	1.04	.072	-.63		2
	37	.79	.476*	.54	*	0
	38	.93	.350*	.65	*	0
	39	.98	.484*	.72	*	0
	40	.97	.082	-.67		2
	41	1.04	.121	-.12		3
	42	.83	.054	-.75		2
	43	1.09	.072	-.48		2
	44	1.31	-.213	-.46		2
	45	.97	-.102	-.54		2
	46	1.02	.361*	.43	*	0

註：*示 $p < .05$ ；■ 示被選取題目。

由表 1 可知，標準差小於.75 者為第 8、17、33、35 題。而與總量表總分相關小於.30 的題目為第 3、4、5、6、7、8、9、14、15、17、18、19、20、21、22、24、25、27、28、30、31、32、33、34、35、36、40、41、42、43、44、45 等題。

其次，因素負荷量小於.30 的題目為 18、27 及 41 題。最後，取整體量表總分最高與最低的各 25% 為極端組，進行平均數差異性檢定，結果顯示，t 檢定未達.05 顯著水準者計有第 3、4、5、6、8、9、14、15、17、18、19、22、24、25、27、28、30、31、32、34、35、36、40、41、42、43、44、45 等題。

綜合各項指標來加以整體判斷（見表 1），所有指標皆理想者計有 13 題，1 項指標不理想者有 2 題；2 項指標不理想者有 25 題；3 項指標不理想者有 6 題。本研究在刪題標準上因考量軍事服從態度並非是複雜的構念，量表愈簡便愈佳，職此，1 項指標以上不理想者皆予以刪除。但是，在情緒分量尺部分如果以 1 項不理想為刪題標準，將只剩下 2 個題目。為求此分量表的信度，以四個以上題目測量較佳（Kline, 1998）。然而，當情緒分量表的標準改設為 2 個不理想指標為刪題標準時，只有第 21 題符合標準，為取得足夠題目，再從 2 個指標不理想的題目當中來選。由表 1 可知，情緒分量表 2 項指標不合標準者有 16、17、19、20、22、24、25 及 28 等題，如果以與總量表分數相關係數較高且達顯著的標準來選題，則 16、20 題為較為適當的題目，因為其相關值在.216 以上，且達顯著，將予選取，其它題目的相關係數則表現的非常差。

項目分析經綜合指標刪題後，認知分量表保留 6 題；情緒分量表保留 5 題；而行為分量表有 5 題，總計有 16 個題目。此 16 題將成為下一階段的正式量表施測。

三、正式量表信、效度研究

（一）研究對象

本研究主要研究對象為政戰學校學生（包含專科一、二年級及大學一至四年級）、政戰官科預官（一般民間大學畢業考取政戰預官之學員）及正規班上尉學員（軍校畢業四至六年回校受訓人員），刪除 16 個無效樣本後（答題不全、7 個以上的連續相同評量反應），計有 323 個有效樣本，其背景分布的人數、比率如表 2 所示：

表 2 有效樣本背景分布情形

科系	專一年級	專二年級	科大一	學大二	學大三	學大四	學預	官上尉學員
人數	28 (8.7%)	37 (11.5%)	28 (8.7)	32 (9.9%)	51 (15.8%)	30 (9.3%)	69 (21.4%)	48 (14.9%)
合計	323 (100%)							

註：表格內數字為人數，括弧內數字為百分比。

(二) 研究工具

1. 軍事服從態度量表

經由前一階段的選題結果，本量表由 16 題組成，區分為認知、情緒及行為三個分量表。採 Likert 六點量表型式，1 代表「非常不符合」、2 代表「很不符合」、3 代表「稍微不符合」、4 代表「稍微符合」、5 代表「很符合」而 6 代表非常符合。計分方式為，1 代表 1 分、2 代表 2 分，其它類推之，加總則為其總分，分數愈高代表軍事服從態度的傾向愈高，第 8 題為反向題，將進行反向計分。

2. 軍職志向分量表

「軍職志向」的意義是指軍人對從事軍職志業的動機、承諾，及認為從事軍職是一件光榮的事情，願意盡最大的力量在軍事組織發展；而且，在軍中遇到困難都能努力去克服。在過去研究裡發現，軍職志向態度愈高則愈能適應管教，（邱發忠、卓淑玲、劉瑞楨、鄧文章，2000）。以筆者經驗檢視及上述研究顯示，是否能適應管教，其中很大的因子為是否具有服從的態度。職此，探討軍職志向與軍事服從態度的關係是有意義的，就是說，可以使用軍職志向相關的量表來研究軍事服從態度量表的效度。

在卓淑玲、劉瑞楨及鄧文章（2000）發展了軍職志向量表，總計由六個題目組成，原為 Likert 四點量表，但在本研究裡，為提升量表之敏感度、變異量，修改為六點量表。本量表的信度方面，其內部一致性 α 係數為 .81 及 .78（邱發忠、卓淑玲、劉瑞楨、鄧文章，2000；卓淑玲、劉瑞楨、鄧文章，2000）。在效度方面，軍職志向與軍校生適應問題暨因應策略的關係上，發現如果將軍職志向區分為低、中、高的程度，則軍職志向愈高則愈能適應長官、學長（姐）的管教、適應軍事訓練、能忍耐面對軍事情境壓力，及能夠積極因應壓力等，顯示軍職志向量表的區辨效度。

職此，本研究可以施測軍職志向量表於受試者，探究是否軍職志向傾向愈高則軍事服從態度愈高，軍職志向傾向愈低則反之，若然，則可證實軍事服從

態度量表的區辨效度。

(二) 資料分析

本階段目的在於發展正式量表，進行信效度檢驗。在信度檢驗方面，以 SPSS 11.5 進行 Cronbach α 係數分析各分量表及整體量表的內部一致性。在效度檢驗方面以 Lisrel 8.53 統計套裝軟體進行驗證性因素分析，以說明整體量表的建構效度。此外，以 t 檢定及單因子變異數分析進行區辨效度的檢驗 (SPSS11.5)。

參、研究結果

一、正式量表的信度考驗結果

表 3 為軍人服從態度量表各分量表的內部一致性係數。由表 3 可知，認知向度的 α 係數為 .85；情緒向度的 α 係數為 .75；而行為向度的 α 係數為 .78，總量表為 .90。由此結果可以看出，本量表的內部一致性在「適中」到「極好」之間 (Kline, 1998)。

表 3「軍事服從態度量表」各分量表之內部一致性係數

向度	α 係數
認知分量表	.85
情緒分量表	.75
行為分量表	.78
整體量表	.90

二、正式量表的效度考驗結果

(一) 驗證性因素分析

在驗證性因素分析上，依據態度過去研究結果，可將軍事服從的態度區分為「認知」、「情緒」及「行為」三個向度。此外，本研究也分析一個因素的軍事服從態度建構，並進而比較不同模型的優劣。本研究驗證性因素分析所要討論的問題是：A. 整體模型適配度；B. 三因素與一因素模型之間的差異；C. 內在結構的適配性等。

本研究依據 16 個題目所得到之量數來檢驗此建構，根據結構方程模式

(structural equation model) 之測量模式 (measurement model) 來加以分析，本研究考驗之三因素模型之矩陣形式如下所示：

$$\begin{array}{c} \mathbf{X} \\ 16 \times 1 \end{array} = \begin{array}{c} \mathbf{\Lambda}_x \\ 16 \times 3 \end{array} \begin{array}{c} \boldsymbol{\xi} \\ 3 \times 1 \end{array} + \begin{array}{c} \boldsymbol{\delta} \\ 16 \times 1 \end{array}$$

$$\begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \\ X_7 \\ X_8 \\ X_9 \\ X_{10} \\ X_{11} \\ X_{12} \\ X_{13} \\ X_{14} \\ X_{15} \\ X_{16} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_{1,1}^x & 0 & 0 \\ \lambda_{2,1}^x & 0 & 0 \\ \lambda_{3,1}^x & 0 & 0 \\ \lambda_{4,1}^x & 0 & 0 \\ \lambda_{5,1}^x & 0 & 0 \\ \lambda_{6,1}^x & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{7,2}^x & 0 \\ 0 & \lambda_{8,2}^x & 0 \\ 0 & \lambda_{9,2}^x & 0 \\ 0 & \lambda_{10,2}^x & 0 \\ 0 & \lambda_{11,2}^x & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{12,3}^x \\ 0 & 0 & \lambda_{13,3}^x \\ 0 & 0 & \lambda_{14,3}^x \\ 0 & 0 & \lambda_{15,3}^x \\ 0 & 0 & \lambda_{16,3}^x \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \\ \delta_6 \\ \delta_7 \\ \delta_8 \\ \delta_9 \\ \delta_{10} \\ \delta_{11} \\ \delta_{12} \\ \delta_{13} \\ \delta_{14} \\ \delta_{15} \\ \delta_{16} \end{pmatrix}$$

由上面結構方程之矩陣形式可知，三因子軍事服從態度模型所要估計的參數共有 35 個，所以，自由度有： $1/2 * 16 (16+1) - 35 = 101$ 。

為了與三因素軍事服從態度模型做比較，從事一個因素模型的考驗，此模型之矩陣形式如下所述：

$$\begin{array}{c} \mathbf{X} \\ 16 \times 1 \end{array} = \begin{array}{c} \mathbf{\Lambda}_x \\ 16 \times 1 \end{array} \begin{array}{c} \boldsymbol{\xi} \\ 1 \times 1 \end{array} + \begin{array}{c} \boldsymbol{\delta} \\ 16 \times 1 \end{array}$$

$$\begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \\ X_7 \\ X_8 \\ X_9 \\ X_{10} \\ X_{11} \\ X_{12} \\ X_{13} \\ X_{14} \\ X_{15} \\ X_{16} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_{1,1}^x \\ \lambda_{2,1}^x \\ \lambda_{3,1}^x \\ \lambda_{4,1}^x \\ \lambda_{5,1}^x \\ \lambda_{6,1}^x \\ \lambda_{7,1}^x \\ \lambda_{8,1}^x \\ \lambda_{9,1}^x \\ \lambda_{10,1}^x \\ \lambda_{11,1}^x \\ \lambda_{12,1}^x \\ \lambda_{13,1}^x \\ \lambda_{14,1}^x \\ \lambda_{15,1}^x \\ \lambda_{16,1}^x \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \\ \delta_6 \\ \delta_7 \\ \delta_8 \\ \delta_9 \\ \delta_{10} \\ \delta_{11} \\ \delta_{12} \\ \delta_{13} \\ \delta_{14} \\ \delta_{15} \\ \delta_{16} \end{pmatrix}$$

由上面之一因素結構方程之矩陣形式可知，一因素軍事服從態度模型所要估計的參數共有 32 個，所以，自由度有： $1/2 * 16 (16+1) - 32 = 104$ 。

以 Joreskog 及 Sorbom (2001) 所發展的 LISREL 8.53 版的電腦統計軟體的最大概似法 (maximum likelihood, 簡稱 ML) 來進行參數估計與模式的適配度檢驗，且以 .05 作為統計的顯著水準。

在有關結構方程模式 (structural equation modeling) 的評估方面，本研究參考 Bagozzi、Yi (1988) 從「基本適配度」(preliminary fit criteria)、「整體模式適配度」(overall model fit) 和「內在結構模式適配度」(fit of internal structure model) 三個方面來進行評估。以下分別敘述之：

1. 基本適配度檢驗

據 Bagozzi、Yi (1988) 所提出的模式基本適配標準，理論模式必須符合下列數項：

- a. 不能有負的誤差變異；b. 誤差變異必須達到顯著水準；c. 因素負荷量必須介於 .5~.95 之間；d. 不能有很大的標準誤。

由表 5、6 及圖 1、2 可知，三因素及一因素之建構模型估計結果沒有負的誤差變異，符合理論模型不能有負的誤差變異之評鑑標準。其次，誤差變異皆達顯著水準。此外，在三因素模型方面，除了一個因素負荷量低於 .50 ($\lambda_{10,2}$) 之外，其餘因素負荷量皆符合高於 .50，而小於 .95 的標準。而一因素模型方面，也只有 $\lambda_{11,1}$ 不符合標準，其餘皆能達到標準。最後，從表 5、6 可知，三因素模型之標準誤介於 .04 至 .10 之間，而一因素模型之標準誤則介於 .05 至 .11 之間，兩個模型都沒有過大的標準誤。因此，模型符合基本模型適配度的評鑑標準。

表 5 「軍事服從態度量表」三個因素模型之參數估計摘要表

參數	未標準化估計值	標準誤	t 值	標準化估計值	複相關平方
認知分量表					
$\lambda_{1,1}$	.83	.07	12.20*	.63	.40
$\lambda_{2,1}$	.88	.06	13.78*	.69	.48
$\lambda_{3,1}$	.80	.07	11.11*	.58	.34
$\lambda_{4,1}$	1.02	.06	17.09*	.81	.65
$\lambda_{5,1}$	.80	.06	14.09*	.70	.49
$\lambda_{6,1}$	.96	.06	16.69*	.79	.63
δ_1	1.07	.09	11.85*	.60	
δ_2	.84	.07	11.39*	.52	
δ_3	1.23	.10	12.09*	.66	
δ_4	.56	.06	9.73*	.35	
δ_5	.66	.06	11.28*	.51	
δ_6	.55	.05	10.00*	.37	
情緒分量表					
$\lambda_{7,2}$	.63	.05	11.68*	.62	.39
$\lambda_{8,2}$	.63	.05	11.52*	.62	.38
$\lambda_{9,2}$	.67	.05	13.35*	.69	.48
$\lambda_{10,2}$	.46	.06	7.83*	.44	.20
$\lambda_{11,2}$	.65	.05	12.41*	.65	.43
δ_7	.62	.05	11.31*	.61	
δ_8	.65	.06	11.37*	.62	
δ_9	.49	.05	10.52*	.52	
δ_{10}	.89	.07	12.35*	.80	
δ_{11}	.56	.05	11.01*	.57	
行為分量表					
$\lambda_{12,3}$	.87	.06	13.45*	.68	.32
$\lambda_{13,3}$	.56	.05	10.72*	.57	.43
$\lambda_{14,3}$	.61	.05	12.76*	.65	.40
$\lambda_{15,3}$	.68	.06	12.29*	.64	.46
$\lambda_{16,3}$	.72	.05	13.31*	.68	.46
δ_{12}	.67	.06	12.08*	.54	
δ_{13}	.50	.04	11.54*	.68	
δ_{14}	.68	.06	11.69*	.57	
δ_{15}	.61	.05	11.35*	.60	
δ_{16}	.87	.08	11.30*	.54	
潛在因素間相關					
$\phi_{1,2}$	1	.05	13.30*	.62	
$\phi_{1,3}$	1	.03	23.13*	.79	
$\phi_{2,3}$	1	.03	30.12*	.91	

註：*示 $P < .05$

表 6 「軍事服從態度量表」一個因素模型之參數估計摘要表

參數	未標準化估計值	標準誤	t 值	標準化估計值	複相關平方
$\lambda_{1,1}$	.74	.07	10.58*	.55	.31
$\lambda_{2,1}$	.87	.06	13.87*	.69	.47
$\lambda_{3,1}$	.54	.05	10.29*	.54	.29
$\lambda_{4,1}$	.57	.05	11.81*	.61	.37
$\lambda_{5,1}$	.56	.05	10.57*	.55	.31
$\lambda_{6,1}$	.65	.05	11.81*	.61	.37
δ_1	1.22	.10	12.39*	.69	
δ_2	.86	.07	11.78*	.53	
δ_3	.70	.06	12.43*	.71	
δ_4	.55	.05	12.20*	.63	
δ_5	.70	.06	12.39*	.69	
δ_6	.73	.06	12.20*	.63	
$\lambda_{7,1}$	.55	.05	10.36*	.54	.30
$\lambda_{8,1}$	.55	.05	10.87*	.57	.32
$\lambda_{9,1}$	.83	.06	13.06*	.66	.43
$\lambda_{10,1}$	.71	.07	9.90*	.52	.27
$\lambda_{11,1}$	.32	.06	5.52*	.31	.09
δ_7	.73	.06	12.42*	.70	
δ_8	.64	.05	12.35*	.68	
δ_9	.92	.08	11.97*	.57	
δ_{10}	1.35	.11	12.48*	.73	
δ_{11}	1.00	.08	12.84*	.91	
$\lambda_{12,1}$	.58	.05	11.40*	.59	.35
$\lambda_{13,1}$	.89	.06	14.27*	.70	.49
$\lambda_{14,1}$	.68	.05	12.57*	.64	.41
$\lambda_{15,1}$	.79	.06	14.13*	.70	.49
$\lambda_{16,1}$	.88	.06	14.85*	.72	.52
δ_{12}	.64	.05	12.27*	.65	
δ_{13}	.81	.07	11.68*	.51	
δ_{14}	.67	.06	12.06*	.59	
δ_{15}	.67	.06	11.71*	.51	
δ_{16}	.70	.06	11.51*	.48	
潛在因素 ξ_1	1			1	

*示 $P < .05$

2. 模式的整體模式適配度

根據 Bagozzi、Yi (1988) 及 Hair Jr., Anderson, Tatham, & Black (1998) 的主張，整體模式適配度考驗可區分為絕對適配度 (measures of absolute fit)、增值適配度 (incremental fit measures)、精簡適配度 (parsimonious fit measures) 三方面來進行評估。絕對適配度是考驗理論模式可以預測觀察資料的共變數矩陣或相關矩陣的程度。增值適配度是理論模式與基準模式兩相比較的結果。精簡適配度是評估模式之精簡程度。本研究就依據此三種適配度來評估本研究提出的軍事服從態度量表測量模式的整體適配度情形。經分析結果，三個及一個因素模型的整體模式適配度之結果如表 7 所示，以下就針對各指標做個說明：

表 7 三個、一個因素整體模型適配度比較表

檢 模	驗 型	絕對適配度				簡效適配度	
		χ^2/df	GFI	SRMR	RMSEA	PNFI	PGFI
三 模 一 模 評 標	三因子模型	2.345	.92	.05	.06	.80	.68
	一因子模型	5.966	.81	.12	.12	.79	.62
	基準模型	<3	>.90	<.08	<.06	>.50	>.50
檢 模	驗 型	增值適配度					
		NFI	NNFI	CFI			
三 模 一 模 評 標	三因子模型	.95	.97	.97			
	一因子模型	.92	.92	.93			
	基準模型	>.95	>.95	>.95			

(1) 絕對適配度

在絕對適配對考驗方面，其目的在於檢驗模型可以預測觀察的共變數矩陣或相關矩陣的程度，以下就各指標的適配情形做個概述：

A. χ^2 及 χ^2/df 指標

整體適配的最基本的測量指標就是概度卡方考驗值 (χ^2)。三個因素模型之 $\chi^2=236.86$ ， $p<.01$ ，而一因素模型之 $\chi^2=620.43$ ， $p<.01$ ，顯示軍事服從態度的三因素及一因素模型皆無法與觀察指標適配。但是， χ^2 常受樣本人數大小的影響，就是說，樣本人數在一定規模時， χ^2 值就容易顯著，模式就容易被拒絕 (黃芳銘，2002)。但 Kline (1998) 的建議，為去除樣本規模對 χ^2 的影響，以 χ^2 值與自由度的比率為標準，建議 χ^2 比值以 <3 為適配的標準。職此，

由表 7 可知，在 χ^2 與自由度的比值的指標上，三因素模型為 2.345，而一因素模型為 5.966，此顯示了三因素是適配的模式，而一因素模型則不適配，亦即，三因素模型顯著優於一因素模型。

B. GFI 指標

在 GFI 指標上，三因素模型值為.92，而一因素模型值則為.81。GFI 表示假設模型可以解釋觀察資料的變異數與共變數的比例，需符合.90 以上標準才能宣稱理論模型是適配的 (Kline, 1998)，由此指標可知，三因素模型是適配的，而一因素模型則不適配。

C. SRMR 指標

SRMR 代表標準化假設模型的整體殘差，Hu 與 Benlter (1999) 建議，SRMR 小於.08 為適配標準。由表 7 可知，三因素模型的 SRMR 值為.05，而一因素模型的值為.12，因此三因素模型符合適配標準，而一因素模型則不符合。

D. RMSEA 指標

RMSEA 意涵為比較模式與飽合模式的差距，以小於.06 為適配標準 (Hu & Benlter, 1999)。本研究的三因素模型的 RMSEA 值為.06，而一因素模型則為.12，顯示三因素模型是適配的，而一因素模型則不適配。

(2)簡效適配度

在簡效適配度檢驗方面，目的在評估理論模式的精簡程度，此類型的指標有 PNFI 及 PGFI，此兩個指標，一般都採取大於.50 以上為模型的接受標準。由表 7 可知，本研究三因素模型之 PNFI 為.80，PGFI 為.68；而一因素模型的 PNFI 為.79，PGFI 為.62，雖然兩個模式皆符合標準，但是由數值的表現來看，三因素模型是優於一因素模型的。

(3)增值適配度

在增值適配度檢驗方面，其目的在檢視理論模式與基準模式 (baseline model) 互相比較的結果。以下為各指標的說明及分析結果解釋：

A. NFI 指標

NFI 是計算假設模型的卡方值與虛無模型的卡方值之變異量，可當作是假設模型與最差模型比較起來的改進情形，以大於.95 為模型之接受標準 (Hu & Benlter, 1999)。由表 7 可知，三因素模型的 NFI 值為.95，而一因素模型的 NFI 值則為.92，顯示三因素模型符合接受標準，而一因素模型則不符合。

B. NNFI 指標

NNFI 為利用巢套模型比較原理而計算出來的指數，反應了假設模型與一個觀察變項間沒有任何共變假設的獨立模型的差異程度，以大於.95 為模型之接受標準 (Hu & Benlter, 1999)。三因素模型的 NNFI 值為.97，而一因素模型

的 NNFI 值則為.92，顯示三因素模型符合接受標準，而一因素模型則不符合。

C. CFI 指標

CFI 指標意指假設模型與無任何共變關係的獨立模型差異情形量數，以大於.95 為模型之接受標準 (Hu & Bentler, 1999)。由表 7 可知，三因素模型的 CFI 值為.97，而一因素模型的 CFI 值則為.93，顯示三因素模型符合接受標準，而一因素模型則不符合。

由上臚列指標可知，三因素模型的整體模式適配情形皆符合接受的標準，而一因素模型除 PNFI、PGFI 符合接受的標準外，其餘適配性指標皆不支持。職此，三因素模型確實為軍事服從態度的良好建構，尤其與一因素模型比較下，更突顯了被資料支持的情形。

3. 內在結構適配度

由於三因素模型在上述之整體模式適配評鑑上得到支持，而一因子模型則否，職此，本研究在內在結構適配度上不討論一因素模型部份，只論及三因素模型。

在模式的內在結構適配度方面，Hair Jr 等人 (1998) 主張應包括測量模式適配度 (measurement model fit) 及「結構模式適配度」 (structural model fit) 兩方面的評鑑。職因本模式只有單純的測量模式，而沒有結構模式 (structure model)，所以，只討論測量模式層面。以「因素負荷量應達顯著水準」及「組成信度達.50 以上」為標準。

由表 5 及圖 1 可知，在因素負荷量 (即 λ 值) 上都達到統計顯著水準，其中 t 值介於 7.83~17.09 之間， $P < .05$ ，此符合「因素負荷應達顯著水準」的評鑑標準 (Bagozzi、Yi, 1988; Hair Jr. et al., 1998)。其次，軍事服從態度量表的三個潛在變項，包含認知向度 (ξ_1)、情緒向度 (ξ_2)、行為向度 (ξ_3) 的組成信度 (composite reliability) 依序為.65、.49、.55，雖情緒向度為未達標準 (為.49)，但已接近標準，其餘二向度皆達.50 以上的評鑑標準。整體而言，本量表的內部適配度相當不錯。

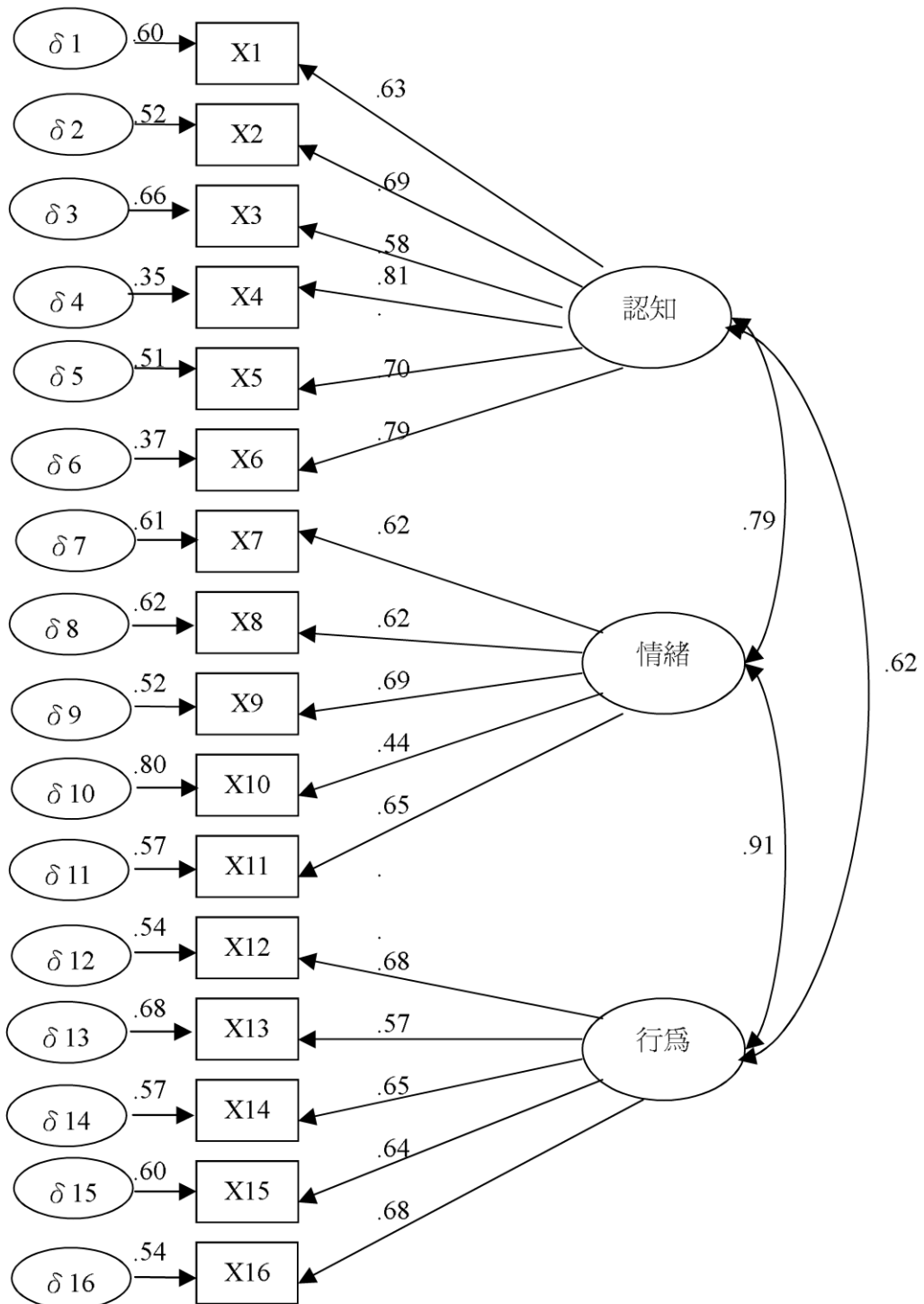


圖 1 三個因素模型之軍事服從態度量表之驗證性因素分析建構圖

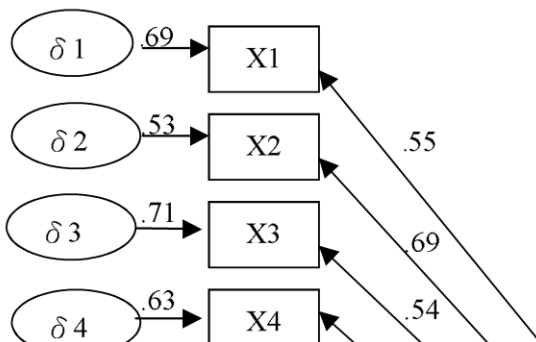


圖 2 一個因素模型軍事服從態度量表之驗證性因素分析建構圖
(二)區辨效度

「職業軍人」與「一般預官」在軍事服從態度上應是有差異的，此理由可從：軍事社會化及職業定向的角度來加以說明。就「軍事社會化」而言，首先要定義清楚的，「什麼是軍事社會化？」在軍官的養成教育中，教育宗旨即是讓軍校生能夠內化國軍幹部特定工作所持有的信念和價值，認同自己的角色和行為規範，具備完成國防任務應有的使命感和才能，舉凡是機構對每位新進的軍校生進行這類的教育、訓練皆稱為「軍事社會化」（錢淑芬，1998）。

此外，就職業定向而言，職業軍人選擇軍事職業的生涯規畫，基本上，在接受軍事社會化的敏感性及接受度是較為深刻的，職此，其軍事服從的態度會較強。就以本研究而言，受試者是由軍校學生、軍官及預官所組成，以屬性來區分，可以將軍校學生及軍官歸類為「職業軍人」；而預官則為非職業軍人，就直接的以「預官」稱之。

在本研究的區辨效度的研究裡，可以將受試區分為「職業軍人」及「預官」兩組，分別對軍事服從態度的各分量表做 t-test，以探討「職業軍人」與「預官」組別的差異，其結果如表 8 所示。

由表 8 可知，在軍人服從量表的三個分量表及整體量表上，均呈現「職業軍人組」分數高於「預官組」，就是說，軍事社會化愈高或軍人角度認同愈高的組別，在軍事服從態度量表得分上就愈高。職此，軍事服從態度量表確實是有區辨效度的。

表 8 職業軍人、預官在軍人服從態度量表各分量表上的變異數分析摘要表

分 量 表	職 業 軍 人 預 官				差 異 檢 定 t
	平 均 數	標 準 差	平 均 數	標 準 差	
認知分量表	3.59	.90	2.63	.82	8.02**
情緒分量表	4.32	.72	4.10	.65	2.18*
行為分量表	4.54	.71	3.71	.69	8.63**
總 體 量 表	4.16	.67	3.48	.58	7.69**

註：*示 $P < .05$ ；**示 $P < .001$

另外，以「軍職志向」的六個題目加總，形成軍職志向變項分數，將之區分為高正向、中正向及低正向三組，分別對三個分量表及整體量表做變異數分析，及 Sheffe 法的事後比較，以探討軍職志向與軍事服從態度間的關係。

由表 9 可知，在各軍事服從態度分量表上，在軍職志向的程度上愈低，則軍事服從之態度愈低，而軍職志向的程度愈高則反之。由此，再次證實了本量表的區辨效度。

表 9 不同服役認知在軍人服從態度量表各分量表上的變異數分析摘要表

分量表	低		中		高		差異檢定 F
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	
認 知 分 量 表	1.93	.54	3.24	.68	4.45	.66	180.88** 3>2>1
情 緒 分 量 表	3.38	.60	4.15	.52	5.05	.50	137.01** 3>2>1
行 為 分 量 表	3.00	.56	4.26	.51	5.25	.38	256.97** 3>2>1
總 體 量 表	2.77	.29	3.88	.37	4.92	.40	442.44** 3>2>1

註：*示 $P < .05$ ；**示 $P < .001$

肆、結論與建議

本量表目的在於發展軍事服從態度量表，且以態度的認知、情緒及行為意向三個向度架構編製題目。最後正式量表的結果是：認知分量表 6 題、情緒分量表 5 題，而行為分量表為 5 題，總計量表題目由 16 題組成。以下就針對研究限制、討論及建議等方面做個論述：

一、研究限制

（一）自陳式量表不能測量內隱態度

本研究目的在發展自陳量表，以供測量軍事組織成員的軍事服從態度，但是，由自陳報告方式測得的服從態度可能較屬於意識層面的。1930 年代的社會心理學家均假設態度是處於意識上的層次運作，所以，對於態度就以直接（自陳報告）的方式測量。但許多的證據支持社會行為通常以內隱的、或於意識之下的方式在運作（Greenwald & Banaji, 1995）。意識下運作的特徵為：行動者做出某些行為是因為受到過去經驗的影響，但個體並未察覺到自己正受影響，故無法由內省自陳法探知。於態度上，亦有這種內隱（implicit）的運作方式，而欲測量內隱的態度就必須於方法學上使用間接（indirect）的測量。近來的研究甚至發現了一個有趣的地方：即個體內隱態度可能與外顯態度有著不一致的情況，且於內隱態度上測量到有刻板印象的人，其在外顯態度上，通常是否認自己有偏見的（Greenwald et al., 2002a）。為了能對服從態度有整體性的了解，在未來可以嘗試使用非直接的內隱測量方法，並依此與本研究

之量表探究結果做比較。如：Greenwald、McGhee 及 Schwartz (1998) 所發展的內隱聯結測驗 (implicit associative test) 可以測量到個體的內隱態度 (implicit attitudes, IAT)，以求取測量的精確性，而以 IAT 測量平台來探討軍事組織的「服從」議題，將是相當有意義及具有相當高的軍事應用價值。

(二) 宜注意受試者受社會讚許的問題

當使用人格測驗 (自陳量表) 時，有一個難題是受試者會選擇以社會期許 (socially desirable) 的方式來作答，而非反應出真實 (Crowne & Marlowe, 1960)，其主要是因受試者欲得到文化適切性的贊同，及為他人接受的行為動機。在軍事實務及研究上，Thunholm (2001) 以陸、海、空軍之軍官為受試者，施予社會期許測驗 (social desirability scale)、人格測驗，資料顯示，與大學經濟系學生比較起來，軍官具有強烈的社會期許傾向，而且，與人格測驗的結果有顯著的相關。其強烈的社會期許傾向的部分原因為受試想要被別人看起來是好的，以茲測驗的結果產生了偏誤。職此，本量表在未來研究上可以配合社會贊許量表的施測，以茲在分析的校正。

(三) 擴大樣本以了解本量表的可用性

本研究的樣本為正規班學員、軍校生及預官。職此，在量表的類推使用上尚不知其可用性。建議未來可將此量表施測於部隊的一般士官兵，並研究其可用性。

二、討論

在本量表的信度方面，本量表各分量表及總量表之內部一致性之 α 係數在 .75 至 .90 之間，以 Kline (1998) 的評鑑標準言，是在「適中」到「極好」之間，有不錯的表現。但是，本量表為自陳之態度量表，再測信度是較佳的信度指標，將來有必要在探究本量表之再測信度。

由結構方程模式對本研究量表進行之驗證性因素分析可以了解，軍事服從態度之三因素模型 (認知、情緒、行為三個因素) 是獲得支持的，尤其是與一因素模型比較之下，更可獲得證實。此結果與 Breckler (1984) 以同樣驗證性因素分析方法獲得的結果相同，當然，也符合其他研究的看法或研究結果 (Baron & Greenberg, 1990; Olson & Zanna, 1993; Taylor, Peplau, & Sears, 1997)。

在三個因素間的相關方面，「認知」與「情緒」的相關為 .79，「認知」與「行為」的相關為 .62，而「情緒」與「行為」的相關為 .91；在過去的研究

裡，有些研究發現態度的三因素間並非高度相關（Crites, Fabrigar, & Petty, 1994; Katz ; Stotland, 1959; Mayers, 1993; Razecki, 1982）。而在本研究裡，「情緒」與「行為」的相關性較強，而其它則顯示出較弱的相關性。雖然，態度的三因素之間具有重疊的部分，並不全然是相同的構念，而且，以結構方程模式分析也發現三因素模型是適切的，而一因素模型則不適切，職此，有必要區分三個因素來考量。

在應用上，三個因素模型的好處是，當我們在探討「態度」預測「實際行為」研究上，可以檢驗三個因素間其預測力是否有所差異。此外，筆者刻在進行的研究裡，也準備探討本研究所編之軍事服從態度自陳量表所得之外顯（explicit）與內隱態度間的關係，及兩者態度構念，那一個比較能預測個體實際行為，並且，探討外顯態度的各別三因素，其與實際的服從行為、內隱服從態度間是否呈現預測的差異性。但是，在實務上比較需要注意的問題是，以「認知」、「情緒」及「行為」三向度來區分軍事服從態度會有一些應用上的問題。因為以上指涉的三向度區分是以態度的「結構」為著眼，然而，在實務上其旨趣可能為「內容」，就是說，軍隊實務工作者想要瞭解的：到底軍事組織成員在那些態度上是服從的，而那一些又是比較不服從的，如果以「結構」來區分軍事服從態度就比較不能符合此需求。

三、建議

（一）本量表可使用於教育訓練及軍事組織狀況的診斷

本量表有相當不錯的信效度，可應用軍事組織。在教育訓練上，可了解軍事服從教育的成效，在一般軍事組織運用上，可成為成員軍事社會化的診斷工具。

（二）未來繼續檢驗「軍事服從態度量表」的信、效度

本研究「軍事服從態度量表」的信度、效度甚為不錯，經結構方程模式檢驗得到的建構效度，及區辨效度等都有相當不錯的效度檢驗結果。往後可探討本量表所測結果與服從行為間的關係外，更可進行效度複核，繼續檢驗效度。

（三）未來可建立常模或 IRT 模式的參數估計

本研究編製之軍事服從態度量表只針對信度、效度做探討，並未建立常模，在未來應用上將會受到限制，未來可以建立常模以擴大本量表的可用性。此外，也可運用試題反應理論（item response theory, IRT），估計出每個題目的難度及能力參數，運用 IRT 的不變（invariance）特性，可較精確的估計出個體的軍事服從態度，而不受樣本之特性影響。

四、結語

如果國內軍事心理學發展以民國六十八年的軍事心理研究中心成立為起點，則我國軍事心理學的發展也已經有二十四個年頭了。而且，過去發展的成果也相當豐碩，現在實有必要對過去的研究做個驗證性、系統性的探究，以精緻研究成果。本研究所採用的結構方程模式方法就是一個驗證性的研究範式，重視先前的（*priori*）（Kline, 1998）的理論，並去證實它，對於理論的建立是相當有效能的，職此，筆者認為軍事心理學驗證性研究的時機應該到了！

參考文獻

- 于紹樂（2002）。西點軍校精英訓練課程。台北：海鴿文化。
- 安豐雄、邱伯浩、張彥廡、羅慶生（2002）。軍事學導論。台北：揚智。
- 卓淑玲、邱發忠（1999）。士兵生活適應問題、因應策略及相關變項關係之初探。復興崗學報，六十八期，165-202 頁。
- 卓淑玲、劉瑞楨、鄧文章（2000）。影響軍校生軍職志向之相關因素研究—以政治作戰學校為例。復興崗學報，七十期，103-130 頁。
- 邱發忠、卓淑玲、劉瑞楨、鄧文章（2000）。軍校新生適應問題、因應策略及相關變項關係之探討，軍事社會科學半年刊，七期，135-163 頁。
- 洪陸訓（1999）。民主政體中的文人統制—軍人服從義務與軍隊政治教育的詮釋。復興崗學報，六十八期，1-19 頁。
- 張春興（民 81）。張氏心理學辭典。台北：東華書局。
- 謝奕旭（2001）。軍事倫理與文武關係。軍事社會科學研究專輯，159-180 頁。政治作戰學校編。
- 錢淑芬（1998）。工作價值觀量表在軍官養成教育上的應用。政戰學校：心理學在人事管理上應用學術研討會論文。
- 錢淑芬（1993）。國軍軍事學校軍事社會化之研究。復興崗學報，四十九期，333-364 頁。
- Allport, G. W. (1935). Attitudes. In C. Murchison (Ed.), *A handbook of social psychology*. Worcester, MNA: Clark University Press.
- Asch, S. E. (1952). *Social Psychology*. Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 74-94.

- Bargh, J. A., Chaiken, S., Govender, R., & Pratto, F. (1992). The generality of the *automatic attitude* activation effect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62, 893-912.
- Baron, R. A., Greenberg, J. (1990). *Behavior in organization: Understanding and managing the human side of work* (3rd ed.). Boston, MA: ALLYN & Bacon.
- Bleckler, S. J. (1984). Empirical validation of affect, behavior, and cognition as *distinct components* of attitude. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 1191-1205.
- Brim, O. G. (1955). Attitude content-intensity and probability expectations. *American Sociological Review*, 20, 68 - 76.
- Borgida, E., & Howard-Pitney, B. (1983). Personal involvement and the robustness of perceptual salience effects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45, 560 - 570.
- Cacioppo, J. T., & Berntson, G. G. (1994). Relationship between attitudes and evaluative space: A critical review, with emphasis on the separability of positive and negative substrates. *Psychological Bulletin*, 115, 401 - 423.
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E., & Berntson, G. G. (1991). Persuasion. In R. Dulbeco (Ed.), *Encyclopedia of human biology*. San Diego, CA: Academic Press.
- Crites, S. L., Jr., Fabrigar, L. R. & Petty, R. E. (1994). Measuring the affective and cognitive properties of attitudes: Conceptual and methodological issues. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20, 619-634.
- Devine, P. G. (1989). Automatic and controlled processes in prejudice: The roles of stereotypes and personal beliefs. In A. R. Pratkanis, S. J. Breckler, & A. G. Greenwald (Eds.), *Attitude structure and function*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Eagly, A. H. & Chaiken, S. (1993). *The psychology of attitudes*. Harcourt Brace Jovanovich, Inc.
- Fazio, R. H., Sanbonmatsu, D. M., Powell, M. C. & Kardes, F. R. (1986). On the *automatic* activation of attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50, 229-238.

- Fazio, R. H., & Olson, M. A. (2003). Implicit measures in social cognition research: Their meaning and use. *Annual review psychology*, 54, 297-327.
- Green, R. F., & Goldfried, M. R. (1965). On the bipolarity of semantic space. *Psychological Monographs*, 76 (6, Whole No. 599).
- Greenwald, A. G., & Banaji, M. R. (1995). Implicit social cognition: Attitudes, self-esteem, and stereotypes. *Psychological Review*, 102, 4-27.
- Greenwald, A. G., Banaji, M. R., Rudman, L. A., Nosek, B., Farnham, S. D., & Mellott, D. S. (2002a). A Unified Theory of Implicit Attitudes, Stereotypes, Self-Esteem, and Self-Concept. *Psychological Review*, 1, 3-25.
- Greenwald, A. G., Mellott, D. S., Hummert, M. L., & O'Brien, L. T. (2002b). Using the *Implicit* Association Test to Measure Age Differences in Implicit Social Cognitions. *Psychology and Aging*, 3, 482-495.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis (5th eds)*. Prentice Hall International: UK.
- Hoelter, J. W. (1985). The structure of self-conception: Conceptualization and measurement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 49, 1392 - 1407.
- Howard-Pitney, B., Borgida, E., & Omoto, A. M. (1986). Personal involvement: An *examination* of processing differences. *Social Cognition*, 4, 39 - 57.
- Hu, L., Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives, *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Judd, C. M., Drake, R. A., Downing, J. W., & Krosnick, J. A. (1991). Some dynamic properties of attitude structures: Context-induced response facilitation and polarization. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 193-202.
- Katz, D., & Stotland, E. (1959). A preliminary statement to a theory of attitude structure and change. In S. Koch (Ed.), *Psychology: A study of a science*. New York: McGraw-Hill.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. NY: Guilford Press.

- Lemon, N. F. (1968). A model of the extremity, confidence and salience of an opinion. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 7, 106 - 114.
- McDill, E. L. (1959). A comparison of three measures of attitude intensity. *Social Forces*, 38, 95 - 99.
- Milgram, S. (1974). *Obedience to Authority*. NW: Harper & Row.
- Myers, D. G. (1993). *Social Psychology*. NY: McGraw-Hill.
- Olson, J. M., & Zanna, M. P. (1993). Attitudes and attitude change. *Annual Review of Psychology*, 44, 117-154.
- Pech, R. J. (2001). Reflections: Termites, group behaviour, and the loss of *innovation*: conformity rules. *Journal of Managerial Psychology*. 16 (7) , 559-574.
- Roefs, A., & Jansen, A. (2002). Implicit and Explicit Attitudes Toward High-Fat Foods in Obesity. *Journal of Abnormal Psychology*, 3, 517-521.
- Suchman, E. A. (1950). The intensity component in attitude and opinion research. In S. A. Stouffer, L. Guttman, E. A. Suchman, P. F. Lazarsfeld, S. A. Star, & J. A. Clausen (Eds.), *Measurement and prediction*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Taylor, S. E., Peplau, L. A. & Sears, D. O. (1997). *Social Psychology*. New Jersey: Prentice Hall.
- Tedin, K. L. (1980). Assessing peer and parental influence on adolescent political attitudes. *American Journal of Political Science*, 24, 136 - 154.
- Thunholm, P. (2001). Social Desirability in Personality Testing of Military Officers. *Military Psychology*, 13, 223-234.
- Van Fleet & Yukl, D. (1986). *Military leadership: An Organizational Behavior Perspective*. JAI Press Inc.
- Wilson, T. D., Lindsey, S., & Schooler, T. Y. (2000). A model of dual attitudes. *Psychological Review*, 107, 101-126.
- Zanna, M. P., & Rempel, J. K. (1988). Attitudes: A new look at the concept. In D. Bartel & A.W. Kruglanski (Eds.), *The social psychology of knowledge*. New York: Cambridge.

(投稿日期：92年9月18日；修訂日期：92年10月25日；
採用日期：92年11月19日)