

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系
教育心理學報，民93，35卷，3期，201—220頁

知情意整合的國中生數學學習歷程模式之建構*

藍 雅 慧

台北市立
金華國民中學

張 景 媛

國立台灣師範大學
教育心理與輔導學系

本研究採用結構方程模式中的模式產出取向建構知情意整合的國中生數學學習歷程模式（簡稱知情意模式）。研究者首先提出包含情感／動機、意志控制、學習策略、學習表現等四個潛在變項之知情意整合的國中生數學學習歷程初始模式（簡稱初始模式），以國內國中二年級學生共447人為研究參與者，使用『數學學習情感／動機量表』、『數學學習意志控制量表』、『數學學習策略量表』、『數學學習表現量表』等工具。蒐集得的資料先以PRELIS 2.50版統計套裝軟體進行多變項常態分配假設的考驗，再使用LISREL 8.50版統計套裝軟體，以一般加權最小平方方法進行模式的參數估計。結果發現，初始模式無法合理地解釋國中生數學學習歷程，在統計上亦不合理，因此，本研究進一步進行模式的修改，並對修改後的模式進行參數估計。經評估的結果發現，修改後的知情意模式能有效地用來說明實徵資料。然而，此模式在產出的過程經過修改，未來應再以其他觀察資料進行該模式的檢驗，以探討其通則化的可能性。

關鍵詞：動機、情感、結構方程模式、意志、數學學習

長久以來，教育心理學家們普遍認為人類心智包含認知、情感、意念三個部份。早期的官能心理學即提出知、情、意三元論的看法，並以三者作為解釋人類行為的基礎（張春興，民84）。近幾十年來，認知心理學儼然已是一門顯學，成為研究的主流，而對知、情、意三者交互作用的研究亦不勝枚舉（Snow, Corno, & Jackson, 1996），可見認知、情感／動機、意志控制三合一的研究有其重要性。

與學習有關的理論方面，Snow等人（1996）主張從事教育心理學研究時，應將認知、情感、意念三者合併探討，並認為情感與意念對於學生才能發展與成就表現的影響力有時更甚於認知，主導個體認知功能的發揮。其中意念（conation）是指能使個體朝向特定目標採取行動，或維持有目的性的行動之趨向，而動機（motivation）與意志（volition）二者共同反應人類心理功能中的意念層面。而近十幾年來，意志控制對學習的影響受到許多學者（例如：程炳林，民84，民90；Corno, 1986, 1989, 1993; Garcia, McCann, Turner & Roska, 1998; Kuhl, 1984, 1985, 2000; Schunk, 1989）的重視，其中有學者（Corno, 1986; Kuhl, 1984; 1985）認為意志控制與行動控制可視為相同的概念，並將之界定為學習者保護意向、實現目標所採取的控制性活動。由於意志控制可以協助個體對抗外在的干擾與誘惑，保護已設定的目標，使個人專注於該目標之上，直到完成為止，所以意志控制的使用將直接影響

* 本論文係藍雅慧提國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所之碩士論文的部分內容，在張景媛教授指導下完成。

學習者專心使用學習策略的程度，因而提昇其學習表現。而Corno（1989, 1993）與Schunk（1989）認為在研究目標導向的活動時，對於動機的研究可視為決策前的分析，探討個體的目標選擇；而意志的研究則是決策後的分析，探討個體對目標的投入。換句話說，動機只能導致個體的決策，亦即目標的設定，而確保目標的達成則有賴意志控制。Pintrich（1989）認為學習者在接受學習策略的訓練課程後，並未將策略運用於學習情境中，其原因可能是受到動機因素的影響。因此，強調動機對學習者學習策略使用的重要性，並主張教導學生使用學習策略必須考慮其動機因素。

在學習模式方面，張景媛（民83）曾提出國中生數學學習歷程統整模式，主張國中生的數學解題歷程受其後設認知能力與動機信念的影響。而程炳林（民84）所建構的自我調整學習模式則以閱讀做為特定的學習領域，強調學生主動建構知識時，使用自我調整的重要性，並認為學習的情意反應、學習策略、行動控制（意志控制）等，是影響學習表現的重要變項，其中，行動控制（意志控制）更是學習歷程中的樞紐。

在國內，數學一直是許多國中生感困擾的學科之一（曾憲政，民86），學生數學學習的意願與成效亦是教育學者與心理專家相當重視的議題。經由上述學習模式與理論的探討後，研究者認為情感／動機、意志控制、學習策略、學習表現等，可能是影響國中生數學學習的重要因素。以下分別就這些因素進行探討：

一、情感／動機

張氏心理學辭典（民84）認為，情感包括個體的情緒、感受、心境等心理歷程，動機則是引發、維持個體從事特定活動的內在動力，能引導個體朝向某一目標行動。一般而言，受外在環境因素影響而形成的學習動機稱為外在動機，因個體內在需求而產生的學習動機則稱為內在動機（張春興，民83）。Snow等人（1996）將價值與態度也歸類為個體的情感成分，並認為興趣可視為是正向情感與態度的合成，與個體對事物的情感有關。同時，他們強調不能忽視興趣也具動機效果，對個體行為具有引導作用，因此，他們將興趣歸類在動機因素。

綜上所述，研究者認為態度、價值、內在動機、外在動機、興趣等五個變項，在國中生數學學習歷程中有重要的影響力。其中，態度與價值屬於情感成分，內在動機、外在動機、興趣三者屬動機成分。

二、意志控制

Kuhl（1984, 1985）的行動控制論（即意志控制）最初是用來解釋個人對自己行為的自我調整。Corno（1989, 1993）將此觀點進一步拓展至學習情境中，認為學生要能順利地達成學習目標，常常必須使用意志控制。Kuhl（1984, 1985, 2000）主張在學習過程中，目標的達成有賴個體使用意志控制對其所設定的目標加以保護，因此意志控制只能視為中介變項，並非直接地影響學習。國內程炳林（民84，民90）的研究以注意力控制、情緒控制、動機控制、工作環境控制、他人控制代表意志控制的內涵。

本研究則以動機控制、注意控制、環境控制代表國中生數學學習歷程中意志控制成份。

三、學習策略

學習策略是指一套有系統、有計劃的學習決策活動，能幫助學習者在面對學習目標時，主動投入學習任務，增進學習效果；在學習過程中，任何被學生用來增進學習效果的活動均屬之（Brandt, 1987; Mayer, 1985）。一般而言，以訊息處理論與後設認知論的觀點所涉及的學習策略，多是與學習者處理訊息時有直接相關的策略。而Zimmerman（1989）強調自我調整策略的重要性，Nelson-Le

Gall 與 Jones (1990) 則認為學生欲提昇學習表現，應培養能在遭遇學習困難時適當地尋求成人或同儕協助的技巧，亦即主動尋助。張景媛 (民 83) 主張自我監控與自我修正是自我調整的兩大要素，其中的自我監控指個體執行計劃並觀察自己的行動是否正確，而自我修正則是指個體發現自己犯錯時，能及時地修正策略或改變行動。此外，張景媛廣義地將選擇注意、組織訊息、策略使用、自我測試、自我監控、自我修正等，視為後設認知能力的成分。其中，選擇注意與組織訊息屬於個體的訊息處理能力，自我監控及自我修正與自我調整有關。

對數學學習來說，由於數學概念在階層上是屬較高階層的概念，很難直接地授與，學生必須主動地參與建構 (Skemp, 1989)；在主動建構的過程中，更有賴學生善用後設認知策略與自我調整策略。而 Posamentier 與 Stepelman (1995) 則認為，學習數學時若能透過學生間的討論、互助，不僅可以達到新舊知識整合的目的，增進學習效果，學生更可以從中探索知識對他們而言的特有意義，進而提昇學習品質。因此，本研究以後設認知策略、自我調整策略、主動尋助策略為主，來探討以數學科為特定領域的學習策略；其中，以策略使用、自我測試代表後設認知策略，而以自我監控、自我修正代表自我調整策略。

四、學習表現

在數學學習表現方面，本研究依據美國國家教育發展委員會 (The National Assessment of Educational Progress[NAEP]) 1999 年對數學能力所進行的分類，以概念了解、程序性知識、問題解決，作為數學學習表現的三個指標 (詳參見鄭蕙如，民 90，27-28 頁)。研究者進一步對三種數學能力作明確的界定。其中，概念了解指國中生能了解及簡單地應用相關的數學概念、事實、定義、原理原則的能力，涉及簡單的解題程序；程序性知識是國中生選擇、使用正確解題程序，以及擴充與修正解題程序的能力，其解題程序較概念了解複雜；而問題解決能力則指國中生於給定的問題情境下，能有效使用相關問題訊息、資料，以順利解題，為獲得正確答案，國中生還要具備推論與判斷答案的合理性與正確性的能力。

五、小結

研究者從上述探討中發現，與學生學習歷程中認知、情感／動機、意志控制有關的研究很多，對變項間關係也有豐富的理論與研究論述。然而，這些理論與研究中，用來探討變項間關係的特定領域與對象不盡相同，且在討論變項關係時，亦缺乏對上述因素間的共變情形進行整合性論述。因此本研究將以國中生為對象，並以數學科做為特定的學習領域，建構一個能有效、合理地解釋國中生數學學習的整合性模式，以對國中生數學學習歷程中認知、情感／動機、意志控制等因素間的共變關係有更進一步的了解。

具體而言，本研究的目的有三：

- (一) 探討並統整相關的學習模式與理論，建構知情意整合的國中生數學學習歷程模式 (簡稱知情意模式)。
- (二) 以實徵性資料評估本研究所建構之知情意模式的品質。
- (三) 歸納研究結論，做為學校教師教學與未來相關研究之參考。

方 法

Jöreskog 與 Sörbom (1993) 將常用的結構方程模式區分為模式驗證 (SC)、模式選擇 (AM)、模式產出 (MG) 三種取向。本研究希望建構一個能合理、有意義地解釋國中生數學學習歷程的模式，

而由於相關文獻中對各變項間關係的看法未必一致，加上用來探討變項間關係的特定領域與對象也不盡相同，因此，本研究採用模式產出 (model generating; MG) 取向，以期建構一個在統計觀點上能與實徵資料適配，同時所有估計參數都能有意義地加以解釋的模式。

一、研究參與者

本研究參與者選自國內國中二年級學生共468人，其中，女生218人，男人250人，抽樣方式採方便取樣。經剔除作答不完全的受試資料後，總計有效樣本數為447人，其中，女生210人，男生237人。

二、研究架構

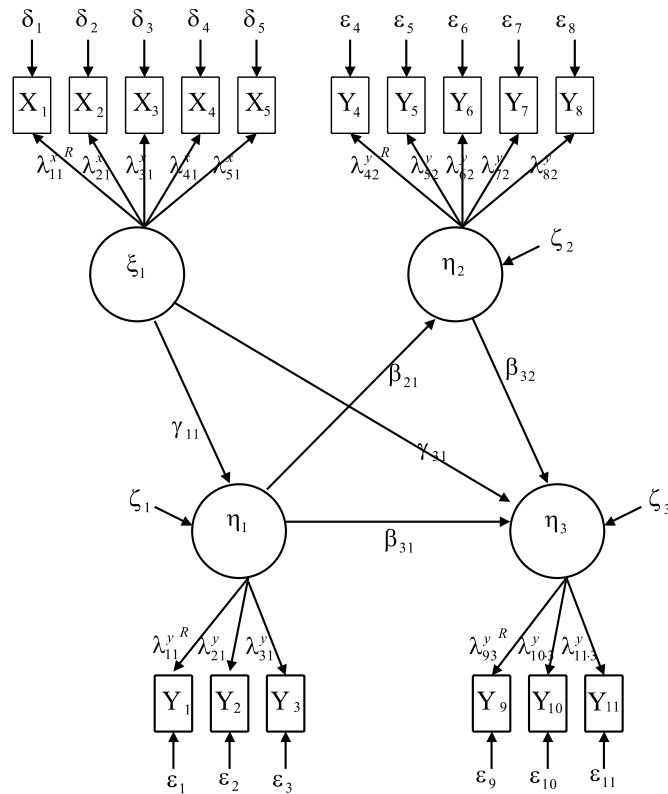


圖1 初始模式徑路圖

(註：^R表示作為參照指標之意)

- | | | | |
|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| ξ_1 : 情感/動機 | η_1 : 意志控制 | η_2 : 學習策略 | η_3 : 學習表現 |
| X_1 : 態度 | Y_1 : 動機控制 | Y_4 : 策略使用 | Y_9 : 概念了解 |
| X_2 : 價值 | Y_2 : 注意控制 | Y_5 : 自我測試 | Y_{10} : 程序性知識 |
| X_3 : 內在動機 | Y_3 : 環境控制 | Y_6 : 自我監控 | Y_{11} : 問題解決 |
| X_4 : 外在動機 | | Y_7 : 自我修正 | |
| X_5 : 興趣 | | Y_8 : 主動尋助 | |

三、研究工具

(一) 數學學習情感／動機量表

『數學學習情感／動機量表』的編製主要以Snow等人(1996)對情感／動機的界定為理論基礎，並參考相關文獻後，由研究者依研究架構自行編製。此量表包含「數學學習情感量表」、「數學學習動機導向量表」、「數學學習興趣量表」三個分量表。「數學學習情感量表」含「態度」與「價值」兩個因素；「數學學習動機導向量表」含「內在動機」與「外在動機」兩個因素；「數學學習興趣量表」含「興趣」一個因素。

(二) 數學學習意志控制量表

『數學學習意志控制量表』的編製主要以程炳林(民84, 民90)對意志控制的界定為理論基礎，選擇動機控制、注意控制、環境控制為主要成份。在確定量表編製架構後，參考程炳林(民84)的『行動控制量表』編製而成。全量表包含「動機控制」、「注意控制」、「環境控制」三個分量表。

(三) 數學學習策略量表

『數學學習策略量表』包含數學學習的「後設認知策略量表」、「自我調整策略量表」、「主動尋助量表」三個分量表。除了「主動尋助量表」為研究者自行編製外，其餘四個因素係參考張景媛(民83)所編製的量表修訂而成。「後設認知策略量表」包含「策略使用」與「自我測試」兩個因素；「自我調整策略量表」包含「自我監控」與「自我修正」兩個因素；「主動尋助量表」包含「主動尋助」一個因素。

(四) 數學學習表現量表

『數學學習表現量表』是依據美國國家教育發展委員會(NAEP)1999年對數學能力所進行的分類(轉引自鄭蕙如, 民90, 頁27-28), 以概念了解、程序性知識、問題解決, 作為數學學習表現的三個指標, 並以90學年度國中數學科第三冊2-2至3-1為命題範圍。研究者參考教師手冊對各學習單元所建議的授課時間後, 建立雙向細目表, 並依雙向細目表的比重自行命題。

四、研究程序

(一) 研究的流程如下：

1. 經由探討相關理論與文獻後，提出初始模式；並依初始模式編擬所需工具。
2. 依據初始模式，將變項之間可能的因果關係畫成模式圖，並詳細列出所有欲估計的參數；另一方面，著手蒐集實徵資料。
3. 進行資料處理與分析；辨識參數是否恰有唯一解。
4. 對初始模式進行參數估計。
5. 對初始模式進行評估。
6. 必要時進行模式修改，並對修改後的模式進行參數估計與模式評估。

(二) 施測的程序如下：

本研究中的施測可分為兩部分。第一部份為進行『數學學習情感／動機』、『數學學習意志控制』、『數學學習策略』三種量表的施測。施測時間為研究參與者參加該校第二次期中考後，使其得知該次段考數學科成績後立即施測，作答時間約30分鐘。第二部份為『數學學習表現量表』的施測，施測時間在研究參與者已作答過『數學學習情感／動機』、『數學學習意志控制』、『數學學習策略』三種量表後儘快實施，作答時間約45分鐘。

五、資料處理與分析

本研究以Jöreskog與Sörbom於1993年所發展之LISREL 8.50版及PRELIS 2.50版統計套裝軟體進行資料分析工作，並以.05做為統計的顯著水準。由於LISREL 8.50版統計套裝軟體所內設的參數估計方法為最大可能性法（maximum likelihood, ML），對於多變項常態分配（multivariate normality distribution）的假設有嚴格的要求（Jöreskog & Sörbom, 1993），因此，本研究在進行模式的參數估計前先以PRELIS 2.50版統計套裝軟體進行多變項常態分配假設的考驗。考驗結果為「 $X^2(2, N=447) = 238.237, p < .05$ 」，顯示本研究所蒐集的觀察資料並未符合多變項常態分配的假設，因此改用一般加權最小平方法（generally weighted least-squares, WLS），做為參數估計與模式品質評估的方法。

研究結果

一、知情意整合的國中生數學學習歷程模式之建構與修改

(一) 提出初始模式

研究者首先提出包含情感／動機、意志控制、學習策略、學習表現四個潛在變項的初始模式，並將變項間可能的因果關係畫成模式圖，並詳列所有估計參數（如圖1）。

(二) 評估模式能否辨識

本研究進行資料分析時，能解出唯一解，因此，並未出現無法辨識的狀況，能順利地進行參數估計。

表1 初始模式參數估計的顯著性考驗及標準化參數表

參數	WLS估計值	標準誤	t值	標準化係數	參數	WLS估計值	標準誤	t值	標準化係數
λ_{11}^y	1.00	----	----	0.90	ε_1	0.20	0.05	3.55*	0.20
λ_{21}^y	1.02	0.02	46.97*	0.91	ε_2	0.17	0.05	3.08*	0.17
λ_{31}^y	0.88	0.03	32.68*	0.79	ε_3	0.38	0.06	6.40*	0.38
λ_{42}^y	1.00	----	----	0.91	ε_4	0.18	0.05	3.28*	0.18
λ_{52}^y	0.99	0.02	50.06*	0.90	ε_5	0.19	0.05	3.50*	0.19
λ_{62}^y	1.03	0.02	56.74*	0.94	ε_6	0.12	0.05	2.41*	0.12
λ_{72}^y	1.02	0.02	51.52*	0.93	ε_7	0.14	0.05	2.67*	0.14
λ_{82}^y	0.96	0.02	44.45*	0.87	ε_8	0.24	0.06	4.40*	0.24
λ_{93}^y	1.00	----	----	0.87	ε_9	0.25	0.06	4.38*	0.25
$\lambda_{10,3}^y$	0.98	0.03	34.85*	0.85	ε_{10}	0.27	0.06	4.88*	0.27
$\lambda_{11,3}^y$	0.95	0.03	33.77*	0.83	ε_{11}	0.32	0.06	5.56*	0.32
λ_{11}^x	1.00	----	----	0.93	δ_1	0.14	0.05	2.75*	0.14
λ_{21}^x	0.96	0.02	51.30*	0.89	δ_2	0.21	0.05	3.91*	0.21
λ_{31}^x	1.05	0.02	69.38*	0.97	δ_3	0.06	0.05	1.22	0.06
λ_{41}^x	0.67	0.03	19.47*	0.62	δ_4	0.62	0.06	10.18*	0.62
λ_{51}^x	1.03	0.02	59.21*	0.95	δ_5	0.10	0.05	1.85	0.10
γ_{11}	0.90	0.02	42.08*	0.93	φ_1	0.86	0.02	38.95*	1.00
γ_{31}	0.40	0.17	2.36*	0.43	ξ_1	0.11	0.02	5.61*	0.14
β_{21}	0.99	0.02	43.14*	0.98	ξ_2	0.03	0.01	2.57*	0.04
β_{31}	-0.71	0.60	-1.18	-0.74	ξ_3	0.34	0.04	8.57*	0.45
β_{32}	1.00	0.51	1.96*	1.05					

註：未列標準誤者為參照指標

* $p < .05$

表2 初始模式四個潛在變項間的交互關係數表

潛在變項	η_1	η_2	η_3	ξ_1
意志控制 (η_1)	—			
學習策略 (η_2)	0.98	—		
學習表現 (η_3)	0.69	0.72	—	
情感/動機 (ξ_1)	0.93	0.91	0.70	—

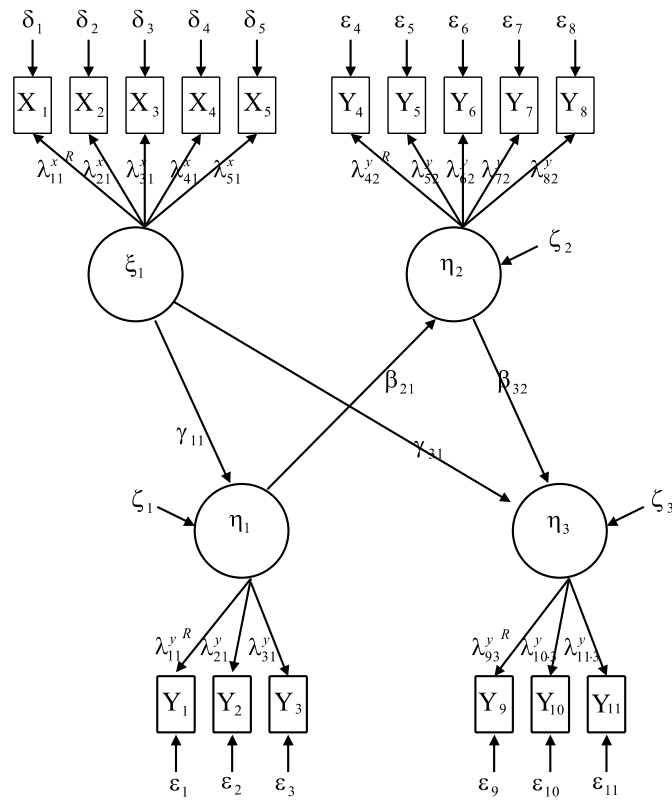


圖2 知情意模式徑路圖

(註： R 表示作為參照指標之意)

- | | | | |
|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| ξ_1 ：情感/動機 | η_1 ：意志控制 | η_2 ：學習策略 | η_3 ：學習表現 |
| X_1 ：態度 | Y_1 ：動機控制 | Y_4 ：策略使用 | Y_9 ：概念了解 |
| X_2 ：價值 | Y_2 ：注意控制 | Y_5 ：自我測試 | Y_{10} ：程序性知識 |
| X_3 ：內在動機 | Y_3 ：環境控制 | Y_6 ：自我監控 | Y_{11} ：問題解決 |
| X_4 ：外在動機 | | Y_7 ：自我修正 | |
| X_5 ：興趣 | | Y_8 ：主動尋助 | |

(三) 進行參數估計

從表1可知在初始模式中，學習策略對學習表現直接效果值的標準化係數為1.05（即 β_{32} ），而意志控制對學習表現的直接效果值的標準化係數為-0.74（即 β_{31} ）。而在估計參數的顯著性方面，意志控

制對學習策略、學習策略對學習表現二者皆達顯著水準，意志控制對學習表現的直接效果值的標準化係數雖為-.74，但未達.05的顯著水準。

表3 知情意模式參數估計的顯著性考驗及標準化係數表

參數	WLS 估計值	標準誤	t 值	標準化係數	參數	WLS 估計值	標準誤	t 值	標準化係數
λ_{11}^y	1.00	-----	-----	0.90	ε_1	0.20	0.05	3.57*	0.20
λ_{21}^y	1.02	0.02	47.14*	0.91	ε_2	0.17	0.05	3.15*	0.17
λ_{31}^y	0.88	0.03	32.60*	0.79	ε_3	0.38	0.06	6.43*	0.38
λ_{42}^y	1.00	-----	-----	0.91	ε_4	0.17	0.05	3.26*	0.17
λ_{52}^y	0.99	0.02	50.14*	0.90	ε_5	0.19	0.05	3.52*	0.19
λ_{62}^y	1.03	0.02	56.75*	0.94	ε_6	0.12	0.05	2.40*	0.12
λ_{72}^y	1.02	0.02	51.55*	0.93	ε_7	0.14	0.05	2.67*	0.14
λ_{82}^y	0.96	0.02	44.46*	0.87	ε_8	0.24	0.06	4.38*	0.24
λ_{93}^y	1.00	-----	-----	0.87	ε_9	0.25	0.06	4.39*	0.25
$\lambda_{10.3}^y$	0.98	0.03	34.85*	0.85	ε_{10}	0.28	0.06	4.90*	0.28
$\lambda_{11.3}^y$	0.95	0.03	33.79*	0.82	ε_{11}	0.32	0.06	5.58*	0.32
λ_{11}^x	1.00	-----	-----	0.93	δ_1	0.14	0.05	2.77*	0.14
λ_{21}^x	0.96	0.02	51.30*	0.89	δ_2	0.21	0.05	3.91*	0.21
λ_{31}^x	1.05	0.02	69.38*	0.97	δ_3	0.06	0.05	1.22	0.06
λ_{41}^x	0.67	0.03	19.48*	0.62	δ_4	0.62	0.06	10.16*	0.62
λ_{51}^x	1.03	0.02	59.21*	0.95	δ_5	0.10	0.05	1.84	0.10
r_{11}	0.90	0.02	42.07*	0.93	φ_1	0.86	0.02	38.93*	1.00
r_{31}	0.427	0.13	2.06*	0.28	ξ_1	0.11	0.02	5.62*	0.14
β_{21}	0.99	0.02	43.22*	0.98	ξ_2	0.03	0.01	2.51*	0.04
β_{32}	0.44	0.13	3.33*	0.46	ξ_3	0.36	0.03	10.90*	0.47

註：未列標準誤者為參照指標
* $p < .05$

表4 知情意模式四個潛在變項間的交互相關係數表

潛在變項	η_1	η_2	η_3	ξ_1
意志控制 (η_1)	—			
學習策略 (η_2)	0.98	—		
學習表現 (η_3)	0.71	0.71	—	
情感/動機 (ξ_1)	0.93	0.91	0.70	—

(四) 進行模式的修改

結構方程模式是一種理論導向的研究方法，應重視理論基礎，因此研究者先探討模式修改是否有相關理論的支持。Corno (1989, 1993)、Corno 與 Kanfer (1993)、Kuhl (1984, 1985)、Schunk (1989) 等人認為，意志控制的主要目的在保護目標，並不會直接影響學習表現。此外，估計參數的顯著性方面意志控制對學習表現的直接效果值的標準化係數雖為-.74，但未達.05的顯著水準。因此，

研究者將初始模式中意志控制對學習表現的直接效果固定為 0，並重新對修改後的模式進行參數估計。修改後的知情意模式，其變項間因果關係徑路圖與所欲估計的參數，如圖 2 所示。

表 5 知情意模式的個別指標信度、潛在變項的組成信度、平均變異抽取量

變 項	個別指標信度	潛在變項的組成信度	潛在變項的平均變異抽取量
意志控制 (η_1)		.90	.75
動機控制(Y_1)	.80		
注意控制(Y_2)	.83		
環境控制(Y_3)	.62		
學習策略 (η_2)		.96	.83
策略使用(Y_4)	.83		
自我測試(Y_5)	.81		
自我監控(Y_6)	.88		
自我修正(Y_7)	.86		
主動尋助(Y_8)	.76		
學習表現 (η_3)		.88	.72
概念了解(Y_9)	.75		
程序性知識(Y_{10})	.72		
問題解決(Y_{11})	.68		
情感/動機 (ξ_1)		.94	.78
態 度(X_1)	.86		
價 值(X_2)	.79		
內在動機(X_3)	.94		
外在動機(X_4)	.38		
興 趣(X_5)	.90		

(五) 重新進行模式的參數估計

修改後的知情意模式，其參數估計結果（請見表 3）與潛在變項間的交互關係數表（請見表 4）可知，意志控制對學習策略直接效果值的標準化係數（即 β_{21} ）與相對應的相關係數皆為.98，而學習策略對學習表現直接效果值的標準化係數為.46（即 β_{32} ），其相對應的相關係數為.71。模式修改後，雖然無法避免變項間因相關過高而可能產生的多元共線性問題，但已能順利地解決因抑制現象而導致的統計上不合理現象。因此，進一步進行模式的評估。

表6 知情意模式16個觀察指標的相關矩陣 (N=447)

變 項	Y ₁	Y ₂	Y ₃	Y ₄	Y ₅	Y ₆	Y ₇	Y ₈	Y ₉	Y ₁₀	Y ₁₁	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
Y ₁ 動機控制	—															
Y ₂ 注意控制	0.61	—														
Y ₃ 環境控制	0.53	0.61	—													
Y ₄ 策略使用	0.57	0.62	0.48	—												
Y ₅ 自我測試	0.59	0.70	0.57	0.64	—											
Y ₆ 自我監控	0.62	0.70	0.50	0.74	0.71	—										
Y ₇ 自我修正	0.66	0.71	0.60	0.58	0.73	0.70	—									
Y ₈ 主動尋助	0.52	0.62	0.52	0.65	0.59	0.66	0.62	—								
Y ₉ 概念了解	0.35	0.41	0.20	0.50	0.33	0.47	0.38	0.40	—							
Y ₁₀ 程序性知識	0.29	0.37	0.14	0.47	0.31	0.46	0.31	0.39	0.71	—						
Y ₁₁ 問題解決	0.30	0.35	0.15	0.44	0.28	0.44	0.30	0.38	0.66	0.69	—					
X ₁ 態 度	0.61	0.51	0.44	0.49	0.50	0.50	0.57	0.43	0.29	0.25	0.30	—				
X ₂ 價 值	0.52	0.43	0.34	0.44	0.44	0.50	0.47	0.46	0.29	0.27	0.28	0.65	—			
X ₃ 內在動機	0.65	0.51	0.44	0.56	0.54	0.58	0.57	0.57	0.40	0.35	0.34	0.72	0.79	—		
X ₄ 外在動機	0.41	0.37	0.31	0.31	0.36	0.40	0.35	0.34	0.23	0.21	0.21	0.31	0.42	0.46	—	
X ₅ 興 趣	0.66	0.56	0.46	0.57	0.58	0.61	0.63	0.51	0.40	0.39	0.40	0.78	0.58	0.72	0.31	—

二、知情意整合的國中生數學學習歷程模式之評估

陳正昌與程炳林（民90）、Bagozzi 與 Yi（1988）以及 Hair Jr.、Anderson、Tatham 與 Black（1998）認為結構方程模式的評估應從基本適配度、整體模式適配度與模式內在結構適配度三方面加以考量。以下分別針對這三方面加以說明與討論。

（一）知情意整合的國中生數學學習歷程模式之基本適配度

依據Bagozzi 與 Yi（1988）以及Hair Jr.等人（1998）所提出的幾個重要的模式基本適配標準，理論模式必須符合下列幾項標準：不能有負的誤差變異、誤差變異必須達顯著水準、不能有過大的標準誤、因素負荷量不能低於.50或高於.95、估計參數間的相關絕對值不能太接近1。

知情意模式以一般加權最小平方法進行估計的結果顯示（請見表3），並無出現負的誤差變異，也沒有過大的標準誤，符合「不能有負的誤差變異」與「不能有過大的標準誤」兩項評鑑標準。然而有兩個因素負荷量高於.95（ $\lambda_{31}^x=.97$ ， $\lambda_{51}^x=.95$ ），且有兩個誤差變異未達顯著水準（ $\delta_3=.06$ ， $t=1.22$ ， $p>.05$ ； $\delta_5=.10$ ， $t=1.84$ ， $p>.05$ ），違反「誤差變異必須達顯著水準」與「因素負荷量不能低於.50或高於.95」的標準。兩個過高因素負荷量的觀察指標分別為內在動機與興趣。對照表3與表5可知，高因素負荷量雖可提高個別指標信度，然而卻也使得誤差變異未達顯著水準。估計參數間的相關方面，除了 β_{32} 與 r_{31} 之間的相關為-.97之外，其餘的估計參數間相關的絕對值均小於.90（參見藍雅慧，民91，頁207-210），這表示潛在變項在概念上可能有相當程度的重疊，雖然可能因此產生多元共線性的問題，但並未違反模式辨識。另一方面，從本模式的16個觀察指標的相關矩陣（請見表6）中可以看出，意志控制的三個觀察指標間的相關介於.53～.61、學習策略的五個觀察指標間的相關介於.58～.74、學習表現的三個觀察指標間的相關介於.66～.71、情感／動機的五個觀察指標間的相關介於.31～.79，顯示觀察指標間具有適度的相關。

表7 知情意模式之整體適配度考驗結果

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 100
Minimum Fit Function Chi-Square = 284.72 (P = 0.0)
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.98
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.98
Normed Fit Index (NFI) = 0.97
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.98
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.96
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.81
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.72

(二) 知情意整合的國中生數學學習歷程模式之整體適配度

Hair Jr.等人(1998)建議模式整體適配度考驗可從絕對適配度、增值適配度、精簡適配度三方面加以評估。知情意模式之整體適配度考驗指數，請見表7。

在絕對適配度方面， $\chi^2(100, N = 447) = 284.72, p < .05$ ，顯示知情意模式與觀察資料適配度的卡方值已達.05的顯著水準，亦即知情意模式與觀察資料並不適配。但由於 χ^2 易隨樣本數而波動，為了解決此缺點，許多學者(例如：陳正昌、程炳林，民90；Kline, 1998)建議以 χ^2 值比率(χ^2 值/df)來評估；本研究的 χ^2 值比率為2.85，符合「 χ^2 值比率小於3」的評鑑標準。而在其他絕對適配度指數方面，GFI與AGFI皆為0.98，相當接近1。從絕對適配度考驗的結果可以發現，本模式與觀察資料有良好的適配性。就增值適配度指數而言，NFI、NNFI、CFI、IFI、RFI分別為0.97、0.98、0.98、0.98、0.96，非常接近1，且高於0.90的標準，顯示本模式的整體適配度相當理想。而在精簡適配度方面，PNFI與PGFI分別為0.81與0.72，則顯示本模式的精簡適配程度不盡理想。

(三) 知情意整合的國中生數學學習歷程模式之內在結構適配度

Hair Jr.等人(1998)主張模式的內在結構適配度可從測量模式適配度與結構模式適配度兩方面加以評鑑。

Hair Jr.等人(1998)認為在評鑑測量模式適配度時，所有估計的因素負荷量(loading，亦即 λ 值)應達統計上的顯著水準，同時，觀察指標的個別指標信度必須大於.50，潛在變項的成份信度必須大於.60，潛在變項的平均變異抽取量必須大於.50。從表3可知，本研究中所有估計的因素負荷量皆達.05的顯著水準。表5顯示，16個觀察指標的個別指標信度除了外在動機為.38外，其餘皆大於.50，而四個潛在變項的成份信度分別介於.88~.96，皆大於.60的評鑑標準。另外，四個潛在變項的平均變異抽取量則介於.72~.83，也高於.50的評鑑標準。依據上述結果，知情意模式的測量模式具有不錯的品質。

而就結構模式的適配度而言，Hair Jr.等人(1998)主張應從結構參數(亦即 γ 及 β 值)的顯著性，以及潛在變項的 R^2 值加以考量。其中，潛在變項的 R^2 值必須高於.50的評鑑標準，而潛在變

項間的相關應低於.90。本模式所估計的結構參數皆達.05的顯著水準（請見表3）。其次，三個潛在變項的 R^2 值分別為.86（ $1-\xi_1$ ）、.96（ $1-\xi_2$ ）、.53（ $1-\xi_3$ ），皆高於.50的評鑑標準（請參考表3）。然而，四個潛在變項間의交互相關係數介於.70 ~ .98（請見表4），潛在變項間過高的相關則可能產生多元共線性問題，進而導致預測變項與效標變項在共變數分析上的扭曲現象（林清山，民84；邱皓政，民90；陳正昌、程炳林，民90）。這些結果顯示，四個潛在變項間過高的相關將影響本研究的結構模式的品質，未來應再進一步進行潛在變項概念上的研究，以更清楚釐清與區隔潛在變項。

表8 知情意模式潛在變項間效果值、標準誤、t值與標準化效果值

	情感/動機(ξ_1) 對意志控制(η_1)	情感/動機(ξ_1) 對學習策略(η_2)	情感/動機(ξ_1) 對學習表現(η_3)
直接效果			
效果值	0.90	-----	0.27
標準誤	0.02	-----	0.13
t 值	42.07*	-----	2.06*
標準化效果值	0.93	-----	0.28
間接效果			
效果值	-----	0.89	0.39
標準誤	-----	0.02	0.12
t 值	-----	40.15*	3.33*
標準化效果值	-----	0.91	0.42
全體效果			
效果值	0.90	0.89	0.66
標準誤	0.02	0.02	0.03
t 值	42.07*	40.15*	19.68*
標準化效果值	0.93	0.91	0.70
	意志控制(η_1) 對學習策略(η_2)	意志控制(η_1) 對學習表現(η_3)	學習策略(η_2) 對學習表現(η_3)
直接效果			
效果值	0.99	-----	0.44
標準誤	0.02	-----	0.13
t 值	43.22*	-----	3.33*
標準化效果值	0.98	-----	0.46
間接效果			
效果值	-----	0.43	-----
標準誤	-----	0.13	-----
t 值	-----	3.33*	-----
標準化效果值	-----	0.45	-----
全體效果			
效果值	0.99	0.43	0.44
標準誤	0.02	0.13	0.13
t 值	43.22*	3.33*	3.33*
標準化效果值	0.98	0.45	0.46

* $p < .05$

三、知情意整合的國中生數學學習歷程模式潛在變項間的效果

潛在變項間的效果包括直接效果、間接效果、全體效果三部份 (Hair Jr. et al., 1998; Jöreskog & Sörbom, 1993)。以下分別從這三方面加以說明與討論。

(一) 知情意整合的國中生數學學習歷程模式潛在變項間的直接效果

1. 潛在變項間的直接效果

潛在自變項對潛在依變項方面，研究結果顯示，情感／動機對意志控制、情感／動機對學習表現的直接效果均達顯著，這表示國中生在數學學習的歷程中，情感／動機較高者，較能使用意志控制，也有較佳的學習表現。數值部分則代表國中生數學學習歷程中，情感／動機對意志控制的直接效果高於情感／動機對學習表現的直接效果。

在潛在依變項對潛在依變項間的直接效果方面，初始模式假定意志控制對學習策略、意志控制對學習表現、學習策略對學習表現有直接效果，然而分析結果顯示初始模式有不合理處。從修改後的知情意模式可知，意志控制對學習策略、學習策略對學習表現的直接效果均達顯著。亦即國中生在學習數學的歷程中，傾向使用意志控制的學生，將提高學習策略的使用，而使用學習策略則有助於數學學習表現。

2. 潛在依變項的殘差變異量

依據表 3，可進一步針對知情意模式的三個潛在依變項之殘差變異量進行探討。其中，意志控制的殘差變異量 (ξ_1) 為.14；由於知情意模式中假定意志控制只受數學學習情感／動機的直接效果，所以，由情感／動機可以解釋意志成分的總變異約為86% ($1-.14 = .86$ ，即 R^2 值)。而學習策略的殘差變異量 (ξ_2) 為.04，模式中假定學習策略只受意志控制的直接效果，亦即學習策略的總變異量中，可由意志控制解釋的部分高達96% ($1-.04 = .96$) 左右。此外，知情意模式中，學習表現受情感／動機、學習策略的直接效果。從實際觀察資料得知學習表現的殘差變異量 (ξ_3) 為.47，顯示情感／動機與學習策略這兩個潛在變項共可解釋學習表現的總變異量中的53% ($1-.47 = .53$) 左右。其中，以學習策略對學習表現的直接效果較大 ($\beta_{32} = .46$)，情感／動機對學習表現的直接效果較小 ($\gamma_{31} = .28$)。

(二) 知情意整合的國中生數學學習歷程模式潛在變項間間接效果

由表 8 可看出，國中生數學學習歷程中的情感／動機對學習策略、學習表現的間接效果均達.05的顯著水準，其中，情感／動機透過意志控制對學習策略的標準化間接效果值為.91，情感／動機透過意志控制、學習策略進而影響學習表現的標準化間接效果值為.42。而在修改後的模式中，假設意志控制對學習表現有間接效果而無直接效果，因此可知國中生數學學習歷程中的意志控制透過學習策略影響學習表現有顯著的間接效果，達.05的顯著水準，其標準化間接效果值為.45。

(三) 知情意整合的國中生數學學習歷程模式潛在變項間的全體效果

直接效果加間接效果即為全體效果。從表 8 可以得知，知情意模式中四個潛在變項間的六個全體效果皆達.05的顯著水準。

在潛在自變項對潛在依變項的全體效果方面，情感／動機對意志控制、學習策略、學習表現三個潛在依變項的標準化全體效果值依序為.93、.91、.70。知情意模式假定情感／動機對意志控制只有直接效果，並無間接效果，因此，情感／動機對意志控制的直接效果即為全體效果。而情感／動機對學習策略只有間接效果，並無直接效果，所以，情感／動機對學習策略的全體效果與間接效果相等。最後，情感／動機對學習表現的全體效果為.70，是由直接效果.28加上間接效果.42而得，這代表情感／動機可直接地影響學習表現外，也透過意志控制、學習策略間接地影響學習表現。

在潛在依變項間的全體效果方面，意志控制對學習策略、學習策略對學習表現的標準化全體效果值分別為.98與.46。由於知情意模式假定意志控制對學習策略、學習策略對學習表現都只有直接效果

而無間接效果，因此，全體效果與直接效果相等。意志控制對學習表現的效果方面，意志控制對學習表現的標準化全體效果值為.45，由於知情意模式假定意志控制並不會直接影響學習表現，而必須透過學習策略間接地影響，因此，全體效果與間接效果一致。

討 論

一、知情意整合的國中生數學學習歷程模式產出過程

(一) 初始模式的建構與檢討

本研究首先提出暫時性的初始模式，分析結果發現與理論架構不符，在統計數值上亦不合理。因此，研究者試圖找出導致參數估計值不合理的可能原因，並進一步進行模式的修改與分析。

1. 多元共線性

從表2可知，初始模式的四個潛在變項間交互關係數介於.69 ~ .98之間，其中，意志控制與學習策略間的相關高達.98。從多元迴歸分析的觀點，當預測變項間的相關大於.80時，即可能發生多元共線性的問題，使得變項與變項間的概念區隔模糊，造成解釋上不合理，在數學上亦會因為預測變項間的共變數過高，導致預測變項與效標變項在共變數分析上的扭曲現象（林清山，民84；邱皓政，民90；陳正昌、程炳林，民90）。在初始模式中，情感／動機、意志控制、學習策略三者可視為學習表現的潛在預測變項。從表1中可以得知，學習策略對學習表現直接效果值的標準化係數為1.05，而意志控制對學習表現的直接效果值的標準化係數為.74，此等不合理可能是意志控制與學習策略相關過高，因而導致共變數分析時的扭曲現象。

2. 抑制現象

Kline (1998) 認為，在進行多元迴歸分析時，當標準化係數大於相對應的積差相關係數之絕對值，或標準化係數與所對應的積差相關係數符號相反時，即可能是發生抑制現象。從表1與表2可以得知，意志控制對學習策略直接效果值的標準化係數與相對應的相關係數皆為.98，然而，學習策略對學習表現直接效果值的標準化係數為1.05，其相對應的相關係數為.72，意志控制對學習表現的直接效果值的標準化係數為.74，二者相對應的相關係數為.69，因此，可能產生了抑制現象。在交互相關係數方面可知，意志控制與學習表現間的相關為.69，決定係數接近48%，但意志控制與學習策略間的相關高達.98，決定係數接近96%、學習策略與學習表現間的相關為.72，決定係數大約50%，當意志控制、學習策略、學習表現三者同時考量下，意志控制對學習表現直接效果的解釋力遠不及意志控制對學習表現的間接效果的解釋力，這可能是導致抑制現象的原因。

(二) 模式的修改

依據Jöreskog 與Sörbom (1993) 的觀點，在模式產出的過程中，研究者提出的初始模式是暫時性的，當實徵資料無法與初始模式適配時，研究者便要修改原有模式，再以相同的實徵資料加以測試，直到模式與資料適配，且所有參數皆能合理解釋為止。由於結構方程模式是一種理論導向的研究方法，因此研究者探討模式修改是否有相關理論的支持。從文獻中（例如：Corno, 1989, 1993; Corno & Kanfer, 1993; Kuhl, 1984, 1985; Schunk, 1989等）發現，部份理論認為意志控制的主要目的在於保護目標，並不會直接影響學習表現，意志控制對學習表現的影響必須透過學習策略的使用方能產生，也就是視學習策略為意志控制與學習表現間的中介變項。另外，在估計參數的顯著性方面，意志控制對學習策略、學習策略對學習表現二者皆達顯著水準，而意志控制對學習表現的直接效果值的標準化係數雖為.74，但未達.05的顯著水準。因此，研究者進行模式修改時，將初始模式中意志控制對學習表現的直接效果固定為0，並重新對修正後的模式進行參數估計。

二、知情意整合的國中生數學學習歷程模式修改的結果及其合理性

(一) 知情意整合的國中生數學學習歷程模式修改後的結果

經修改後的知情意模式已能順利地解決可能是因潛在變項間相關過高而導致的統計上不合理現象，且經由參數估計與模式評估結果也發現，知情意模式具有相當不錯的品質。以下進一步探討指標所代表的內涵。

1. 模式的解釋力與通則化

依據 Kline (1998) 的看法，GFI 與 NFI 可表示模式對觀察資料的解釋力，數值愈高，代表模式愈能有效地解釋觀察資料。而 AGFI 與 NNFI 則反映模式複雜的合理性或能通則化的程度。當模式中有太多貢獻力低的參數時，GFI 與 AGFI 相較下，AGFI 的數值將明顯下滑，而 NFI 與 NNFI 相比，NNFI 的數值亦會降低，此時，模式通則化的可能性也隨之減小。本研究中的 GFI 與 AGFI 皆為 0.98，而 NFI 與 NNFI 則分別為 0.97 與 0.98，可以推論知情意模式不僅能有效地解釋觀察資料，若將之類推到母群，應仍有不錯的解釋效果。惟此模式是經由模式產出取向所建構，在進行解釋與通則化時，必須特別謹慎，尚需以另一筆觀察資料進行檢驗為佳。

2. 精簡與適配

本研究中的知情意模式精簡程度不盡理想。然而在顧及理論的完整性下，難免使得模式的精簡性降低，因此，本模式雖有不錯的絕對適配度指數與增值適配度指數，卻也折損其精簡適配度指數。未來，可針對模式的完整性與精簡性進一步探討，以尋找二者間的平衡。

(二) 知情意整合的國中生數學學習歷程模式修改的合理性

由於結構方程模式是一種理論導向的研究方法，應重視理論基礎，因此，研究者首先探討模式修改後理論方面的合理性。修改後的知情意模式視國中生在數學學習歷程中，意志控制對學習表現的直接效果並不存在，意即意志控制對學習表現的影響必須透過學習策略的使用方能產生，也就是視學習策略為意志控制與學習表現間的中介變項。這樣的看法與 Corno (1989, 1993)、Corno 與 Kanfer (1993)、Kuhl (1984, 1985)、Schunk (1989) 等人的觀點一致。這些學者認為，意志控制的主要目的在保護目標，並不會直接影響學習表現，因此，經修改的知情意模式能獲既有理論的支持。

三、修改後的知情意模式與初始模式何以不一致

研究者認為造成修改後的知情意模式與初始模式間差異的可能原因如下：

(一) 先前理論建構時的學科不同

本研究希望建構一個能有效解釋數學學習歷程的模式。而文獻中用來探討變項間關係的學科不盡相同，而多數的文獻則對探討的領域並未清楚說明。從領域特定的觀點，經過修改後的知情意模式，可能更能有效地解釋學生數學學習的歷程。

(二) 先前理論建構時的對象不同

依據 Kline (1998) 的看法，模式的建立與適配程度受樣本取樣來源的影響。本研究的目的是在於建構能有效解釋國中生數學學習歷程的模式，而文獻中探討變項間關係的對象並不一致。經修改後的知情意模式，可能更能有效地解釋國內國中生數學學習的歷程。

(三) 社會科學中理論的可變動性

由於理論的建立是一個動態、無止盡的歷程，允許不斷地透過研究進行修正，以在不同的時空、脈絡下能有效地用以解釋與預測現象。因此，知情意模式可能比初始模式更能反映現今國內國中生的數學學習情況。惟此模式仍必須經過反覆地研究、修改、驗證，方能臻於穩定，並提高其可用性。

四、知情意整合的國中生數學學習歷程模式的涵義

從知情意模式可知，國中生在數學學習歷程中，情感／動機與學習策略二者直接影響學習表現，其中又以學習策略對學習表現的影響力（ $\beta_{32} = .46$ ）高於情感／動機對學習表現的影響（ $r_{31} = .28$ ）；而意志控制雖然不直接影響國中生數學學習表現，但卻可透過學習策略的使用而產生間接效果。就四個潛在變項間的效果而言（請見表8），潛在自變項情感／動機對潛在依變項學習表現的標準化全體效果值為.70，其中，標準化直接效果值為.28，標準化間接效果值為.42。而潛在自變項情感／動機對潛在依變項意志控制的標準化直接效果值為.93，潛在依變項間，意志控制對學習策略的標準化直接效果值為.98，學習策略對學習表現的標準化直接效果值為.46。由於情感／動機對學習表現的間接效果乃透過意志控制與學習策略，因此，情感／動機對學習表現的標準化間接效果值.42即為 $.93 \times .98 \times .46$ 所得。

此外，知情意模式中對學習表現的全體效果方面，以情感／動機的效果值最大，這顯示情感／動機在國中生數學學習歷程中的重要性。而情感／動機對學習表現的全體效果中，標準化間接效果值為.42，高於標準化直接效果值.28，代表情感／動機透過意志控制與學習策略，進而對學習表現的間接影響，大於情感／動機對學習表現的直接影響，這樣的結果與Corno（1989, 1993）、Corno與Kanfer（1993）、Kuhl（1984, 1985）、Schunk（1989）等人的觀點相符，強調意志控制與學習策略在學習歷程的中介作用。換句話說，情感／動機對學習表現的影響不僅透過直接效果，更透過意志控制，驅使學生採取目標導向的學習行動，同時，學生藉由適時地使用特定學習策略，更能勝任學習任務，增進學習效果。歸納而言，在協助國中生學習數學時，首先必須重視情感／動機因素。而意志控制與學習策略的使用在國中生數學學習歷程中是重要的中介變項，因此，國中生若能在數學學習時運用其意志控制，並適當地使用學習策略，應能提昇數學學習表現。

五、知情意整合的國中生數學學習歷程模式再剖析

（一）潛在變項間相關過高的問題

本研究中四個潛在變項間的相關介於.70 ~ .98，其中，情感／動機與意志控制間的相關.93，意志控制與學習策略的相關更高達.98。因此，情感／動機與意志控制、意志控制與學習策略在概念上必須進一步區隔。

（二）知情意整合的國中生數學學習歷程模式的適配性考驗

本研究係採模式產出取向建構知情意模式，雖然有相關理論為基礎，但在模式修改過程中仍受特定樣本的決定。因此，即使研究結果顯示知情意模式能有效地解釋觀察資料，但類推到母群的有效性仍需進一步考驗。未來應以其他的觀察資料進行模式檢驗，以探討本模式通則化的可能性。

參 考 書 目

- 林清山（民84）：多變項分析統計法。台北：東華。
- 邱皓政（民90）：量化研究與統計分析。台北：五南。
- 張春興（民83）：教育心理學—三化取向的理論與實踐。台北：東華。
- 張春興（民84）：張氏心理學辭典。台北：東華。
- 張景媛（民83）：國中生數學學習歷程統整模式的驗證及應用：學生建構數學概念的分析及數學文字題教學策略的研究。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所博士論文。
- 陳正昌、程炳林（民90）：SPSS、SAS、BMDP統計軟體在多變量統計上的應用。台北：五南。

- 曾憲政 (民86) : 課程改革—教育改革的軟體工程。教育天地, 89期, 4-10頁。
- 程炳林 (民84) : 自我調整學習的模式驗證及其教學效果之研究。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所博士論文。
- 程炳林 (民90) : 動機、目標設定、行動控制、學習策略之關係: 自我調整學習歷程模式之建構及驗證。師大學報: 教育類, 46 (1), 67-92頁。
- 鄭蕙如 (民90) : 九年一貫課程數學領域評鑑工具發展之研究。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。
- 藍雅慧 (民91) : 知情意整合的國中生數學學習歷程模式之建構。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academic of Marketing Science, 16*, 74-94.
- Brandt, R. S. (1987). *Strategic teaching and learning: Cognitive instruction in the content areas*. North Central Regional Educational Laboratory.
- Corno, L. (1986). The metacognitive control components of self-regulated learning. *Contemporary Educational Psychology, 11*, 333-346.
- Corno, L. (1989). Self-regulated learning : A volitional analysis. In B. J. Zimmerman & D. H. Schunk (Eds.), *Self-regulated learning and academic achievement: Theory, research, and practice* (pp.111-142). New York: Springer-Verlag.
- Corno, L. (1993). The best-laid plans: Modern conceptions of volition and educational research. *Educational Researcher, 22* (2), 14-22.
- Corno, L., & Kanfer, R. (1993). The role of volition in learning and performance. In L. Darling-Hammond (Ed.), *Review of research in education* (Vol. 19, pp.301-341). Washington, DC: American Educational Research Association.
- Garcia, T., McCann, E. J., Turner, J. E., & Roska, L. (1998). Modeling the mediating role of volition in the learning process. *Contemporary Educational Psychology, 23*, 392-418.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis (5th ed.)*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Kuhl, J. (1984). Volitional aspects of achievement motivation and learned helplessness: Toward a comprehensive theory of action control. In B. A. Maher & W. B. Maher (Eds.), *Progress in experimental personality research: Normal personality processes* (Vol. 13, pp. 99-170). New York: Academic Press.
- Kuhl, J. (1985). Volitional mediators of cognition-behavior consistency: Self-regulatory processes and action versus state orientation. In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.). *Action control: From cognition to behavior* (pp. 101-128). New York: Springer-Verlag.
- Kuhl, J. (2000). A functional-design approach to motivation and self-regulation: The dynamics of personality systems and interactions. In M. Boekaerts & P. R. Pintrich (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp.111-169). San Diego, CA: Academic Press.
- Mayer, R. E. (1985). Learning in complex domains: A cognitive analysis of computer programming. In G. H.

- Bower(Ed.), *The Psychology of Learning and Motivation*, (Vol. 19, pp. 89-130).
- Nelson-Le Gall, S. & Jones, E. (1990). Cognitive-motivational influences on the task-related help-seeking behavior of black children. *Child Development*, 61(2), 581-589.
- Pintrich, P. R. (1989). The dynamic interplay of student motivation and cognition in the college classroom. In C. Ames & M. L. Maehr (Eds.), *Advances in motivation and achievement: Vol. 6. Motivation-enhancing environments* (pp.117-160). Greenwich, CT: JAI.
- Posamentier, A. S., & Stepelman, J. (1995). *Teaching secondary school mathematics: Techniques and enrichment units* (4th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Merrill.
- Schunk, D. H. (1989). Social cognitive theory and self-regulated learning. In B. J. Zimmerman & D. H. Schunk (Eds.), *Self-regulated learning and academic achievement : Theory, research, and practice* (pp.83-110). New York: Springer-Verlag.
- Skemp, R. R. (1989). *Mathematics in the primary school*. London: Routledge.
- Snow, R. E., Corno, L., & Jackson D. III. (1996). Individual differences in affective and conative functions. In D. C. Berliner & R. C. Calfee (Eds.), *Handbook of educational psychology* (pp.243-310). New York: Macmillan.
- Zimmerman, B. J. (1989). Models of self-regulated learning and academic achievement. In B. J. Zimmerman & D. H. Schunk (Eds.), *Self-regulated learning and academic achievement* (pp.1-25). New York: Springer- Verlag.

收 稿 日 期：2002年9月25日

修 訂 日 期：2002年9月25日

接受刊登日期：2003年5月19日

Bulletin of Educational Psychology, 2004, 35(3), 201-220
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

The Establishment of the Cognitive-Affective-Volitional Integrated Model of Mathematical Learning Process for Junior High School Students

YA-HUI LAN

Jin Hwa
Junior High School

CHING-YUAN CHANG

Department of Educational Psychology
and Counseling
National Taiwan Normal University

The purpose of this research aims to construct the Cognitive-affective-volitional Integrated Model of Mathematical Learning Process for Junior High School Students (the Cognitive-affective-volitional Model, for short) by using structural equation model in the approach of model generating. In the first place, the researcher proposed the initial model, which included the latent variables of affection/motivation, volition control, learning strategies, and learning performance. The research was applied to 447 second-graders in junior high school for the researcher to collect empirical data. The researcher first tested the acquired data on the hypothesis of multivariate normality distribution with PRELIS 2.50, and then estimated the parameters of the model by means of generally weighted least-squares (WLS) with LISREL 8.50. The result showed that the initial model could not give a good account of the mathematical learning process for junior high school students, and the statistic results did not seem reasonable, either. Therefore, the researcher revised the model, and evaluated the parameters of the revised model. After revision, the evaluation results showed that the Cognitive-affective-volitional Model could effectively explain the data. Though the process of model generating has been revised, the model however, should be tested with other observation data in the future to see if the model could further be generalized.

**KEY WORDS : affection , mathematical learning , motivation , structural equation model (SEM) ,
volition**

