

# 國中生學習行動控制模式之驗證及 行動控制變項與學習適應之關係

程炳林

林清山

逢甲大學  
教育學程教學組

國立臺灣師範大學  
教育心理與輔導學系

本研究的目的是：(1)建構一個國中生學習行動控制模式，並蒐集實際的觀察資料來驗證此一模式的適配度；(2)根據觀察資料來建立羅吉式迴歸預測模式，以預測國中生的學習成就與教師評定的學習適應。受試者是臺灣北部及中部地區 13 所國中 30 個班級共 780 名學生及他們的班級導師。受試學生接受行動導向量表、行動控制策略覺察量表、行動控制策略使用量表、和情意反應量表的測量，班導師則接受教師評定量表的施測。

研究結果顯示：(1)本研究根據理論與實徵研究結果所提出的「國中生學習行動控制模式」在整體適配度考驗上雖然卡方值達顯著水準，但是其他七項重要的適配度考驗指標（如 GFI, AGFI, NFI, NNFI, CFI, IFI, RFI 等）都顯示模式與觀察資料可以適配，內在結構適配度也顯示理想的模式內在品質，潛在變項之間的效果考驗則支持本研究的假定。(2)本研究根據實徵資料所建立的二個羅吉式迴歸預測模式都能有效預測學習成就和教師評定的學習適應這二個效標變項；預測變項對二個效標變項的正確區別率分別是 67.95% 和 69.10%，而在預測變項的相對預測力上，觀察資料也顯示支持理論文獻的結果。

關鍵詞：行動控制策略、行動導向、情意反應、學習適應

## 緒論

學習者特性或初始狀態 (initial state) 在教學與學習歷程中，究竟扮演何種角色，一直是教學心理學研究的重要主題之一。Kuhl 與 Kraska (1989) 發現過去探討學習者特性的研究中，以認知、後設認知和動機因素受到最多的探討，而大多數學者都認為這三大因素是影響學習結果的重要決定因素。

相對於前述三個因素的備受重視，Snow 與 Swanson (1992)、Boekaerts (1997) 認為除了認知和情意這兩方面的特性以外，另外一個重要的學習者特性——行動控制 (action

---

本研究承國科會補助研究經費，計畫編號 NSC87-2413-H-003-012，特致謝忱。

control) 或稱意志 (volition), 也應該受到相等程度的注意。事實上, 已經有不少學者 (如 Boekaerts, 1994, 1995, 1997; Snow, 1989a, 1989b; Snow & Swanson, 1992) 都極力主張教學與學習的研究中, 行動控制應該被當成重要的學習者特性來研究。因為學習者在學習情境中所面臨的工作經常是目標導向的工作, 而目標導向的工作除了需要動機形成決策、認知和後設認知技能外, 也需要有保護目標或貫徹行動意向的意志。

根據 Kuhl (1985, 1994) 的行動控制論, 在日常生活中個人往往同時有多個目標, 而決定要進行的目標也不見得能夠完成。在個人目標引導的行動中, 如果不給予該目標特別保護的話, 在該目標完成的過程裡很容易被其他的目標所取代, 因而形成中途而廢的情形。在學習情境中, 這種情形更是經常出現。試想一個兒童決定要完成回家功課 (行動意向確立) 並正在進行 (行動意向執行), 此時正在屋外玩球的同學的興奮叫聲 (分心物或外在干擾), 或許會導致該兒童放棄手邊的工作而加入他們的行列 (另一個行動意向)。因此, Kuhl (1985) 認為動機只能導致個人的決策 (即設定所要完成的目標), 至於要確保目標的達成, 必須仰賴行動控制的保護。

Corno (1989) 根據 Kuhl 的理論, 認為過去教學心理學上所注重的動機研究或許只是決策前的分析 (predecisional analysis), 意指動機只能影響個人行動意向或目標的確立, 無法保證行動意向的貫徹; 至於對行動控制的研究則屬於決策後的分析 (postdecisional analysis), 表示研究者應花一些心力來探討學習者行動意向是否能貫徹, 而非只是探討行動意向的形成歷程。

除了決策歷程的分析之外, Corno (1989) 更將行動控制的觀點應用到學習情境中。他認為在學習情境中, 行動控制可以當成心理控制歷程的動態系統。此一控制歷程主要在確保學習者專心注意並引導努力, 在面對學習情境中的分心物時, 可以協助學習者進行有效的學習並產生較佳的表現。

綜觀前述可以發現行動控制在學習歷程中非常重要。然而, 有系統地探討行動控制在學習歷程中所扮演的角色及對學習結果之影響的研究仍不多見。因此, 綜合行動控制理論有關的文獻, 探討行動控制對學習結果的影響, 是本研究的主要動機。

基於前述的研究動機, 本研究的目的有下列二項: (一) 蒐集行動控制論的有關文獻與實徵研究, 建構一個國中生學習行動控制模式, 並以實際的觀察資料驗證此一模式的適配度。(二) 根據實際觀察資料, 建立羅吉式迴歸預測模式, 以預測國中生的學習成就與學習適應。

## 文獻探討

### 一、行動控制論



行動控制的研究由來已久，最近不少學者將它當成是學習者重要的特性之一（如 Corno, 1986, 1987, 1989, 1993, 1994; Kuhl, 1984, 1985, 1987; Snow, 1989a, 1989b; Snow & Swanson, 1992）。當代有關行動意志研究的基礎是建立在八十年代 H. Heckhausen 的著作及 Kuhl (1984, 1985, 1994) 的研究上。歸納而言，行動控制論大致上有下列幾項重點：

首先，行動控制論認為一個人的動機意向可以用命題網路的方式在長期記憶中表徵。意向表徵的命題結構包含兩個成份：脈絡（context, C）成份和事件（fact, F）成份。脈絡包括地點（location, L）和時間（time, T）；事件包含主詞（subject, S）和述詞（predicate, P），而述詞是關係（relation, R）和受格（object, O）。

其次，行動控制論認為個人面臨某一情境時，會將該情境加以編碼，此一新編碼的情境若與長期記憶中某一意向表徵的脈絡成份相吻合時，則該意向表徵將被送進工作記憶中。此時，工作記憶進行兩種判斷，一是判斷該意向可否被啟動（enact），一是判斷自己能否成功地控制該意向的執行。若兩種判斷都得到肯定，則行動控制的策略就會被召喚出來，以保護此一意向。

再其次，根據前面所述，行動控制策略的運用是個人能否貫徹目標的重要觀測指標。就 Kuhl (1985) 而言，行動控制策略包含主動的注意選擇（active attentional selectivity）、編碼控制（encoding control）、情緒控制（emotion control）、動機控制（motivation control）、情境控制（environment control）、和訊息處理的精簡（parsimony of information-processing）等六種策略。

最後，個人能否貫徹行動意向或執行行動控制策略會受到動機維持系統（motivation maintenance system, MMS）的影響。動機維持系統代表個人的意志功能，它受到個人的行動導向（action orientation）或狀態導向（state orientation）特質的影響。行動導向者較能聚焦於行動意向上，傾力執行行動意向；狀態導向者則聚焦於現在、過去、或未來的狀態上，無法有效執行行動意向。因此，行動導向者有較佳的意志功能，而狀態導向者的意志功能較差。

綜觀前述，個人是否能在目標（行動意向）確立之後，發揮意志（動機維持系統）功能排除各種干擾，保護該目標直到完成，和行動導向或狀態導向特質及行動控制策略的運用有密切關係。

## 二、行動導向對狀態導向

前已述及，行動導向或狀態導向會影響個人的動機維持系統，也影響其行動控制策略的運用。行動和狀態導向是 Kuhl 於 1972 年進行大規模 TAT 測驗時，所發現的兩種相對的心理特質。行動導向是指個體能聚焦於真實的行動意向上，傾力於行動意向的執行

。狀態導向是指個體過度聚焦於現在、過去或未來的狀態上：花太多的時間反芻（*ruminating*）過去的失敗經驗、太過注意外在焦點、對於行動意向猶豫不決（*vacillating*）等。

根據 Kuhl（1994）的觀點，行動導向可以激發動機維持系統以促進行動意向的啓動，而狀態導向則對動機維持系統有所傷害。動機維持系統事實上是個體的意志功能，所以行動導向有助於意志功能，而狀態導向有害於意志功能。狀態導向對動機維持系統的傷害主要是三個成份：思考固著（*preoccupation*）、猶豫不決（*hesitation*）、反覆無常（*volatility*）。

思考固著是個體意向的行動成份惡化，或是意向表徵的受格成份未界定清楚，即個人不知如何完成目標。當個人經歷失敗情境時，思考固著會驅使其不斷反芻，無法迅速從此一失敗情境中脫離。對失敗經驗的反芻也經常伴隨著不可控制的認知和負向的情緒反應。這種不利的認知和情緒使得個體無法從失敗情境中撤離，去執行另一個行動意向。由於思考固著經常與失敗的情境有關，所以也稱為「失敗關聯的狀態導向」（*failure-related state orientation*）。

猶豫不決是個人意向表徵的主詞或關係成份未界定清楚，即行動者不知自己是否真正確認行動意向，因而導致搖擺不定的狀態導向。前述的思考固著對意志功能的傷害，主要是透過固著的認知和負向的情緒，而此處的猶豫不決對意志功能的傷害則是意向啓動難度閾限（*threshold*）的提高。根據 Kuhl 的觀點，當意向的啓動難度提高，個體就無法對該意向進行意志的支援，而行動控制策略也就無法介入。由於猶豫不決經常與個體下決定啓動行動意向有關，所以也稱「決定關聯的狀態導向」（*decision-related state orientation*）。

反覆無常是指個體經歷成功的、愉快的經驗之後，無法停留其間，輕易的就受到其他行動意向的干擾。Kuhl 認為反覆無常是因為個體太過於外在聚焦，以致無法保持成功的愉快經驗。由於反覆無常和表現有關的情境經常相聯結，所以也稱為「表現關聯的狀態導向」（*performance-related state orientation*）。

Kuhl（1994）回顧 1981~1993 年間，多位研究者所發表的數十篇針對行動導向和狀態導向受試者所做的比較研究，發現狀態導向者比行動導向者對負面事件做較多的思考、比較被動，並減少自動化的行為、較無法依情境需求把注意力集中在新的行動意向、優柔寡斷、無法立即下決定、無法完成自己喜好的活動、行動控制策略比較差、無法啓動行動意向、過度堅持無法執行的行動意向等。

在國內的研究方面，陳麗芬（民 84）以國小、國中、高中、和大學生為對象的研究中，發現越傾向行動導向者其知覺的學習困難情形越低，而且比較能善用動機及資源經營等行動控制策略，也較常運用認知、考試等學習策略。林清山和程炳林（民 86）以

國中生為對象的研究中，發現行動導向者的學習適應較佳，而且受試者的行動導向分數能顯著預測其行動控制策略的知識和行動控制策略的使用情形。

### 三、行動控制策略

根據行動控制論，行動控制策略是用來保護行動意向（目標）的技巧，也是目標與結果間的重要中介變項。Kuhl（1985）區分六種行動控制策略：(1)主動的注意選擇策略，即對與行動意向有關的訊息給予選擇性注意。此舉有助於促進行動意向的訊息處理，並且抑制競爭傾向的訊息處理。(2)編碼控制策略，指對與行動意向有關的訊息特性做選擇性的編碼。(3)情緒控制策略，指對破壞行動意志的情緒狀態加以抑制。(4)動機控制策略，指當追求目標的過程中，若發現自己動機不夠強時，透過思考該目標完成與未完成的後果來加強自己的動機。(5)情境控制策略，指透過環境控制來保護自己的行動意向，例如透過社會承諾來幫助自己完成行動意向。(6)訊息處理的精簡策略，意指訊息處理時停止規則的界定。善用此策略者會避免使用讓訊息處理系統負荷過重的策略，或選擇暫停一段時間以使自己重生精力。

Kuhl（1984, 1985）的行動控制論最初是用來解釋個人對自己行為的自我調整。Corno（1989, 1993）則將 Kuhl 的理論進一步擴展到學習情境中。Corno（1993）歸納學習情境的特性，認為在課室中有四種情況必須使用行動控制：首先，當學生在沒有選擇其他行動的自由之下被要求來完成工作，此時其他的興趣或主觀的價值或許會和前述工作意向競爭，而且注意力也會被分割。其次，當課室中有大量的「噪音」時，學生完成工作的目標將會被干擾。再其次，當學生面對的工作是過去做過的，而且過去在此工作上的表現並不理想時，過去不佳的表現可能會干擾行動的意願。最後，當學生相信自己有能力完成該工作時，行動控制就會被召喚出來。這四種情境可以說是學習者面臨學習情境時經常會遭遇到的情況。Corno（1989）並根據依學習情境的特性，將行動控制策略區分成內隱控制策略與外顯控制策略兩大領域。內隱控制包含認知控制、情緒控制與動機控制三類；外顯控制包含工作情境控制與他人控制兩類。

前已述及，雖然行動控制在學習歷程中非常重要，但是有系統地探討行動控制在學習歷程中所扮演的角色、功能及對學習結果的影響的研究仍不多見。在相關研究方面，Pintrich 和 Schrauben（1992）在文獻回顧中，發現動機因素和意志歷程有密切關係，如精熟目標導向者較專注於學習工作，努力程度也比較高。Karabenick 和 Knapp（1991）發現資源經營和時間經營兩個意志變項和學習策略有密切關係，在遭遇困難時也較會尋求協助，而尋求協助和努力程度也呈正相關。Menec 和 Schonwetter（1994）發現行動導向者有較佳的情緒控制策略，較不會因干擾而中斷工作，考試時較不會有認知干擾，學習表現也較好。Kuhl（1984）發現行動導向者訊息處理策略較佳，而且情緒控制也比較

好。Beckmann 和 Kuhl (1984) 的研究也發現行動導向者動機控制較強。Burnstein (1994) 發現行動導向者在工作失敗後仍能保持情緒的穩定，也可以嘗試改變不同的解決策略；但是狀態導向者在面對失敗時，容易產生負面的情緒反應，對自己失去信心，不會想要去嘗試其他的解決策略。Bossong (1994) 以高中生為對象的研究也發現行動導向者比較能精準地執行計畫。

在國內的研究方面，吳靜吉和程炳林 (民 82) 以中小學生為對象的研究中，發現精熟目標導向、工作價值、自我效能、期望成功等這些動機因素和環境經營、時間經營、努力經營、尋求協助等行動控制策略有顯著的正相關，而且這些行動控制策略和中小學生的學業成就也都有密切的正向關係。陳麗芬 (民 84) 發現行動導向受到學習困難的負面影響，但是行動導向則正向影響學習策略的使用。程炳林 (民 84) 以國中學生為對象的研究中，發現行動控制策略是自我調整學習歷程中的重要成份，在目標設定之後，排除外在的分心物及干擾，保護已經設定的目標直到完成，並且直接影響認知和後設認知等學習策略的使用及學習成就。此外，林清山和程炳林 (民 86) 以國中學生為對象的研究中，進一步發現教師評定的高學習適應學生有較佳的行動控制策略知識，也比較常運用行動控制策略；而且行動控制策略的知識、策略運用與受試者的行動導向和情意反應有密切關係。受試者的行動導向和情意反應可以聯合預測其行動控制知識和行動控制策略的使用，所能解釋的變異量分別是 45.32% 和 56.44%。

#### 四、情意反應

從前述的文獻可知，行動導向、行動控制策略和個人的情意反應（含動機和情感反應）有密切關係。根據 Bandura (1986,1991)、McCombs (1988,1989)、Paris 和 Byrnes (1989)、Wigfield (1994) 等學者的觀點，在學習情境中，情意反應通常來自個人對於學習結果與自身能力的自我評鑑。情意反應會影響個人對其後行動意向的設定與行動控制策略使用，也會影響個人從事相類似學習工作時的表現。本研究綜合有關的理論，認為正向情感、負向情感、價值、和期望是學習歷程中，影響行動控制策略和學習表現的重要變項，也是和行動導向關係密切的變項。

情感反應在學習歷程中扮演重要的角色。Bandura (1986,1991) 認為個人對自己表現水準的情感自我反應可以產生自我誘因，此一自我誘因會引導個人設定更高的目標、採用更有效的策略等。Klinger(1982) 認為情感反應是評鑑回饋的表徵。情感反應必有其對象（人、事、物或情境），而且是個人經過對該對象評鑑之後的一種內在的訊號（signal）。就情感反應的向度而言，Klinger 認為正向情感與負向情感是比較強的向度。

Weiner (1987, 1992) 認為情感會調節個人的思考與行動。人類普遍存有五種情感：生氣（anger）、憐憫（pity）、內疚（guilt）、感激（gratitude）與羞愧（shame）。這

五種情感經常因為個人對於成敗原因的不同知覺而產生，也因之影響其後可能採取的行動傾向。Schneider (1987) 在探討與成就行為有關的情感反應之後，認為在目標導向的工作中，回饋與情感反應會互相聯結。透過回饋，學習者會進行自我評鑑，並因而產生情感反應。若是學習者學習成功，給予回饋會誘發他的正向情感反應如喜歡 (joy)、光榮 (pride)、興奮等。若是學習者學習失敗，給予回饋會誘發學習者的負向情感反應如悲傷 (sadness)、生氣 (anger)、羞愧 (shame) 等。

綜合前述的文獻可知，情感反應在學習歷程中扮演非常重要的角色。在學習情境中，情感反應通常來自個人對於學習結果的自我評鑑。情感反應會影響個人對其後行動意向的設定、策略的運用、和行動的表現。就情感反應的向度而言，多數學者都認為正向與負向情感是比較強的向度。在正向情感中，滿意、愉快、光榮、興奮、喜歡等可能是學習者在學習情境中較常經歷的情感反應。而在負向情感中，生氣、羞愧、失望、難過、憂慮等可能是學習者在學習情境中較常經歷的情感反應。

價值和期望對學習的影響早為學者所重視。如 Bandura (1986) 強調工作價值評估的重要性，Pintrich (1989) 認為價值和期望是學習歷程中最重要兩個動機成份。價值是指學習者為何從事某項學習工作的理由，期望則是學習者對某項學習工作是否能成功的預期。此外，Wigfield (1994) 也認為期望成功和工作價值是學習歷程中最重要動機變項。

價值又稱工作價值 (task value)，是指學習者為何要從事某一學習工作的原因，包含對學習工作知覺的重要性、效用性、和對學習工作的興趣 (Pintrich, 1989)。Meece 和 Blumenfeld (1988) 發現工作價值影響學習者策略的使用，Ames 和 Archer (1988) 發現工作價值較高者會投入較多的努力，並使用較多的策略。

期望又稱期望成功，是指學生在某一特定工作中，對於成功或失敗機率的信念 (Pintrich, 1989)。Pintrich (1986) 發現期望成功較高者使用較多的策略；Pokay 和 Blumenfeld (1990) 發現期望成功與學習成績有正相關，而 Wigfield (1994) 則認為期望成功與學習表現有很強的聯結，他同時認為期望成功和工作價值是學習歷程中最重要動機變項。

綜合前述的理論文獻與實徵研究，本研究認為行動導向和情意反應有密切關係，行動導向也會對學習者的行動控制策略產生直接效果；其次，情意反應對學習者的行動控制策略和學習結果會有直接效果，並透過行動控制策略對學習者的學習結果有間接效果；最後，學習者的行動控制策略使用將會對其學習結果產生直接效果。

## 五、名詞釋義

### (一) 行動導向



行動導向是指個體將注意力集中在真實的行動計畫上，傾力於行動意向的啟動、執行、和貫徹。行動導向者在面臨需要做決定或啟動決定時，不會猶豫不決；面對失敗經驗或與成就無關的不愉快經驗時，不會反芻這些失敗的經驗；經歷成功的經驗後，能保持成功經驗的感受，杜絕其他行動意向的干擾。本研究以受試者在程炳林和林清山（民 87）所編的行動導向量表上的得分代表其行動導向分數。該量表包含決定、失敗、表現三個分量表，受試者得分越高，表示其越傾向行動導向；反之，則傾向狀態導向。

### **(二)行動控制策略**

行動控制策略是指學習者在學習歷程中，用來保護學習意向（或目標），避免其他行動意向干擾，使學習目標得以完成的思考或行爲。本研究以受試者在林清山和程炳林（民 86）所編的行動控制策略量表上的得分表示其行動控制策略分數。受試者在行動控制策略量表上可得認知控制、情意控制、情境控制、他人控制四種分數。受試者在認知控制上得分越高，表示他能將注意力集中在與學習意向有關的特定訊息之上；在情意控制上得分越高，表示受試者面對學習意向受到干擾時，能增強動機、抑制情緒以確保學習意向的達成；在情境控制上得分越高，表示他能排除情境中干擾學習意向的不利因素，以貫徹學習目標；在他人控制上得分越高，表示受試者能尋求他人的協助以保護學習目標的達成。

### **(三)情意反應**

情意反應包含價值、期望、正向情感、和負向情感四個變項。本研究以受試者在林清山和程炳林（民 86）所編的情意反應量表（含價值、期望、正向情感、負向情感四個分量表）上的得分代表其情意反應分數。受試者在價值分量表上的得分越高，表示他越覺得學習工作是有用處的、對他是重要的，而且他也對學習工作有興趣；受試者在期望分量表上的得分越高，表示他越希望能從學習工作中學到新知識，越期望自己在學習上表現得好，也越預期自己可以精通學習工作的內容；受試者在正向情感分量表上得分越高，表示他越喜歡學習工作、滿意學習的內容、樂於從學習工作中吸收新知，而且對於自己的學習表現感到滿意；受試者在負向情感分量表上得分越高，表示他越會擔心自己的學習能力不足、學習表現不如同儕、對自己的學習表現失望。

### **(四)學習成就**

本研究以受試者八十六學年度上學期第二次段考成績代表其學習成就。計分時，以班級為單位，將受試者的學習成就轉換成 T 分數。受試者分數越高，表示其學習成就越高；反之，則學習成就越低。

### **(五)教師評定**

本研究以受試者在其導師所做的教師評定量表上的得分代表其教師評定的課室適應分數。受試者的教師評定分數也是以班級為單位轉換成 T 分數。受試者得分越高，表示



他在教師評定的課室適應能力較高，即能積極參與學習活動、專心並堅持於學習工作、對學習活動有自信、能如期完成規定的作業、遭遇困難時會主動尋求協助、對學習結果能情感自我反應；反之，則表示其教師評定的課室適應能力較低。

#### (六)學習適應

本研究以受試者的學習成就和教師評定兩項 T 分數代表其學習適應。受試者得分越高表示其學習適應越好；反之，則學習適應越差。

## 研究方法

### 一、研究對象

本研究共抽選臺灣北部及中部地區 13 所國中一到三年級學生 780 人及他們的導師共 30 位做為研究樣本。學生樣本中，女生有 393 人，男生有 387 人；國一是 290 人，國二有 263 人，國三是 227 人，樣本中不包含特殊學生。

### 二、研究工具

#### (一)行動導向量表

行動導向量表是程炳林和林清山(民 87)參考 Kuhl 的 1985 年版本和 1990 年版本的行動導向量表所編製，包含決定、失敗、表現三個分量表，決定和失敗分量表各有 12 題，表現分量表有 6 題，全量表共為 30 題。本量表的題目採取強迫選擇式，題幹都是陳述學習者在學習情境中可能面臨的事件。每個題目都有二個選項，一為行動導向，一為狀態導向。

根據程炳林和林清山(民 87)以 522 名國中生為樣本的研究，本量表的內部一致性 Cronbach  $\alpha$  信度係數介於 .51~.70 之間，折半(斯布公式校正)信度係數在 .52~.68 之間，間隔二週的重測信度(N=74)介於 .83~.88 之間。

本量表計分時，選擇行動導向答案者給 1 分，選擇狀態導向答案者給 0 分。受試者在本量表上得分越高，表示他越傾向行動導向，反之則傾向狀態導向。本量表的施測大約需時 15 到 20 分鐘。

#### (二)行動控制策略量表

行動控制策略量表由林清山和程炳林(民 86)參考 Kuhl(1984,1985,1987,1994)和 Corno(1989)對行動控制策略的分類所編製的，包括行動控制策略覺察量表和行動控制策略使用量表。前者在測量受試者的行動控制策略知識，後者在測量受試者行動控制策略的使用情形。兩個行動控制策略量表各包含認知控制、情意控制、情境控制、他人控制四個分量表。這兩個量表各有 20 題，行動控制策略覺察量表每個分量表各有 5 題，行

動控制策略使用量表的認知、情意、情境、他人控制四個分量表依序是 5 題、6 題、5 題、4 題。

在題目型式上，行動控制策略覺察量表採二選一的選擇題型式。每個題目的題幹都是描述學習意向受到干擾的情形，每個題目之下都有二個選項，其中一個是不正確或非行動控制的反應，一個則是表現出行動控制的反應。受試者選擇行動控制反應者得 1 分，選擇不正確或非行動控制的反應得 0 分。受試者得分越高，表示其行動控制策略知識越高，反之則越低。行動控制策略使用量表採 Likert 七點量表形式作答，20 個題目全部為正向題，受試者圈 7 給 7 分，圈 6 給 6 分，…，圈 1 給 1 分。受試者得分越高，表示其行動控制策略的使用情形越好，反之則越差。國中學生做完兩個行動控制策略量所需的時間大約是 5 到 10 分鐘之間。

兩個行動控制策略量表共八個分測驗的內部一致性 Cronbach  $\alpha$  係數在 .50~.84 之間，折半信度（斯布公式校正）係數介於 .45~.86 之間，間隔二週的重測信度（ $N=74$ ）在 .74~.89 之間。

### （三）情意反應量表

本量表是林清山和程炳林（民 86）綜合 Bandura（1986,1991）、Klinger（1982）、Weiner（1987,1992）、Schwarz（1990）和 Schneider（1987）等學者之觀點所編製的，量表包含價值、期望、正向情感、負向情感四個分量表，每個分量表各有 5 題，全量表共 20 題。

在題目型式上，本量表採 Likert 七點量表形式作答，受試者圈 7 給 7 分，圈 6 給 6 分，……，圈 1 給 1 分。受試者在價值分量表上的得分越高，表示他越覺得學習工作是有用處的、對他是重要的，而且他也對學習工作有興趣；期望分量表上的得分越高，表示他越希望能從學習工作中學到新知識，越期望自己在學習上表現得好，也越預期自己可以精通學習工作的內容；在正向情感反應分量表上的得分越高，表示他越喜歡學習工作、滿意學習的內容、樂於從學習工作中吸收新知，而且對於自己的學習表現感到滿意；在負向情感反應分量表上得分越高，則表示他越會擔心自己的學習能力不足、學習表現不如同儕、對自己的學習表現失望。國中學生做完本量表 20 個題目所需的時間大約是 5 分鐘到 10 分鐘之間。

根據林清山和程炳林（民 86）的實徵研究，情意反應量表四個分量表的內部一致性 Cronbach  $\alpha$  信度係數介於 .73~.88 之間，折半信度（斯布公式校正）係數在 .74~.90 之間，間隔二週（ $N=74$ ）的重測信度係數則介於 .84~.89 之間。

### （四）教師評定量表

本量表是由林清山和程炳林（民 86）以 Corno（1993, 1994）、Zimmerman（1994）和 Blackwell（1991）的觀點為主要依據，並參考程炳林（民 84）所編的評定量表所編

製，用來測量國中生的課室適應情形。本量表共有 10 題，每個題目都陳述學習者在課室中可以觀察到的行為，題目右邊都有一個 0~100 分的量尺。作答時，由班級導師就平時的觀察，針對班上每位學生進行評估。全量表 10 題合計之後除 10 為受試者在本量表上的得分。受試者在本測驗上得分越高表示其課室學習適應越好，即能積極參與課室的學習活動、專心並堅持於學習工作、對課室的學習活動有自信、如期完成教師規定的課後作業、遭遇學習困難時會主動尋求教師或同儕協助、對學習結果能情感自我反應；反之，則表示學習適應越差。

本量表以 522 名受試為樣本所進行的項目分析及信、效度考驗結果顯示（林清山與程炳林，民 86）：全量表 10 個題目的內部一致性 Cronbach  $\alpha$  係數是.95；折半信度係數（斯布校正）為.96；間隔二週的重測信度係數（N=35）是.94。

### 三、理論模式的建構

#### （一）國中生學習行動控制模式

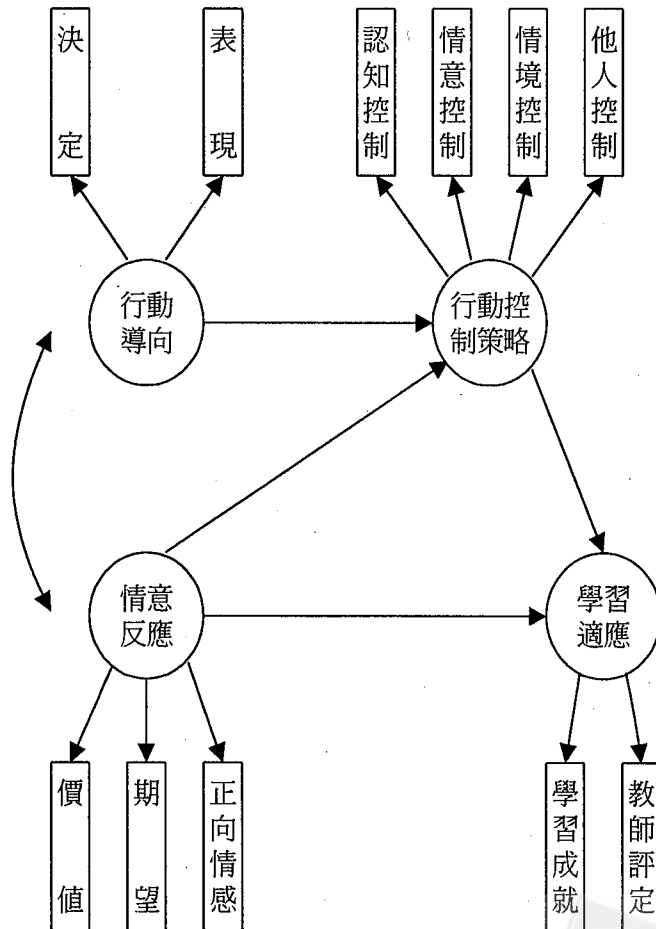
本研究根據有關的文獻，建構一個包含行動導向、情意反應、行動控制策略、學習適應四個潛在變項的「國中生學習行動控制模式」。根據行動控制論（Kuhl, 1985, 1994；Corno, 1989, 1994）的觀點，行動導向是指個體將注意力集中在真實的行動計畫上，傾力於行動意向（目標）的執行。狀態導向是指個體把注意力集中於現在、過去、或未來的狀態上：花較多的時間反芻過去的失敗經驗、太過外在聚焦、對於行動意向猶豫不決等。因此，行動導向者將比較能激發自己運用行動控制以完成行動意向。基於此，本研究假定行動導向對行動控制策有直接的效果，並透過行動控制策略對學習適應產生間接的效果。

其次，行動控制論（Kuhl, 1985, 1994；Corno, 1989, 1994）認為行動控制策略的使用是個人目標能否完成的重要觀測指標。行動導向者在目標確立之後會傾全力運用個人所有的資源，包括內在的認知、情意和外在的情境、他人控制等策略來完成目標，而這些行動控制策略將對行動的結果產生直接的效果。因此，本研究假定學習者的行動控制策略會對其學習適應產生直接的效果。

最後，有關學習策略的理論和研究（如：Boekaerts, 1997；Garcia & Pintrich, 1991；林建平，民 83；張景媛，民 83；吳靜吉、程炳林，民 82；程炳林，民 84）大致都發現學習者個人的情意變項對學習適應有直接和間接的效果。直接效果是指學習者個人對於學習工作的價值感愈高、愈期望在學習工作上表現成功、對學習工作持較正向情感者，其學習適應也愈佳。間接效果則指學習者個人的動機愈強、情感反應愈正向者，傾向會採用較多的策略以提高學習表現。因此，本研究假定學習者的情意反應對其行動控制策略與學習適應有直接效果，情意反應並透過行動控制策略對學習適應產生間接效果。

本研究根據行動控制理論和相關的研究結果，挑選 11 個觀察變項做為行動導向、情意反應、行動控制策略、學習適應這四個潛在變項的測量指標。以下分述之：

行動導向的測量指標包括決定和表現兩個指標。這二個指標直接採計受試者在行動導向量表（程炳林、林清山，民 87）上的決定分量表和表現分量表的得分。行動導向量表原本包含決定、表現、失敗三個分量表，但是不管國內、外的研究（如 Boekaerts, 1994；Kanfer, Dugdale, & McDonald, 1994；Kuhl, 1994；程炳林、林清山，民 87）都發現失敗分量表與表現分量表間的相關非常低。基於測量指標「單向度」（unidimension）的原則（Anderson & Gerbing, 1988），所以本研究只取決定和表現二者做為行動導向的測量指標。



圖一 本研究之國中生學習行動控制模式

情意反應的指標有三個：價值、期望和正向情感。這三個測量指標是採計受試者在林清山和程炳林（民 86）所編製的情意反應量表上，價值、期望、正向情感三個分量表的得分。情意反應量表原有價值、期望、正向情感、負向情感四個分量表，但是根據林清山和程炳林（民 86）的研究，發現負向情感與正向情感兩個分量表並無相關，而且負向情感與價值、期望這兩個分量表的相關也不高。此外，林清山與程炳林（民 85）的研究也發現相同結果。因此，基於單向度的考慮，本研究只取價值、期望、和正向情感三者做為情意反應的測量指標。

行動控制策略的指標有四：認知控制、情意控制、情境控制、他人控制。這四個測量指標的計算方式都相同，即將受試者在行動控制策略覺察量表（林清山、程炳林，民 86）上的認知控制、情意控制、情境控制、他人控制四個分量表的得分，與行動控制策略使用量表（林清山、程炳林，民 86）上四個相同分量表的得分各自轉換成 T 分數之後，兩兩相加而得。

學習適應的測量指標包含受試者的學習成就和教師評定的學習適應情況。學習成就採計受試者第二次段考成績，教師評定的學習適應狀況則合計受試者在教師評定量表（林清山、程炳林，民 86）上的總分。在分數的處理上，這兩項分數都是以班級為單位各自轉換成 T 分數。本研究所建構的「國中生學習行動控制模式」請參見圖一。

表一 本研究的兩個羅吉式迴歸預測模式

	模式一	模式二
效標變項	學習成就	教師評定
預測變項	決定 失敗 表現 價值 期望 負向情感 正向情感 認知控制 情意控制 情境控制 他人控制	決定 失敗 表現 價值 期望 負向情感 正向情感 認知控制 情意控制 情境控制 他人控制



## (二)羅吉式迴歸預測模式

爲了進一步預測受試者屬於高成就者或低成就者的機率，本研究以實際的觀察資料建立二個羅吉式迴歸預測模式。這二個預測模式分別以學習成就和教師評定二者爲效標變項，以表現、決定、失敗、價值、期望、正向情感、負向情感、認知控制、情意控制、情境控制、和他人控制等變項做爲預測變項（見表一）。

預測變項和效標變項的測量與計分同前，但是二個效標變項採 Boekaerts (1994) 的方式，各自以中位數爲區分點，分成高、低得分組。

## 四、資料分析

本研究在觀察資料蒐集與登錄完成後，即以 LISREL 8.12a 和 PRELIS 2.03 統計套裝軟體驗證國中生學習行動控制模式的適配度及參數估計，並以 SPSSWIN 統計軟體進行羅吉式迴歸分析。本研究的統計顯著水準定爲  $\alpha = .05$ 。

# 研究結果

## 一、「國中生學習行動控制模式」之適配度考驗

本研究首先以 780 名國中生爲觀察樣本，進行「國中生學習行動控制模式」與觀察資料的適配度考驗。由於本研究的觀察資料並未符合多變項常態分配 (multivariate normality distribution) 的假設 ( $\chi^2 = 319.57, p < .05$ )，所以採用 Jöreskog 和 Sörbom (1993a) 所建議的一般加權最小平方法 (generally weighted least-squares, WLS) 做爲參數估計與模式適配度考驗的方法。

### (一)模式的適配度考驗

表三顯示本研究所提出的理論模式與觀察資料適配度的卡方考驗得  $\chi^2_{(39)} = 184.99, p < .05$ ，已經達到 .05 的顯著水準。這顯示理論模式與觀察資料適配的  $H_0$  假設必須拒絕，即本研究所提的國中生學習行動控制模式與觀察資料並未適配。然而，理論模式的  $\chi^2$  值會隨著樣本數的增加而變大的缺點在許多文獻中已經獲得證實 (Bentler & Bonett, 1980; Marsh, Balla & McDonald, 1988; Marsh & Hocevar, 1985)。因此，本研究除進行卡方考驗外，也參酌其他重要的適配度指數 (Jöreskog & Sörbom, 1993c) 來評鑑理論模式與觀察資料的適配度。

根據表三所示，本研究進行模式考驗所得的 GFI 指數是 0.98，調整後的 AGFI 指數爲 0.97。另外，五項與基準模式 (baseline model) 比較而得的適配度指數 NFI、NNFI、CFI、IFI、RFI 依序是 0.97, 0.97, 0.98, 0.98, 0.96，都非常接近 1，這些結果顯示本研究所提出的「國中生學習行動控制模式」與實際的觀察資料可以適配，即「國中生學習行動

控制模式」應可用來解釋實際的觀察資料。因此，前述的卡方統計量之所以達到顯著水準，或許是本研究所蒐集的樣本數比較大（N=780）的緣故。

表二 十一個觀察變項之積差相關係數矩陣（N=780）

觀察變項	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.
1. 認知控制	1.00										
2. 情意控制	.56	1.00									
3. 情境控制	.58	.60	1.00								
4. 他人控制	.60	.60	.61	1.00							
5. 學習成就	.34	.14	.22	.37	1.00						
6. 教師評定	.38	.25	.36	.43	.75	1.00					
7. 決定	.37	.50	.39	.41	.14	.18	1.00				
8. 表現	.30	.18	.30	.27	.21	.22	.17	1.00			
9. 價值	.46	.58	.48	.53	.21	.27	.33	.15	1.00		
10. 期望	.42	.43	.44	.48	.31	.35	.22	.19	.59	1.00	
11. 正向情感	.41	.58	.40	.49	.15	.22	.34	.13	.75	.50	1.00

表三 「國中生學習行動控制模式」的整體適配度考驗

	$\chi^2$	GFI	AGFI	NFI	NNFI	CFI	IFI	RFI
統計量	184.99	.98	.97	.97	.97	.98	.98	.96
df	39							
p	<.05							

除了理論模式與觀察資料的整體適配度之外，本研究也從個別項目信度、潛在變項的組成信度、潛在變項的平均變異抽取量、估計參數的顯著性考驗、和標準化殘差值等幾方面，進一步評估理論模式的內在品質，即內在結構適配度。

表四是國中生學習行動控制模式 11 個觀察變項的個別項目信度與四個潛在變項的組成信度、平均變異抽取量。個別項目信度在反映以某一觀察變項做為某一潛在變項的測量指標時，該觀察變項測量誤差的大小；組成信度表示某一潛在變項所屬的測量指標全體的測量誤差；平均變異抽取量是某一潛在變項對所屬的測量指標所能解釋的變異百分比。根據 Bagozzi 和 Yi (1988)，這三項指標都反映研究者挑選測量指標的恰當程度，其評鑑的標準分別是個別項目信度在 .50 以上、組成信度在 .60 以上、平均變異抽取量在 .50 以上。



表四 個別項目信度及潛在變項的組成信度、平均變異抽取量

變 項	個別項目信度	組成信度	平均變異抽取量
行動控制策略		.89	.67
認知控制	.60		
情意控制	.73		
情境控制	.65		
他人控制	.70		
學習適應		.87	.77
學習成就	.61		
教師評定	.93		
行動導向		.41	.27
決 定	.39		
表 現	.15		
情意反應		.87	.69
價 值	.82		
期 望	.54		
正向情感	.72		

在個別項目信度方面，觀察資料顯示（表四）在 11 個觀察變項中，除了行動導向的決定和表現這兩個指標的個別項目信度分別是.39 和.15 低於.50 以外，其餘九個觀察變項的個別項目信度介於.54~.93 之間，全部都在.50 以上。就潛在變項的組成信度而言，「國中生學習行動控制模式」共有行動控制策略( $\eta_1$ )、學習適應( $\eta_2$ )、行動導向( $\xi_1$ )、和情意反應( $\xi_2$ ) 四個潛在變項，這四個潛在變項的組成信度依序為.89, .87, .41, .87，除了行動導向以外，其餘三個潛在變項的組成信度都在.60 以上。在平均變異抽取量上，理論模式四個潛在變項行動控制、學習適應、行動導向、和情意反應的平均變異抽取量各為 .67, .77, .27, .69，也是除了行動導向稍低以外，其餘三個潛在變項的平均變異抽取量都在.50 以上。

在估計參數的顯著性考驗上，觀察資料（表五）顯示國中生學習行動控制模式所要估計的 27 個參數中，只有三個估計參數未達.05 的顯著水準，分別是：潛在變項「情意反應」對「學習適應」的直接效果 ( $\gamma_{22} = .07, t = 1.14, p > .05$ )、潛在變項「行動控制」所無法被解釋的殘差 ( $\psi_{11} = .03, t = .62, p > .05$ )、和觀察變項「教師評定」的測量誤差 ( $\varepsilon_{66} = .07, t = .93, p > .05$ )。除了這三個估計參數以外，其餘 24 個估計參數都達到.05 的顯著水準。



表五 國中生學習行動控制模式所有估計參數的顯著性考驗

參數	估計值	標準誤	t 值	標準化估計值
$\lambda_{y11}$	1.00	---	----	.78
$\lambda_{y21}$	1.10	0.03	38.83*	.85
$\lambda_{y31}$	1.04	0.03	36.94*	.81
$\lambda_{y41}$	1.08	0.03	39.24*	.84
$\lambda_{y52}$	1.00	---	----	.78
$\lambda_{y62}$	1.24	0.07	18.82*	.97
$\lambda_{x11}$	1.00	---	----	.62
$\lambda_{x21}$	0.61	0.06	10.47*	.38
$\lambda_{x32}$	1.00	---	----	.90
$\lambda_{x42}$	0.81	0.02	33.62*	.73
$\lambda_{x52}$	0.94	0.02	43.04*	.85
$\gamma_{11}$	0.92	0.20	4.56*	.74
$\gamma_{12}$	0.28	0.10	2.84*	.32
$\gamma_{22}$	0.07	0.06	1.14	.08
$\beta_{21}$	0.46	0.07	6.32*	.45
$\phi_{11}$	0.39	0.05	7.13*	1.00
$\phi_{22}$	0.82	0.02	37.65*	1.00
$\phi_{12}$	0.37	0.03	13.41*	.66
$\epsilon_{11}$	0.40	0.06	6.94*	.40
$\epsilon_{22}$	0.27	0.06	4.83*	.27
$\epsilon_{33}$	0.35	0.06	6.18*	.35
$\epsilon_{44}$	0.30	0.06	5.36*	.30
$\epsilon_{55}$	0.39	0.06	6.19*	.39
$\epsilon_{66}$	0.07	0.07	0.93	.07
$\delta_{11}$	0.61	0.07	8.22*	.61
$\delta_{22}$	0.85	0.06	14.68*	.85
$\delta_{33}$	0.18	0.06	3.29*	.18
$\delta_{44}$	0.46	0.06	7.85*	.46
$\delta_{55}$	0.28	0.06	4.97*	.28
$\psi_{11}$	0.03	0.04	0.62	.04
$\psi_{22}$	0.44	0.03	16.33*	.73

註：未列標準誤者為參照指標，是限制估計參數。 \*p < .05

此一結果大致符合「估計參數必須達顯著水準」的模式內在品質適配標準。

最後，從表六的標準化殘差矩陣可以發現大約有 64% 的標準化殘差之絕對值大於 2.58。由於標準化殘差所反映的是觀察資料的共變數矩陣  $S$  與複製出來的共變數矩陣  $\Sigma$  之間的差異情形，而本模式所得的標準化殘差值有不少都大於 2.58，且這些殘差值幾乎全為負值。此一結果顯示，本研究觀察指標之間的共變數似乎都比理論上的共變數要來得小，這是一個值得進一步探討的問題。

表六 國中生學習行動控制模式的標準化殘差矩陣

觀察變項	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.
1. 認知控制	0.00										
2. 情意控制	-6.98	0.00									
3. 情境控制	-3.78	-6.52	0.00								
4. 他人控制	-4.04	-8.24	-5.12	0.00							
5. 學習成就	1.21	-9.02	-4.92	1.73	0.00						
6. 教師評定	-0.55	-8.09	-2.54	0.79	-0.58	0.00					
7. 決定	-4.48	-0.81	-4.54	-4.75	-3.29	-4.06	--				
8. 表現	0.76	-6.30	0.33	-1.88	2.38	1.48	-7.20	0.00			
9. 價值	-5.56	-3.67	-6.02	-5.26	-5.33	-7.63	-3.04	-3.13	--		
10. 期望	-2.13	-4.05	-2.21	-1.15	2.28	1.87	-3.55	0.00	-6.88	0.00	
11. 正向情感	-5.89	-0.83	-6.86	-4.90	-6.33	-7.16	-0.71	-3.30	-5.30	-7.49	0.00

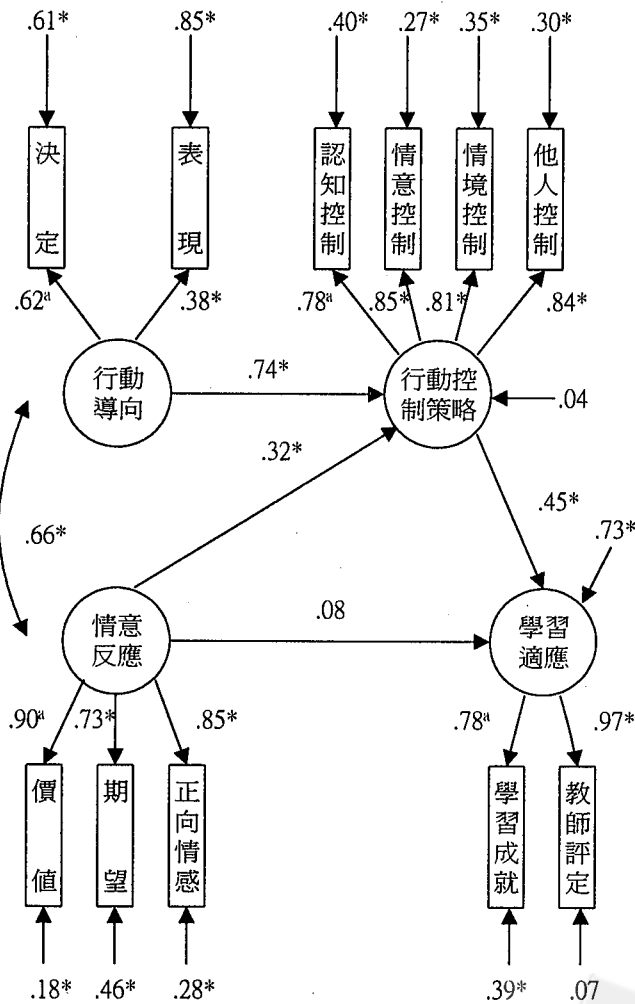
## (二) 模式各潛在變項間之效果

除了整體模式適配度的考驗與模式內在品質的評鑑以外，仍需進一步比較各變項之間的效果，才能深入瞭解變項間的關係。在本研究所建構的「國中生學習行動控制模式」中，行動導向、行動控制策略、情意反應、學習適應等四個變項是潛在變項。本研究根據行動控制理論與相關的研究結果所提出的國中生學習行動控制模式中，假定行動導向對行動控制策略有直接的效果，也透過行動控制策略對學習適應產生間接的效果；情意反應對行動控制策略和學習適應有直接效果，也透過行動控制策略對學習適應產生間接的效果。此處將從直接效果、間接效果、和全體效果三方面來說明。

理論模式中各變項間的直接效果即為徑路係數，也就是模式所要估計的參數。圖二中所列者是本模式根據觀察資料估計所得的完全標準化係數值 (completely standardized solution)。圖二顯示，行動導向對行動控制策略的直接效果 ( $\gamma_{11} = .74, p < .05$ )、情意

反應對行動控制策略的直接效果 ( $\gamma_{12} = .32, p < .05$ )、和行動控制策略對學習適應的直接效果 ( $\beta_{21} = .45, p < .05$ ) 這三者達顯著水準，但是情意反應對學習適應的直接效果 ( $\gamma_{22} = .08, p > .05$ ) 卻未達.05的顯著水準。

進一步對照標準化的徑路係數值可以發現：觀察資料顯示行動導向、情意反應越傾向正向者，其運用行動控制策略的情形越好；而行動控制策略的運用越佳者，其學習適應也越好。若比較行動導向和情意反應對行動控制策略的直接效果，可以發現行動導向對行動控制策略的效果要比情意反應對行動控制策略的效果來得大些。此一結果大致符合行動控制論的觀點。



圖二 國中生學習行動控制模式標準化參數值

(註：<sup>a</sup>表示參照指標，是限制估計參數。\* p < .05)



在解釋量方面，觀察資料（圖二或表五右下方）顯示：行動導向和情意反應兩個潛在變項一共可以聯合解釋行動控制策略大約 96% 的變異量，無法解釋的殘差大約只有 4% ( $\psi_{11}=.04$ )。然而，行動控制策略和情意反應這兩個潛在變項對學習適應大約只能解釋 27% 的變異量，無法解釋的殘差高達 73% ( $\psi_{22}=.73$ )。前一項結果支持行動控制論的觀點，但是後一項結果卻也顯示學習適應的影響來源並非只是行動控制和情意反應而已，而這也是未來可以進一步探討的問題。

在間接效果方面，本研究假定行動導向和情意反應這兩個潛在變項透過行動控制策略對學習適應會有間接的效果。根據實際觀察資料所得之結果（表七），行動導向和情意反應對學習適應的間接效果值都已達 .05 的顯著水準 ( $t=3.75, t=2.57, p<.05$ )。若比較標準化的間接效果值，可以發現行動導向對學習適應的間接效果值 ( $.74 \times .45 = .33$ ) 要比情意反應對學習適應的間接效果值 ( $.32 \times .45 = .15$ ) 要大一些。

表七 潛在變項的間接效果及顯著性考驗

潛在變項		行動導向	情意反應
學習適應	WLS 估計值	0.42	0.13
	標準誤	0.11	0.05
	t 值	3.75	2.57
	標準化效果值	0.33	0.15

全體效果是由直接效果加間接效果而得。表八是理論模式四個潛在變項間的全體效果值及其顯著性考驗。由表中可知，四個潛在變項共五個全體效果值都達 .05 的顯著水準 ( $t= 2.84 \sim 6.32, p<.05$ )。

表八 潛在變項的全體效果值及顯著性考驗

潛在變項		行動導向	情意反應	行動控制策略
行動控制策略	WLS 估計值	0.92	0.28	---
	標準誤	0.20	0.10	---
	t 值	4.56	2.84	---
	標準化效果值	0.74	0.32	---
學習適應	WLS 估計值	0.42	0.20	0.46
	標準誤	0.11	0.06	0.07
	t 值	3.75	3.14	6.32
	標準化效果值	0.33	0.23	0.45

在潛在自變項（行動導向和情意反應）對潛在依變項（行動控制策略和學習適應）的全體效果方面，由於本研究假定行動導向和情意反應對行動控制策略並無間接效果，所以這兩個潛在自變項對行動控制策略的全體效果剛好等於其直接效果，而全體效果值的標準化值也與直接效果值的.74 和.32 相同。

其次，本研究根據行動控制論假定行動導向對學習適應並無直接效果，但是會透過行動控制策略對學習適應產生間接效果，所以行動導向的全體效果值等於其間接效果值，亦即 .33（=.74×.45）。另一方面，本研究假定情意反應對學習適應除了直接效果以外，還透過行動控制策略產生間接效果。由本研究所集的觀察資料顯示，情意反應對學習適應的全體效果是顯著的，其標準化效果值是.23（=.08+.32×.45）。但是此一全體效果值主要是由間接效果所貢獻的，直接效果值並未達顯著水準。

最後，本研究假定行動控制策略對學習適應只有直接效果而無間接效果，所以行動控制策略對學習適應的全體效果等於其直接效果，標準化效果值是.45。

綜觀五個標準化的全體效果值可知，觀察資料顯示行動導向對行動控制策略的全體效果值最大（.74），其次是行動控制策略對學習適應的全體效果值（.45），最小者是情意反應對學習適應的全體效果值（.23）。

## 二、國中生學習成就和教師評定的學習適應之羅吉式迴歸分析

除「國中生學習行動控制模式」的適配度考驗外，本研究也進一步以 780 名受試的觀察資料，分別就學習成就和教師評定的學習適應二者為效標變項，以表現、決定、失敗、價值、期望、正向情感、負向情感、認知控制、情意控制、情境控制、和他人控制等做為預測變項，建立「國中生學習成就之羅吉式迴歸預測模式」（模式一）和「國中生教師評定的學習適應之羅吉式迴歸預測模式」（模式二）兩個羅吉式迴歸預測模式（見表一）。

### （一）羅吉式迴歸預測模式的適配度考驗

表九顯示本研究建立的二個羅吉式迴歸預測模式之適配度考驗結果。表中顯示模式一（國中生學習成就之羅吉式迴歸預測模式）之  $\chi^2=766.44$ ,  $df=768$ ,  $p>.05$ ；模式二（國中生教師評定的學習適應之羅吉式迴歸預測模式）的  $\chi^2=773.34$ ,  $df=768$ ,  $p>.05$ 。二個模式的  $\chi^2$  值都未達.05 的顯著水準，顯示羅吉式迴歸預測模式和觀察資料可以適配。

### （二）羅吉式迴歸預測模式之全體預測變項考驗

表十是本研究建立的二個羅吉式迴歸預測模式之常數項以外所有預測變項的係數之顯著性考驗。表中顯示模式一（國中生學習成就之羅吉式迴歸預測模式）的  $\chi^2=188.49$ ,  $df=11$ ,  $p<.05$ ；模式二（國中生教師評定的學習適應之羅吉式迴歸預測模式）的  $\chi^2=159.73$ ,  $df=11$ ,  $p<.05$ 。二個模式的  $\chi^2$  值都達.05 的顯著水準，顯示本研究建立的兩個羅吉式迴歸

預測模式常數項以外的全體預測變項能顯著預測效標變項。

表九 本研究的兩個羅吉式迴歸預測模式適配度考驗

	模式一	模式二
$\chi^2$	766.44	773.34
Df	768	768
P	> .05	> .05

表十 兩個羅吉式迴歸預測模式常數項以外所有預測變項的係數之顯著性考驗

	模式一	模式二
$\chi^2$	188.49	159.73
df	11	11
P	< .05	< .05

表十一 二個羅吉式迴歸預測模式之分類正確百分比

觀察值	模式一			模式二			
	預測值		正確 %	預測值		正確 %	
	1	2		1	2		
1	265	125	67.95	1	281	109	72.05
2	125	265	67.95	2	132	258	66.15
			67.95				69.10
$Z^*$	10.03			$Z^*$	10.67		
p	<.05			p	<.05		

在分類正確百分比方面（表十一），模式一的 11 個預測變項對高、低學習成就者的全體正確區分比率是 67.95%，模式二的 11 個預測變項對高、低教師評定的學習適應之全體正確區分比率是 69.10%。這兩個正確區分比率的 Huberty (1984)  $Z^*$  值（引自 Sharma, 1996, pp.258-260）各為 10.03 和 10.67，都達 .05 的顯著水準。

前述結果顯示本研究建立的兩個羅吉式迴歸預測模式不僅能有效預測學習成就和教師評定的學習適應這兩個效標變項，而且正確的區別率都接近 70%。

(三)羅吉式迴歸預測模式個別係數的顯著性考驗

進一步觀察個別係數的顯著性考驗結果，發現「國中生學習成就之羅吉式迴歸預測模式」(模式一)中，期望 ( $B = -.1052, \chi^2 = 25.1019, df = 1, p < .05$ )、負向情感 ( $B = .0979, \chi^2 = 53.6380, df = 1, p < .05$ )、認知控制 ( $B = -.0396, \chi^2 = 7.3871, df = 1, p < .05$ )、情意控制 ( $B = .0432, \chi^2 = 8.0436, df = 1, p < .05$ )、和他人控制 ( $B = -.0815, \chi^2 = 31.2243, df = 1, p < .05$ ) 這五個預測變項對受試者的學習成就之羅吉式迴歸係數已達.05 顯著水準，其餘六個預測變項的迴歸係數未達顯著水準(見表十二)。

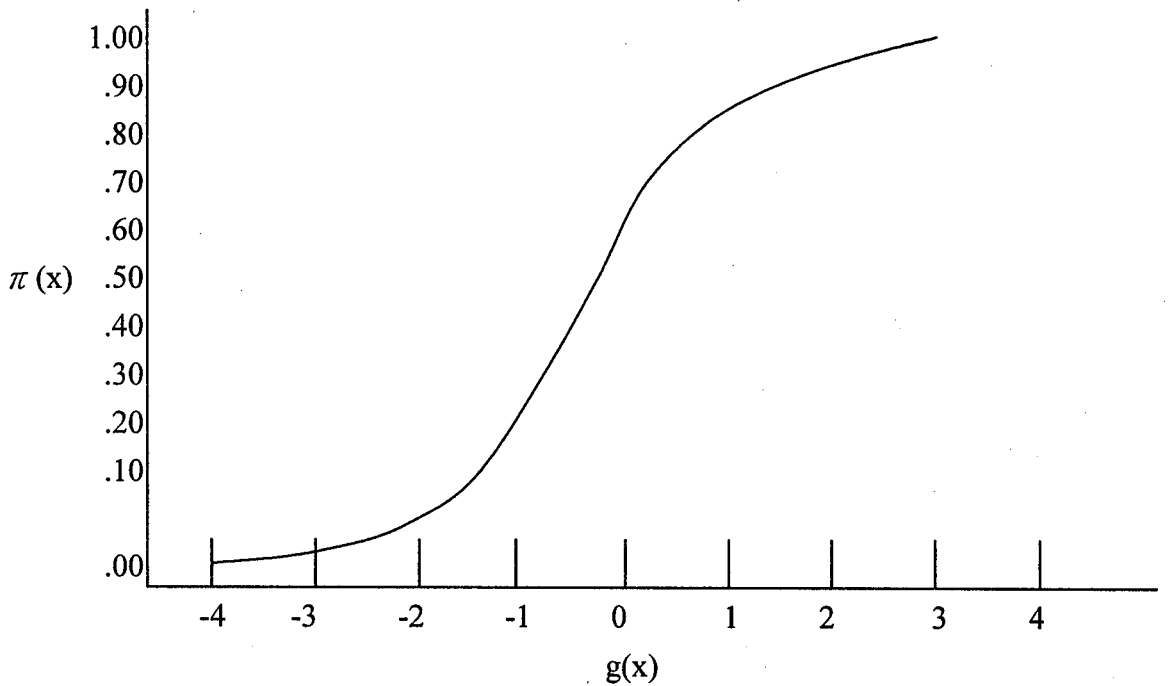
表十二 國中生學習成就之羅吉式迴歸預測模式個別係數的顯著性考驗

變 項	B	S.E.	Wald $\chi^2$	df	Sig	R(淨相關係數)
決 定	.0471	.0385	1.4942	1	.2216	.0000
失 敗	.0191	.0338	.3199	1	.5717	.0000
表 現	-.1111	.0780	2.0296	1	.1543	-.0052
價 值	-.0086	.0242	.1254	1	.7232	.0000
期 望	-.1052	.0210	25.1019	1	.0000	-.1462
負向情感	.0979	.0134	53.6380	1	.0000	.2185
正向情感	.0252	.0225	1.2532	1	.2629	.0000
認知控制	-.0396	.0146	7.3871	1	.0066	-.0706
情意控制	.0432	.0152	8.0436	1	.0046	.0748
情境控制	-.0024	.0145	.0262	1	.8713	.0000
他人控制	-.0815	.0146	31.2243	1	.0000	-.1644
常 數	4.4917	.7885	32.4484	1	.0000	

在預測變項對效標變項的預測力上，從各個預測變項與效標變項的淨相關係數可以發現，負向情感 ( $R = .2185$ ) 是受試者學習成就最重要的預測變項，其餘依序是他人控制 ( $R = -.1644$ )、期望 ( $R = -.1462$ )、情意控制 ( $R = .0748$ ) 和認知控制 ( $R = -.0706$ )。國中生學習成就之羅吉式迴歸預測公式及羅吉式曲線圖如下所示：

$$\hat{g}(x) = .0471 X_{\text{決定}} + .0191 X_{\text{失敗}} - .1111 X_{\text{表現}} - .0086 X_{\text{價值}} - .1052 X_{\text{期望}} \\ + .0252 X_{\text{負向情感}} + .0979 X_{\text{正向情感}} - .0396 X_{\text{認知控制}} + .0432 X_{\text{情意控制}} \\ - .0024 X_{\text{情境控制}} - .0815 X_{\text{他人控制}} + 4.4917$$





圖三 國中生學習成就之羅吉式迴歸預測模式的羅吉式曲線圖

表十三 國中生教師評定的學習適應之羅吉式迴歸預測模式個別係數的顯著性考驗結果

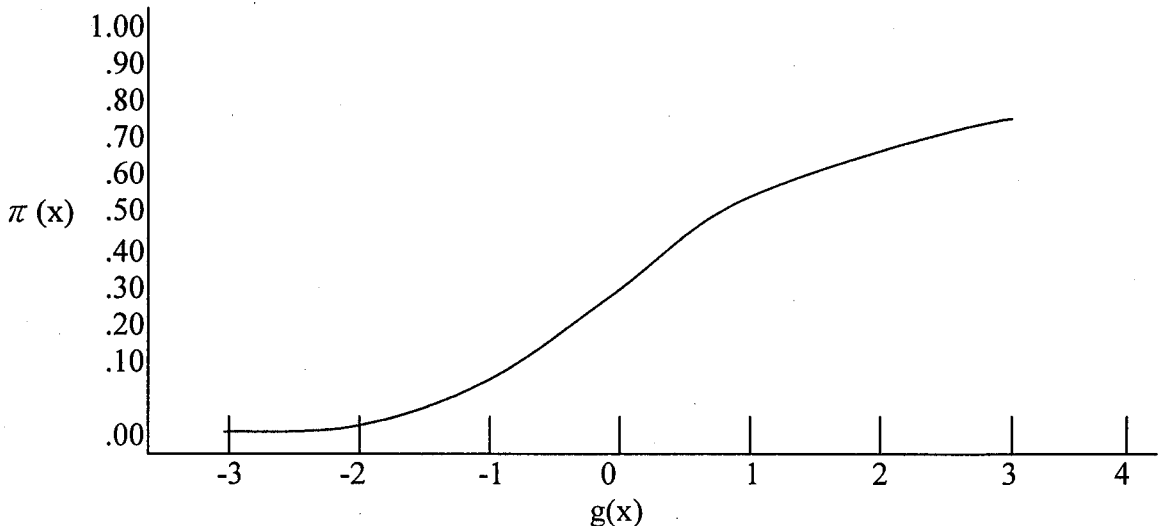
變項	B	S.E.	Wald $\chi^2$	Df	Sig	R(淨相關係數)
決定	-.0011	.0378	.0009	1	.9758	.0000
失敗	.0156	.0332	.2205	1	.6387	.0000
表現	-.0873	.0773	1.2747	1	.2589	.0000
價值	-.0244	.0237	1.0658	1	.3019	.0000
期望	-.0920	.0206	19.9800	1	.0000	-.1289
負向情感	.0458	.0123	13.8456	1	.0002	.1047
正向情感	.0350	.0220	2.5309	1	.1116	.0222
認知控制	-.0333	.0143	5.4349	1	.0197	-.0564
情意控制	.0308	.0148	4.3334	1	.0374	.0465
情境控制	-.0190	.0141	1.8100	1	.1785	.0000
他人控制	-.0647	.0140	21.2353	1	.0000	-.1334
常數	6.0346	.8105	55.4365	1	.0000	



表十三是 11 個預測變項對教師評定的學習適應（模式二）之個別係數的顯著性考驗結果。表中顯示期望（ $B = -.0920, \chi^2 = 19.9800, df = 1, p < .05$ ）、負向情感（ $B = .0458, \chi^2 = 13.8456, df = 1, p < .05$ ）、認知控制（ $B = -.0333, \chi^2 = 5.4349, df = 1, p < .05$ ）、情意控制（ $B = .0308, \chi^2 = 4.3334, df = 1, p < .05$ ）、和他人控制（ $B = -.0647, \chi^2 = 21.2353, df = 1, p < .05$ ）這五個預測變項對教師評定之羅吉式迴歸係數達.05 顯著水準。

在觀察預測變項對效標變項的相對預測力（淨相關係數）方面，五個達顯著水準的預測變項對教師評定預測力的大小依序是他人控制（ $R = -.1334$ ）、期望（ $R = -.1289$ ）、負向情感（ $R = .1047$ ）、認知控制（ $R = -.0564$ ）、情意控制（ $R = .0465$ ）。模式二的羅吉式迴歸預測模式及羅吉式曲線圖如下所示：

$$\hat{g}(x) = -.0011 X_{\text{決定}} + .0156 X_{\text{失敗}} - .0873 X_{\text{表現}} - .0244 X_{\text{價值}} \\ - .0920 X_{\text{期望}} + .0458 X_{\text{負向情感}} + .0350 X_{\text{正向情感}} - .0333 X_{\text{認知控制}} \\ + .0308 X_{\text{情意控制}} - .0190 X_{\text{情境控制}} - .0647 X_{\text{他人控制}} + 6.0346$$



圖四 國中生教師評定的學習適應之羅吉式迴歸預測模式之羅吉式曲線圖

綜合本節的研究結果可以發現，觀察資料顯示不管是對學習成就或教師評定的學習適應之預測，行動控制（含認知控制、情意控制、情境控制、他人控制四個變項）和情意反應（含價值、期望、正向情感、負向情感四個變項）對效標變項的預測力比較大，而行動導向（含決定、失敗、表現三個變項）對效標變項較無預測力。



## 討論與結論

### 一、綜合討論

#### (一)「國中生學習行動控制模式」的適配度考驗

本研究的目的是建構一個國中生學習行動控制模式，蒐集實際的觀察資料來驗證此一模式的適配度，並根據實際觀察資料來建立國中生學習成就和教師評定的學習適應之羅吉式迴歸預測模式。

基於第一個研究目的，本研究根據有關的文獻，建構一個包含行動導向、情意反應、行動控制策略、和學習適應四個潛在變項的「國中生學習行動控制模式」，並以 780 名國中學生的觀察資料進行適配度考驗。考驗結果顯示：在整體模式適配度上，卡方考驗得  $\chi^2_{(39)} = 184.99$ ,  $p < .05$ ，顯示國中生學習行動控制模式與觀察資料並未適配。然而，考慮模式的卡方值會隨著樣本數的增加而變大的缺點，所以本研究除卡方考驗外，也參酌 GFI, AGFI, NFI, NNFI, CFI, IFI, RFI 等另外七項重要的適配度指標。結果發現這七項適配指標依序是 0.98, 0.97, 0.97, 0.97, 0.98, 0.98, 0.96，顯示本研究所提的理論模式與觀察資料應可適配，即本研究所提出的國中生學習行動控制模式似乎可以用來解釋實際的觀察資料。

在模式內在結構適配度方面，11 個觀察變項的個別項目信度除了決定 (.39) 和表現 (.15) 較低外，其餘 9 個介於 .54~.93 之間；行動導向、情意反應、行動控制策略、和學習適應四個潛在變項的組成信度依序是 .41, .87, .89, .87；四個潛在變項的平均變異抽取量依序是 .27, .69, .67, .77。這三項評鑑指標顯示：除了「決定」和「表現」（潛在變項「行動導向」的兩個觀察變項）以外，其餘 9 個觀察變項分別做為情意反應（價值、期望、正向情感）、行動控制策略（認知控制、情意控制、情境控制、他人控制）、和學習適應（學業成就、教師評定）的觀察變項應是理想的。此外，國中生學習行動控制模式所要估計的 27 個參數只有三個估計參數未達 .05 的顯著水準（ $\gamma_{22} = .07$ ,  $t = 1.14$ ,  $p > .05$ ； $\epsilon_{66} = .07$ ,  $t = .93$ ,  $p > .05$ ； $\psi_{11} = .03$ ,  $t = .62$ ,  $p > .05$ ），其餘 24 個估計參數都達到 .05 的顯著水準。這些結果顯示由本研究所提出的國中生學習行動控制模式在內在結構上，與觀察資料有合理的適配度。

綜合前述，國中生學習行動控制模式的整體與內在結構適配度考驗結果似乎顯示模式與觀察資料應可適配。然而，最重要的統計考驗--卡方統計量卻達顯著水準，這是值得進一步討論的問題。造成卡方統計量達顯著水準的原因或許是本研究的樣本數太多的緣故。

根據實徵研究(Bentler & Bonett, 1980; Marsh, Balla & McDonald, 1988; Marsh & Hocevar, 1985)，模式的卡方值會隨著樣本數的增加而變大。進行模式適配度考驗時，

究竟需要多少樣本雖然尚無一致的定論，但是 Anderson 和 Gerbing (1984, 1985) 建議至少 150 人；Bagozzi 和 Yi (1988) 建議估計參數和樣本數之比是 1:5；Jöreskog 和 Sörbom (1993b) 認為採一般加權最小平方法 (WLS) 做為參數估計與模式適配度考驗的方法，並以多系列相關 (polychoric correlation) 矩陣做為輸入矩陣時 (為本研究所採行之考驗方法)，樣本數必須大於  $k(k-1)/2$ ， $k$  是觀察變項的數目。若以這三種樣本數的標準來計算，本研究進行模式估計所需的樣本數依序是 150 人，135 人，和 55 人。然而，本研究的樣本總數為 780 人，都比前述三項標準要高出許多。因此，本研究根據觀察資料所得到的卡方值之所以達顯著水準，似乎與過大的樣本數有關係。

另外，就模式的內在品質觀之，行動導向的觀察變項 (決定、表現) 之個別項目信度過低也是另一個值得探討的問題。本研究的觀察資料顯示：以決定和失敗做為行動導向的測量指標時，這兩個指標的個別項目信度分別只有 .39 和 .15，未達「個別項目信度必須在 .50 以上」的標準；行動導向此一潛在變項的組成信度是 .47，也未達「潛在變項的組成信度必須到達 .60 以上」的標準；而平均變異抽取量則只有 .27，更是離「潛在變項的平均變異抽取量至少在 .50 以上」的標準有一段距離。由於個別項目信度、組成信度、平均變異抽取量這三項評鑑指標是評判觀察變項是否恰當的重要依據，本研究根據觀察資料所得的結果顯示，以決定和失敗做為行動導向的測量指標似乎不盡理想。

根據 Kuhl (1985, 1994) 的行動控制論，一個人是行動導向者或是狀態導向者可以從三方面測量：面臨需要做決定或啟動決定的情境時，是否會猶豫不決；面對失敗經驗或與成就無關的不愉快經驗時，是否會不斷地反芻這些失敗的經驗；經歷成功的經驗後，是否能保持成功經驗的感受，杜絕其他行動意向的干擾。Kuhl 根據這些論點編製並多次修訂的「行動導向量表」，包含決定、表現、失敗三個分量表，正是測量前述三種行動導向特質的主要工具。雖然國內、外有關行動導向量表的研究 (Kuhl, 1994；程炳林、林清山，民 87) 大致都顯示這三個分量表各自的信、效度均佳，但是也同樣發現三個分量表之間的一致性並不高，這或許也是間接造成理論模式的卡方值增大的另一個原因，而行動導向量表之分量表間一致性不佳的情形應是另一個值得再探討的問題。

除了整體模式適配度的考驗與模式內在品質的評鑑以外，本研究也進一步探討理論模式各潛在變項之間的效果。本研究以 780 位國中生為觀察資料所得之結果可從幾方面進一步討論。首先，行動導向對行動控制策略的直接效果值是 .74 (居所有直接效果值最高)，透過行動控制策略對學習適應的間接效果值也有 .33。這顯示觀察資料支持行動控制論 (Kuhl, 1985, 1994) 的觀點，即行動導向者較能激發自己運用行動控制策略以完成行動意向，同時也間接提高學習適應。

其次，觀察資料顯示行動控制策略對學習適應的直接效果值是 .45，為四個直接效果值中第二高者。由於行動控制論 (Kuhl, 1985, 1994) 認為認知、情意、情境、他人控制

等策略的運用會影響行動意向的執行結果，所以本研究假定學習者的行動控制策略會對學習適應有直接效果的假設也獲得支持。

第三，本研究發現情意反應對行動控制策略的直接效果值 (.32) 和間接效果值 (.15) 都達顯著水準，顯示學習者對於學習工作的價值感愈高、愈期望在學習工作上表現成功、對學習工作持較正向情感者，傾向會運用較多的行動控制策略，並能提高其學習適應。然而，本研究也發現情意反應對學習適應的直接效果 ( $\gamma_{22}=.08, p>.05$ ) 並未達顯著水準。雖然情意反應對學習適應的全體效果值 (直接效果加間接效果) 為 .23，已經達顯著水準，但是觀察資料顯示情意反應對學習適應的效果主要是透過行動控制策略間接造成，並非來自直接的校果。這些結果雖然支持 Boekaerts (1997)、Garcia 和 Pintrich (1991)、林建平 (民 83)、張景媛 (民 83)、吳靜吉和程炳林 (民 82)、程炳林 (民 84) 等研究者的「學習者的情意變項對學習適應有間接影響」的研究結果，但是並未支持情意反應對學習適應有直接效果的假設，這是值得進一步探討的問題。

最後，本研究的觀察資料顯示行動導向和情意反應共可聯合解釋行動控制策略總變異量的 96%，而行動導向和情意反應透過行動控制策略對學習適應都有顯著的間接效果，這也再次支持本研究認為行動控制策略是學習者學習適應的重要中介變項的假定。此外，由情意反應和行動控制策略對學習適應的聯合解釋量卻只有 27%，也顯示出學習者的學習適應仍受到多重因素的影響，而這也是另一個可以再深入探討的問題。

## (二) 羅吉式迴歸分析

除了「國中生學習行動控制模式」的適配度考驗之外，本研究也以 780 名受試的觀察資料，分別以學習成就和教師評定的學習適應二者為效標變項，並以表現、決定、失敗、價值、期望、正向情感、負向情感、認知控制、情意控制、情境控制、和他人控制等變項做為預測變項，進行二個羅吉式迴歸預測模式的考驗。

本研究的結果顯示兩個羅吉式迴歸預測模式與觀察資料都能適配，而且兩個預測模式常數項以外全體預測變項的係數之顯著性考驗也顯示預測變項能有效預測效標變項。在分類正確百分比方面，預測變項對高、低學習成就者的正確區別率是 67.95%；對高、低教師評定者的正確區別率是 69.10%，而這兩個正確區分率也都達顯著水準。

進一步觀察兩個模式的個別係數顯著性考驗結果，發現觀察資料顯示期望、負向情感、認知控制、情意控制和他人控制這五個預測變項對受試者的學習成就 (模式一) 有顯著的預測效果；他人控制、期望、負向情感、認知控制、情意控制這五個預測變項對教師評定的學習適應 (模式二) 之羅吉式迴歸係數達顯著水準。

從前述研究結果可以發現，觀察資料顯示不管是對學習成就或是教師評定的學習適應之預測，行動控制策略 (含認知控制、情意控制、情境控制、他人控制四個變項) 和情意反應 (含價值、期望、正向情感、負向情感四個變項) 的預測力比較大，而行動導向

(含決定、失敗、表現三個變項)對效標變項的預測力則很小。這與 Kuhl (1985, 1994)、Corno (1989, 1994)、林清山和程炳林 (民 86) 等人的研究結果相符, 也與本研究所提的「國中生學習行動控制模式」的假定相符, 即行動導向無法直接預測學習結果, 但是行動控制策略和情意反應則可以直接預測學習結果。

## 二、結論

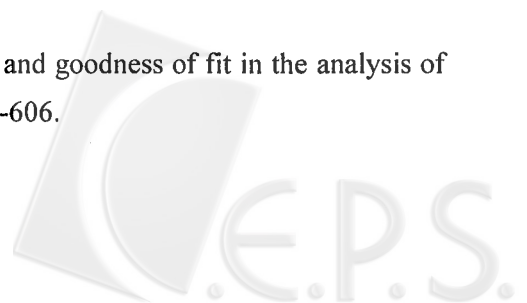
根據研究發現, 本研究獲致下列幾項結論:

- (一) 本研究根據理論與實徵研究結果所提出的「國中生學習行動控制模式」在整體適配度考驗上雖然卡方值達顯著水準, 但是其他七項重要的適配度考驗指標 (如 GFI, AGFI, NFI, NNFI, CFI, IFI, RFI 等) 都顯示模式與觀察資料可以適配, 即模式可以用來解釋觀察資料。
- (二) 在內在結構適配度上, 觀察資料顯示除行動導向外, 其餘包括情意反應、行動控制策略和學習適應等都有理想的內在品質。
- (三) 就潛在變項之間的效果而言, 觀察資料支持本研究的假定, 即行動控制策略是行動導向、情意反應與學習適應之間重要的中介變項, 行動導向和情意反應不僅對行動控制策略有直接的效果, 而且透過行動控制策略對學習適應都有顯著的間接效果。
- (四) 本研究根據實徵資料所建立的兩個羅吉式迴歸預測模式和觀察資料都能適配, 而且全體預測變項能顯著預測學習成就和教師評定的學習適應這兩個效標變項, 預測變項對這兩個效標變項的正確區別率分別是 69.10% 和 69.87%, 而這兩個區別率也都達顯著水準。
- (五) 在預測變項的相對預測力上, 觀察資料顯示支持理論文獻的結果, 即不管是對學習成就或是教師評定的學習適應之預測, 行動控制策略和情意反應的預測力都比較大, 而行動導向對效標變項的預測力則很小。

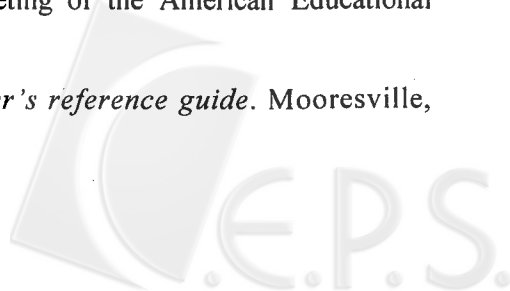
## 參考文獻

- 吳靜吉、程炳林 (民82): 國民中小學生學習動機、學習策略與學業成績之相關研究。  
**政治大學學報**, 66期, 13-39。
- 林建平 (民83): 整合學習策略與動機的訓練方案對國小閱讀理解困難兒童的輔導效果。  
國立臺灣師範大學教育心理與輔導學研究所博士論文。
- 林清山、程炳林 (民85): 國中生自我調整學習因素與學習表現之關係暨自我調整的閱讀理解教學策略效果之研究。**教育心理學報**, 28期, 15-58。

- 林清山、程炳林（民86）：青少年心理與適應之整合研究：國中生學習行動控制模式之建構與驗證暨教學輔導策略實驗方案效果之研究（I）。國科會專案研究報告。NSC 86-2413-H-003-010-G10。
- 張景媛（民83）：國中生數學學習歷程統整模式的驗證與應用：學生建構數學概念的分析及數學文字題教學策略的研究。國立臺灣師範大學教育心理與輔導學研究所博士論文。
- 陳麗芬（民84）：行動控制觀點的自我調節學習及其相關研究。國立政治大學教育研究所碩士論文。
- 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。國立臺灣師範大學教育心理與輔導研究所博士論文。
- 程炳林、林清山（民87）：行動導向量表編製報告。測驗年刊，45輯，1期，65-82。
- Ames, C., & Archer, J. (1988) Achievement goals in the classroom: Students' learning strategies and motivation processes. *Journal of Educational Psychology, 80*, 260-267.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solution, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Psychometrika, 49*, 155-173.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1985). The effect of sampling error and model characteristics on parameter estimation for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research, 20*, 255-271.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommends two-step approach. *Psychological Bulletin, 103*(3), 411-423.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academic of Marketing Science, 16*, 74-94.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1991). Social cognitive theory of self-regulation. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 50*, 248-287.
- Beckmann, J., & Khul, J. (1984). Altering information to gain action control: Functional aspects of human information processing in decision making. *Journal of Research in Personality, 18*, 224-237.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 88*, 588-606.



- Blackwell, C., A. (1991). *A correlational study of the cognitive-affective-conative domains in elementary students*. AAC 9119567.
- Boekaerts, M. (1994). Action control: How relevant is it for classroom learning? In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality: Action versus state orientation* (pp.427-433). Seattle: Hogrefe & Huber.
- Boekaerts, M. (1995). The interface between intelligence and personality as determinants of classroom learning. In D. H. Saklofske & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of personality and intelligence* (pp.161-183). New York: Plenum.
- Boekaerts, M. (1997). Self-regulated learning: A new concept embraced by researchers, policy makers, educators, teachers, and students. *Learning and Instruction*, 7(2), 161-186.
- Bossong, B. (1994). Scholastic stressors and achievement-related anxiety. In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality: Action versus state orientation*(pp.397-406). Seattle: Hogrefe & Huber.
- Burnstein, J. C. (1994). Dispositional action control as a predictor of how people cope with academic failure. In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality: Action versus state orientation*(pp.341-350). Seattle: Hogrefe & Huber.
- Corno, L. (1986). The metacognitive control components of self-regulated learning. *Contemporary Educational Psychology*, 11, 333-346.
- Corno, L. (1987). Teaching and self-regulated learning. In D. C. Berliner & B. V. Rosenshine (Eds.), *Talks to Teachers*. New York : Random House.
- 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.83-110). NY:Springer-Verlag.
- Corno, L. (1993). The best-laid plans: Modern conceptions and educational research. *Educational Research*, 22(2),14-22.
- Corno, L. (1994). Student volition and education: Outcomes, influence, and practices. In D. H., Schunk & B. J., Zimmerman (Eds.), *Self-regulation of learning and performance* (pp.229-254). Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Garcia, T., & Pintrich, P. R. (1991, April). *Student motivation and self-regulated learning: A LISREL model*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, Chicago.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993a). *LISREL 8 user's reference guide*. Mooresville, IN: Scientific Software, Inc.



- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993b). *Prelis 2 user's reference guide*. Mooresville, IN: Scientific Software, Inc.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993c). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Mooresville, IN: Scientific Software, Inc.
- Kanfer, R., Dugdale, B. & McDonald, B. (1994). Empirical findings on the action control scale in the context of complex skill acquisition. In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality: Action versus state orientation* (pp.61-77). Seattle: Hogrefe & Huber.
- Karabenick, S. A., & Knapp, J. R. (1991). Relationship of academic help seeking to the use of learning strategies and other instrumental achievement behavior in college students. *Journal of Educational Psychology*, 83, 221-230.
- Klinger, E. (1982). On the self-management of mood, affect and attention. In P. Karoly, & F. H. Kanfer (Eds.), *Self-management and behavior change: From theory to practice* (pp.129-164). NY: Pergamon.
- Kuhl, J. (1984). Volitional aspects of achievement motivation and learned helplessness: Toward a comprehensive theory of action control. In B. A. Maher (Ed.), *Progress in Experimental Personality research* (Vol.13, pp. 99-171). New York: Academic Press.
- Kuhl, J. (1985). Volitional mediators of cognitive-behavior consistency: Self-regulatory processes and action versus state orientation. In J. Kuhl & J. Beckman (Eds.), *Action control: From cognition to behavior* (pp.101-128). New York: Springer-Verlag.
- Kuhl, J. (1987). Action control: The maintenance of motivational states. In F. Halish, & J. Kuhl (Eds.), *Motivation, intention, and volition* (pp.279-291). NY: Springer-Verlag.
- Kuhl, J. (1994). Action versus state orientation: Psychometric properties of the Action Control Scale (ACS-90). In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality: Action versus state orientation* (pp.47-60). Seattle: Hogrefe & Huber.
- Kuhl, J., & Kraska, K. (1989). Self-regulation and metamotivation: computational mechanisms, development, and assessment. In R. Kanfer, P. L. Ackerman, & R. Cudeck (Eds.), *Abilities, Motivation, and Methodology: The Minnesota Symposium on Individual Differences* (pp.343-374). Hillsdale: Erlbaum.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103(3), 391-410.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). The application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First and higher order factor structures and their invariance across age groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562-582.



- McCombs, B. L. (1988). Motivational skills training: Combining metacognitive, cognitive, and affective learning strategies. In M. C. Wittrock & E. L. Baker (Eds.), *Testing and cognition*. NJ: Englewood Cliffs, Prentice Hall Published.
- McCombs, B. L. (1989). Self-regulated learning and academic achievement: A phenomenological view. In B. J. Zimmerman & D. H. Schunk (Eds.), *Self-regulated learning and academic achievement : Theory, research, and practice* (pp.170-200). NY: Springer-Verlag.
- Meece, J. L., & Blumenfeld, P. C. (1988). Students' goal orientations and cognitive engagement in classroom activities. *Journal of Educational Psychology*, 80(4), 514-523.
- Mence, V. H., & Schonwetter, D. J. (1994, April). *Action control, motivation, and academic achievement*. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association.
- Paris, S. G., & Byrnes, J. P. (1989). The constructivist approach to self-regulation and learning in the classroom. In B. J. Zimmerman & D. H. Schunk (Eds.), *Self-regulated learning and academic achievement: Theory, research, and practice*(pp.170-200).NY: Springer-Verlag.
- Pintrich, P. R. (1986, April). *Motivation and learning strategies interactions with achievement*. Paper presented at the American Educational Research Association Convention, San Francisco, California.
- Pintrich, P. R. (1989). The dynamic interplay of student motivation and cognition in the college classroom. In C. Ames, & M. Maehr (Eds.), *Advances in motivation and achievement: Motivation enhancing environments* (vol.6, pp.117-160). CT: JAI Press.
- Pintrich, P. R., & Schrauben, B. (1992). Students' motivational beliefs and their cognitive engagement in academic tasks. In D. Schunk & J. Meece (Eds.), *Students' perceptions in the classroom: Causes and consequences*(pp.149-183). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Pokay, P., & Blumenfeld, P. C. (1990). Predicting achievement early and late in the semester: The role of motivation and use of learning strategies. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 41-50.
- Schneider, K. (1987). Achievement-reacted emotions in preschoolers. In F. Halish, & J. Kuhl (Eds.), *Motivation, intention, and volition*(pp.163-177). NY: Springer-Verlag.
- Schwarz, N.(1990). Feeling as information: Informational and motivational functions of affective states. In E. F. Higgins, & R. M. Sorrentino (Eds.), *Handbook of motivation and cognition: Foundations of social behavior*(Vol.2, pp.527-561). NY: Guilford.

- Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*. NY: John Wiley & Sons, Inc.
- Snow, R. E. (1989a). Cognitive-conative aptitude interactions in learning. In R. Kanfer, P. L. Ackerman, & R. Cudeck (Eds.), *Abilities, Motivation, and Methodology: The Minnesota Symposium on Individual Differences* (pp.435-473). Hillsdale: Erlbaum.
- Snow, R. E. (1989b). Toward assessment of cognitive and conative structures in learning. *Educational Researcher*, 18(9), 8-15.
- Snow, R. E., & Swanson, J. (1992). Instructional psychology: Aptitude, adaptation, and assessment. *Annual Review of Psychology*, 43, 583-626.
- Weiner, B. (1987). The role of emotions in a theory of motivation. In F. Halish, & J. Kuhl (Eds.), *Motivation, intention, and volition*(pp.21-30). NY: Springer-Verlag.
- Weiner, B. (1992). *Human motivation: Metaphors, theories, and research*. Newbury Park, California: SAGE.
- Wigfield, A. (1994). The role of children's achievement values in the self-regulation of their learning outcomes. In D. H., Schunk & B. J., Zimmerman (Eds.), *Self-regulation of learning and performance* (pp.101-126). Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Zimmerman, B. J. (1994). Dimensions of academic self-regulation: A conceptual framework for education. In D. H., Schunk & B. J., Zimmerman (Eds.), *Self-regulation of learning and performance* (pp.3-24). Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

收稿日期：1998年9月4日

接受登刊日期：1999年3月10日



## **The Verification of Action Control Model and the Relationship among Action Control Variables and Learning Achievement**

**Biing-Lin Cherng**

*Department Teacher Education  
teaching section  
Feng Chia University  
Taipei, Taiwan, R.O.C.*

**Chen-Shan Lin**

*Department of Educational Psychology  
and Counseling  
National Taiwan, Normal University  
Taipei, Taiwan, R.O.C.*

### **ABSTRACT**

The purposes of this study were: (1) to verify the goodness of fit between empirically observed data and Action Control Model proposed by the author, and (2) to establish the logistic regression model with observed data.

The participants were 780 students and 30 teachers from 13 junior high schools in Taiwan middle and northern area. The instruments used in this study include: Action Orientation Inventory, Awareness of Action Control Strategies Inventory, Action Control Strategies Inventory, Affective Response Inventory, and Teacher Rating Scale. The collected data were analyzed with LISREL and logistic regression analysis.

The results of this study were as follow: (1) Although the value of chi-square was significant at .05 level, other overall and internal structure model fit indices indicated that the Action Control Model fitted the observed data well. (2) Two logistic regression models proposed by the author could effectively predict students' learning achievement and teacher rating scores. The correct classification rate, 67.95% or 69.10%, was significantly higher than that expected by chance alone.

**Keywords:** action orientation, action control strategies, affective response, learning adaptation.

