

國立台灣師範大學教育學系博士論文

指導教授：譚光鼎博士 林世華博士

文化資本影響學業成就之研究  
：以臺灣地區為例

研究生：鄭文鵬 撰

中華民國 一百零三年 一月

# 文化資本影響學業成就機制之研究：以臺灣地區為例

## 摘要

Bourdieu 所提出的「文化資本」是當前教育社會學界，用以解釋社會階級、家庭與學校教育如何相互構建，有利於階級再製的重要概念。然而自從 DiMaggio 將「文化資本」概念化為變項進行量化分析後，有關文化資本的實際效果，一直是爭議的焦點。其中，除文化資本的操作定義外，文化資本與習性變項間孰輕孰重、教師的角色、性別差異等，都是各研究探討的議題。基於此，本研究參酌過去台灣地區有關文化資本的研究，歸納出本論文的文化資本操作定義，並參考國內外相關文獻，建構文化資本影響學業成就的路徑機制，且利用結構方程模式的統計方法，針對所提出的路徑機制進行分析與討論。研究結果如下：1. 社經地位會透過文化資本與習性再影響學業成就，其中通過習性影響的幅度較大；2. 社經地位影響學業成就之路徑模式有性別差異，透過文化資本再影響學業成就的幅度，女生高於男生；透過習性再影響學業成就的幅度，男生高於女生；3. 教師知覺是「文化資本」效果發揮的關鍵中介變項，特別是男生；4. 文化資本作用模式在台灣偏向「文化再製」理論。最後，研究者根據研究發現，針對教育行政當局、學校、家庭與文來研究提出相關的建議，以為未來教育行政決策、學校與家庭教育實施、學術探討等參考依據。

關鍵詞：文化資本、習性、教師知覺

# **A Study on the Effect of Cultural Capital on Student Academic Achievement: The Case of Taiwan**

## **Abstract**

The idea of Cultural capital raised by P. Bourdieu has become a key concept in sociology of education to explain the inequality of educational opportunity. However, the effect of cultural capital on student achievement is still in debate since DiMaggio's quantitative research in 1982. These controversies include the operational definition of cultural capital, the role of teachers, the influence results from gender, and effects of cultural capital and habitus. Based on the background, the study proposed a new model to explain how cultural capital, habitus, and teachers' perception of students mediated the relationship between school success and family socioeconomic status. To achieve the goal, the study used Taiwan Education Panel Study as the source and analyzed the data with structural equation models. The research findings showed that: 1. Both cultural capital and habitus had significant effect on students' score. However, the total effect that habitus displayed was stronger than it of cultural capital. 2. Cultural capital and habitus could help to explain how socioeconomic status influenced students' academic achievements. But cultural capital had more significant influence on female students than on males, habitus had more significant influence on male students than on females. 3. Teachers' perception of students was the critical variable that influenced the effect of cultural capital on students' scores, especially for male students. 4. The results of Taiwan supported cultural reproduction theory. At last, suggestions according to the findings were proposed.

Key words: cultural capital, habitus, teachers' perception.

# 目次

|                                 |            |
|---------------------------------|------------|
| <b>第一章 緒論</b> .....             | <b>1</b>   |
| 第一節 研究動機 .....                  | 1          |
| 第二節 研究目的與待答問題 .....             | 7          |
| 第三節 名詞釋義 .....                  | 8          |
| 第四節 研究範圍與研究限制 .....             | 10         |
| <b>第二章 文獻探討</b> .....           | <b>12</b>  |
| 第一節 教育與社會階層化理論發展與文化資本理論定位 ..... | 12         |
| 第二節 Bourdieu 的文化資本理論與研究 .....   | 21         |
| 第三節 文化資本的相關研究 .....             | 35         |
| <b>第三章 研究設計與實施</b> .....        | <b>70</b>  |
| 第一節 研究架構 .....                  | 70         |
| 第二節 研究工具 .....                  | 83         |
| 第三節 變項界定與測量 .....               | 87         |
| <b>第四章 研究結果與討論</b> .....        | <b>91</b>  |
| 第一節 測量模式的檢驗 .....               | 91         |
| 第二節 文化資本模式之性別差異分析 .....         | 99         |
| 第三節 文化資本模式中變項之分析 .....          | 105        |
| 第四節 綜合分析與討論 .....               | 124        |
| <b>第五章 結論與建議</b> .....          | <b>131</b> |
| 第一節 研究結論 .....                  | 131        |
| 第二節 研究建議 .....                  | 135        |
| <b>參考文獻</b> .....               | <b>138</b> |

# 圖次

|        |  |     |
|--------|--|-----|
| 圖 2-1  | Blau 與 Duncan 的模式.....                 | 14  |
| 圖 2-2  | 威斯康辛模式.....                            | 16  |
| 圖 2-3  | 生存條件、習性與生活型態關係.....                    | 30  |
| 圖 2-4  | 再製與改變.....                             | 31  |
| 圖 2-5  | DiMaggio 的模式.....                      | 37  |
| 圖 2-6  | 黃毅志的研究模式.....                          | 40  |
| 圖 2-7  | Farkas 的模式.....                        | 42  |
| 圖 2-8  | Roscigno 與 Ainsworth-Darnel 的研究模式..... | 44  |
| 圖 2-9  | Dumais 的模式.....                        | 46  |
| 圖 2-10 | 巫有鎰的研究模式.....                          | 49  |
| 圖 2-11 | 陳怡靖、鄭耀男的研究模式.....                      | 49  |
| 圖 2-12 | Wildhagen 的模式.....                     | 52  |
| 圖 2-13 | 吳素媛的研究模式.....                          | 54  |
| 圖 2-14 | 林俊瑩的研究模式.....                          | 55  |
| 圖 2-15 | 張芳全的研究模式.....                          | 56  |
| 圖 3-1  | 研究架構圖.....                             | 72  |
| 圖 3-2  | 性別結構模式圖.....                           | 74  |
| 圖 3-3  | 「文化資本」中介模式圖.....                       | 75  |
| 圖 3-4  | 「習性」中介模式圖.....                         | 76  |
| 圖 3-5  | 假設 4-1 考驗模式圖.....                      | 77  |
| 圖 3-6  | 假設 4-2 考驗模式圖.....                      | 78  |
| 圖 3-7  | 假設 4-3 考驗模式圖.....                      | 78  |
| 圖 3-8  | TEPS 問卷架構.....                         | 84  |
| 圖 4-1  | 圖 3-1 模式男女生結構方程模型圖.....                | 101 |
| 圖 4-2  | 女性群組「文化資本」中介效果比較圖.....                 | 108 |
| 圖 4-3  | 男生群組「文化資本」中介模式比較圖.....                 | 109 |
| 圖 4-4  | 女生群組「習性」中介效果比較圖.....                   | 113 |
| 圖 4-5  | 男生群組「習性」中介效果比較圖.....                   | 114 |
| 圖 4-6  | 女生群組「文化資本」有無影響「教師知覺」模式比較圖.....         | 118 |
| 圖 4-7  | 男生群組「文化資本」有無影響「教師知覺」模式比較圖.....         | 119 |
| 圖 4-8  | 女生群組「習性」有無影響「教師知覺」模式比較圖.....           | 122 |
| 圖 4-9  | 男生群組「習性」有無影響「教師知覺」模式比較圖.....           | 123 |

# 表次

|        |                                  |     |
|--------|----------------------------------|-----|
| 表 2-1  | 文化資本與學業成就關係之量化研究結果.....          | 58  |
| 表 3-1  | TEPS 問卷樣本資料.....                 | 85  |
| 表 3-2  | 研究變項描述性統計.....                   | 87  |
| 表 3-3  | 文化資本內涵與題項說明.....                 | 89  |
| 表 3-4  | 教師知覺內涵與題項說明.....                 | 90  |
| 表 4-1  | 驗證性因素分析之整體適配度考驗.....             | 91  |
| 表 4-2  | 各潛在變項之解釋量、組合信度與平均抽取變異量.....      | 92  |
| 表 4-3  | 各潛在變項對觀察變項的參數估計.....             | 93  |
| 表 4-4  | 各觀察變項測量誤之估計參數.....               | 93  |
| 表 4-5  | 男生與女生之多群組樣本驗證性因素分析.....          | 94  |
| 表 4-6  | 男女群組之整體適配度考驗.....                | 95  |
| 表 4-7  | 男生群組潛在變項之變異解釋量、組合信度與平均抽取變異量..... | 96  |
| 表 4-8  | 男生群組潛在變項對觀察變項的參數估計.....          | 96  |
| 表 4-9  | 男生群組觀察變項測量誤之估計參數.....            | 97  |
| 表 4-10 | 女生群組潛在變項之變異解釋量、組合信度與平均抽取變異量..... | 97  |
| 表 4-11 | 女生群組潛在變項對觀察變項的參數估計.....          | 98  |
| 表 4-12 | 女生群組觀察變項測量誤之估計參數.....            | 98  |
| 表 4-13 | 性別群組結構模型分析.....                  | 99  |
| 表 4-14 | 女生潛在變項間徑路係數.....                 | 102 |
| 表 4-15 | 男生潛在變項間徑路係數.....                 | 102 |
| 表 4-16 | 女生群組潛在變項效果值分析.....               | 103 |
| 表 4-17 | 男生學生潛在變項效果值分析.....               | 103 |
| 表 4-18 | 男生與女生文化資本作用理論模式適配度比較.....        | 104 |
| 表 4-19 | 「文化資本」中介效果適配度比較.....             | 105 |
| 表 4-20 | 「文化資本」中介效果之潛在變項解釋量.....          | 106 |
| 表 4-21 | 女生群組文化資本變項中介模式之潛在變項路徑參數.....     | 107 |
| 表 4-22 | 男性群組文化資本變項中介模式之潛在變項路徑參數.....     | 107 |
| 表 4-23 | 「習性」中介效果之適配度比較.....              | 110 |
| 表 4-24 | 「習性」中介效果之潛在變項解釋量.....            | 111 |
| 表 4-25 | 女生「習性」中介效果之潛在變項路徑參數值.....        | 112 |
| 表 4-26 | 男生「習性」中介效果之潛在變項路徑參數值.....        | 112 |
| 表 4-27 | 有無「教師知覺」之模式適配度比較.....            | 115 |
| 表 4-28 | 「教師知覺」中介效果之潛在變項解釋量.....          | 116 |

|        |                                     |     |
|--------|-------------------------------------|-----|
| 表 4-29 | 「文化資本」有無影響「教師知覺」之模式適配度比較.....       | 116 |
| 表 4-30 | 女生群組「文化資本」有無影響「教師知覺」之潛在變項路徑參數值..... | 117 |
| 表 4-31 | 男生群組「文化資本」有無影響「教師知覺」之潛在變項路徑參數值..... | 117 |
| 表 4-32 | 「習性」有無影響「教師知覺」之模式適配度比較.....         | 120 |
| 表 4-33 | 女生群組「習性」有無影響「教師知覺」之潛在變項路徑參數值.....   | 121 |
| 表 4-34 | 男生群組「習性」有無影響「教師知覺」之潛在變項路徑參數值.....   | 121 |
| 表 4-35 | 研究假設考驗結果一覽表.....                    | 124 |



# 第一章 緒論

關於教育如何成為社會階層化過程的一環，學界因其觀點的差異各有不同。研究者承襲法國學者 Bourdieu 有關文化資本理論的觀點，發現既有研究仍有不足之處，故為文進行本研究，並期望有益於台灣地區相關理論之探討。本章共分為四節，首節是探討研究緣起的「研究動機」，次節為預期達成之「研究目的與待答問題」，第三節是有關本次研究所持重要變項操作定義的「名詞釋義」，最後一節則是分析可能遭遇的研究限制與困難。

## 第一節 研究動機

教育，對許多開發中國家來說，常被認為是提升整體國家競爭力的重要手段，著名的教育經濟學者 Schultz (1960) 更疾呼要提升經濟發展，須重視人力資本的投資。教育，對於許多的教育思想家來說，教育更是一種人格的陶冶 (俞懿嫻, 2004)，學校教育所教授的知識，往往認為是具有價值的歷代文化精華，是維繫社會團結的重要工具。例如著名日本文學家大江健三郎 (陳保朱譯, 大江健三郎著, 2002) 在〈孩子為什麼要上學〉一書中有段話即寫道：「我們是因為繼承過去所有死掉孩子的語言(和其他東西)而學習，到學校去，是為讓我們代替那些孩子繼續活下去。只要用功唸書、累積經驗，把它伸展下去。現在的你，便會在你長大之後的身體裡活下去。而你背後的過去的人們，和在你前方的未來人們，也都會緊密連結著。」學校對於大江來說，或對更多人來說，是連接自己 and 社會的重要工具，到學校去的目的就是承繼過往，並且開創未來，延續人類的文明。

然而教育，對於許多孩子來說，似乎是一種束縛的機制。Willis (1977) 在其著名的〈Learn to Labor〉一書中，清楚地刻畫來自勞工階級的 lads 對學校規矩與知識的嘲諷與不滿，以及種種反學校文化的作為。甚至有時候教育像是一個分級包裝場，按照學生所屬的階級給予不同的訓練課程。Anyon (1981) 的〈Social

Class and School Knowledge> 非常清楚地指出，不同階級就讀的學校決定學校知識的性質，透過教師及學校有意無意的課程教學，進而傳遞了該階級的價值觀念。

教育，從來就不是價值中立。學生來到學校的時候，他們所學到或許是人類文明的重要遺產，但絕不是全部的菁華，學生學到的只是經過修剪、抽象化後的套裝知識(黃武雄，2003：69)，甚至是有利於某些階層的人士。Bernstein (1971) 認為家庭與學校使用的語言類型是導致學生在學校學習差異的主因。來自社經背景高的學生由於從小在家庭中即以學習到學校裡慣用的精緻型符碼(elaborated codes)，因此容易成功。但對來自底層的人來說，這些知識似乎是難以翻越的高牆。語言往往是一種文字抽象的普遍概念，缺乏直接的指涉具體事務，使有具體經驗但無抽象能力的人無法理解(黃武雄，2003：79)。於是，相同的語言，相同的教材與方法，擁有不同文化素養的兒童，所接收到的教育資源是不同的，因此形成一種“自然而然”“不同的淘汰原則”(趙惠鈴，1995：177)。

從文化的觀點言，學校有意識地發揮所謂的文化傳遞功能，但實際上卻落入一種無意識的文化支配型態(Bourdieu, 1967)。擁有這些文化優勢者，就像掌握一種文化資本，就像經濟競爭環境下的實體資本，在各種場域的競爭中具備競爭優勢，可以獲得更多資源，Bourdieu 在<The Inheritors>一書中，詳細地描述了法國的大學系統如何有利於有利階級進入就讀，因為這些家庭具有特有的文化條件，能夠提供更多符合大學入學的主觀期待(Bourdieu & Passeron, 1979：26)

Bourdieu 所提出的文化資本理論，精闢地分析社會結構與學校系統間的關係，確實有助於進一步分析教育機會不平等的形成原因，更讓吾人更清楚地看到家庭社經地位與教育間的連通關係，得以解釋為什麼來自高社經地位子女在學校容易獲得成功，教育為什麼不一定能夠促進階級流動。

自從 Bourdieu 提出文化資本的概念後，許多研究紛紛借用他的概念進行實徵分析，特別是探討文化資本與學業成就(或教育取得)的量化研究，一時蔚為風

潮，但文化資本卻未如眾人預期地那般神奇，可以充分解釋學業成就上的差距。Aschaffenburg 與 Mass (1997)、Criswold (1994)、DiMaggio (1982)、DiMaggio 與 Mohr(1985)、De Graaf、De Graaf 與 Kraaykamp(2000)、Kalmijn 和 Kraaykamp (1996)、Dumais (2002)、Palmer (2001)、Yamamoto 與 Brinton (2011)、Jæger (2011)、李文益與黃毅志 (2004)、林碧芳 (2009、2011)、巫有鎰 (2007)、陳順利 (2001)、蘇船利與黃毅志 (2009)、張芳全 (2006)、許崇憲 (2002)、王麗雲與游錦雲 (2005) 等人的研究都發現文化資本有助於提升學生的成績與教育取得(educational attainment)。McClay (2000)、Byun (2007)、Dumais (2002、2006)、Roscigno 與 Ainsworth-Darnell (1999)、Katsillis & Rubinson (1990)、周新富 (2008)、黃毅志 (1994) 等則不認為文化資本有助於提升教育成就。陳怡靖、鄭耀男 (2000：430) 雖然從統計數據確認文化資本對於教育年數的影響，但是影響的幅度實際上很有限。前述 DiMaggio (1982) 的研究也有類似的現象，雖然結果數據肯定文化資本的作用，廣義的文化資本變項 (包含高級文化、中產階級文化活動與文化興趣等) 對 11 年級的成績實際上只有 2.86% 的解釋力。綜合上述研究的結果顯示，當前使用文化資本的概念來解釋教育成就差異時，確實有其存在的問題。因此，研究者認為，若要將文化資本理論應用於台灣地區並分析其影響效果，實有必要針對當前文化資本理論與研究等問題進行探討。

在研究定義方面，Bourdieu 提出「文化資本」一辭是為了說明社會結構如何透過教育系統來維持，或是凸顯教育系統對社會結構型塑的角色，因此會隨著其需要而在內涵上有所增添。他雖然提出文化資本，卻沒有提供豐富的實徵研究證據，致使後人難以對此概念進行量化操作，僅能依自己對於 Bourdieu 理論的理解或現有的資料庫進行研究，以致人言言殊 (高宣揚，1991：69；Vryonides, 2007：870)。於是各家宣稱文化資本具有影響力的論述，容易變成各說各話的文字遊戲。對於了解文化資本內涵幫助較少，於解開文化資本如何在教育系統運作也不易釐清。Kingston (2001：89) 即評述當前各種文化資本的研究，是把太多的概

念加諸文化資本的大傘下，導致產生對於何種因素影響學業成功的解釋扭曲。國內曾有學者針對國內使用的文化資本的指標有過檢討性的反省，像是王麗雲與游錦雲（2005：10）提及當前國內文化資本的概念與具體操作內容需要重新處理。林碧芳（2011）也注意到各家對於文化資本對教育成就解釋不一而歸納是因為概念定義不同。然因研究重點的選擇，部份研究仍舊可能出現國外文獻直接移植的情況。

這樣的作法並非錯誤。但宰制資本的形式（dominance of specific forms of capital）應該對應不同的社會場域（social field）（Anheier, Gerhard, & Romo, 1995：863）。如研究中進一步考量資本存在的場域特質，應更能對文化資本的意義適切掌握。因此，研究者希望透過文獻探討與反思，重新思索文化資本的意涵，並探討適用於台灣地區的文化資本定義，且嘗試以統計方式對其解釋性進行研究，此為動機一。

在作用過程方面，文化資本的提出，最初是為了解釋控制經濟地位和社會出身後，來自有文化教養家庭的學生，為何能獲得較高的學術成功與展現不同的文化消費（Bourdieu & Wacquant, 1992：160）。故文化資本與收入未必有直接的關係，反而和職業類型的關係較為密切（Bourdieu, 1984：128-129）。然而無論是國內與國外的諸多量化研究，或許都受到來自美國社會學界中的地位取得研究（status attainment research）的影響（Lareau & Weininger, 2003），習慣把社經地位當成自變項，以文化資本為社會背景的中介變項，把學業成就當成依變項，進行迴歸分析。這樣的作法或許可以直接探討各種文化資本類型的影響力，卻可能喪失了 Bourdieu 的原意—探討具優勢身分者如何運用或如何透過資本轉換的過程取得文化資本。Lareau 與 Weininger（2003：582）並認為這樣的方式，無法詳盡論述包含在文化資本內的概念。也因此，Lareau（1987）以及 Weininger 與 Lareau（2003）改採用質性研究的方式，透過紮根研究的方式（grounded approach），探求屬於美國場域內的文化資本，並詳盡描述親師關係、家庭教養所形塑出的文化

資本如何影響子女的教育。國內也有如翟本瑞（2002）、陳珊華（2004）、鄭名惠（2007）、陳如涵（2011）等嘗試透過質性研究探討文化資本的作用。透過質性研究的成果可以發現，文化資本與學業成就間，其中牽扯家長的培育、學校與家庭的符應聯結、師生間的互動等。

由此可見，過去的量化研究顯然過於簡化，明顯忽略分析家庭與學校場域相互建構的過程。Kingston（2001）關於文化資本研究的批判裡即認為，有關家庭與學校內的過程需要更多資訊的獲得，是解決當前文化資本研究困境的關鍵點。特別是教師對學生表現的知覺與回饋部分，過去教育心理學界如 Rosenthal 與 Jacoson（1968）、Jussim（1989）早已發現良好的師生關係有助於學業成就，擁有文化資本是否有利於提高教師對學生的進而有利於學業成就更是研究文化資本效果不應被忽視的方向。因此，研究者肯定長久以來量化研究希望解開文化資本對學業成就影響力黑箱的努力，但更認為若要讓文化資本對學業成就影響的成果更具說服力，提出新的研究模式，納入家庭與學校的互動過程，並通過實際統計的驗證確實有其必要。此為動機二。

在理論內涵方面，結構與主體的辯證問題一向是社會學裡爭論的議題，Bourdieu 因其主張有利階級透過文化資本的傳遞再製有利地位的論點，也常被批評是結構決定論者（陳珊華，2006：382）。然此並非事實。Bourdieu（1984：171）認為只要弱勢階級者改變其原有知覺的基模系統（scheme）就可能促成階級流動。因此，批評者顯然是忽略 Bourdieu 理論中另外一項關鍵因素的重要性——習性（habitus）。習性在 Bourdieu 的理論中具有雙重角色，一方面扮演外在階級化的實踐作為，另外一面則是內在的知覺系統。瞭解個體的階級背景固然有利於探索個體的外在階級化實踐作為；但也唯有清楚個體的內在知覺系統，才能充分掌握個體全部的實踐作為，明白個體是如何看待資源與定位自己，讓文化資本的研究更為完整（Dumais, 2002）。因此，在文化資本研究如能納入習性變項，應該可以扭轉 Bourdieu 理論被批評缺乏個人能動性問題。

Dumais (2002) 是首位在文化資本研究納入習性概念，他清楚地揭示習性才是影響學業成就的主要因素。國內陳珊華 (2004) 的研究裡亦提及文化資本會影響學生的自我抱負。Devine (2004) 對高社經地位家長的訪談後則指出，父母對於上大學的期待與種種的教養作為會轉化為個體對自己的期望，進而影響子女的教育成就。國內有關教育抱負的量化文章鮮少有結合文化資本的概念，僅有張芳全 (2011) 進行過研究，研究發現文化資本會透過學習興趣影響學生自身的教育抱負，進而影響學業成就。但林碧芳 (2011) 以台灣教育長期資料庫為例，探討文化資本、學業動機與學習成就的關係，文章結論卻未發現文化資本與學習動機間有明顯關係。究竟文化資本與教育抱負間是否存在影響的關係，或是在傳遞文化資本作用與發揮效力上扮演的角色為何？就僅能收集到的國外文獻來看，也僅有 Dumais (2002) 的研究指出真正影響學生的學業成就的中介因素是學生對職業的期待，以及 Wildhagen (2009) 以結構方程模式驗證學生自身的教育期待才是中介文化資本對學業成就影響的關鍵路徑等兩篇文章。國內是否也是如此？還是有不同的結果呢？凡此種種，故研究者認為有關習性、文化資本與學業成就的關係值得進一步探討。此為動機三。

在影響對象方面，文化資本理論作為一種解釋階級再製過程的論點，確實引起許多學者競相投入研究，然依當前的成果來看，文化資本在男女生間的作用效果並不同，因此，文化資本對學業的影響是否為一普世的準則不無爭議。

DiMaggio (1982) 的研究結果發現，文化資本在不同性別與階級的作用力均有差別。Dumais (2002) 的研究則指出女性的成績較男性更容易受到文化資本的影響。陳曉佳 (2004) 分析 TEPS 第一波國中資料後則認為女性的文化資本累積超過男生。姜信彰 (2010) 則分析 TEPS 第一波高中資料後，舉出女性在形體化文化資本中的自我教化程度高於男性，男性則是學習態度優於女性。盧淑華 (2007) 探討 TEPS 三波國中資料，發現女性的學生文化資本很高，但卻無法影響學業成就；男性則會對學業成就產生影響。吳悅如 (2009) 以宜蘭縣學生為例，

探討文化資本對學習態度與學習成就的影響，也得到不同性別在文化資本方面有顯著差異的結論。按上述的研究結果，研究者認為，為釐清文化資本理論的適用性，有必要針對不同性別進行比較分析。此為動機四。

## 第二節 研究目的與待答問題

### 壹、研究目的

基於前述四個動機，研究者認為如果能結合理論及過去研究的成果，比較不同模式的優劣性，進而找出文化資本作用路徑的合宜解釋，相信應對於台灣地區的文化資本研究有相當的助益。故，本研究之研究目的如下：

- 一、討論台灣地區文化資本、習性與學業成就間的關係。
- 二、分析台灣地區文化資本對學業成就的影響模式適用性的性別差異
- 三、歸納台灣地區文化資本對學業成就的影響模式與情況

### 貳、待答問題

- 一、目的一：討論台灣地區文化資本、習性與學業成就間的關係
  - (一) 文化資本是否會直接影響學業成就？
  - (二) 文化資本是否會透過教師知覺間接影響學業成就？
  - (三) 習性是否會直接影響影響教育抱負？
  - (四) 習性是否會透過教師知覺間接影響學業成就？
  - (五) 文化資本與習性，何者是影響學業成就高低的主要因素？
- 二、目的二：分析台灣地區文化資本對學業成就的影響適用性的性別差異
  - (一) 文化資本對學業成就的影響路徑模式，在不同性別間是否有差異？
- 三、目的三：歸納台灣地區文化資本對學業成就的影響模式與情況
  - (一) 文化資本對學業成就的影響路徑模式為何？

### 第三節 名詞釋義

#### 壹、習性

習性是各群體或階級所生存的客觀物質環境結構，透過長時間的教誨（*inculcate*）逐漸形成的性格傾向，並會影響個體對外在世界的期望與作為（*Bourdieu, 1977b: 77*）。據此，本研究參酌 *Dumais (2002)* 與林信吉（2010）的見解，將習性定義為教育抱負（屬個人內在的結構中的知覺系統），是種學生對自己當前與未來教育成就的一種心理企求，對未來個人發展方向與各項資源的使用具有決定性因素。教育抱負又可以分成兩個部分，一個是個人主觀對於未來教育取得的期望，另一則是個人當下對於自己成績高低的企圖。

#### 貳、文化資本

文化資本是種有利於文化場域競逐的因素，為文化場域中各參與者競逐的對象，也是競逐力量的憑藉。根據 *Bourdieu (1986: 243-248)* 的分析，文化資本的形式可以分成內在形體化（*embodied*）資本、實體化（*objectified*）資本和制度化（*institutionalized*）資本三種。內在形體化資本，是一種家庭內長久以來對於文化活動的培育後所形成之內在性格趨向；實體化資本則是家中具體可見的繪畫、書籍等文化產品；制度性資本則是一種文憑與學歷證明。然而由於本研究的對象主要係國中學生，尚未有文憑之差異，因此本文所指稱之文化資本，比較屬於前面兩類。此外考量文化資本須兼顧場域差異的特性，本文另依據王麗雲與游錦雲（2005）的研究，將才藝補習也納入文化資本探討的範疇。

#### 參、教師知覺

教師知覺是指教師對於學生表現的一種客觀性評估，擁有良好的教師知覺將有助於改進師生關係。此變項在實際操作時，主要採用 TEPS 有關國中評量問

卷裡，國、英、數三科的教師對於學生在學校各種表現的評價作為教師知覺變項的內涵，包含跟上進度與否、用功程度、作業表現，以及主動發問和回答問題情況等四項題目的分數加總，分數越高代表教師知覺越高。



## 第四節 研究範圍與研究限制

### 壹、研究範圍

本研究預計採取結構方程模式 (SEM)，對台灣地區的文化資本作用機制進行分析。因此研究範圍上限定於台灣地區，並擬以台灣教育長期資料庫 (TEPS) 中第一波與第三波的國中資料進行分析。以 TEPS 的資料進行分析有幾點好處：

#### 一、樣本數量且具代表性

TEPS 的取樣遍及全台，樣本總數約達 2 萬多筆，且避免偏重都市或鄉村地區，因此樣本具有全國代表性。

#### 二、關聯式設計有助於串連了解

TEPS 的問卷是以學生為中心，並擴大調查其所屬家長、教師與學校。因此，透過學生的代碼串聯其他成員問卷，不僅有利了解在所屬時空背景下，不同成員對於學生產生的影響，更有助於解釋文化資本作用機制的運作。

#### 三、各項能力測驗的信效度佳，可有效分析不同變項對學業能力的影響

TEPS 採用多種類型能力分析組合，包含數學與數字型能力、一般分析能力與綜合分析能力等，其信效度有一定的水準，可涵蓋學生能力的多樣性。且其題目設計非抄自既有教材，可以擺脫記憶背誦的效應，用以測量類似文化資本此類須長期培養的特性至為恰當。

#### 四、能進行研究結果的對話與討論

TEPS 為國內重要的教育研究資料庫，目前已有多篇文化資本研究均以此作為資料來源。因此，如以 TEPS 作為研究資料來源，其結果將能與國內的研究進行對話與討論，於深化國內文化資本研究將有明顯價值。

## 貳、研究限制

### 一、理念意涵與實質測驗間落差

使用次級資料庫，固然有著便利、樣本數具代表性的好處，但是於實際測量指標的建構上，難免會受到既有題項設計的羈絆。TEPS 的問卷設計或有考量到文化項目的詢問，但是其本意並非專用於文化資本的調查，難免會有疏漏不全的問題。再加上文化資本的意涵本身即有含糊不清的問題，且內在形體化資本是一種偏向個人氣質性內涵，不易測量，因此要在現有題項中找到能夠適切反映構念的題項並不是件容易的事。因此，理念意涵和實質測量間的落差，是本研究必須面臨的研究限制。

### 二、操作性定義的侷限性

習性為一種長時間培育的性格傾向；教師知覺則為教師對於學生整體表現的理解。兩者包含的範圍極廣。本研究因選用次級資料庫的緣故，操作性定義受限於題項，未必能涵括較為完整的面向，在習性部份，僅有學生對未來教育取得的向度，缺乏有關未來職業或生活態度的部分；教師知覺則偏向上課發問、作業繳交等課業學習面向，較無非課業向度的部分。因此於未來研究結果詮釋時，難免可能產生解釋上的限制

## 第二章 文獻探討

為了解 Bourdieu 相關理論內涵，俾以建構後續研究的架構，本章各節旨在了解本理論之立論視角，分析其相關理論主張，與探究過去應用該理論的相關研究，並針對研究成果做綜合評析，以找出可行之研究方向與模式。分述如後。

### 第一節 教育與社會階層化理論發展與文化資本理論定位

文化資本理論是當前解釋教育與社會階層流動的重要理論視角。為了解本理論在社會學界的理論定位，本節首先將簡述社會階層理論的發展脈絡，其次將探討文化資本理論在此過程的位置及價值。

#### 壹、社會階層與社會流動理論的發展脈絡

##### 一、結構功能論與衝突論的路線之爭

在任何類型的社會裡，不平等現象的存在始終是個問題，無論採取何種政策，總還是會有某一群人或是家庭掌握比較多的權力、聲望或是一些有利的資源（Grusky, 2005）。關於社會階層的形成，社會學界向有結構功能學派與衝突學派的路線之爭。

結構功能學派認為不平等是滿足社會需求下的功能發揮。此論述源於法國的 Durkheim。在他的〈社會分工論〉（The Division of Labor in Society）中，他從道德角色來思索分工，認為分工是強化彼此的相互依賴性，也就是有機連帶（organic solidarity），讓社會統整與穩定（Durkheim 著，渠東譯，2004）。後續的美國學者 Davis 與 Moore（1945）在 Durkheim 的基礎上，進一步闡述社會階層化的原則與必要性，認為社會的功能在於如何安排不同人進入不同的社會位置，並且引導他們恰如其分的發揮該職務的責任。然而由於社會上各職務功能以及相對稀少性不同，某些職務需要更多訓練與才能，為讓具有才能的人有足夠的動機與誘因接受長期訓練，因而形成職務間的聲望與報酬的差異，也形成社會階層化與不平等的

動力來源 (Davis & Moore, 1945 : 242-244)。學校教育在此過程中，即是扮演社會化與人力分配的角色，一方面社會化個體有關社會的價值與能力，另一方面則是根據學習的成果，決定誰能升入何種學校以及何種職業地位 (Parson, 1964 : 435)。

衝突學派學者則認為不平等並非一種功能，而是源自社會中個人與次團體爭奪供應不足的財貨、享受、特權與報酬的結果 (Matras 著，李明譯，1990 : 31)，反映差異階級間物質與文化上的「支配-順從」關係 (McLaren, 1989 : 171)，而支配者與受支配者間的宰制關係就是社會衝突的起源，也是社會學研究焦點 (Dahrendorf, 1958)。透過分析權力關係，探討支配與服從、領袖與群眾、統治與被統治、內團體與外團體、會員與非會員等問題 (蔡文輝，1990 : 257)。該學派學者認為，隨著經濟與結構的變遷，各團體、組織、階層都會設法影響權力分派的總體過程(marco process)，使各地位水準的位置及工作機會產生變動，並有利於自己，是以能被准予進入該地位群體者，往往是具備為團體認可的文憑 (credential)，也就是獲得具控制權者認為適當的團體或是類別的成員 (Collins, 1979)。在此情形下，學校教育往往被認為是促成分級現象的推手，揀選符合優勢階級價值認可的人選。

綜觀上述兩種理論，兩者各有優點和缺點，結構功能論主要著眼強調社會的整合與制度的創建，但忽略制度形成的權力運作過程；衝突論則是強調制度的背後，存在權力運作的關係，但卻對社會如何進整合運作，以及受宰制者如何願意甘心接受此種安排避而不談。然而無論是功能論或是衝突論，教育在此過程中，均被視為是扮演促進社會形構的推動力。在功能論來說，教育被認為是社會分工的人力訓練師與篩選指標，但在衝突論中卻被認為是既得利益者為維持權力的門檻與控制工具。

## 二、從理論到實證研究--地位取得研究、威斯康辛學派與衝突論的分析

### (一) 地位取得研究

當學界陷於衝突論與結構功能論的理論之爭時，著名的美國學者 Blau 與 Duncan (1967) 把焦點轉移到社會流動(social mobility)。這樣的取向是在承認社會階層存在的事實前提下，把社會公平與否的論爭轉移到階層流動的存在與幅度。在他們在合著的〈美國的職業結構〉(The American Occupational Structure)中，採用統計分析探討美國人民在教育、職業方面受其社會出身，也就是父親的教育與職業的影響（見圖 2-1）(Blau & Duncan, 1967)。根據研究結果，父親的教育程度對兒子的第一份工作及目前的職業地位沒有直接影響，但會透過父親的職業和兒子的教育程度產生間接作用。

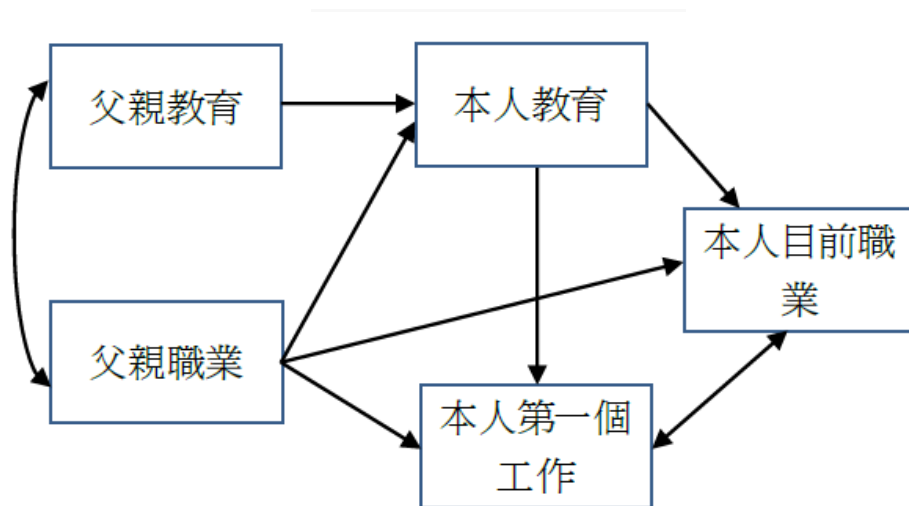


圖2-1 Blau 與 Duncan 的模式

資料來源：出自 Blau & Duncan (1967)。

Blau 與 Duncan 研究引發許多討論，也開創後人所稱的「地位取得研究(status attainment research)」(許嘉猷，1992：197)。其中最受眾人矚目的就是在此過程裡教育功效的驗證。教育在促進社會流動中確實扮演重要的角色，以美國為例的分析，美國社會是一個相當開放的社會，家庭背景因素以外的因素對職業成就的影響，遠大於家庭背景的影響。

也由於受到 Blau 與 Duncan (1967) 的研究鼓舞，某些自由主義學者與主張廢除教育升學障礙的政策多樂觀地認為，當社會越走向工業化的時候，由於職業越臻分化，無法再如同過去的農業時代由家庭直接供給所需之人力，因此必須仰賴教育制度提供人才訓練，生產關係不再是個人出身背景的延伸，所依據的規則是一種功績主義(meritocracy)的觀點，也就是人才選拔和獎賞係依據個人才智能力的競爭，且由於教育的擴張與改革，家庭社經背景對於子女的影響力會逐漸弱化 (蔡淑鈴，2004； Treiman, 1977)。

## (二) 威斯康辛學派

Blau 與 Duncan (1967) 的研究帶來巨大的迴響，然部分學者認為其變項設計與其間的關係缺乏因果理論的說明，因此他們嘗試將心理變項的因素納入模型之中 (Sewell & Haller & Portes, 1969：83)，這些學者後來被統稱為威斯康辛學派 (Wisconsin model) (參見圖 2-2)。從圖中可以明確發現，本模式除了含有既有的社經地位之外，還納入了心理與社會心理變項，包括個體的心理能力、個人內在的職業與教育期望、重要他人影響等。其中影響整體模式的關鍵在於重要他人—家長、教師與同儕—的角色，一方面受到家庭社經地位的直接影響與觀察者個人心智能力表現的間接影響，另一方面則是再將影響力傳遞給個人的教育期望與職業期望，進一步影響個人的教育取得與職業取得。

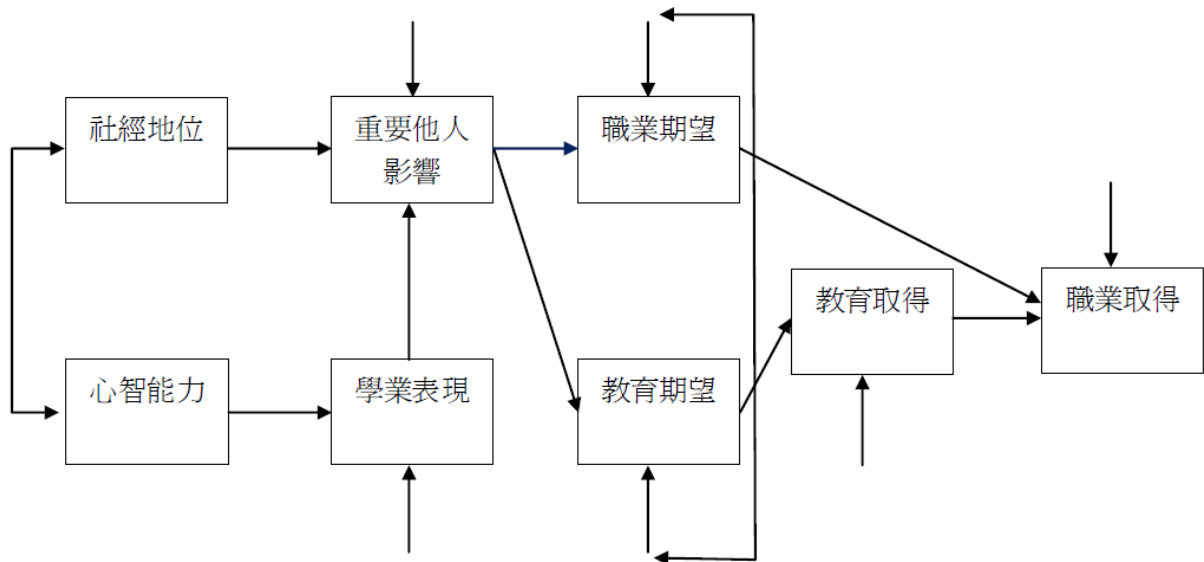


圖2-2 威斯康辛模式

資料來源：出自 Sewell, Haller & Portes (1969: 85)。

### (三) 衝突學派

無論是 Blau 與 Duncan (1967)，或是後來的威斯康辛學派，其模型的主軸多半置於流動現象的分析，至多是增加內在心理變項因素，對於既有社會的權力關係均避而不談（許嘉猷，1992：212）。這樣的現象也引發部分衝突論學者的質疑，開始嘗試將權力關係納入地位取得模型進行分析，其結果與地位取得模型的結論很不相同。Wright 與 Perrone (1977) 發現在控制職業地位、年紀、工作年資、性別或族群後，階級與教育、收入間仍有明確的關係，且教育回饋對經理階級的效果要高於對勞工階級。另兩名學者 Robinson 和 Kelley (1979) 則發現納入 Marx 和 Dahrendorf 的階級概念於 Blau 與 Duncan 模式中，可以增加將近一半

的解釋力，且在英國存在兩種不同的階層運作規則，一種是比較傾向傳統的生產和權威擁有繼承，而有高教育與高職業地位父母的子女，比較容易取得較高的教育與職業地位。由衝突論學者的實徵分析來看，教育在回饋其未來方面確實有其功效，功效則偏好於有利階級。以此觀之，教育並非社會流動的化學促進劑，卻似協助社會階層穩固的黏著劑。

綜觀上論，傳統的功能論和衝突論的紙上理論之爭，此時已開始轉向實徵研究結果的論辯。然而有關教育在社會建構的角色仍然是南轅北轍。Blau 與 Duncan (1967) 將焦點轉移至階層流動，發現美國社會存在社會流動現象，也強化教育與擴張教育政策的正當性。然而其缺乏理論支持與因果關係說明，引發威斯康辛學派將心理因素納入模式，發現心理因素在地位取得過程中的關鍵重要性與重要他人(如教師、同儕)在教育期望與職業期望過程中的角色。衝突論者則認為既有研究未能釐清既有社會的權力關係，僅分析教育對於地位取得的促進效果，未能考量教育在社經地位上的傳承效應，因此將權力關係納入分析，發現教育效果確實存在階級差異現象。

## 貳、從現象描述到原因分析

1970 年代的社會階層研究趨勢已經逐漸發現教育在階層形塑與流動的重要性，並且開始產生許多對於社經地位影響教育取得與職業取得的量化模式。然而這些研究多關注鉅觀的社會結構變化現象，未能解釋為什麼不同階級家庭的子女會有不同的教育目標 (Persell, 1977)。因此，當前的研究趨勢有逐漸從現象描述轉向微觀過程的探討 (Breen & Jonsson, 2006)，由純粹檢視社會結構轉向社會結構與教育間的相互生成關係研究。歸納當前解釋方向主要有三，一個是直接再製理論與課程社會學的研究，例如 Bowles 與 Gintis (1976)、Anyon (1981) 等，其次是植基於 Bondon (1973) 所發展出來的理性選擇學派，另一則是 Bourdieu (1977a) 所提出的文化資本理論。以下即就三個理論分別進行分析。

## 一、直接再製理論與課程社會學的研究

教育做為一個被賦予可促進社會流動的期望角色，「為何教育的大餅無論有多大，還是按照不對等的比例分隔給不同階層的享用？」(蔡淑鈴，2004：59)關於這個問題的答案，Bowles 與 Gintis (1976：48) 直指問題根源出在教育體系本質上服務於經濟不平等再製過程。透過分析資本主義社會的運作邏輯與學校生活的概況，兩位學者發現兩者間有高度的符應性(correspondence)，管理階層與教師、教師和學生間的關係複製工作場合的勞動力階層分工，學生對其課程的控制程度可比擬工廠工人與其工作之間的關係；學校的獎勵系統相似於工廠薪資與恐懼失業的角色；工作的分割片斷化就好比學術知識的分科與專門化；中學被嚴密監控與大學的自主管理等管理規則差異，相近於低階勞工與白領階級的行為差異 (Bowles & Gintis, 1976：12)。兩位學者的研究被稱為直接再製論，教育過程直接再製資本主義社會的運作邏輯。

雖然 Bowles 與 Gintis (1976) 的論點有過度簡化學校角色的問題，然本理論揭發學校內部的生活與社會結構對應的關係，卻也引發課程社會學者對於學校正式生活、潛在課程與經濟社會運作邏輯的分析。Anyon (1981) 即是一個典型的代表，他分析不同階級就讀的學校與其內部生活後發現，雖然表面上大家具有相同的正式課程，然而階級卻會決定學校知識的性質，透過教師及學校有意無意的課程教學，進而傳遞了某種價值觀念。勞工階級學校缺乏較抽象的知識探討，主要教授片段的事實學習與服從的規則；中產階級學校較為重視知識的內容與用途，強調知識可用以獲得好成績、好工作與好學校，但是缺乏個人探索性；富裕專業身分者的學校強調知識的概念性，重視探索與知識的個人意義追尋；決策菁英的學校，追求卓越是其課程主軸，學校知識非常具有學術性與知識性，重視好的思考原則，強調學生需具有理性與推理能力。

## 二、理性選擇學派

直接再製理論與課程社會學者，某種程度來說，是把教育的結果差異歸咎於

外在的因素。然而從個人主義(individualism)出發的學者多認為，強調教育選擇是不同階層的人面對自身所處的社會情境(social position)時，權衡利弊得失後所做出的理性算計。Boudon (1973) 是最早提出此論點的人，他在分析教育機會不均等議題(inequality of educational opportunity, 簡稱 IEO)時，提出初級效果(primary effect)與次級效果(secondary effect)等兩種可能影響因素，初級效果主要指的就是社經背景導致的文化的不均等(cultural inequality)，次級效果則是面對選擇時的成本效益算計(evaluation of costs and benefits)。而經由統計分析結果，他認為雖然文化理論確實能夠一部分的 IEO，例如學習成就，但是影響更大的卻是次級效果 (Boudon, 1973: 30)，因為後者關係著選擇的可能性。Boudon 的引發部分學者的關注，也促使 Goldthorpe (1998) 發展出社會學的理性行動理論(rational action theory)，然而其理論經部份學者檢證的結果卻不如預期，如 Werfhorst 與 Hofstede (2007) 分析資料後發現，影響學校教育成效的主因是文化資本而非次級效果。Nash (2006) 則主張教育資源不均時，代間的入學不平等主要是透過初級效果而非次級效果，並認為理性選擇學派忽略文化偏好的影響。

### 三、文化資本理論

理性選擇學派主要從個人角度出發，另一派的學者則是從結構的角度觀點，強調教育和社會結構之間的關連性，這一派被稱為文化再製理論(cultural reproduction theory) (蔡淑鈴，2004: 59; 譚光鼎，1998: 26)。社會學者很早就開始注意教育機構的文化議題，如 Becker (1952) 描述教師在面對不同階級的學生時，由於文化的差異，促使教師產生對弱勢階級學生的不公平對待，又 Willis (1977) 強調學校確實存在不同於 lads 的文化，且對 lads 所屬的工人階級形成一種壓迫，但 Willis 樂觀地認為 lad 具有文化穿透(cultural penetration) 的能力並能進行文化創造。但真正讓文化再製理論發揚光大的是 Bourdieu 所提出的文化資本(cultural capital) 的概念。Bourdieu (1977a、1977b) 不僅提出習性觀點，用以詮釋個人階級與內在心理的文化偏好，更運用資本(capital) 的概念來分析

文化在複製既有權力結構上的工具性角色，強調教育機構本身隱含文化獨斷作為 (cultural arbitrary)，擁有權力者具有文化資本，因而能掌握教育過程中的文化財貨(cultural good)，且透過洞悉學校文化獨斷作為的運作規則，獲得好成績與老師的青睞，從而維繫其既得利益。

研究者認為文化資本理論相較於直接再製理論、課程社會學與理性選擇理論來說，其理論解釋不僅有微觀的個人文化偏好層面，也兼顧鉅觀的結構再製的問題。而且透過對於個人階級生活及家庭內教養行為的描述、學校與家庭內的價值行為接合的探討 (Lareau, 1989；張建成、陳珊華，2006)，清楚詮釋社會結構的權力傳遞，以及中上階級如何透過習性、資本等這些來自家庭內的產物在學校機構取得優勢，對照 Blau 與 Duncan(1967)的地位取得理論、Sewell 的威斯康辛學派，以及 Wright 與 Perrone (1977) 等衝突學派的研究，更能夠說明教育在整體社會階級形塑過程的角色，也容易明白教育為何無法促進均等理念的實現。因為教育系統本身即隱含某種立場，有利於權力階級的發展，好壞的評判標準，用 Bourdieu 與 Passeron (1977：4-5) 的術語來說，就是一種象徵暴力 (symbolic violence)，是每一個掌權者用以賦予意義，正當化權力關係的工具。

### 參、本節小結

社會階層與社會流動的議題是一種立場與理論差異的論辯，結構功能論和衝突論各有其分析的重點。前者強調制度的功能性，後者則重視制度背後的權力運作分析。來自美國 Blau 與 Duncan (1967) 則另闢歧徑，從分析代間的職業流動來探討公平性的議題，讓教育在社會流動中的角色開始為人重視，引發後續的研究如威斯康辛學派、衝突論等。當前對於教育在社會階層化的研究，已逐漸由現象描述轉而變成原因探討，代表理論取徑主要有直接再製理論與課程社會學研究、理性選擇學派與文化資本論。其中，文化資本理論似乎比較能夠整全性的說明不均等現象產生的原因。

## 第二節 Bourdieu 的文化資本理論

從前節的分析可以清楚看出文化資本理論的角色定位與重要性。以下則繼續針對文化資本理論進行更詳盡的分析與探討。

### 壹、資本與文化資本的意涵

#### 一、資本的概念與內容

社會如何改變與維持，是 Bourdieu 不斷思索的問題。他認為社會是歷史積累的結果，不能如符號互動論的觀點，化約成兩獨立個體在瞬間的機械式交換。為此，他引用經濟學有關資本的概念，強調社會的變動應該探討資本的有無、積累和效果（Bourdieu, 1986：241）。

對他而言，資本是勞動的產物，且是社會物理學（social physics）的能量來源（Bourdieu & Wacquant, 1992：118），可為個人或群體所占用，使他們持續獲取具體的勞動或物質等等能量（Bourdieu, 1986：241）。然而這樣資源並非普遍平等地共享，而是稀少且具有排他性，因此對於資本的分配構成了社會結構的關係（Bourdieu, 1986：242），例如擁有教授身分與助理教授身分在學校場域內的地位不同，即源於一種社會認可的權威多寡差異；而擁有這樣的權威與否，往往構成了有無權力分配與占用屬於大學場域的資源。

前述的理念並非 Bourdieu 所獨創，傳統馬克思主義（Maxism）的觀念即有這樣的看法。然而不同於後者的是 Bourdieu 擴大了資本的內涵，他眼中的資本除了物質層面，還包含那些看不到、摸不著的內在層面與文化層面，例如品味、藝術、教育、人際關係等。會有這樣的思維，與他採取場域的概念來分析人類行為有密切的關係。他認為經濟只是人類競爭的場域之一，同時還存在其他諸如科學、文化、政治和宗教等領域，但各場域運作的邏輯卻仍然依循著經濟市場的邏輯，目的都是為了爭奪資本和極大化利益（Thompson, 1991：15； Bourdieu, 1986：242）透過場域的競逐過程，資本可以維持、累積和擴大，也可以再製資本本身

(Bourdieu, 1986: 241)。但並非所有的資產都是資本。資本與場域之間乃是處於一種詮釋循環 (hermeneutic circle) 的過程，為建構場域，必須要找出場域中運作的特定資本，而為了發現資本，又必定要了解場域的特定邏輯 (Bourdieu & Wacquant, 1992: 108)。因此，資本無法存在和發揮功能於場域之外 (Bourdieu & Wacquant, 1992: 101)。場域就像個市場，市場有其自身的邏輯，符合市場邏輯的資產才能夠被視為是資本，也才能夠發揮其社會能量的效用，對實踐作為產生影響 (Bourdieu, 1984: 113)。舉例來說，人擁有某些文化產品，但是這並不意味著這些文化產品等同於文化資本，在文化場域的競逐裡，重點在於能否擁有內在的欣賞的能力 (Bourdieu, 1984: 247)，唯有掌握內在欣賞的能力，文化產品才有可能被轉化為文化資本，並在文化場域內具備競爭力。因此，研究者認為引述 Bourdieu 的資本的概念時必須注意，他的資本概念不是一個獨存的概念，必須搭配場域才能更為正確理解，不能直指某人擁有多少文化資本。符合場域邏輯的資產才是資本，也唯有資本才能增強競逐的強度以及獲取利益 (Bourdieu, 1984)。

因為 Bourdieu 採取場域與資本相互詮釋的做法，讓他習慣在分析場域時，因應不同的證據，提出不同的資本類型，例如〈教育、社會與文化中的再製〉(Reproduction In Education, Society and Culture) 一書中，他即曾使用過象徵資本 (symbolic capital)、語言資本 (Bourdieu & Passeron, 1977)。但他 (1984: 114; 1986) 從實際生存的現實環境狀況分析，歸納這些權力者的使用的資本可分成以下三類：

#### (一) 經濟資本 (economic capital)

主要指財產權或是其他可直接轉換成金錢的形式存在。經濟資本是所有資本的基礎，在實際運作中，可以轉換為其他資本。

#### (二) 社會資本 (social capital)

主要是指因社會關係所帶的潛在和實際的資源，通常是以身分地位

(nobility) 的形式存在，例如某某家族、某學校畢業生或是某聚會等。透過這種在身分地位的相近性，這一群人彼此緊密連結，彼此分享物理與社會空間，甚至進行象徵或是物質的交換。也因為這樣的交換和分享行為，其關係得以更加穩固。

### (三) 文化資本

文化資本是 Bourdieu 分析的三種資本當中，最不容易被觀察，但卻也是被探討最多的一種。形式非常多樣，從個體內在的氣質特性、讀書習慣、審美品味，到外在的學識文憑，都是文化資本的一種。此種資本通常是透過家庭內傳遞，常給人一種“天份”的錯覺，忽略任何內在或外顯的表現，實際上都是家庭長期努力的效果展現。但卻也因為此種無意識的天份認可，再加上教育系統的保障，使得這種源自於社會地位的資本差異被持續延續，進而促成社會結構的再製。



## 二、文化資本的意涵

雖然 Bourdieu 提出的資本種類有差異，但這並非意指資本間具有相互排斥性。也就是具備文化資本不必然一定不具備經濟資本。此種資本多樣的情形，純粹是 Bourdieu 為了解釋不同場域的運作現象所需。但為了凸顯文化在社會結構再製過程中的獨立角色，他論述最多的是文化資本。會有這樣的思維，主要是他參考 Weber 的地位群體(status group)概念而來。

根據 Weber (1978) 的想法，地位群體主要是在當經濟發展過程由快速開始減速時，逐漸發展形成，並以生活方式 (style of life) 做為區隔，並擁有一些地位特權和地位象徵 (status symbol) 以顯示其獨特性與排他的封閉性。這樣的封閉的地位群體關係有利於獨占分配利益與繼承這樣權利，特別是在一些文化或財貨物品與機會上 (Weber, 1978)。因此，文化也可能形成一種社會階層區隔的劃分。

意識到文化實踐與其不斷的再製 (reproduction) 已成為當代社會運作的基本動力，Bourdieu 開始以文化作為研究的焦點 (高宣揚，2002：28-29)。然而不同於人類學家陷於文化是一種適應系統 (culture as adaptation systems) 或是概念系統 (culture as ideational systems) (Ost & Ost, 1988:50; Keesing 著，于嘉雲、張恭啟等譯,1980：203) 的爭論，他認為無論文化是內在的認知結構，或是外在的產物，都有所偏廢 (高宣揚，2002：28-120)。因為，長久以來，人類創造出文化，然而伴隨著文化發展的複雜性越來越高，文化相對於人來說，也逐漸形成一個自主性的領域，具有雙重的運作結構性，一方面人從勞動的過程裡，不斷產生文化，如語言、行為等，形成被建構的建構 (structured structures)，然而另外一方面這種文化又形成建構化的建構 (structuring structures)，成為人擷取和建構外在客觀世界的工具，(高宣揚，1998：915)。因此，文化可以說既是內在的認知模式，卻也是外在的產物，兩者難以截然二分。也因此，Bourdieu 對於「文化」一辭並沒有給予明確的定義，他所指稱的文化是相當廣義的，舉凡參觀美術館與博物館、報紙電視等傳播媒體、休閒活動等都算是文化 (Bonnewitz 著，孫智綺譯，2002；Bourdieu, 1984)。對 Bourdieu 來說，重要的不是人生產了什麼文化產品，而是文化再製的運作邏輯 (高宣揚，2002：29)。

文化，是人類生存能力和生存意向在在生活過程中的表現型態，也是人的本性與內在本能的自然展現，因此文化的再製是不可避免的 (高宣揚，2002：54)。然 Bourdieu 發現，所謂的文化再製，不單純是把上一代的文化精華或創造的總和傳遞給下一代。文化並非一種普世的美學 (universal aesthetic)，而是經過後天的培養、學習或是繼承 (Bourdieu & Wacquant, 1992：87-88)，如 Bourdieu 對於法國的調查可以看出，不同身分的人在許多文化的活動與習慣上都有不同，教師就比工廠領班要常去逛博物館、聽古典音樂、畫廊等 (Bourdieu, 1977a：498)。

文化品味差異，表象是個人對於文化產品和喜好的不同，然而事實卻往往和個人的受教育程度的高低、社會出身 (social origin) 有很大的關係 (Bourdieu,

1984)。不同的社會群體由於過去生活、陶冶與教養的不同，形成對於文化認知結構與態度的差異，也就是一種習性 (habitus)，並在生活中無意識地實踐這樣的習性。當這樣的差異習性，變成文化場域的鬥爭且與既有社會權力結構掛勾時，文化就不單純只是文化，而變成社會區隔 (social distinction) 的工具，並合理化社會差異 (Bourdieu, 1984)。某些社會權力集團及其社會成員通過在文化領域的象徵鬥爭 (symbolic struggle)，取得象徵暴力 (symbolic violence)<sup>1</sup>，並利用某些文化再製的機制 (如教育系統)，將象徵暴力作為統治的工具，持續既有的社會秩序 (高宣揚, 2002: 120; Bourdieu & Passeron, 1977; Bourdieu & Wacquant, 1992: 13)。

因此，看待文化不能只是從文明傳遞的觀點，必須把文化本身也看成一個文化場域，一個差異社會群體的權力在其中競逐的空間，擁有文化資本與否會影響競逐的能量。具有權力和資本者希望透過文化資本維持既有的權力結構，缺乏權力者和資本者則希望翻轉既有權力結構，獲取更多的資本。

## 貳、文化資本的形式、可轉換性與耗損風險

### 一、文化資本的形式

根據 Bourdieu (1986: 243-248) 的探討，文化資本的形式大致可以分成內在形體化 (embodied)、實體化 (objectified) 和制度化 (institutionalized) 三種。內在形體化的形式，主要泛指一種蘊含於心靈或身體中，持久性的一種性格傾向 (disposition)；實體化的形式，相較於前者，則是具體可見的物質，像是繪畫、書籍；制度化的形式則是探討一種制度性的設計，讓文化資本成為保障既得利益的工具，例如教育文憑。以下即就其內容進行說明：

#### (一) 內在形體化

內在形體化的文化資本通常是以文化、教養或是心靈形塑的形式出現。因此

---

<sup>1</sup> Bourdieu 使用 field 一辭

不是馬上投資即可見效，而需要長時間的教誨勞動加上投資者個人的付出。且此種文化資本的投資，不可簡化為只是多少教育的時間或是種類的數字管理。內在形體化的文化資本獲得，主要是來自於根據對學術市場的評估，而在家中實行的價值觀教養，包含正面與負面的價值。

經歷個體的社會化經歷，特別是幼年時期，家長與家庭內不明顯與無意識的傳遞來進行。所以內在形體化的文化資本常常與個體所屬的階級有很大的關係。階級不同，教養的方式有異，隨著時間推移，逐漸形成個人的習性，主導著個體的認知模式。也正因此種家長—子女間的垂直傳遞（hereditary transmission）的特性，而不容易審查與控制，常常被誤以為是個人的內在能力，形成一種符號資本（symbolic capital），忽略階級在形塑差異的關鍵性角色，讓既存的文化得利者可以這種符號邏輯的建構捍衛物質和符號的利益（Bourdieu, 1986：244-245）。

## （二）實體化

實體化的文化資本是指那些與內在形體化文化資本有關的財產，例如文學作品、繪畫、不朽的作品或器具等。這類文化資本的擁有，展現個體在文化產品的消費，也有利於內在形體化文化資本的培養。但是不是擁有這類文化產品就等於是取得文化資本，倘若個體無法具有鑑賞的內在形體化文化資本，這些文化產品也只不過就是文化產品，無法轉換成利益與促成文化資本的累積。因此，唯有那些可以被轉化為內在形體化形式的實體化物質，才是實體化的文化資本。個人擁有文化財貨（cultural goods）與否只是一種經濟資本的展現，但是如何能夠佔有物質的符號意義則是文化資本的層面（Bourdieu, 1986：247）。

## （三）制度化

學術文憑（academic qualification）是文化資本的制度化形式。人們相信具有文憑就是具有文化能力，並在一種集體魔力的（collective magic）的氛圍下，透過創造競爭激烈的入學考試，對考試勝利者和失敗者間的劃分來肯認差異，最後自我驗證與捍衛「文憑等於能力」的信仰。也因此集體肯認，文憑在市場上具有

經濟資本的換取能力，文憑的擁有可得到一定的金錢報酬。但文憑的交換價值並非取決於擁有，而在其稀少性（scarcity）。當學校或文憑數量膨脹時，其換取的利益都有可能不如預期（Bourdieu, 1986：248）。

## 二、文化資本的可轉換性與耗損性

文化資本理論打破純粹使用經濟邏輯來解釋人類行為的模式，承認人類社會與行為的複雜性。但這並非意味個別資本間是相互獨立的。由於每種場域所需要的資本種類不同或是使用的難易度有差異，為能獲得最大效益與持續維持資本，因此資本與資本之間是可以轉換，例如經濟資本可以轉換成文化資本、社會資本可以轉換成經濟資本。然而 Bourdieu（1986）認為任何的轉換並不是等量的。舉例來說 100 元的經濟資本是不可以直接就換得等值的文化。因此，擁有經濟資本不等同掌握了文化資本。資本有相對獨立性與自主性。任何的轉換都必須要付出代價，和冒著產生負面效果的可能（Bourdieu, 1986：242）。他認為在能量守恆的定律（the equivalent of the principle of the conservation of energy）下，任何的追求利益的社會能量轉換，都必須要付出相對應的勞動時間（labor-time）作為成本，例如為累積文化資本，母親可能要犧牲自己的空閒時間（Bourdieu, 1986：253）。

## 參、習性、場域（field）與文化資本

Bourdieu 的理論一向被認為深奧難解。原因在於他的理論不是一個又一個單一的概念堆疊而成，而是呈現一種環環相扣的共生整體，必須整全地探討才能夠有較為清晰的理解。舉例來說，文化資本必須結合場域才能論述其效用；又，差異群體在關於場域競爭方面，則要同時探討習性不同才能清楚資本取得的有無。此種理論理解的複雜的問題，與 Bourdieu 企圖提出一種新的理論，整合現有社會學裡客觀與主觀、結構與行動等二元分立（Bourdieu, 1977b）的問題有密切的關係。值此，為掌握文化資本的意涵與概念，以下即就與本理論相關的兩個重要

概念—習性與場域—進行探討。

### 一、習性的意義

社會學者們很早就體認到不同群體（或是階級、身分）存在不同的行為模式或是看法（Durkheim & Mauss, 1963；Weber, 1978），然而多數社會學者總是以外界客觀環境或是內在主觀心理等思維，作為解釋群體與行為關係的答案。例如 Marx 認為外在經濟決定了一切，Goffman（1971）則認為個人由外界認可中逐漸建構出內在的自我（self），並據此對外界的象徵（symbol）產生感知與表現出適當的行為。然 Bourdieu 認為採取此種截然二分的方式並不恰當，因為人不是只是機械式地對外界產生回應，人的內在理性算計也不可能是完全有知覺的意向（conscious intention），於是 Bourdieu 使用習性的概念，企圖整合客觀與主觀的二分邏輯（Bourdieu & Wacquant, 1992：120-121）。

習性是一種性格傾向（disposition），廣義來說，可以說是思惟方式（thinking），也可以說是種感覺（feeling）（Jenkins, 1992：76）。源自各群體或階級所生存的客觀物質環境結構，透過長時間的教誨（inculcate）逐漸形成，並會影響個體對外在世界的期望與作為（Bourdieu, 1977b：77）。用 Bourdieu 的話語，就是一種外在內在化（internalization of externality）與內在外在化（externalization of internality）等雙重結構的產物（Bourdieu, 1977b：72）。個體因為外在條件的關係，因而逐漸形成一種相符於外在環境的內在的認知結構，而又因著此內在的認知結構重製了相似的外在條件。因此習性可以說是種因應外在環境而來，但卻又具有生產力的基模（generative scheme）（Jenkins, 1992：74）。這種性格傾向的運作往往是在“無意識的”（unconscious）進行，但所謂的無意識並非指的是忘記過去，事實上這些過去已經整合進個體的習性之中，變成一種不假思索的日常實踐作為（Bourdieu, 1977b：78-79）。

Bourdieu 透過導入習性的概念，巧妙地將既有客觀世界的結構方式與個體內在主觀主體意識間相聯結，因此吾人可以了解現存社會行為的群體差異來源，也

更能理解結構和個體行為間相互生成的關係，例如對休閒活動的規劃、教育的價值傾向等，表面上只是個人的選擇差異，但是選擇的背後可能蘊含群體及其背後社會結構、物質條件的限制，及其所形塑出的習性驅力。

然而在運用習性觀念時，不能單純只是用結構→習性→行為模式的單線邏輯，或是人就只是對結構的反應物等來思考個體日常作為。這樣的解讀是對 Bourdieu 理論的誤解。他認為個體的習性雖然源自於個體的客觀環境，但是透過新的知覺與欣賞基模的學習，個體是存在改變既有習性的可能性（Bourdieu, 1984：171）（見圖 2-1）。換言之，習性也具備有結構的開創可能性，不完全受限於既有客觀情境。Harker（1990：101-102）即認為對於 Bourdieu 理論較貼切的理解是必須納入知覺(perception)與時空環境的概念(見圖 2-2)，才能正確解讀出人類的能動性與歷史變遷的可能。

因此，關於習性的理解，應該要區分為內在的知覺基模與外在的行為基模兩個部分。不同的社會群體的習性與其衍生出的生活型態差異始終是存在的，也將透過習性不斷延續下去。但社會不是靜態的一代接著一代，階層被永久持續維持，而是可改變與流動。當下層階級習得新的基模，改變原有的內在知覺基模，並加以實踐，例如勞工群體能夠認知到教育的重要性，並且學習到優勢階級教養子女的方式、內容與付出時間陪伴子女時，是有可能改變下一代子女的習性，並進而流動至較上層的階級。但是這種改變並非容易，因為在場域競爭的環境中，來自弱勢家庭的習性未必具有場域競爭的資本，因此，整體社會主要仍然偏向是一種結構再製的現象，但從習性概念的論點，卻也突破以往結構論的觀點，為個體動力找出可以產生發揮作用的施力點。

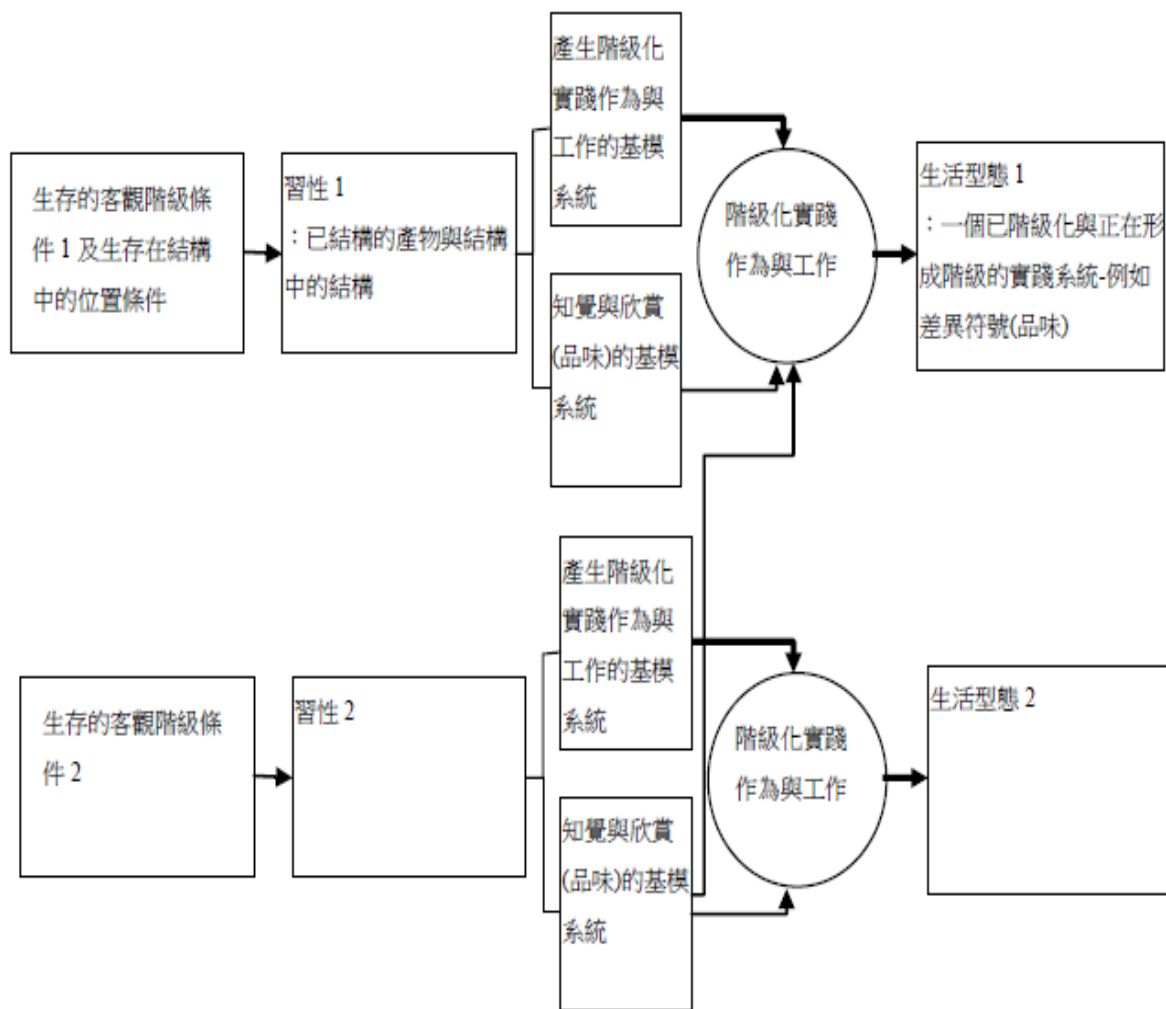


圖2-3 生存條件、習性與生活型態關係

資料來源：出自 Bourdieu (1984 : 171)。

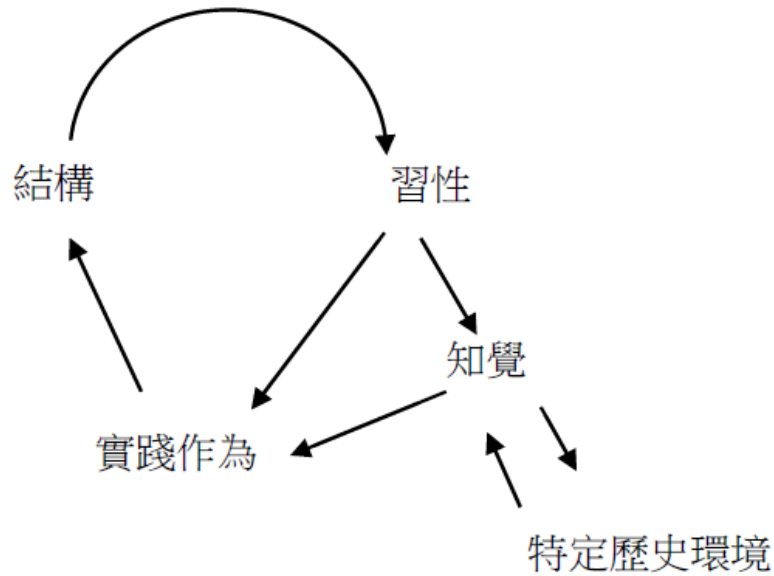


圖2-4 再製與改變

資料來源：出自 Harker (1990 : 101)。

## 二、場域的意義

要理解個體在社會的實踐作為，並不能僅從習性來看，還要進一步去思考其所存在的場域<sup>2</sup>(Bourdieu, 1984 : 101)。Bourdieu 有關場域的觀點，類似於 Goffman 的舞台的概念，但是不同於 Goffman 的個人主觀立場，Bourdieu 關注的是結構如何被隱含在每天的生活事物裡而後被展現 (Mahar & Harker & Wilkes, 1990 : 8)。因此，場域代表的意義不是個人的互動舞台，而是社會群體展現與競逐之地。場域<sup>3</sup>是什麼？場域是一個網絡 (network)，是由個人所屬的社會位置間的客觀關係所組成，這些位置是由其權力分配結構中的當前與潛在處境所決定 (Bourdieu & Wacquant, 1992 : 97)。例如我們可以把大學當作一個場域，場域內可能就有

<sup>2</sup> 著名的解釋公式：{(習性)(資本)} + 場域 = 實踐作為 (Bourdieu, 1984 : 101)

<sup>3</sup> 場域接近於經濟學中的市場(market)概念，然而就 Bourdieu 來說，人際間的行為並不僅限於經濟，還包括經濟、政治、宗教和文學等各領域，因此 Bourdieu 乃捨棄市場而選擇以場域來分析人在社會各領域的行為 (Thompson, 1991 : 14)。

教授、副教授與助理教授等不同職務的人，這些人彼此間即形成某種場域關係，像是研究案的核准、任教科目與時數的安排、升等的同意與否；又也可以把學校當成是一個場域，場域內有教師，也有著來自各社會階層的學生，彼此之間在日常生活的規矩、學習的表現上，也會構成另一種場域關係。

對於 Bourdieu 來說，重點不僅是指出場域在何處，更重要的是分析場域內的互動關係，特別是不同群體間的競爭關係，例如那些人參與競爭，那些人是競爭的勝利者或失敗者，競爭的策略與方式是什麼。對 Bourdieu 而言，場域就如同一個社會競技場 (social arena)，對特定資源與具利害關係的利益的競逐 (struggle) 與謀略 (Jenkins, 1992: 84)。像是在學校內，可能有的學生來自家長都是當教授的家庭，為求對學校利益的獨佔，從小就被栽培學非常多的才藝與課外知識，但也有學生可能下課必須每天到夜市幫忙洗碗到凌晨，而無暇兼顧課業。當兩者同樣來到學校時，因者考試機制與課堂發言內容，不同身分的學生可能獲得的注意與感知的學習內容就會有差別，前者相對於後者可能更能掌握老師與課程教學的菁華，也就是擁有比較多的權力；而後者可能因為發言的語句不通順，或是作業的內容過於單調乏味，獲得較低的分數，甚至常被處罰。因此，表面上都是來學校求學的學生，但大家在學校的場域裡，實際上是處於權力不對等的各個社會空間位置裡，競逐的結果即是對於場域利益的獨佔與資本的取得。而資本的取得將更進一步強化場域的競爭力。

場域就是個舞台，舞台上角色間的互動與行為關係，反映的是各角色背後在權力結構中的位置。位置的決定源自於與場域關聯之資本的差異，資本多寡將影響各行動者 (agent) 彼此間的權力不同，因此形成場域內的主導者與被主導者。因著兩者間的互動關係，場域中總是充斥著競爭的和衝突，就像個戰場 (battlefield) 一樣，參與者於其中就是為爭奪對於其中的資本的獨佔，例如文化場域的文化權威、科學場域的科學權威與宗教領域的神聖權威 (Bourdieu & Wacquant, 1992: 17)。

然而如同習性保有個體能動性的觀點，在場域方面，他也認為這種場域的競爭並非只是一灘死水，優勢身分者可以持續保有其有利地位。構成場域內各種力量的競逐，無論是個別或是集體，每個參與者都想保有或是推動場域的轉變，以形成階層化並進而利己。故，並非保有某種權力結構的位置的人，可以無限制持續其位置。他曾以科學場域內為例說明此種變遷性，例如大學或重要機構的主導者或許因為其社會資本雄厚，掌握了研究所需的經濟資源，形成對不同理論派別的壓制；但倘若對立的研究者能能夠持續累積社會資本，即有可能改變現存的場域結構，躍升為新的場域主導者（Bourdieu, 1975）。由此觀之，行動者依據自己位置所採取的策略與資本的運用都有可能影響自身的社會位置（Bourdieu & Wacquant, 1992：101）。

### 三、習性、場域與文化資本

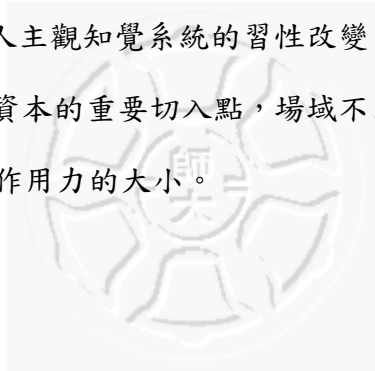
從場域的分析可以清楚看到，優勢階級者因著其習性的緣故，在場域競爭過程中，的確有許多先天上的優勢與競爭的資本，也有利於階級身分的再製。但每個階級背後其實均保有其階級文化，進而涵養出不同的階級習性，雖然並非所有的習性行為在場域內皆能被接受或是認可，但由於場域是處於動態的狀態，場域邏輯轉變，既有的資本也可能失效，新的資本可能浮現。因此，不同階級身分者面對此種變動的大環境，如何能運用更多樣的資本轉換來增強自身的競爭力即顯得格外重要，特別是當代社會已經逐漸進入文化實踐已經變成主要的運作動力，文化資本的取得與否即成為場域競爭能否獲勝的重要關鍵，優勢階級者在經濟資本、社會資本與文化資本間的交互運用以爭取更大的文化資本，則成為其階級再製的主要工具。

### 肆、本節小結

在本節中研究者首先探討 Bourdieu 有關資本的概念與意涵。他認為資本是勞動的產物，也是社會運動能量的來源。然而場域的差異，使得資本的形式不僅

只有經濟資本一項，還有文化資本與社會資本。特別是前者，Bourdieu 認為當前的社會中，文化已經變成主要運作動力，文化資本的重要性也日益增加，儼然已成為社會再製的主要動力來源。為有利於優勢地位的維持，文化資本的形式主要可以區分為內在形體化、實體化與制度化三種。階級的再製實際上就是源自三種資本在場域內相互競逐的結果，三種資本形式間可以相互轉化，但是需承受轉化耗損的風險。因此，優勢階級的優勢地位並非百分之百穩固，更多樣的轉換與策略運用勢必要更為注意。

本節其次探討 Bourdieu 有關文化資本的相關概念，如習性與場域等。習性是性格傾向，使長久以來的歷史沉澱的產物，可以一種個人外在的行為實踐，也是一個人內在的知覺系統。因此，就 Bourdieu 的角度來看，社會固然已經形成，但是仍然會產生變動，個人主觀知覺系統的習性改變，仍就有機會產生向上流動的可能性。場域則是了解資本的重要切入點，場域不同，資本即有所差異，場域邏輯決定資本的可能性與作用力的大小。



### 第三節 文化資本理論的實徵研究

Bourdieu 使用「文化資本」的概念在學校教育時，主要著眼於說明為何某些專業階級身分的家庭，其子女進入大學的比例明顯偏高或是學業比較容易受到學校教授的肯認，並能獲致將來的社會身分與生活 (Bourdieu & Passeron, 1977)。然而 Bourdieu 本人並沒有針對這個理論的解釋進行更具說服力的實徵研究。一直至 DiMaggio (1982) 運用 TALENT 資料庫檢視高中生的文化參與和其學業成就間的關係後，文化資本才開始被當成是社經地位與學業成就間的中介變項，並被驗證與討論。然而，其定義與結果卻很難有一致的結論。以下即就這些相關研究進行整理，並且嘗試進行反思與批判。

#### 壹、基本模式：階級、文化資本與學業成就的關係

##### 一、DiMaggio 的文化再製與文化流動模式

國外有關發表於重要期刊的量化研究，多採取迴歸模式的方式進行 (Aschaffenburg & Mass, 1997; DiMaggio, 1982; DiMaggio & Mohr, 1985; Kalmijn & Kraaykamp, 1996; Dumais, 2002、2006; De Graf & De Graf & Kraaykamp, 2000)，其中 DiMaggio(1982) 是最早將文化資本理論化為量化統計的研究，其餘的學者多半是沿襲其研究架構進行變化。

基於一名韋伯學派學者，他將文化視為區分地位的指標，立場採取比較狹隘的文化資本定義，也就是侷限在菁英社群的文化活動的參與，包括音樂會、表演藝術、美術展覽、文學閱讀與對自己有教養的自我意象，並排除文化興趣、文化資訊與中產階級活動 (middlebrow activity) 等 (DiMaggio, 1982: 193)。他認為高級文化的參與，對於社會結構的運作來說，具有兩種功能，一是作為文化資源，擁有文化資本者有利於獲致學業上的成功，特別是那些高社經地位的家庭，作者稱之文化再製模式 (cultural reproduction model)。但是作者更認為身分地位 (status) 應該不是某一群人的特徵 (attribute)，而是一種文化過程，低社經地位者如果能夠

積極地參與這些活動，應該也有利於向上流動，作者稱之為文化流動模式(cultural mobility model) (兩模式請見圖 2-5) (DiMaggio, 1982 : 190)。

作者以迴歸研究模式驗證上述的兩個模式，證實文化資本確實在社經背景和學業成就(11 年級的學校成績)的過程中扮演一定的中介角色，但是其影響程度有限，且影響幅度會因性別與學科有差別，女性與英文、歷史等科目的影響幅度比較大。如果更仔細分析家長屬於不同教育程度的學生成績可以發現，對於低教育程度背景的男生，如果文化資本高，則成績也會比較好；但這樣的效果在高教育程度背景的男生則是不顯著，因此對於低社經背景的男性來說，其結果解釋偏向文化流動模式。但以女生來說，雖然無論任何教育程度背景，文化資本都有其作用，且明顯在高教育程度背景的女生的作用的效果，比低教育程度背景的女生要來得高，結果解釋偏向文化再製模式。因此，就 DiMaggio (1982) 的研究結果來看，文化資本不僅確實對於學業成就有所影響，也會和家長的社經地位、個體的性別產生某種交互作用的關係，使得文化資本不僅只是 Bourdieu 理論中的資本再製工具，也可能在某些時機點上扮演社會流動促進者的角色。這點與 Bourdieu 有非常明顯的理論區別。

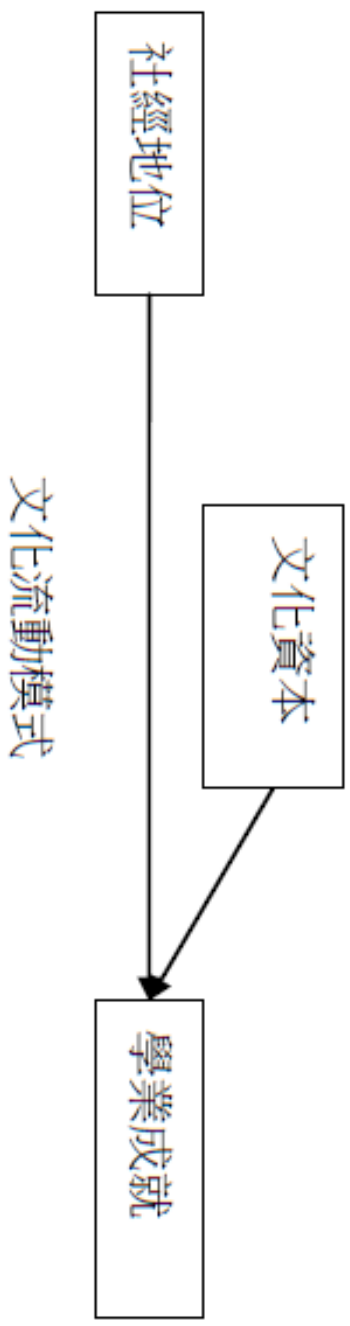
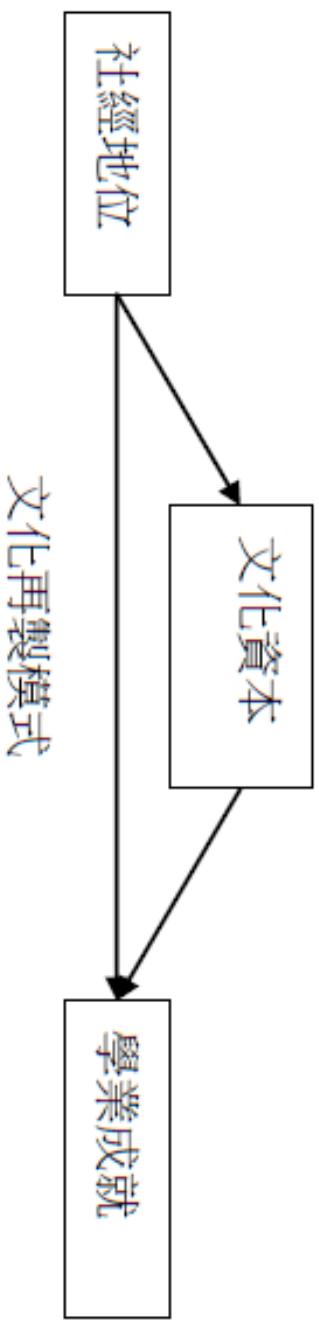


圖 2-5 DiMaggio 的模式

資料來源:整理自 DiMaggio (1982 : 190)。

## 二、其他研究

雖然 DiMaggio 的研究發現文化資本確實會影響學業成就，但是並非所有後續的研究都有相同的結論。

Katsillis、Rubinson (1990) 以希臘為例子，以學生是否參觀劇場、博物館、藝廊等高級文化活動當作文化資本的指標，用以探討文化資本與學生的學業成就間的關係，發現無論是將男女或居住地分開討論，或是考量學科性質的不同，將依變數由學生的全部 GPA 成績改成語文、數學、科學或歷史等，都沒有證據支持文化資本對於學業成就都有直接或間接的影響。在希臘，此種參加劇場之類的高級文化似乎對於學業成就沒有實質幫助。

De Graff 等人 (2000) 以荷蘭為樣本，把父母親參觀博物館、歌劇、芭蕾舞、音樂會、戲劇表演及閱讀小說、文學作品等當作父母的文化資本，用以預測個案的教育取得，肯定父母親的文化資本確實會影響教育取得。但如果進一步分析高級文化的參與及父母的閱讀行為，僅有後者才會產生作用，前者則沒有效果。作者並以此進一步檢證 Bourdieu 的文化再製模式與 DiMaggio 的文化流動模式，結果發現高教育家庭未必會有效果，反而是在家長為低教育程度的家庭，家長的閱讀行為確實能夠提高學生的教育取得機會，結論支持 DiMaggio 的文化流動模式。

從 De Graff 等人的研究可以發現，對於文化資本的研究已不僅限於高級文化的參與，還進一步擴大到家庭的閱讀習慣，而其結果也顯示僅以高級文化參與為文化資本操作定義，實際效果並不大，還需要擴大文化資本的內涵才行。

這種改變原本 DiMaggio (1982) 對文化資本操作定義的做法，早在 1987 年，Teachman 的研究就已經出現。Teachman (1987) 分析過去教育取得 (educational attainment) 的研究後，認為 DiMaggio 文化資本的界定和家庭背景有某種程度的關係，特別是家長教育程度，且只是家長提供給子女的眾多資源之一，因此他改採以教育資源的概念來預測教育取得。他的教育資源指的是一些家中的文化產

品，如是否有讀書的地方、參考書籍、報紙、字典或百科全書。根據他的研究結果證實教育資源確實會中介家庭背景對教育取得的機會，但是男性與女性卻有差別，在女性在控制家庭背景因素後，教育資源對教育取得的影響會呈現顯著，再經過細部的分析，其影響主要是透過直接效果；男性則呈現不顯著，但是細部分析後的總效果卻呈顯著，此意味著在男性方面，家庭資源還會透過其他路徑共同影響教育取得 (Teachman, 1987)。

Jæger 和 Holm (2007) 是另一個擴大解釋定義的研究，他們以丹麥為研究對象，把父母親的閱讀、能說外國語的種類、訂閱報紙數量、閱讀科幻小說與對視覺藝術的興趣做文化資本的指標，發現在丹麥，文化資本確實會有助於子女的教育取得。

Yamamoto 與 Brinton (2011) 探討日本的情況，使用是否家長讀給你聽、在家聽古典音樂或是聽音樂會、參觀博物館或是藝廊作為內在形體化的文化資本，藝術畫作、鋼琴和百科全書或套書等當作客觀實體化的文化資本，結果發現家庭參觀藝文活動確實能夠預測受試者的 9 年級的成績表現，但是效果值不高，實體化資本與家長的閱讀則沒有影響力。作者又進一步探討 9 年級學生進入高中的類型，發現藝文參觀與客觀實體化資本能夠預測學生後來升入高中的品質，縱使加入學生的學業表現後，上述變項仍具有一定的預測力。而在最後的教育取得的迴歸模式中，雖然因為加入學業表現、高中的品質等變項後使其影響力降低，但是可以看出藝文參觀與客觀實體化的文化資本仍舊透過對過去學業表現、高中品質等，間接影響教育取得。

黃毅志 (1994) 是國內第一篇以迴歸模式探討文化資本作用的研究，他檢討過去地位取得理論的成果，並結合 Bourdieu 的文化資本論、Teachman(1987)的教育資源概念，和台灣地區盛行的補習現象，希望建立新的教育取得的理論模式(見圖 2-6)。他以民國 81 年的台灣地區社會變遷基本調查的資料為依據，採回家裡擁有收音機、音響、電視機、報紙與雜誌為文化資本，發現在不同教育階段裡，

文化資本的作用力有差別（黃毅志，1994：93-94）。從結果顯示，在國(初)中升高中職與五專的機率，文化資本是有其功效，但是其影響力不大( $R=.04$ )，沒有實質意義；而在高中職階段，文化資本不僅不顯著，且為負值，作者並認為之所以產生這樣的結果，可能與文化資本的測量不佳有關係(黃毅志，1994：80)。

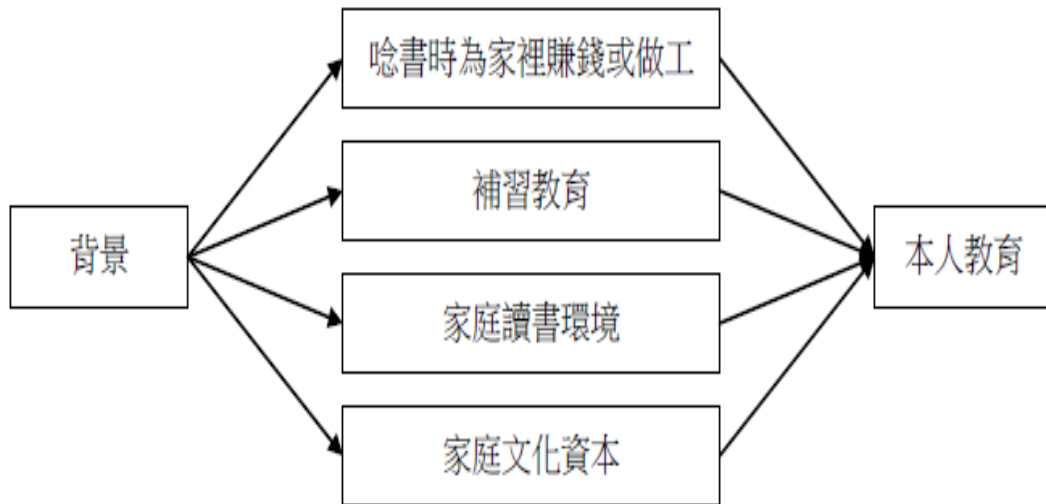


圖2-6 黃毅志的研究模式

資料來源：出自黃毅志（1994：72）。

陳曉佳（2004）使用 TEPS 資料庫進行研究，參考 Bourdieu 的資本類型，將資料庫中相關的變項歸納為客觀文化資本與內在形體化資本兩類，前者包含教育資源、才藝班、父母帶領參加的藝文活動、父母參與子女的教育，後者則是學生本身的藝文參與與教師對學生的特質評估，結果發現不同形式的資本作用有別，教育資源與才藝班對於學業成就有顯著影響，但父母帶領的藝文活動僅對女學生的綜合分析能力有影響，教師對學生學習特質的分析對學生綜合分析能力有很高的預測力。

盧淑華（2007）同樣以 TEPS 資料庫做為資料來源，並從中建構出兩類的文化資本，一個是學生自己的文化資本，包含參與書店、音樂會、欣賞戲劇表演、

電腦展的文化參與，以及參加學校社團的文化社團；另一則是親子文化資本，包含父母是否帶小孩逛書店、聽古典音樂、看美術展、音樂舞蹈表演的文化參與，以及美術、音樂、珠算等才藝課程，發現文化資本對學習成就有正面的效果，但並不是每項文化資本都具有影響力，且效果在每個階段也會有所不同，高中時期的學生的文化參與與社團均有影響力，國中階段只有文化參與具有影響力，親子參與對於學習成就具有影響力，但是才藝課程僅有音樂一類有實質效用。

綜合上述分析，在以社經地位為自變項，學業成就或教育取得為依變項，文化資本為中介變項的基本模式裡，文化資本的中介效果存在與否，與所採用之文化資本變項定義有密切的關係。純粹使用參觀文化機構、聽音樂會、畫展等文化活動做為文化資本指標的調查，其作用力通常不高；擴及閱讀習慣、才藝課程的其他文化資本指標，或是改用教育資源取代文化資本的概念，效果相對較為顯著。

## 貳、基本模式的變形

自從 DiMaggio (1982) 運用統計方式驗證文化資本理論後，學者們也開始在其基礎上發展出各自的研究架構。以下即為各學者在基本模式下延伸出的研究模式。

### 一、加入教師背景與學生特質-Farkas 的研究模式

Farkas 等人檢討 DiMaggio (1982) 的研究與綜合互動論、教師期望理論認為，文化資本研究中不應該只注意高級藝文活動的參與，更應該關注非正式的學生特質的部份，包括學生的習慣、風格等，以及上述認知與非認知的面向經過師生互動後對學生最後成績造成的影響 (Farkas et al., 1990)。因此，他選擇把學生學習的基本技巧、缺席天數、工作習慣、干擾教室行為與外表服裝等當作文化資源，且提出影響成績可能路徑模式 (見圖 2-7)。

透過階層迴歸的方式，Farkas 等人發現 (Farkas et al., 1990)，在置入學生特徵與教師背景特徵等變項後之後，對於成績的解釋力並不高，僅有 15%，但是等

到投入學生的能力、習慣與方式等變項後，解釋力提高至 74%，而輸入課業的熟練度後，解釋力改變的幅度並不大。因此，Farkas 認為其模式得到支持，也就是影響課業成績的關鍵是學生的這些非正式的特質給予老師的印象。

Farkas 等人的研究相較於先前的研究，對於打開文化資本與學業成就的影響關係的黑幕，特別是帶入教師的角色，對過程的說明具有重要的指標意涵。特別是從相關文獻來看，學校的守門人確實在文化資本形塑上扮演重要的引導角色，包括其語言形式、內涵與考試的制度，都容易形成一種包含(inclusion)與排除(exclusion)篩選機制 (Bourdieu & Passeron, 1977)。然而其使用學生的缺曠課、外表服裝的等指標的做法，似乎可能讓文化資本缺少變成一種文化缺陷論(cultural deficiency)的論點。因為當使用老師所給的成績作為依變項，又以偏差行為做為自變項來預測最後的結果時，實際上可能只是在驗證偏差行為不合教師的價值，容易忽略導致偏差行為的背後原因-社會不公不義的問題。

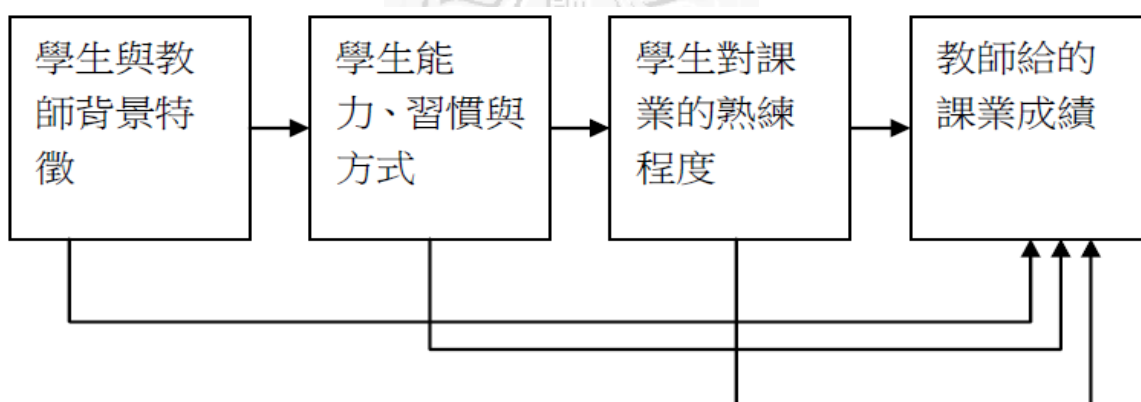


圖2-7 Farkas的模式

資料來源:出自 Farkas 等人 (1990 : 129)。

## 二、加入微觀師生互動概念--Roscigno 與 Ainsworth-Darnell 的研究模式

Roscigno 與 Ainsworth-Darnell (1999) 則是認為過去的研究缺乏文化資本在學校或班級的微觀政治作用過程(micropolitical dynamics), 且忽略檢視文化資本對

學業的回饋作用(educational return)是否在黑人與白人間是相同的議題。因此，他們參考 Farkas 的模式與 Bourdieu 的文獻後，主張文化資本如果要在社經背景與學業成就產生中介效果，必須再經過兩個反饋的過程(educational return)，一是學校老師的觀感，二是學校的分軌制度(tracking) (見圖 2-8) (Roscigno & Ainsworth-Darnel, 1999 : 161)。

他們選擇以 NELS 在 1988 年與 1990 兩波的資料，用學生參觀博物館和參加藝術、音樂、舞蹈等課程、家庭設備等作為文化資本的指標進行分析。從結果來看，在控制了性別、受補助狀況、非白人學生比率與就讀私立學校等因素後，無論在 GPA 或是數學與閱讀成績方面，文化資本與家庭教育資源確實中介了族群和社經背景對學業成就的影響，在教師與學術分軌等因素加入之後，不僅提高了整體模式的解釋力(提高 17%)，文化資本的幾個項目係數降低或不顯著<sup>4</sup>，也讓族群因素變得不重要。換句話說，黑人和弱勢社經地位的學生確實在文化資本方面接受到較少的資源，且其因素可能是因為受到學校微觀過程的影響，也就是師生間互動關係。

研究者同意 Roscigno 與 Ainsworth-Darnel (1999) 的主張和研究成果，也認為文化資本要發生會作用，學校場域內的教師與學校的分軌制度在文化資本發生作用過程中的角色非常重要。但如果仔細檢視研究中文化資本的係數可以發現，除了在對 GPA 的影響，文化旅行一項變成為不顯著外，其餘兩者的係數改變的幅度並不大。因此研究者以為，是否可以真如 Roscigno 與 Ainsworth-Darnel 所宣稱—文化資本的中介需透過教師或學校制度，還是另存其他影響路徑，都需有再思考才能得知。且誠如前述對於習性的分析，個人的知覺系統實際也是影響階級再製與否的重要關鍵，上述的研究過程僅以教師為主，似乎忽略學生的角色。

---

<sup>4</sup>參觀博物館等文化旅行活動變得不顯著；家庭設備與文化課程的標準化係數雖然仍呈現顯著，但有降低現象

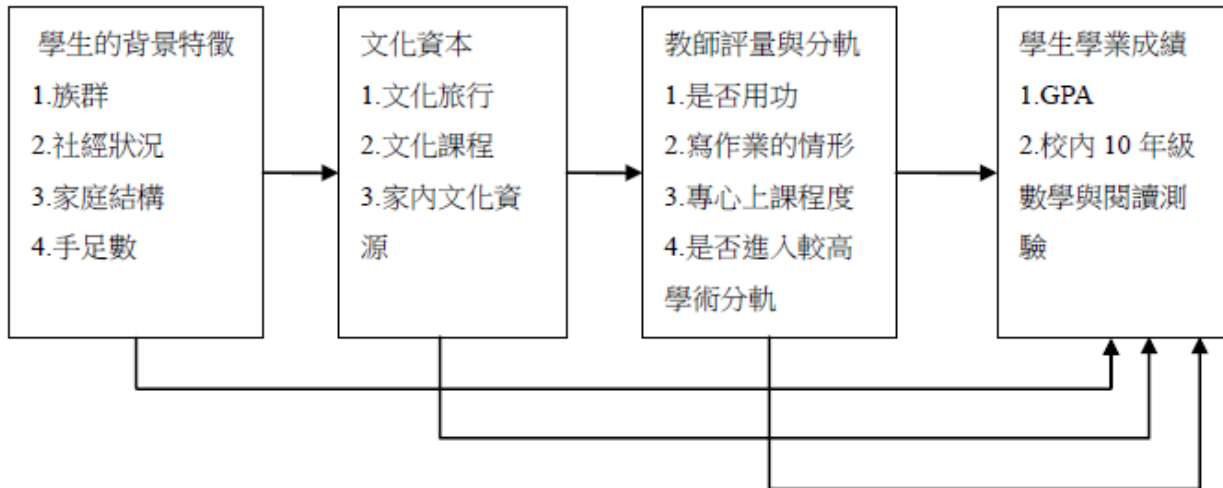


圖2-8 Roscigno 與 Ainsworth-Darnel 的研究模式

資料來源:整理自 Roscigno 與 Ainsworth-Darnel (1999: 161)。

### 三、加入習性因素-Dumais 的模式

Farkas 等人 (1990)，以及 Roscigno 和 Ainsworth-Darnel (1999) 等主要從教師面向思考文化資本的作用，Dumais (2002) 則借用 Bourdieu 理論的習性的概念，強調學生自己的觀點。她認為習性與文化資本兩者是缺一不可的概念，文化資本代表的是一種資源，習性則促使個體如何去定位自己與接近資源，並用以實踐於教育場域 (Dumais, 2002: 45)。據此，源自不同階級身份的學生，對於未來的想法應該不同，連帶將可能會影響在學校的行為與學業表現。所以，Dumais (2002: 51) 在模式裡，加入學生對未來職業的期望，也是將學生在 30 歲希望從事的工作，包括專業人員、管理人員、商業人員、店主、科學家或工程師等，化為虛擬變項，投入迴歸模式中，用以了解習性此一變項對於學業成績的影響 (見圖 2-9)。

從研究數據來看，影響成績最主要的因素是個體的社經背景與能力，文化資本的影響力並不大，而習性的影響力還勝過文化資本，且當置入習性變項後，社經背景變項的係數有降低的趨勢，顯示習性某種程度扮演著社經背景影響學業成

就的關鍵中介角色。關於此種現象，該文作者引述 Swartz (1997) 的觀點，認為或許是因為美國社會文化歧異性大，沒有出現類似法國的宰制文化 (dominant culture)，因此文化資本變項的重要性不高；反而是個人習性影響著學業的成功與否。研究另一個值得注意的是男女生在文化資本效果的差別。女性的成績似乎容易受到文化資本的影響，但男性則無，這點與 DiMaggio (1982) 的研究結果是一致的。台灣的情況是否也是如此，可能需要更進一步的檢證。



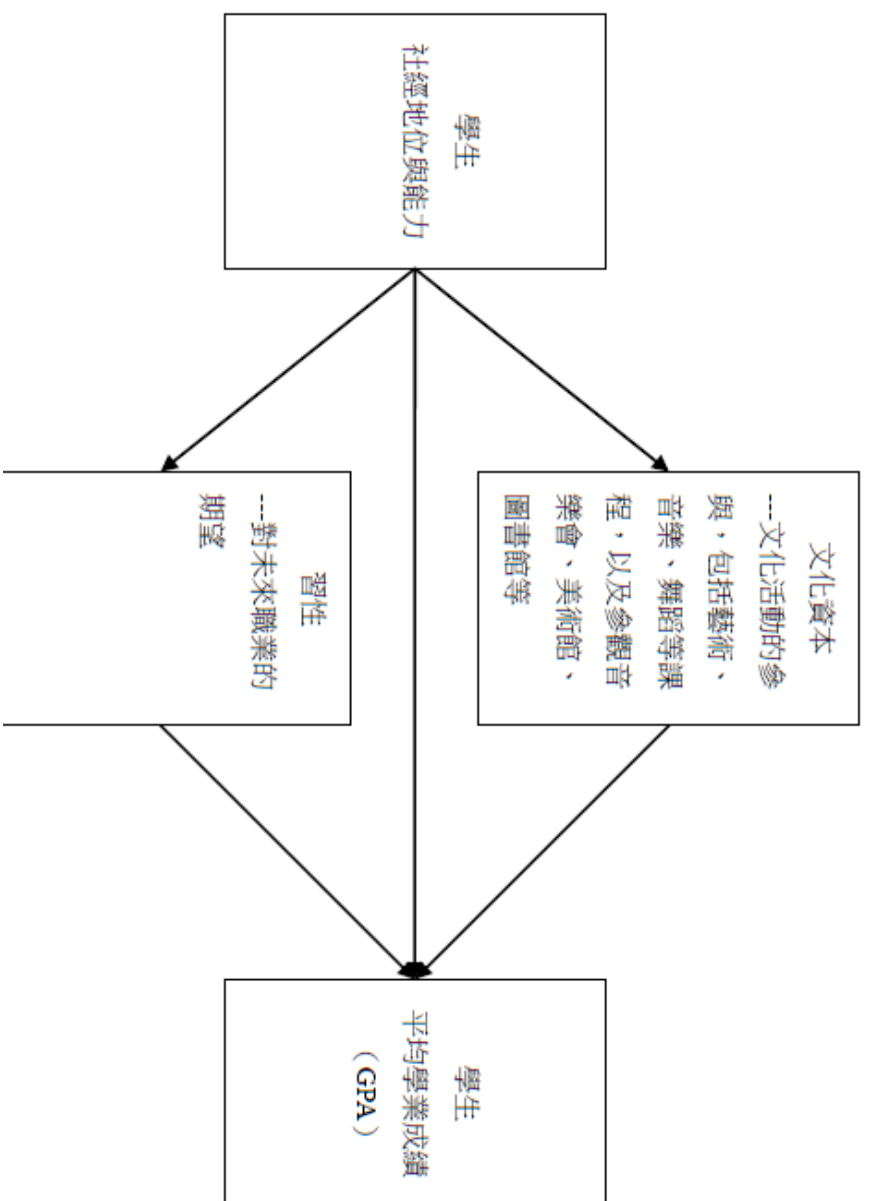


圖 2-9 Dumais 的模式

資料來源：整理自 Dumais (2002)。

#### 四、納入多樣資本與負面文化資本的概念—巫有鑑模式

相較於國外多單獨以文化資本作為中介變項，國內則常出現混用 Coleman (1988) 的社會資本、經濟資本(或財務資本)與文化資本三者對學業成就進行迴歸分析。併用三種資本的迴歸分析，並非國內首創，Wong (1998) 研究共黨時期的捷克斯洛伐克時，即曾使用父親的社會資本與文化資本，然而其社會資本偏向 Lin (2001) 的社會人際網絡關係，而非並非 Coleman (1988) 提出的家庭內互動與社區內連結的社會資本。因此，國內的模式可謂少見，巫有鑑 (1999) 的研究應該是第一人。

他主要是利用自編的成就測驗問卷，包含國語與數學成績，分別從台北市與台東縣分別抽取 517 人與 534 人，比較兩者間的學習成就影響因素 (巫有鑑，1999：220)。但與黃毅志(1994)和國外其他探討文化資本研究不同的是，在中介變項方面，除了文化資本的定義<sup>5</sup>比黃毅志 (1994) 的研究較廣外，還納入社會資本<sup>6</sup>、財務資本與學生自我教育抱負等變項(見圖 2-10)。

從結果來看這個模式是成立的。因為地區、社經地位、手足數等背景因素對學業成就的影響，會因為文化資本等變數的置入轉為不顯著，顯示這些因素是透過這些中介變項對成績產生影響。此外，社會資本中的父母成績與學歷期望因為學童教育抱負的增加而有明顯的降低，但反觀其他兩個變項則沒有這種現象，顯示社會資本的部分效果確實會透過學童的教育抱負而影響成績。

然而如果仔細檢視文化資本的變項可以發現，呈現顯著的內容包含本土流行歌曲、無不良嗜好、參加才藝教室等三種，除最後一項與 Bourdieu 的文化資本原意接近外，其餘兩項似乎並不符合文化資本的概念。換句話說，雖然作者宣稱文化資本會影響學生成績，但是實際影響的因素可能僅有一項參加才藝教室似乎

---

<sup>5</sup> 文化資本的操作定義包含學生的文化品味(傳統戲劇、精緻文化、本土流行音樂、外來流行音樂)與生活學習習慣(無不良嗜好、良好學習習慣)

<sup>6</sup> 此處的社會資本不同於 Bourdieu(1986)所提出的社會資本，而是較接近 Coleman (1988) 所提出的社會資本概念，代表父母親與子女間的關係。

接近於文化的學習，其餘兩個則是感覺偏向負面行為的有無。此外，該文作者把文化資本、社會資本和財務資本、學生自我教育抱負等可能性因素全置入迴歸模式中，固然有助於提高解釋力，但是作者事先未檢視兩理論之差異與雷同之處，如此作法可能陷入引述眾多理論導致理論自相渾淆的問題，例如家庭內的教養行為，以 Lareau (1987) 的觀點應該可以算是文化資本的投資，但是從 Coleman (1988) 的理論來看，卻又屬於社會資本的培養。故研究者認為巫有鑑 (1999) 的研究模式理論的基礎較為薄弱，只是為解釋影響學業成就高低，嘗試把可能的理論都置入探討的探索性研究。

巫有鑑 (1999) 的模式廣泛為國內許多研究者所沿用與修正<sup>7</sup>，如陳怡靖與鄭耀男 (2000) 以「台灣地區社會變遷基本調查三期三次計畫社會階層組」為分析對象，參觀音樂會、演奏會、畫展與博物館等當作文化資本的指標，探討文化資本、社會資本與財務資本等變項對於受教育年數的影響，結果發現在全體國中樣本以上的迴歸分析，文化資本的效果雖然有顯著，但是 Beta 值僅有 0.6，比社會資本、補習等因素效果要低，且在分年段的分析中，僅在 45-54 年次這一組中呈現顯著，其餘 22-44、55-66 等兩組都沒有類似的發現 (見圖 2-11)。

陳順利 (2001) 使用不抽菸、吃檳榔的無不良嗜好，以及參加電腦等才藝班數作為文化資本指標，了解飲酒行為對於學業成就(段考成績)的影響，得到無不良嗜好對於學業成就高低具有解釋力，參加才藝班數則否。

周新富 (2008) 探討家庭資源對學生學業成就的影響，將文化資本分成家庭內的靜態文化活動(參觀藝術展、家庭閱讀、至名勝古蹟遊玩、聽古典音樂、到圖書館借閱書報、到博物館參觀、父母從事藝文活動)與動態文化活動(到藝文場所欣賞音樂會、參與藝文演講、劇團表演、舞蹈表演等)，結果發現在以段考成績的為預測變項的分析中，國中學生學業成就主要受到經濟資本與父母親的社會

---

<sup>7</sup> 除文中所提到的文獻外，以文化資本和社會資本為關鍵字查詢台灣博碩士論文系統，總計共有 51 篇博碩士論文；查詢台灣期刊論文索引系統，也有 21 篇文章。

階級影響，文化資本的中介角色關係微弱，社會資本雖然也有顯著影響力，但影響不大。

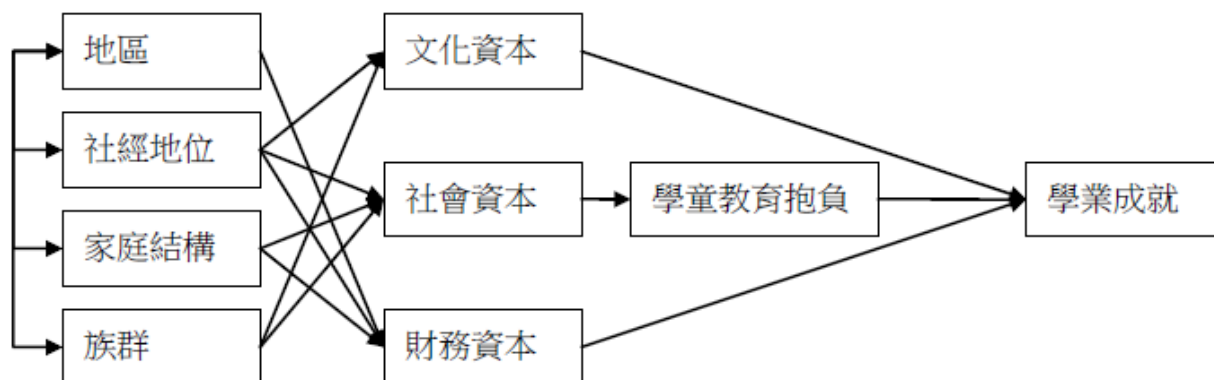


圖2-10 巫有鎰的研究模式

資料來源：出自巫有鎰（1999：218）。

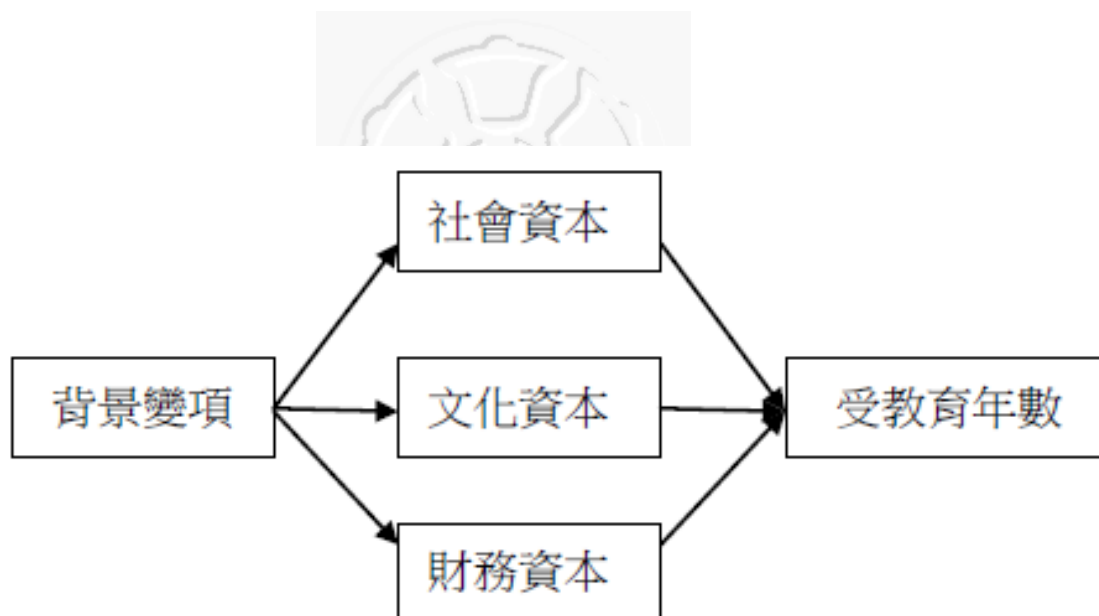


圖2-11 陳怡靖、鄭耀男的研究模式

資料來源：出自陳怡靖、鄭耀男（2000：421）。

## 參、新研究方法的使用—結構方程模式

### 一、國外的研究

由於傳統採取迴歸模式的方式，對於因果關係的討論仍有欠缺（Kingston, 2001），且潛在變項的測量誤差無法被估計。因此，為可以透過同時分析潛在變項間的直接與間接作用，清楚了解文化資本的作用過程，Wildhagen（2009）決定採用結構方程模式，並在參考 Kingston（2001）、Kalmijn 與 Kraaykamp（1996）等人的分析後，建構出一個文化資本可能作用的測量模式。在這個模式裡，作者認為文化資本之所以對成績產生作用，有兩個路徑，一條是通過教師篩選（teacher selection），另外一條則是學生自我篩選（self-selection）。前者主要探討的師生之間的關係，認為教師如果對學生有好的印象，將對學生的成績有所助益，實際測量使用的變項是老師對學生的知覺，包含課堂注意的情況、課業完成狀況與用功程度等；後者則是作者歸納 Bourdieu（1984）的論述認為，參與高級文化活動的情況，明顯會形塑個體對自我的定位，更進一步將影響成績，調查參考變項則是自己期望的教育年數、評估是否完成大學學歷等（Wildhagen, 2009：182），其研究模式如圖 2-12。

其研究成果在影響文化資本方面，如同理論所述，家長收入越高、教育程度越高，文化資本也越高。在性別方面，則有類似 DiMaggio（1982）、Dumais（2002）的結果，男性與文化資本間是負向的關係。而控制其他外在可能影響文化資本的因素後，可以發現文化資本主要是透過學生自我篩選來影響成績，而非教師知覺。這樣的結果與 Dumais（2002）的發現是一致的，也就是說家庭長久以來的文化教養，可能會讓學生在學習過程裡，逐漸對自我的未來產生一定的目標與動機，並進而戮力向學，最後獲得好成績。另外值得注意的是教師期望仍舊會對學生的成績產生一定的效果，只是這個作用並非受到文化資本的影響。因此，學生的文化資本並不會影響教師的判斷，結果推翻先前認為文化資本之所以影響成績是因為文化資本會給予教師好印象的論點的論點，某種程度也肯定教師在結構改

變的自主性。

Wildhagen (2009) 的研究是目前各種研究文化資本效用的模式中，研究者認為較能反映 Bourdieu 理論原意者。除了注意到場域內的運作邏輯外，關注到教師的角色外，也注意到習性的部分，研究結果顯示個人的習性在傳遞文化資本效用上的重要性，只是或受限於資料庫的使用，僅以高級文化作為文化資本的變項，有窄化文化資本內涵的疑慮。其次是雖然成果肯定教師的自主性，然而研究者從實際在學校教學的經驗來看，Wildhagen (2009) 把教師知覺和學生教育期待分開的作法，似乎並不符合學校現況。蓋因在學校場域之中，師生之間無論是上課或下課，實際上都是共同生活與密切互動影響中，從師生互動的研究來看 (Braun, 1976)，教師的一言一行應該會對學生產生影響，而學生的表現也會影響教師的知覺與看法。因此，正面的肯定當然有利於學生在學校的競爭，老師的鼓勵也可能進一步形塑學生對自我的教育抱負。而在 Wildhagen (2009) 的研究中並未有這些討論。因此，研究者認為未來在探討文化資本對學業成就的作用過程時，不能忽略這個部分。

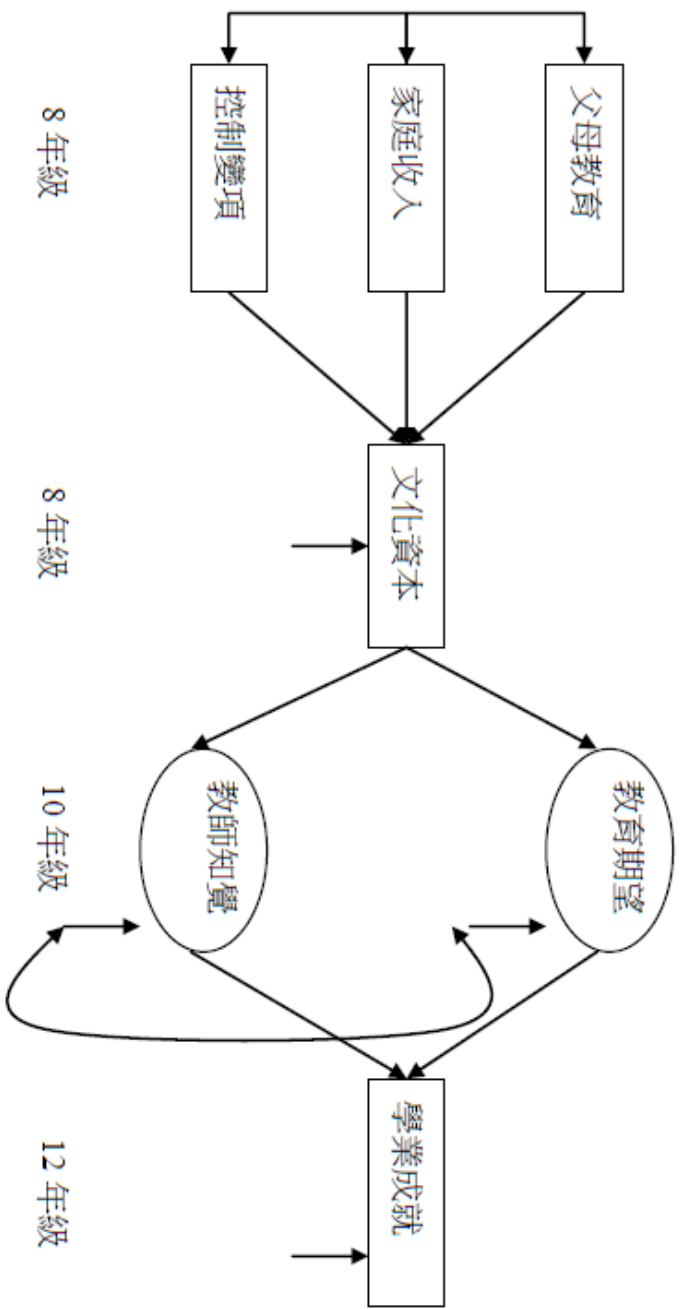


圖 2-12 Wildhagen 的研究模式

資料來源：出自 Wildhagen (2009 : 185)。

## 二、國內的研究

吳素媛(2004)的研究則是國內第一個使用結構方程模式檢證文化資本對學業成就的相關文章。在其碩士論文中，他建構出對於文化資本對於學業成就的解釋模型(見圖 2-13)，並以文化活動、文化課程、閱讀習慣、家長監督、親師溝通、家庭討論、教育設施等項目作為文化資本的操作指標，嘗試透過自編的問卷檢證文化資本、財務資本與家庭背景等項目對數理成就的關係。從研究結果顯示，在排除參考書數這個測量變項後，整體模式達到適配的程度，在三個潛在變項中，以文化資本變項對數理學業成就最有影響力，在細部變項中則以閱讀習慣與家庭討論的作用力較大，顯示家庭中若能培養閱讀習慣與父母親時常與學校溝通、和子女討論課業，較能夠提高學生的學習成績；另外，財務資本則無法對數理成績產生影響。此外，資料也呈現出家庭社經程度越高，文化資本也會有愈多的現象，顯示文化資本的累積與社經地位間有正相關。

關於吳素媛(2004)的研究，開始國內有關文化資本與學業成績間關係影響機制之先河，其結論也發現文化資本對學業成就的實際影響力不僅只是在社會科學，連數理都有可能影響，明顯與 DiMaggio(1982)的發現不同。但檢視其指標和所使用的模式，也存在和巫有鎰(1999)相似的理論混淆問題，且對於解開文化資本與學業成績間的影響路徑貢獻不大。

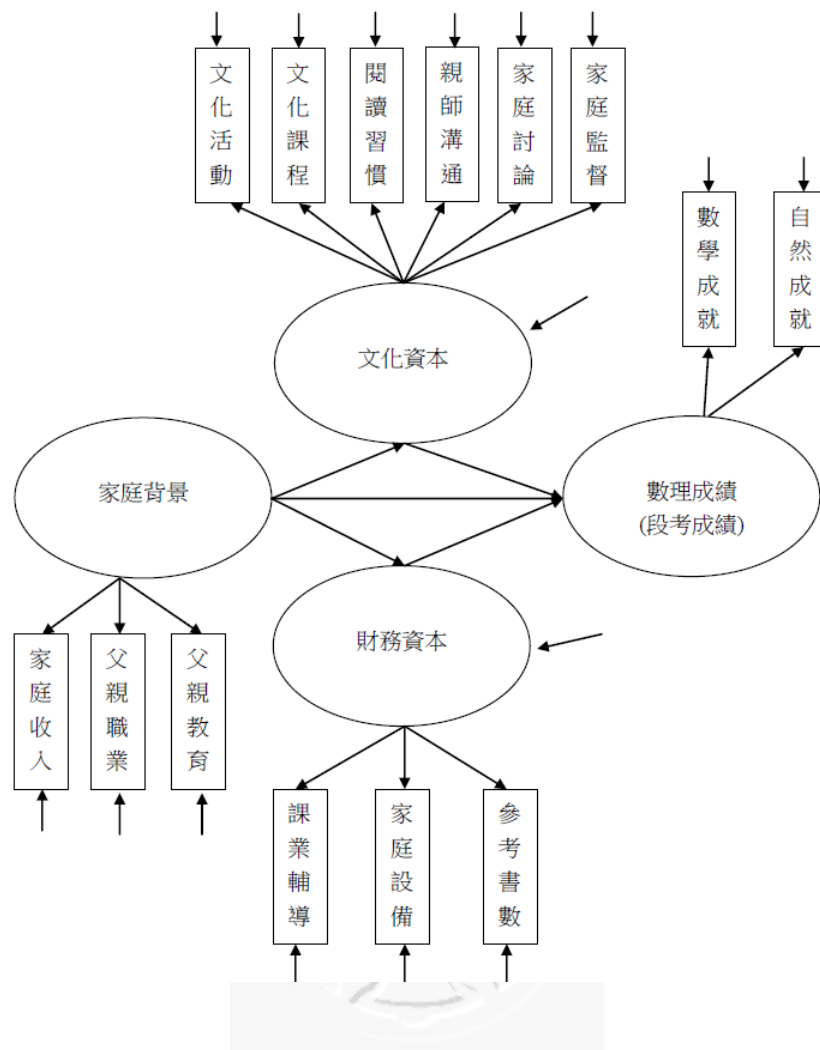


圖2-13 吳素媛的研究模式

資料來源：吳素媛（2004：44）。

林俊瑩（2007）的博士論文主要討論影響學業成就的機制，文中納入文化資本、家庭教育資源、學習態度、負面文化資本等潛在變項，並利用台灣教育長期追蹤資料庫（TEPS）的資料檢證此一模式（見圖 2-14）。從資料來看，整體模式已達適配，代表本模式是可成立與接受，從數據也可以看出家庭教育資源對於學業成就的影響，直接效果值為.11，間接效果值為.057，反映文化資本等因素除了直接影響成就外，還可能間接透過學生自身的學習態度影響成就，此項結果研究

與國外 Wildhagen (2009) 和 Dumais (2002) 的研究相同。

林俊瑩 (2007) 的研究較吳素媛 (2004) 的研究，在影響因果路徑的分析有明顯的改進，也可以看出社經地位是如何透過家庭資源、學習態度等影響學習成就。然而或許是因為研究者的目的不在釐清文化資本的作用，只是企圖解釋可能造成學業成就高低的原因，因此本研究與巫有鎰 (1999) 也有理論混淆的情況，且以家庭資源作為潛在變項，同時混合了財務資本、社會資本，因此在變項關係上，只能看見家庭資源對學業成就的影響，很難單獨看出文化資本的影響力究竟有多少。此外，其模式也有基本的統計邏輯問題，像是「文化資本」變項一方面是測量變項，一方面搖身一變又變成「負面文化資本」的潛在變項，著時令人無法釐清究竟作者要表達的文化資本到底意指為何。

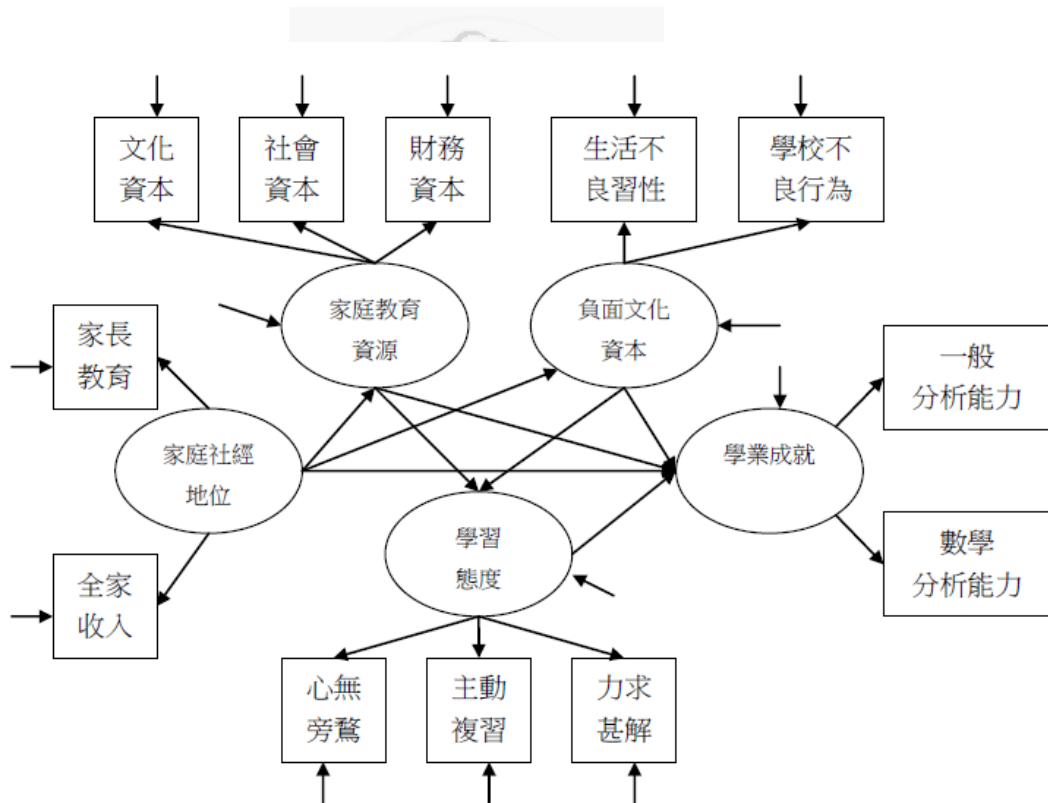


圖2-14 林俊瑩的研究模式

資料來源：出自林俊瑩 (2007：86)。

張芳全（2006）則是在檢討過去的理论後，在既有社經地位、文化資本與學業成就的路徑過程中，納入教育期望這個變數，並建構出其研究模式（見圖2-15），並以基隆市小學一年級學生為研究對象，透過自編的問卷收集資料以驗證其模式。從資料來看，本模式也是成立的，然而就細部路徑關係來看，社經地位並不會透過教育期望影響學生的學業成就，反而是透過文化資本間接教育期望。本研究雖然呈現文化資本具有正向的影響力，然而研究者卻對文化資本與家長教育期望的因果路徑抱持懷疑的態度，究竟是文化資本影響教育期望，抑或是教育期望高者會加強累積文化資本，兩者間的邏輯關係可能要再深思。

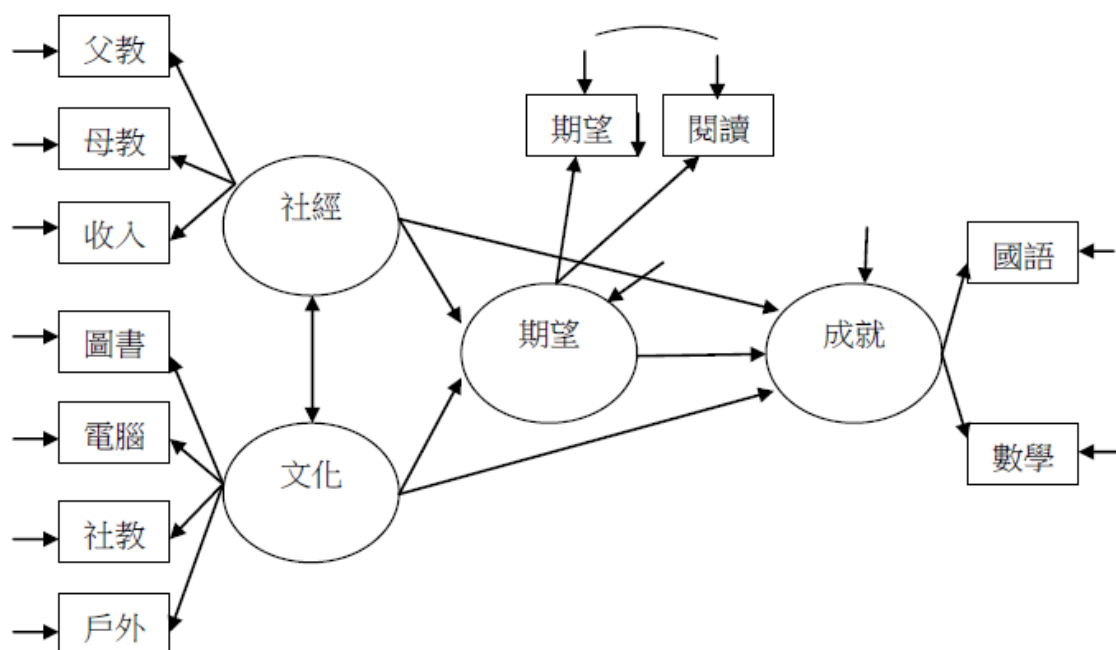


圖2-15 張芳全的研究模式

資料來源：出自張芳全（2006：272）。

#### 肆、國內外其他量化研究的成果

除了前述的研究之外，在國內外還有許多其他有關文化資本與學業成就的文章（相關量化研究的結果，整理如表2-1）。在國外，Kalmijn 與 Kraaykamp（1996）

以父母是否去古典音樂、戲劇或藝術博物館、鼓勵子女閱讀為文化資本的指標，比較黑人與白人的文化參與對教育取得的影響，發現在控制家庭背景之後，文化資本有利縮短黑白之間的教育差距，有利於提升黑人的教育年數。Aschaffenburg 與 Mass (1997) 則利用父母與子女參與藝術課程為文化資本，調查對於教育轉換 (educational transition) 的影響，結果獲得確實存在效果。

在國內，林松齡 (1999) 以母親的教育作為文化資本，預測學生的學業成就<sup>8</sup>，發現母親的文化資本對於子女的學業成就有顯著的正向影響。巫有鎰 (2007) 重新以其定義的文化資本愛念檢定台東縣長期追蹤資料庫，也得到與 1999 年類似的結果，負面文化對學業成績有不利影響，參加才藝班則有正面的效果。

蔡蕙如 (2007) 則是以台北縣為對象，比較國小教師與一般家長對子女教育投入文化資本、社會資本的差異，他發現教師無論在社會資本與文化資本的投入均比一般的家長，然而在文化資本指標四個細項<sup>9</sup>中，卻僅有父母的教育總年資對於學生的國語、數學學習成績具有顯著影響。

李威伸 (2003) 以台中縣國中生為對象調查，並自行設計問卷調查文化資本與學業成就的關係，問卷內涵同樣參考三個資本的形式，才藝學習、對藝術的喜好被當成內在形體化資本的指標，家中的收藏、書籍等設備則是被當成實體化的資本、父母的學歷則是被當成制度化的資本，研究發現對基測成績的預測上，不同資本量的擁有者在學業成就上有差異。

陳青達 (2006) 修改李威伸 (2003) 的問卷，但在內在形體化的資本中新增如自我教化與學習態度的向度，包含自己到圖書館借書、電視的時間、類型音樂的喜好程度、課業的複習狀況等，結果發現內在形體化的文化資本對於平時成績有明顯影響，文化的總量多寡在自編的成就測驗上也呈顯著差異。

---

<sup>8</sup> 本文的學業成就是以學生所屬學校的等級來劃分，為二分變項，普通高中為高學業成就，高職與綜高為低學業成就。

<sup>9</sup> 四個細項分別為文化活動參與、文化素養、儀容禮節、父母教育總年資

林碧芳（2011）分析 TEPS 四波的資料發現，文化資本確實會對學生的學習成就產生作用，但會隨著學習年紀提高而降低影響力，其次文化資本的豐富與不足會拉大學習的差距。

綜合上述的研究，當前有關文化資本理論研究的成效，呈現出定義不一與效果無定論的現象。如純粹以高級文化來預測學業成績，效果多半不顯著。但如果將文化資本定義擴大為教育資源、閱讀與課後活動，則文化資本即可能對學業成就有影響效果。此外，部分研究也進一步發現男女之間，以及差異社經地位家庭，文化資本效果有別的情況。另，國內也有部分學者採用負面文化資本觀點，發現負面文化資本對學業成就有負向的效果。

表 2-1 文化資本與學業成就關係之量化研究結果

| 作者(年代)                                | 文化資本定義           | 依變項              | 研究結果  |
|---------------------------------------|------------------|------------------|---|
| DiMaggio(1982)                        | 高級文化             | 學校成績(數學、歷史、英文)   | 男女皆有效果；低教育程度家庭男性效果大於高教育程度家庭男性；高教育程度家庭女性大於低教育程度家庭女性。 |
| Teachman(1987)                        | 教育資源             | 教育取得             | 男女皆有效果  |
| Farkas (e.t.c.)(1990)                 | 負面生活習慣           | 教師成績(歷史、地理、公民)   | 有效果   |
| Kastillis & Rubinson(1990)            | 高級文化             | GPA(語文、數學、科學、歷史) | 沒有效果  |
| Kalmijn & Kraaykamp(1996)             | 高級文化/閱讀          | 教育取得             | 有效果   |
| Aschaffenburg & Mass(1997)            | 課後課程             | 教育轉換             | 有效果   |
| Wong(1998)                            | 高級文化             | 子女教育取得           | 有效果   |
| Roscigno & Ainsworth-Darnell(1999)    | 高級文化/課後課程/家庭教育資源 | GPA(數學和閱讀綜合分數)   | 高級文化無效果/課後課程、家庭教育資源有效果                              |
| De Graaf & De Graaf & Kraaykamp(2000) | 高級文化/閱讀          | 教育取得             | 高級文化無效果/閱讀有效果                                       |

表 2-1 文化資本與學業成就關係之量化研究結果(續 1)

| 作者(年代)                   | 文化資本定義                               | 依變項                | 研究結果   |
|--------------------------|--------------------------------------|--------------------|--|
| Dumais(2002)             | 高級文化/課後課程/家庭教育資源                     | GPA(英文、數學、科學、社會)   | 男性無效果/女性有效果  |
| Jæ ger & Holm(2007)      | 高級文化/閱讀/教育資源/父母語言                    | 教育取得               | 有效果  |
| Wildhagen(2009)          | 高級文化/課後課程                            | GPA；閱讀成績           | 有效果  |
| Yamamoto & Brinton(2011) | 高級文化/課後課程/教育資源                       | 自評學業成績等級、學校等級、教育取得 | 有效果  |
| Jæ ger(2011)             | 高級文化/閱讀/課後課程/嗜好、社團                   | PIAT(閱讀認、理解、數學)    | 閱讀對閱讀理解有效果，但高社經地位家庭效果高於低社經家庭/高級文化對高社經家庭閱讀理解成績有效果，低社經家庭則無/課後課程對閱讀理解成績有負向效果，對低社經家庭效果高於高社經家庭/嗜好與社團對高社經家庭閱讀理解成績沒有效果，對低社經地位家庭則有效果。整體來看，閱讀、課後課程及嗜好社團對數學成績有效果/嗜好社團對高社經地位家庭數學成績沒有效果，對低社經地位家庭則有效果 |
| 黃毅志(1994)                | 教育資源                                 | 升高職、五專             | 無效果  |
| 巫有鑑(1999)                | 高級文化/負面生活習慣/流行文化/本土文化/學習習慣/課後課程/負面休閒 | 國語、數學測驗            | 負面休閒有負向效果/課後課程有效果  |
| 林松齡(1999)                | 父母教育程度                               | 學校類型               | 有效果  |
| 陳怡靖、鄭耀男(2000)            | 高級文化                                 | 教育取得               | 無效果  |
| 陳順利(2001)                | 負面生活習慣/課後課程                          | 段考平均               | 負面生活習慣有負向效果/課後課程無效果  |
| 李威伸(2003)                | 高級文化/課後課程/家庭教育資源/父母教育程度              | 基測成績               | 有效果  |
| 李文益、黃毅志(2004)            | 高級文化/負面生活習慣/本土文化/流行文化/遊憩行為/負面休閒      | 學業平均               | 高級文化、負面休閒、流行文化、遊憩行為有負向效果   |

表 2-1 文化資本與學業成就關係之量化研究結果(續 2)

| 作者(年代)        | 文化資本定義                        | 依變項           | 研究結果  |
|---------------|-------------------------------|---------------|---|
| 陳曉佳(2004)     | 親子活動/家庭教育資源/課後課程/高級文化/教師評估    | TEPS 綜合分析能力測驗 | 親子活動對女學生有效果/家庭教育資源、課後課程及教師評估有效果                   |
| 吳素媛(2004)     | 高級文化/課後課程/家庭教育資源/閱讀/親子活動/親師關係 | 數理成績          | 閱讀、親子活動與親師關係有效果                                   |
| 王麗雲、游錦雲(2005) | 閱讀/課後課程                       | 暑期國語、數學成績差異   | 閱讀對國語有效果 /課後課程對數學有效果                              |
| 陳青達(2006)     | 高級文化/課後課程/家庭教育資源/父母教育程度/學習習慣  | 學期成績          | 高級文化、課後課程及學習習慣有效果                                 |
| 張芳全(2006)     | 高級文化/家庭教育資源/教師評估              | 段考國文數學成績      | 有效果   |
| 巫有鑑(2007)     | 高級文化/負面生活習慣/流行文化/負面休閒/課後課程    | 國文、數學成就測驗     | 高級文化無效果/負面生活習慣有負向效果/課後課程有正向效果                     |
| 盧淑華(2007)     | 高級文化/嗜好與社團/課後課程/親子活動          | TEPS 能力測驗     | 整體來說有效果。在高中教育階段，高級文化與課後課程有效果/在國中階段，親子活動與高級文化有效果   |
| 蔡蕙如(2007)     | 高級文化/親子活動/儀容態度/父母教育程度         | 國文、數學段考成績     | 父母教育程度有效果   |
| 林俊瑩(2007)     | 高級文化/負面休閒                     | TEPS 能力測驗     | 負面休閒有負向效果   |
| 周新富(2008)     | 高級文化/閱讀                       | 段考各科平均        | 無效果   |
| 蘇船利、黃毅志(2009) | 高級文化/負面生活習慣/本土文化/流行文化/負面休閒    | 國、英、數三科平均     | 高級文化有正向效果/負面生活習慣有負向效果/本土文化無效果/流行文化有正向效果/負面休閒有負向效果 |
| 林碧芳(2011)     | 高級文化/親子活動                     | TEPS 能力測驗     | 有效果   |

## 伍、當前文化資本研究的反省與檢討

### 一、對文化資本的定義修正是否過了頭？

文化資本研究在結果上的差異，最根源的核心即在操作定義的分歧。由於 Bourdieu 主要關心整體狀態的理解，不喜歡非常明確的定義（Bourdieu & Wacquant, 1992：95-96），因此個別研究者將文化資本概念意涵轉為研究操作定義所採用的指標時，往往是眾說紛紜。從前述的分析和探討中也可以清楚發現，文化資本的定義，實際上是在 DiMaggio（1982）所建立的高級文化的基礎上不斷擴張，甚至是自己按照自己對個別文獻的理解自行發展。無怪乎，周新富（2008：14-15）即批判“文化資本與學業成就是否有顯著關係，要視研究者對文化資本如何界定”。端視這些文化資本定義，大抵可以分成以下幾類：

#### （一）文化活動的參與

由於 Bourdieu 許多文獻資料中顯現，不同地位身份的人在文化消費上的習慣有著明顯的差異（Bourdieu, 1977a; 1984），因此許多學者紛紛參考其調查內容，選擇文化活動的參與當作文化資本的指標。此類調查中又可分成兩類，一種是考量文化資本是源自環境的氛圍與家庭內的教養，因此選擇把父母親的文化參與或帶領子女參加等當成文化資本，另外一種則是直接測量當事人的文化參與，以檢視文化參與情況與效果的關係。

前者例如 De Graaf、De Graaf 和 Kraaykamp（2000：182）的文化資本指標類似 Kalmijn 與 Kraaykam（1996）的研究調查受訪者父親在其 15 歲時在文雅活動與閱讀活動的情形，但更為細緻，活動方面包含了美術館、歷史博物館、歌劇與芭蕾舞表演、古典音樂會、劇場演出，閱讀方面則是宗教與歷史小說、驚悚與科幻小說、荷蘭文學、翻譯文學與原文的文學作品等。黃雁祥（2010：54）則是在自編的問卷中，把父母親留意藝文表演的訊息、家長的閱讀習慣、帶子女到書店買書、鼓勵子女圖書館看書、帶子女欣賞藝術表演和展覽等行為都視為家庭內的文化涵養。後者最典型的例子莫過於 DiMaggio（1982：193）把高級文化當成

文化資本的例子。國內，蘇船利與黃毅志（2009：113）與巫有鑑（2007：43）界定文化資本時，也把填答者聽古典音樂、國樂、音樂會、看戲劇表演、逛書店、電影等當成是精緻文化資本。

## （二）文化產品的擁有

由於 Bourdieu（1986）所指稱文化資本包含內在形體化、實體化與制度化三類，因此，也有部分的學者把家庭內所擁有的文化產品，也當成是文化資本的內容之一，例如黃毅志（1994：53-54）的文化資本包含有兩個項目，其中之一就是國（初）中時期家中所擁有收音機、音響設備、電視機、報紙與雜誌等文化產品地情形。許崇憲（2002：37）針對台灣地區家庭背景與子女學業成就關係的研究進行後設分析，也在文化資本項目內納入家中的文化條件與環境，包括圖書、雜誌與報紙的數量，以及是否有鋼琴或小提琴等設備等。陳青達（2006：245）在其問卷中，除了有與李威伸（2003）相近的報紙、書房、電視、電腦等調查項目外，還增列一些工具書（像是字典、辭典）與電子設備（如隨身碟、MP3）等。Jaeger（2011：286）則是僅把圖書數量列入文化資本的調查。

## （三）文憑的擁有

由於 Bourdieu 的文化資本的形式有一項制度性的資本，主要是談論有關文憑的部分（Bourdieu,1986），因此也有部分學者將父母親的學歷當成是文化資本，例如林鶴齡（1999）、蔡蕙如（2007）、李威伸（2003）等。

## （四）參酌國情自行修正的文化資本定義

文化資本指標是否能夠放諸四海而皆準，一直是個爭議的議題。如許崇憲（2002：53）即引述符碧真（1999）認為中小學教師多來自下層白領和藍領階級不具備中上層的文化資本的論點，強調文化資本在台灣地區的適用性應該被保留。因此，學者們也會依據本身國情與實際現場情況，針對文化資本定義進行修正，以下即為各學者提出的操作定義。

## 1. 家庭教養方式

Lamont & Lareau (1988) 深入分析了美國自身的文化特性，認為許多來自法國的這些文化活動並不一定是美國中上階層會做的事。Dumais (2002) 反思為何文化資本作用不大時，也認為文化資本的指標應該對應於美國社會。因此，Lareau (1987; 2002)、Lareau 與 Horvat (1999) 等，從場域與資本的相互詮釋、社會排除 (social inclusion) 與納入 (social exclusion) 的概念，認為在學校場域越來越要求家長參與的情況下，把像是讀書給小孩聽、和老師多連絡等，親師關係與家長在家的教養方式就變成影響子女教育成就的文化資本，中上階級因為積極參與學校事務，並能積極監控與安排子女生活與學習，因此其子女成績會較佳，勞工階級則相反。

類似此種把家長對子女學習習慣的教養當成是文化資本的觀點，在國內頗為普遍，陳青達 (2006) 在其碩士論文裡即把家庭內對良好學習習慣、學習態度、生活習慣、待人接物等列入內在形體化的文化資本；陳珊華 (2004) 在有關小學生的文化資本累積的調查中，也清楚地分析不同社經背景的家庭對於子女活動安排與休閒時間規劃的差異。

## 2. 課後課程

Aschaffenburg 與 Mass (1997) 則指出文化資本不能使用 1、2 次的高級文化參與來評估，而應該採用相對比較長時間的文化課程的學習來認定。把參加校外文化課程當成文化資本的做法，後來也普遍為學者所採用像是 Roscigno 與 Ainsworth-Darnell (1999)、Dumais (2002)、Wildhagen (2009) 與 Jaeger (2011)。類似的作法在國內也有類似的作法，像是李威伸 (2003)、陳青達 (2006)、黃雁祥 (2010) 等，均把才藝班當成是文化資本。此外，像是王麗雲與游錦雲 (2005) 除將台灣補習與才藝學習盛行的現象也納入文化資本的指標項目之中，還進一步區分出才藝型補習的文化資本與閱讀型的文化資本等兩類。

### 3. 多元文化

也有學者指出 Bourdieu 的文化資本內涵僅包含上層階級文化似乎過於狹隘，像是 Erickson (1996: 224) 即認為過分強調高級文化在形塑社會階級的重要性，容易忽略場域的不同，高級文化也可能會有不適用的問題，像是私部門的企業，因此沒有一種文化可以構成所有形式的不平等。為此，他提出多元文化觀 (cultural diversity) 看法，強調網絡的不同，文化也不同。Farkas 等人 (Farkas & Grobe & Sheehan & Shuan, 1990) 延續這樣的想法並在其研究中納入工作態度、缺席天數、外表服裝等。這些的觀念，也受到國內一些研究者的注意，並運用在他們的研究中，像是蘇船利與黃毅志 (2009)、李文益和黃毅志 (2004)、巫有鎰 (1999、2007)、林俊瑩 (2007)。

由這四類定義可以看出文化資本在操作定義上的複雜度。為免掛一漏萬，學者們在實際從事研究時，往往不會僅採取單一的文化資本指標 (特別是量化取徑的研究者)。這樣的做法或許感覺可以更整全地掌握 Bourdieu 所提出的文化資本概念，但研究者卻認為可能存在下列幾種疑慮：

(1) 定義修正過頭，可能形成什麼都是，卻也什麼都不是

文化資本是 Bourdieu 創立用以解釋社會再製的解釋工具，其背後所蘊含的是「不同身分階級-不同消費文化」的邏輯，因此並非所有文化活動都可以被認為是文化資本，或是所有身分階級人們的活動都是相同的，研究者應回頭思考檢視學校場域內可被接受的價值行為，以能符合 Bourdieu 有關資本的原意。但部分學者的研究多未能先深究所調查活動是否存在階級差異，或甚至有更多根本無關乎階級文化的調查 (例如抽菸、喝酒)，而往往直接就把所有文化活動拉拉雜雜視為等值，然後進行題項分數的加總，並用以投入統計分析。這樣的作法不僅無助於釐清文化資本理論是否有效用，更可能產生對於文化資本理論的誤用。例如翹課行為明明是個人的行為問題，但是假設把翹課行為當作負面文化資本，當最後產生對學業效果有負面效果時，那麼我們是否該判讀文化資本對學業成就解釋

作用？文化對 Bourdieu 來說，並沒有先天的優劣差異，有的只是場域的差別，可能會使得某些文化被合法化形成象徵暴力，具有場域競爭的優勢（Bourdieu & Wacquant, 1992），但這並不固定的長久現象。伴隨著時空的改變，非主流文化亦有可能反轉為主流。

分析文化行為時，應該先回歸到場域的邏輯，才能理解人們是如何去進行文化實踐。然而當把文化資本的內涵，涉入一些主流文化的價值，例如 Farkas (e.t.c.) (1990) 使用缺課天數、服裝儀容等，都容易讓文化資本理論淪為文化缺陷論，形成主流文化的觀點用以“印證”自身的優越性的工具。

故，研究者認為太多擴張的作法，甚至修正或新創，對於聚焦文化資本的效果討論並無助益，有關文化資本的操作定義，最好仍應該要回到 Bourdieu (1986) 的分類、DiMaggio (1982) 的操作定義，以及該國家場域的實際現況來進行分析。

(2) 結果欠缺文化資本的適用性反省——階級再製的工具或是教育資源

不論文化資本對學業成績的實證結果有幫助或是沒有顯著，研究者認為自 DiMaggio(1982) 以降的量化研究，其結果多半只是在擴大或維持 Bourdieu 的定義中打轉，鮮少深入反省 Bourdieu 理論中文化資本的角色問題-文化資本究竟是一種階級再製的工具或是教育資源。

DiMaggio (1982: 190) 文中曾根據 Bourdieu 的文化資本理論，提出文化再製 (cultural reproduction model) 與文化流動 (cultural mobility model) 等兩種模式。這兩種模式的背後，實際上代表兩種不同的思維。以前者來說，文化資本應該是具有強烈的地位特性，扮演階級再製的工具，這一點在 Lamont & Lareau (1988: 156) 討論文化資本定義時，即顯現得非常清楚。他們認為文化資本是一種“制度化、廣泛共享的高地位文化訊號（如態度、偏好、正式知識、行為、物品或文憑）”，用以為社會與文化排除。

因此，研究者應該著重分析文化資本與地位間的關係，並從而討論與學業成就的關聯性。以後者來說，文化資本所代表的則是一種上層階級的行為模式，不限於上層階級擁有，所以無論是優勢階級或弱勢階級只要學習到此種模式，即有利於向上流動。因此，採用何種文化資本的操作定義指標，其背後某種程度即隱含該指標的預設，研究者在撰寫成果時應該進行反省。但自 DiMaggio 提出兩個模式以來，許多的量化研究，特別是國內的量化研究多半是採取後項的作法。這樣的方式並沒有錯誤，因為確實掌握部分文化資本的內涵與可能的解釋效力。但是未對於角色的反省的做法，則無助於深化探討 Bourdieu 的文化資本論點的正確與否，與“解開為何有利特權階級者何以能夠獲致學業成功的謎團”(Kingston, 2001: 92)。因此，研究者應該要清楚自身定義的立場，並且進一步討論對階級再製或流動的影響性。

## 二、越多理論越好？

過去有關國外文化資本研究的文獻主要是按照 Bourdieu 的內在形體化、實體化與制度化三類文化資本進行調查，然後直接探討資本的高低對於成績的影響，如 DiMaggio (1982)、DiMaggio & Mohr (1985)、De Graf & De Graf & Kraaykamp (2000)、Katsillis & Rubinson (1990) 等人均是如此。唯近年來的發展趨勢，已經開始開始由探討文化資本的效用高低，轉向探討文化資本影響的過程機制，例如 Roscigno 與 Ainsworth-Darnel (1999) 強調教師的觀感可能會影響文化資本的效用，Dumais (2002) 則重視學生自身的習性角色，又 Wildhagen (2009) 則利用結構方程模式檢證文化資本的影響路徑。但無論是前期或是近期，綜觀國外文化資本研究的發展趨勢，多仍謹守於文化資本理論的方向，持續進行深化的研究。

然而反觀國內自引進文化資本的概念後，鮮少單純以文化資本為探討對象的量化研究，如黃毅志 (1994) 只是把文化資本當作影響教育取得的變項之一，其他還有補習教育、打工賺錢；又巫有鎰 (1999) 同時使用文化資本、社會資本與

財務資本來預測學生的學業成就等；林俊瑩（2007）的研究也存在類似的問題。這樣的做法，若從發掘影響學業成就的影響因素來看，並沒有錯誤。但是卻容易忽略理論之間的內涵混淆問題，像是家庭教養在 Coleman（1988）的觀點裡屬於社會資本，但是內涵卻也接近 Bourdieu（1986）文化資本中的內有形體化類型。所以，研究者認為當前國內的文化資本研究，除了缺乏對於理論內涵的分析外，且也僅停留在統計解釋力的多寡，無助於解開文化資本的影響機制謎團。是以研究者主張文化資本的研究應該單純化，避免融入其他可能相互混淆的理論。

### 三、忽略的議題有哪些？

#### （一）性別

早在 DiMaggio（1982）的研究中即發現文化資本再製理論在不同性別間有不同的效果。然而在後續的研究中，除 Dumais（2002）外，無論是量化研究或質性研究，多半未涉及此一議題。縱使有提及性別間的文化資本差異，也未深入探究影響機制，僅流於描述現況。不同的性別的文化資本培育會否受到家長重男輕女的影響而有差異？是否有傳統上的學科效果的影響？男女學生會否因為文化資本的關係對自我的抱負想法有所不同？相關的疑惑可能須加以研究才能釐清。

#### （二）教師效應與學生習性

Kingston（2001）的文章中即曾提到當前的文化資本研究，忽略教師效應（teacher effect）的問題。雖然在國內外最近的研究趨勢來看，確實已經開始注意到這個現象，但在量化研究裡似乎仍是少數。然而研究者認為文化資本研究，不能忽略教師的因素。蓋因如果主張學生參加文化活動，例如參觀博物館、美術館等，因而對於學業成就產生直接影響，這樣的論點似乎感覺有點牽強。因為參觀博物館、美術館等與數學成績、國文成績有何關聯？兩者間似乎只有透過教師一途，才能產生連結。學生因為參加文化機構，產生的氣質或是行為被教師所認同和肯定，也才能進一步對學業成績產生提升的鼓勵效用。因此，未來的文化資本研究

不能忽略教師的角色。

此外，雖然 Dumais (2002) 的文章曾論及習性的重要性，但也少見國內研究者關注。然而習性是一種性格傾向，可以是外在的行為舉措，也可以是內在的觀念想法，最初在家庭內習得，並形成接納和吸收教室訊息的基礎 (Bourdieu, 1977b: 43)。因此，一個人的習性當然會影響其對於教育價值的認知與努力的程度。如果個人從小就被教導要努力追求教育成就，並給予大量的文化資本的投資，可預見其對自身的未來期望也會比其他未投資者高，也更能相信教育能帶給自身利益；反之，則會排斥教育可能帶來的功效。以 Wills (1977) 的研究為例，中產階級認為學校知識是一種資格，是向上流動的力量，因此在學校把精力擺在求學，但是對於來自勞工階級的 lads 來說，因著其重視實用輕視理論的文化特性，反而認為學校知識是一種壓迫，不積極學習，甚至是產生作怪，反抗教師權威等行為。Devine (2004) 調查許多成績不錯的中產階級子女與家長有關家庭教養的議題時也顯現，這些家長會不斷透過像是“我上大學，你也必須上大學”“教育是為了找到好工作”、“我很後悔沒有大學學歷”等話語來灌輸子女積極求學，並會安排規劃許多活動與課程，像是從小安排上具有課程理念的蒙特梭利幼稚園、大量的閱讀、音樂、旅行等等，培養子女的教育與職業性格傾向。因此，研究者認為未來的文化資本研究，習性也是另外一項重點。

## 陸、本節小結

Bourdieu 提出文化資本的概念，但是落實到實際量化統計時，卻發生操作定義困難的問題。DiMaggio (1982) 是首位以文化資本來預測學業成績的學者，其統計模型廣為後續學者沿用，並在其基礎之上提出各種新的中介變項，如 Farkas 等 (2002) 加入教育背景與學生特質；Roscigno 與 Ainsworth-Darnel (1999) 加入師生互動過程；Dumais (2002) 則新增習性變項，比較文化資本與習性影響力大小；Wong (1998) 同時採取社會資本、文化資本進行研究；巫有鎰 (1999)

則首先使用負面文化資本的變項來預測學業成績。另，有鑑於過去探討文化資本變項多採用迴歸方式，無法將潛在變項的測量誤差納入考量，也不易探討文化資本對學業成就的實際影響路徑，因此國外如 Wildhagen (2009) 改採用結構方程模型，針對文化資本影響過程進行探討。國內也有吳素媛 (2004)、林俊瑩 (2007) 及張芳全 (2006) 等文章採用類似的方式。

研究者歸納各研究發現，當前對於文化資本理論研究存在操作定義不同與效果不同的問題，大抵採用高級文化來預測學業成就的效果不佳，採用家庭教育資源、課後課程、閱讀及負面文化的效果較高。對於此種擴大定義的做法，研究者認為並無不妥，但應警覺與反思擴大定義可能帶來的立場詮釋的問題。另外，本研究也認為文化資本研究應該單純以文化資本理論為主，不宜將社會資本等納入，以免產生理論混淆的情況。最後，研究者認為未來的文化資本研究應該要關注性別、教師與學生等議題。



## 第三章 研究設計與實施

依前章所探討之相關問題、研究模式，研究者將應用台灣長期教育資料庫所蒐集之資料，針對本研究之目的與待答問題進行探討分析。而本章即為說明整體研究架構、研究假設、考驗規準、資料特性，以及變項計分方式等。詳細內容如後所述。

### 第一節 研究架構

根據文獻分析，文化資本係扮演社經地位影響學業成就的重要中介變項，然而其確切影響力之高低及影響路徑為何，仍有待進一步探討。其次是文化資本在不同社經地位家庭、差異性別的影響力方面，結果似乎也有不同。因此，研究者決定以 Bourdieu 與 Passeron (1977) 的理論為基礎，並參酌 Kingston (2001) 的分析與批判，以及 DiMaggio (1982)、Dumais (2002) 與 Wildhagen (2009) 等人的相關研究後，建構出以社經地位為前置變項，文化資本、習性、教師知覺為中介變項，學業成就為結果變項的結構方程模式，以探討社經地位如何透過這些中介變項影響教育成就。研究主要分析架構如圖 3-1 所示。

#### 壹、研究變項

本研究之架構，包括社經地位、文化資本、教師知覺、習性、學業成就等四個潛在變項。其中潛在自變項為「社經地位」，主要以父親的教育程度、母親的教育程度及家庭收入等三個指標變項來表示。

潛在依變項分別為(1)文化資本，主要係參考 Bourdieu (1977a、1986) 有關文化資本的分類及王麗雲、游錦雲 (2005) 針對台灣特有的補習風氣所提出的文化資本樣態而來，包含實體化的文化資本、客觀形體化的文化資本及才藝補習的等三項指標變項；(2)教師知覺，主要是參考 Kingston (2001)、Roscigno 和 Ainsworth-Darnel (1999) 及 Wildhagen (2009) 的研究，主要是以國文、英文及

數學教師對學生表現的評估當作指標；(3)習性，是 Bourdieu 理論中的重要概念，反映出個人所屬階級生活對個人所形塑出之一種態度、觀點或思維，在 Dumais (2002) 的研究中，習性對於學業成就的確實扮演重要的中介影響，在本研究中主要是以個人對於未來的教育抱負與教育期望兩個變項來代表；(4)學業成就，主要以綜合分析能力變項來代表。



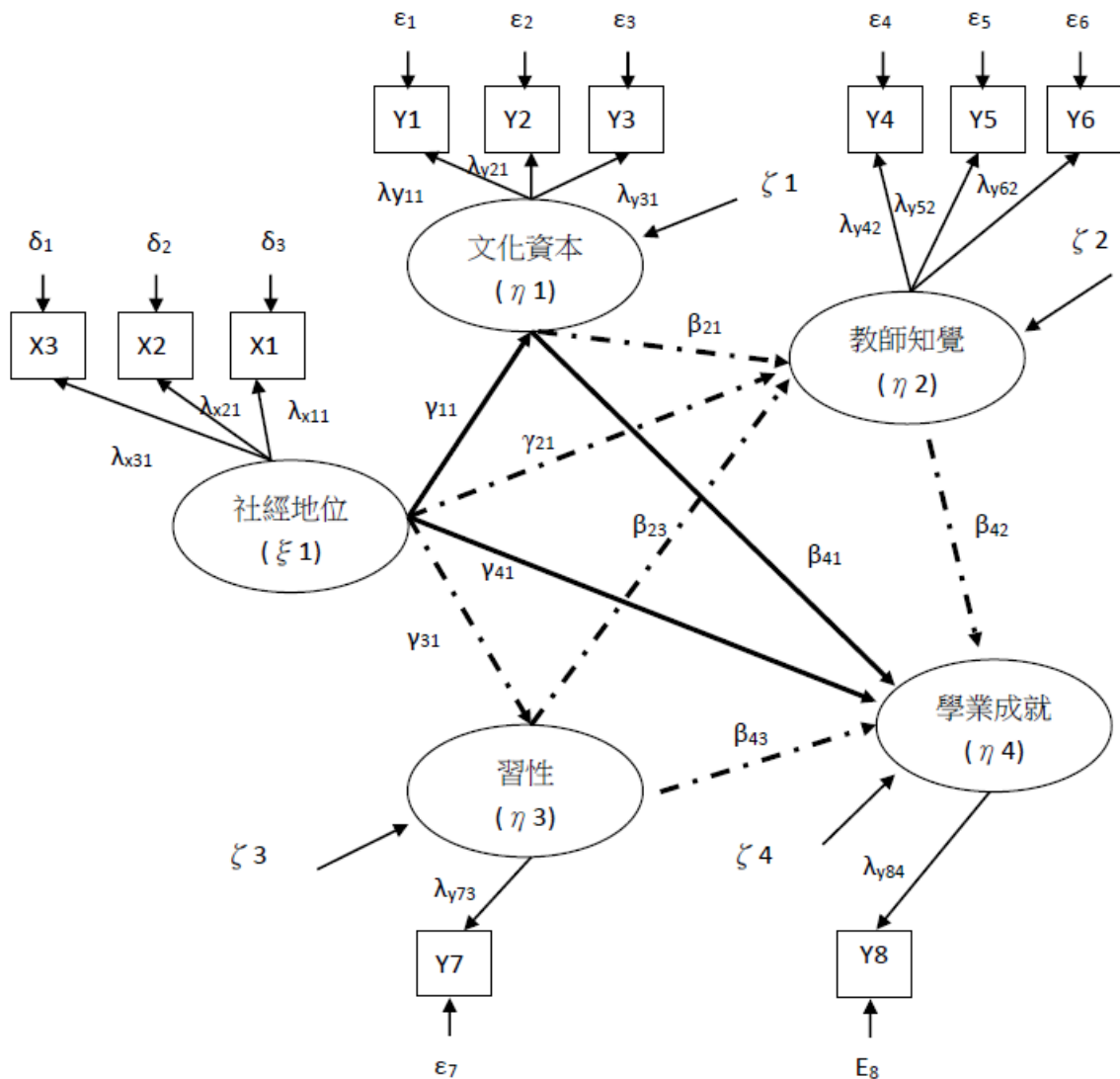


圖3-1 研究架構圖

實線-代表過去 DiMaggio (1982) 的研究模式；虛線-代表本研究所提出的假定路徑

| 社經地位(ξ1)  | 文化資本(η1)  | 教師知覺(η2) |
|-----------|-----------|----------|
| X1-家庭收入   | Y1-文化設備   | Y4-國文科教師 |
| X2-父親教育程度 | Y2-文化教養   | Y5-英文科教師 |
| X3-母親教育程度 | Y3-才藝補習   | Y6-數學科教師 |
| 習性(η3)    | 學業成就(η4)  |          |
| Y7-教育抱負   | Y8-綜合分析能力 |          |

## 貳、研究假設

### 一、文化資本模式的性別差異之分析

在 Dumais (2002) 的研究結果中，曾發現男生與女生在「文化資本」與「習性」影響「學業成就」有相當程度的差異，在「文化資本」對「學業成績」的影響上，女生高於男生，在「習性」對「學業成績」的影響上，男生高於女生。另，根據 Bourdieu 與 Passeron (1977) 的理論，「文化資本」在「社經地位」與「學業成就」間扮演中介的角色，亦即「文化再製」模式。但 DiMaggio (1982) 根據美國的資料提出「文化流動」模式，主張「文化資本」相對於社經地位來說，對「學業成就」有著獨立的作用，男生適用「文化流動」模式；女生則適用「文化再製」模式。台灣的情況是否也是如此？因此，本研究的第一組假設如下：

研究假設 1-1：男生與女生群組文化資本理論模式適配程度有差異。

研究假設 1-2：「文化資本」對「學業成就」的影響效果，女生高於男生。

研究假設 1-3：「習性」對「學業成就」的影響效果，男生高於女生。

研究假設 1-4：在文化理論作用模式裡，男生適用「文化流動」模式；女性適用「文化再製」模式

若男生與女生模式適配度確實有差異，將分別以男生與女生各自進行後續的假設考驗。若沒有顯著差異，亦即男生與女生適用相同的模式，將以整體樣本分析後續的假設考驗。

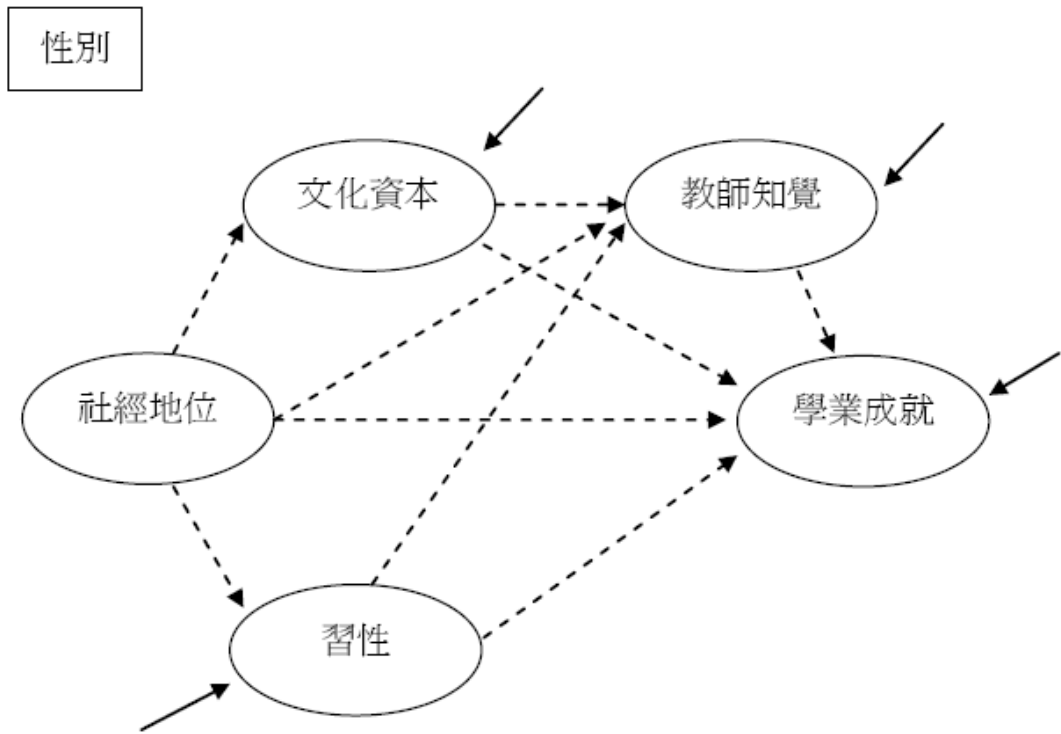


圖3-2 性別結構模式圖  
虛線：欲比較之路徑係數

## 二、「文化資本」中介效果之分析

自 DiMaggio (1982) 發表研究成果以來，「文化資本」對於「學業成就」是否會造成影響，一直是爭議的焦點。故研究者將在「社經地位」、「習性」、「教師知覺」與「學業成就」的模式，加入「文化資本」，以探討其在「社經地位」影響「學業成就」間的中介角色（如圖 3-3）。

依據這個想法，本研究的第二個假設如下：

- 研究假設 2-1：增加「文化資本」後，增加模式對「學業成就」的解釋量。
- 研究假設 2-2：增加「文化資本」後，減少「社經地位」對「學業成就」的直接效果

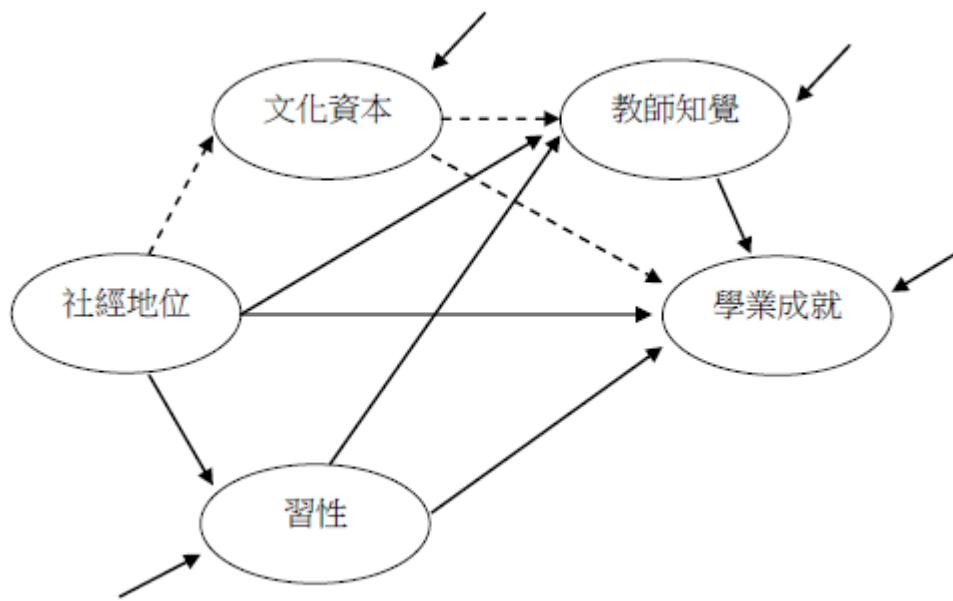


圖3-3 「文化資本」中介模式圖

實線：既有路徑，整體變項間關係為模式 A  
 虛線：增加路徑，整體變項間關係為模式 B

### 三、「習性」中介效果的分析

「文化資本」和「習性」同為 Bourdieu 文化資本理論中的重要概念，然而誠如 Dumais (2002) 批判的觀點，過去的文化資本研究似乎只考慮到「文化資本」，忽略了「習性」的重要性，特別是國內的研究多未將「習性」納入檢視，可能導致研究解釋的缺失。因為從階級生活中學習而來的習性，為學生看待世界的角度與模式，很可能會影響學生在學校中的日常作為。

又根據 Dumais (2002) 的研究結果發現，「習性」才是傳遞社經地位效果的主要管道，「文化資本」的重要性反而不如前者。因此，為清楚了解「習性」在模式中的影響力，本研究在「社經地位」、「文化資本」、「教師知覺」與「學業成就」的模式中，納入「習性」變項，介於社經地位與學業成就之間（如圖 3-4）。

針對這個部分，本研究提出第三組假設如下：

研究假設 3-1：增加「習性」後，增加模式對「學業成就」的解釋量。

研究假設 3-2：增加「習性」後，降低「社經地位」對「學業成就」的直接效果。

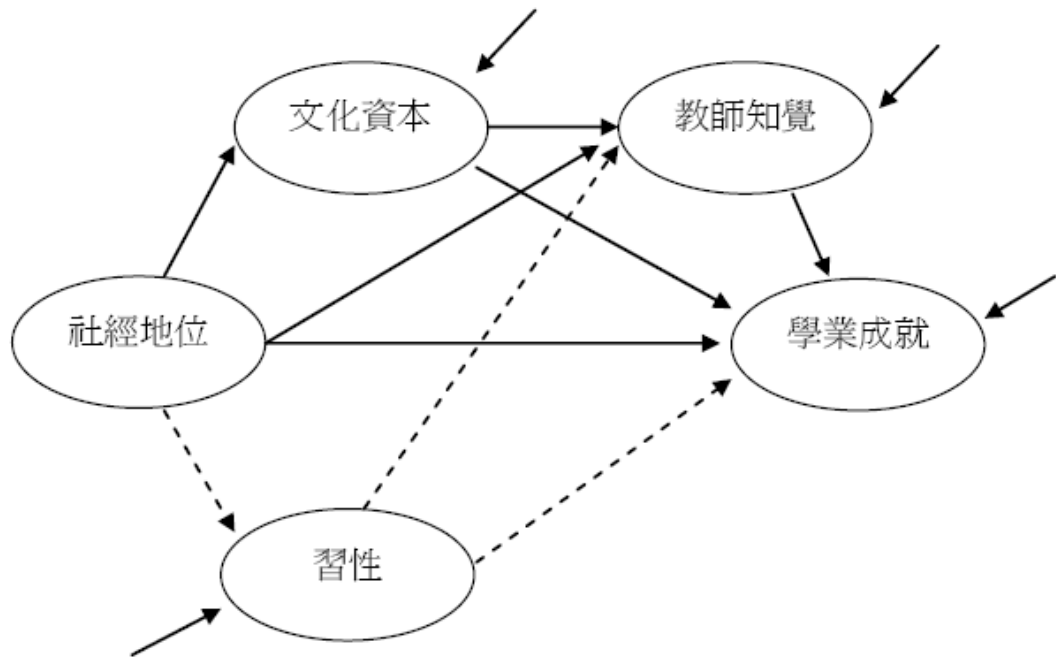


圖3-4 「習性」中介模式圖

實線：既有路徑，整體變項間關係為模式 A

虛線：增列路徑，整體變項間關係為模式 B

#### 四、「教師知覺」中介效果的分析

根據 Bourdieu 與 Passeron (1977) 的理論內涵來看，文化資本若要發生作用，需學校內有對應的機制。因此，Kingston (2001) 強調文化資本研究不能忽略教師的層面。從 Wildhagen (2009) 的研究分析，文化資本主要透過個人教育抱負或期望影響學業成就，教師的角色不顯著。但 Roscigno 和 Ainsworth-Darnel (1999) 的研究裡，卻顯示教師回饋在「文化資本」影響「學業成就」間扮演中介的角色。為確切了解教師在「文化資本」影響「學業成就」過程中的影響力，本研究在「社

經地位」、「文化資本」、「習性」與「學業成就」的基本模式中，加入「教師知覺」  
(如圖 3-5)。

據此，本研究的第四組假設是：

研究假設 4-1：增加「教師知覺」後，增加模式對「學業成就」的解釋量。

研究假設 4-2：增加「教師知覺」後，降低「文化資本」對「學業成就」的  
直接效果。

研究假設 4-3：增加「教師知覺」後，降低「習性」對「學業成就」的  
直接效果。

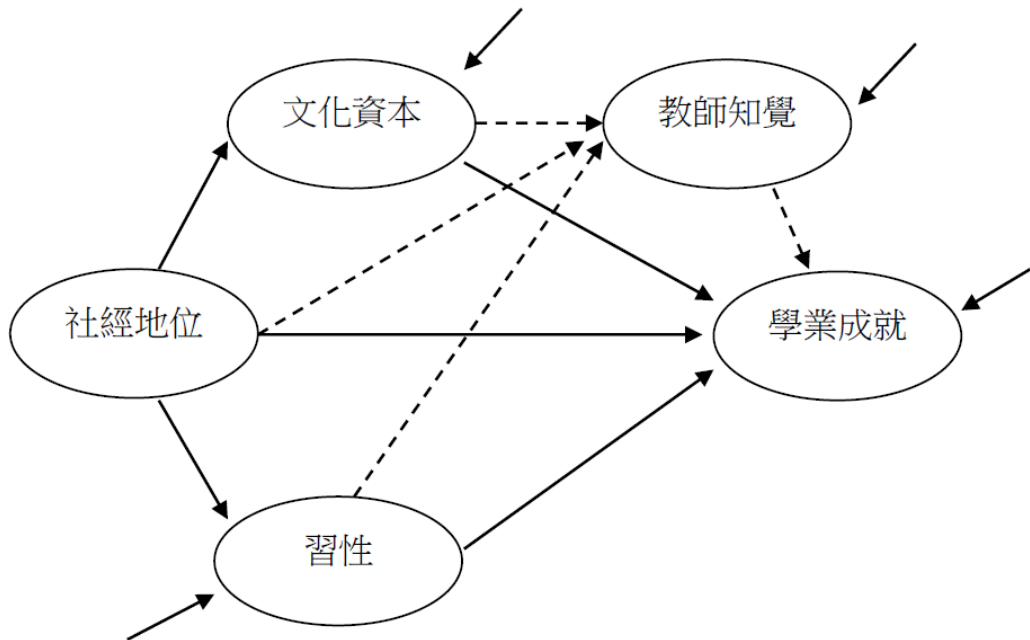


圖3-5 假設 4-1 考驗模式圖

實線：既有路徑，整體變項間關係為模式 A

虛線：增加路徑，整體變項間關係為模式 B

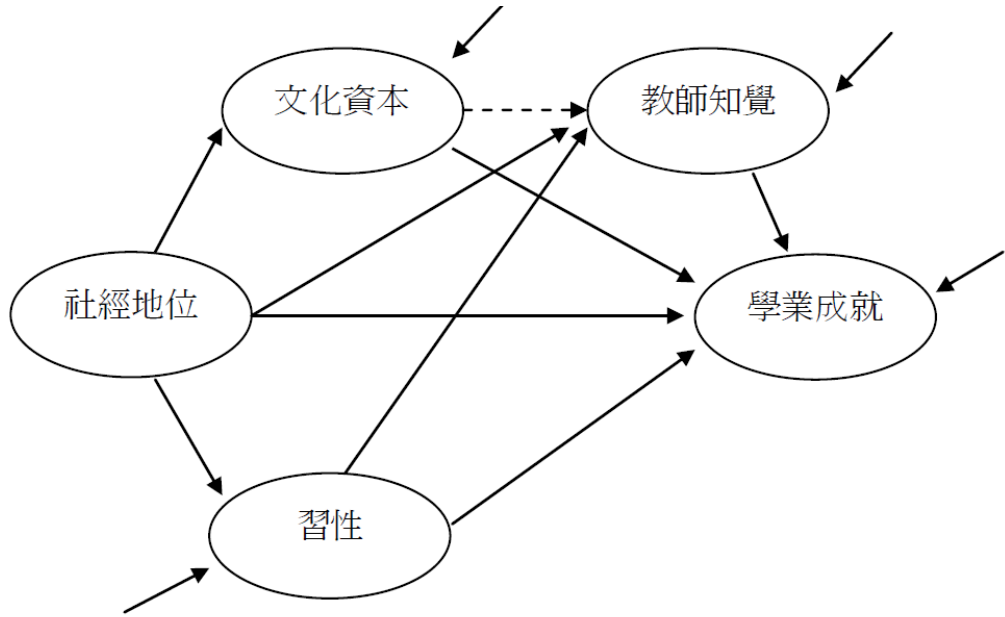


圖3-6 假設 4-2 考驗模式圖

實線：既有路徑，整體變項間關係為模式 A  
 虛線：增加路徑，整體變項間關係為模式 B

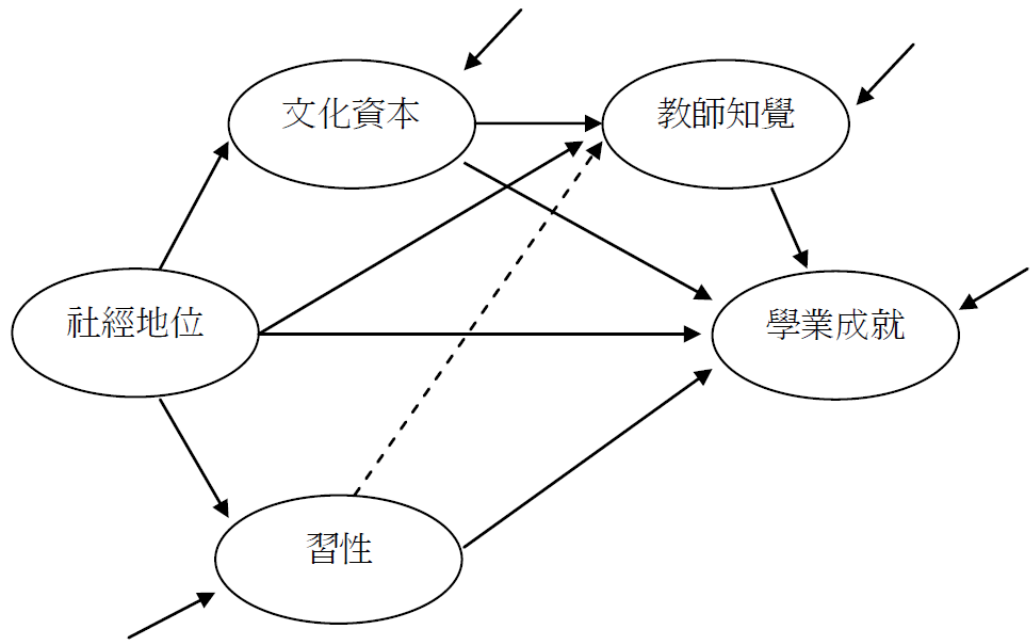


圖3-7 假設 4-3 考驗模式圖

實線：既有路徑，整體變項間關係為模式 A  
 虛線：增加路徑，整體變項間關係為模式 B

## 參、模式考驗

過去台灣在文化資本方面的研究，多半是多元迴歸分析的方式進行。然而這樣的作法是把各測量變項依序置入迴歸模式之中，並非同時檢視各變項效果，當各子細項係數若有的顯著，有的不顯著時，對於文化資本的概念適用性討論便會產生爭議。且多元迴歸分析假設變項的測量誤差是不存在，無法反映測量誤差存在的事實（余民寧，2006：26）。因此，本研究擬採用結構方程模式（SEM），參考國內外研究發展的趨勢，針對文化資本理論在台灣的適用性提出分析。採用 SEM 的理由有三：

- 一、可同時探討多個變項對依變項的關係，可避免研究零散化的問題。
- 二、透過潛在模式的建構，同時納入因素分析和徑路分析，可檢視各個變項所設定的理論構念與實際資料蒐集之間的符合程度，並驗證原初理論模式的因果假定，且可觀察測量誤差在模式中的影響
- 三、透過 SEM 所提供的是修正指數，可對模式中的各參數進一步處理，找出最適配的研究模式，有助於調整與修正理論。

模式考驗的策略則是參酌 Mulaik 與 Millsap(2000)所提出的四階段的策略，利用巢套模式比較各模式，以評估模式的適配性，過程包含未限制的測量模型(unrestricted measurement model)、限制的測量模型(restricted measurement model)、完整結構模式(structure model)與替代性競爭比較(alternative model competition)。

## 肆、模式修正與評鑑指標

模式的修正在 SEM 中是非常重要的一環。當研究者依據理論和過去研究所建構出的新模式提出後，接下來就必須針對此模式進行評估，以了解假想的理論模式和實際樣本資料模式間是否相符。如果有明顯差異，則研究者必須回過頭來

修正既有模式。據此，本研究將參考幾項重要的適配指標以修正模式，而能夠符合越多項指標者即為本研究所希望找出的較佳模式（張芳全，2006；黃芳銘，2004；Kline, 1998）。

### 一、整體適配指標

（一）卡方值（ $\chi^2$ ）：是測量整體適配的最原始指標，學者們建議顯著水準須大於 0.1 以上，模式才可以被接受。然而卡方值容易受到樣本大小的影響，因此我們仍然必須參考其他的指標。

（二）GFI（goodness of fit index）：類似決定係數的概念，如果可以達到 0.9 以上，代表理論模式與實際資料間有良好的適配。

（三）SRMR（standardized root mean square residual）：是前項指標的標準化的總和，主要是因為 RMR 指標無法具有判斷準則，所以進一步衍生而出。能夠為研究者所接受的 SRMR 值應該小於或等於 0.05

（四）RMSEA（root mean square error of approximation）：主要在找尋母群和模式的適配程度，相較於卡方值，比較不容易受到樣本大小的影響。小於或等於 0.05 算是良好適配，0.05-0.08 算是不錯的適配。

### 二、相對適配指標

（一）NNFI（non-normed fit index）：一般認為 NNFI 值在 0.9 以上，表示模式可以接受。越接近 1，則代表模式越佳。

（二）RFI（relative fit index）：是由 NFI 演變而來（normed fit index），其值在 0.9 以上，代表模式可以接受。

### 三、簡效適配指標：

（一）PGFI（parsimonious goodness-of-fit index）：PGFI 值介於 0-1 之間，數值越大表示模式越簡效，大於 0.5 以上比較好。

#### 四、內在結構適配指標

##### (一) 組合信度 (composite reliability)

Bogozzi 與 Yi (1988) 認為觀察變項對潛在變項必須達到一定反映，才能肯定潛在變項存在有效的建構，因此他們提出組合信度的概念，並認為信度值大於 0.6 較佳。其公式計算如下：

$$\rho_c = (\sum \lambda)^2 / [(\sum \lambda)^2 + \sum (\theta)]$$

$\rho_c$  為組合信度。 $\lambda$  為觀察變項在潛在變項的標準化參數。 $\theta$  為觀察變項的測量誤。

##### (二) 聚合效度 (convergent validity)

另為比較有多少潛在變項之變異性為觀察變項所提供，或有多少其他變異量是測量誤所貢獻，有學者認為可以參考觀察變項的平均變異數抽取量 (average variance extracted)，其值需大於 0.05 (Bogozzi & Yi, 1988)。其計算公式如下：

$$\rho_v = (\sum \lambda)^2 / [\sum (\lambda)^2 + \sum (\theta)]$$

$\rho_v$  為平均數變異數抽取量。

#### 伍、資料分析

資料的分析與討論並非只是事後單純檢視與呈現數據，而是在文獻與所得資料、模式修正中來回反覆的過程。透過文獻資料，修正研究模式；透過研究模式的驗證，加深理論的深度與應用性。本研究的資料分析主要是採用結構方程模型 (SEM) 來進行，並針對假設與考驗的結果，進一步探討結構的適配程度與效果大小。資料分析可以分成兩個階段來進行。

##### 一、驗證性因素分析階段

主要是針對模式中潛在變項的構念與各測量指標間的對應性進行分析，並根

據所得的結果進行調整。另，考量本研究樣本數龐大，在驗證性因素階段，若單純僅考慮卡方值差異，容易產生拒絕虛無假設的情況。因此，另參酌 Cheung 與 Rensvold (2002) 主張，將 CFI 值 (Comparative Fit Index) 差異納入假設考驗決斷基礎。

## 二、結構關係分析

按照前述調整的結果，置入結構中進行分析，並依據所得結果，以巢套模式進行模式比較與考驗，進一步探討較佳的結構理論模式關係。



## 第二節 研究工具

本節主要在說明本研究的資料來源、抽樣方式與資料內容。

### 壹、資料來源

「台灣教育長期追蹤資料庫」(Taiwan Education Panel Survey, 簡稱 TEPS) 係由中央研究院、教育部、國立教育研究院籌備處(2004~2007)和國科會(2000~2008)共同規劃的一項全國性長期的調查計畫(台灣教育長期資料庫, 2011)。本資料庫的形成主要是透過問卷方式,採分批、分年段的方式向國中、高中、高職、及五專學生收集資料,並以這些學生為核心,擴及瞭解影響學生學習經驗的最主要的幾個因素:學生家長、老師及學校(見圖 3-7)(張笠雲, 2007: 1)。

為維持台灣的地區特性和國際間其他國家的調查結果比較,TEPS 在規劃調查內容上,參考了國內相關的教育研究、行政院「教育改革諮議報告書」,及美國「國家教育長期追蹤研究」(National Educational Longitudinal Study, 簡稱 NELS)資料庫 1988-1996 年的調查報告等,再經過多次專家諮詢會議的討論後,確立 TEPS 在資料蒐集上,主要分兩大類:1.只有學生才需要做的「綜合分析能力」測驗,及 2.針對學生、家長、授課老師和學校所設計的自填問卷(張笠雲, 2007: 4)。

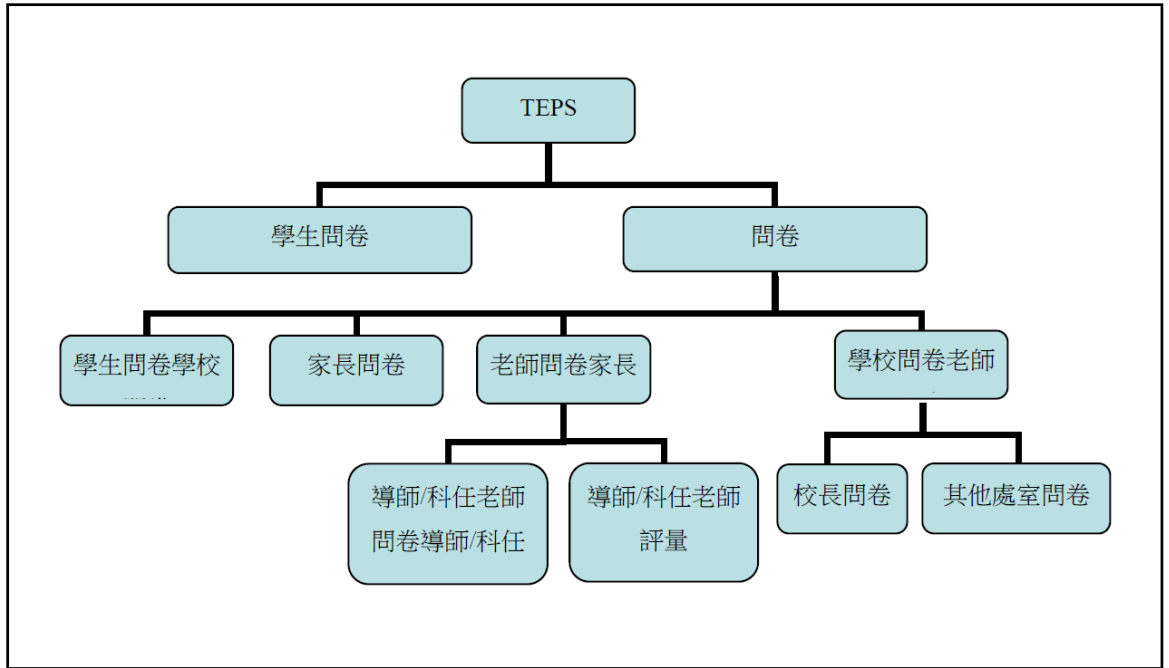


圖3-8 TEPS 問卷架構

資料來源：出自張笠雲（2007：4）。

## 貳、抽樣方式

在考量因果分析、追蹤流失率與多層次分析的目的，TEPS 的樣本大小和抽樣方式依照臺灣地區（含澎湖離島地區）的城鄉分佈、公立與私立學校的差異、及國中、高中/高職、五專等學制作為分層依據，以分層隨機抽樣方式進行抽樣。計畫中心進行抽樣步驟為（張笠雲，2007：8）：

- (一) 由教育部提供當年度的學校資料中，抽出樣本學校。
- (二) 教育部發函至被抽取到的學校，請這些樣本學校提供 TEPS 所需的年級資料，包括班級數量、班級特性、各班學生人數與完整的學生名單。
- (三) 計畫中心在彙整資料後，先抽出樣本班級，最後再由樣本班級中隨機抽出 15 名學生做為正取樣本。並將該班其他學生經隨機編號方式確認候補順序後，列為該班備取樣本。在班級與學生抽樣階段，計畫中心根據學校所提供的資料，將某些特殊班級或學生排除於抽樣名單，例如特殊教育班級(啟聰班或啟智班等)及因身心障礙而無法參與 TEPS 測量與問卷填寫的學生。

表3-1 TEPS 問卷樣本資料

|                   | 學程類別   |       |       |       |       |
|-------------------|--------|-------|-------|-------|-------|
|                   | 國中     | 普通    | 綜合    | 高職    | 五專    |
| 抽樣學校總數(學校數)       | 338    | 162   | 48    | 64    | 27    |
| 實際完訪學校總數<br>(學校數) | 333    | 158   | 47    | 64    | 26    |
| 實際完訪班級數(班)        | 1,244  | 570   | 129   | 264   | 96    |
| 實際訪問學生數(人)        | 20,004 | 8,674 | 2,047 | 4,127 | 4,485 |
| 實際完訪老師數(人)        | 3,580  | 2,728 |       |       | 312   |

資料來源：出自張笠雲(2007:8)

TEPS 的抽樣設計上，具有下列幾點特點：(1) 兼顧臺灣地區的城鄉分配，讓所抽取的樣本具有全國代表性。(2) 取樣以班級為單位，在分析上可以瞭解教育過程中的學校與班級因素對學生的學習成效所造成的影響。(3) 國中樣本與高中樣本是跨越傳統高中聯招制度兩個不同年次的樣本，也因此可以提供制度改變前後，學生、家長、老師及學校等各面向之比較(張笠雲，2007:8)。

### 參、資料內容

在考量本研究之目的與檢視 TEPS 二、三波釋出的資料後，研究者決定採用 2001 年第一波問卷中國中階段有關學生、家長、科任教師及第二波問卷中的綜

合能力分析等四個方面的資料，並以學生的代碼串連三份問卷資料。其中第一波的資料是受試者於國一上學期施測所得之資料，第二波資料則是同一批受試者於國三上學期填答之結果。不採用第一波的能力指標的原因在於第一波的能力測驗時間與教師資料的收集時間過於相近，蓋因師生間是一種長時間的互動關係，會隨著相處時間的長度而逐漸發揮影響力，過短的資料蒐集間距不易看出教師知覺如何對學生產生影響。透過結合第一波與第二波的資料，吾人較能了解經過三年之間的師生相處後，文化資本、教師知覺與習性等變項對學業成就可能產生的影響。其中各資料內容說明如下：

(一)學生問卷：主要是關於自己性別、自我的教育抱負與期望。家長問卷：主要是在關於家長的家庭社經背景、對子女的生活的文化涵養培育，以及才藝補習情況兩個部分。

(二)國中評量：主要是擷取其中有關國英數三科的科任教師對於學生的學習表現評量部份。

(三)綜合能力分析：資料來源為學生問卷中利用 irt-3p 模式 估算「綜合分析能力測驗」的資料。原資料庫有關能力的估算指標提供了四種組合，綜合能力分析包含了一般分析能力、數學測驗、語文測驗及科學測驗等；數學能力測驗則主要就是數學測驗；數學或數字型能力測驗，除了數學測驗還包含一般分析能力測驗的 9 題數字型提項；一般分析能力等。在考量各估算能力間或有共線性問題，且綜合分析能力涵蓋的範圍較為廣泛，因此決定僅以綜合分析能力作為依變項的參考指標。

### 第三節 變項界定與測量

本研究主要以 TEPS 第一波資料中的國一學生作為研究對象，初步檢視樣本數為 20,052 筆資料。經刪減各變項遺漏值，或不知道、不清楚等填答結果後，最後進入統計分析的樣本數為 6379 筆，其中男性 3245 人，女性 3134 人。表 3-2 為本研究所使用變項之描述性統計，其詳細計分方式說明如後。

表3-2 研究變項描述性統計

| 性別   | 變項名稱    | 平均數   | 標準差  |
|------|---------|-------|------|
| 女生   | 家庭收入    | 2.69  | 1.01 |
|      | 父親教育程度  | 2.11  | 1.09 |
|      | 母親教育程度  | 1.93  | .92  |
|      | 綜合分析能力  | .18   | .91  |
|      | 文化設備    | 1.95  | 1.24 |
|      | 文化教養    | 4.07  | 1.37 |
|      | 才藝補習    | 1.37  | 1.12 |
|      | 國文科教師知覺 | 11.50 | 1.98 |
|      | 英文科教師知覺 | 11.60 | 2.20 |
|      | 數學科教師知覺 | 11.26 | 2.14 |
| 教育抱負 | 7.09    | 2.00  |      |
| 男生   | 家庭收入    | 2.64  | .99  |
|      | 父親教育程度  | 2.13  | 1.07 |
|      | 母親教育程度  | 1.94  | .93  |
|      | 綜合分析能力  | .02   | 1.01 |
|      | 文化設備    | 1.93  | 1.24 |
|      | 文化教養    | 3.86  | 1.31 |
|      | 才藝補習    | 1.09  | .96  |
|      | 國文科教師知覺 | 10.24 | 2.53 |
|      | 英文科教師知覺 | 10.49 | 2.78 |
|      | 數學科教師知覺 | 10.44 | 2.63 |
| 教育抱負 | 6.71    | 2.32  |      |

## 壹、社經地位

在本研究裡主要以家庭收入 and 家長受教育程度來代表社經地位。家庭收入包括父親的年收入與母親的年收入，以家長問卷中的「家裡每月總收入的金額」代表，「不到兩萬元者」1分；「2-5萬」2分；「5-10萬」3分；「10-15萬」4分；「15-20萬」5分；「20萬以上」6分。家長教育包括父親的最高教育程度與母親的最高教育程度，以家長問卷中的「父親教育程度」與「母親教育程度」兩變項計分代表之，「國中或以下學歷」1分；「高中或高職」2分；「專科、技術學院或科技大學」3分；「一般大學」4分；「研究所」5分。

## 貳、文化資本

參酌過去文獻使用過的文化資本指標內容與 Bourdieu (1986) 的主張，本研究所使用的文化資本內涵包含三類，一是實體化資本，主要指稱家中的圖書、報紙、期刊等；二為內在化形體化資本，主要指稱過去家庭教育過程中，父母對子女的文化教養行為等；三是才藝補習，是針對台灣地區流行的補習行為所提出特有的文化資本累積方式，內容包含才藝補習的種類。有關文化資本其內容包含之變項與問卷內容，詳見表 3-3。

文化設備部份是以 4 個題項的分數加總得來，回答「沒有」為 0 分，「有」則為 1 分，最高得分為 4 分。

父母對子女的文化教養行為方面，回答「從來沒有」為 1 分；「偶爾如此」2 分；「有時候如此」3 分；「經常如此」4 分。兩題項的分數合計即為本指標變項之得分。

才藝補習方面的計分方式則是由 5 個題項加總得來，為回答「不是」為 0 分；「是」為 1 分，最高得分為 5 分。

表3-3 文化資本內涵與題項說明

| 指標變項 | 變項屬性    | 題項  |
|------|---------|---|
| 文化設備 | 實體化資本   | 1. 您家有沒有訂閱或購買中文雜誌或刊物<br>2. 您家有沒有訂閱或購買外文報紙、雜誌或刊物<br>3. 您家有沒有百科全書<br>4. 您家有沒有裝設網際網路                                     |
| 文化教養 | 內在形體化資本 | 1. 您(或您的配偶)是否和他一起逛書店、書展或各種展覽?<br>2. 您(或您的配偶)是否和他一起去聽古典音樂、觀賞舞蹈或戲曲表演?   |
| 才藝補習 | 內在形體化資本 | 1. 上國小時您讓他參加音樂、樂器的才藝班<br>2. 上國小時您讓他參加珠心算、棋藝的才藝班<br>3. 上國小時您讓他參加繪畫美勞的才藝班<br>4. 上國小時您讓他參加舞蹈體操的才藝班<br>5. 上國小時您讓他參加其他的才藝班 |

## 參、習性

本研究的習性包含兩個部份，一個是理想的教育抱負，另外一個則是現實的教育期望，兩者分別從學生問卷「對自己教育程度期望」，以及「以自己能力，自己認為可唸到的教育程度」的題項得來。填答「國中畢業」給 1 分；「高中/職畢業」得 2 分；「專科、技術學院或科技大學畢業」得 3 分；「一般大學畢業」得 4 分；「研究所畢業」得 5 分。兩題項分數加總後總分為學生對未來的教育抱負，並以之作為學生個人之習性。

## 肆、教師知覺

教師是學生在學校求學最主要的知識授予者，其對於學生表現的知覺會影響學生對自我和未來的看法。在本研究中，主要是國中評量問卷裡，國、英、數三科的教師對於學生在學校各種表現的評價作為教師知覺變項的內涵，包含跟上進

度與否、用功程度、作業表現，以及主動發問和回答問題等四項題目的分數加總。其計分方式，在跟上進度方面，「完全跟不上進度」給 1 分；「跟不上進度」給 2 分；「跟得上進度」給 3 分；「進度超前」給 4 分。在用功程度部份，「非常不用功」給 1 分；「不用功」給 2 分；「用功」給 3 分；「非常用功」給 4 分。在作業表現方面，回答「總是遲交」給 1 分；「經常遲交」給 2 分；「偶爾遲交」給 3 分；「總是不遲交」給 4 分。在主動發問或回答問題上，填答「從不」者給 1 分；「偶爾」者給 2 分；「經常」者給 3 分；「總是」者給 4 分。表 3-4 為教師知覺內涵與題項說明。

表3-4 教師知覺內涵與題項說明

| 指標變項  | 題項   |
|-------|--|
| 國文科教師 | 1. 跟得上進度<br>2. 用功程度<br>3. 作業表現<br>4. 主動發問或回答問題 |
| 英文科教師 | 1. 跟得上進度<br>2. 用功程度<br>3. 作業表現<br>4. 主動發問或回答問題 |
| 數學科教師 | 1. 跟得上進度<br>2. 用功程度<br>3. 作業表現<br>4. 主動發問或回答問題 |

## 伍、學業成就

學業成就部份，則是使用學生問卷中利用 irt3p 模式有關「綜合分析能力」的估計值。

## 第四章 研究結果與討論

應用文獻探討所得之研究模型，研究者於本章各節將以 TEPS 資料針對研究假設進行分析，並根據所得結果進行整理與歸納，並在末節與過去相關研究成果交互討論，以期找出本研究與其他研究的異同以及可能突破之處。

### 第一節 測量模式的檢驗

本研究採用結構方程模型分析資料，在本節將首先採用驗證性的因素分析，進行測量模式的檢驗，分析潛在變項與測量變項之間的關係，以確認各個潛在變項具有適當的建構效度 (Anderson & Gerbing, 1988)，作為後續結構模式檢驗的基礎。下文首先進行全部樣本進行驗證性因素分析，其次以男生與女生樣本進行多群組樣本的驗證性因素分析。

#### 壹、全部樣本的測量模型檢驗

表 4-1 為整體樣本之潛在變項的驗證因素分析結果。從考驗結果來看，雖然  $p$  值低於 .05，然而  $p$  值容易受到樣本大小的影響。本研究整體樣本數為 6379，屬於相當大的樣本，必須參考其他適配指標。以本模式來說，RMSEA 值為 0.039，GFI 也達到評鑑指標，皆顯示適配程度良好，而表 4-2 及表 4-5 也顯示所有潛在變項到觀察變項因素負荷量的  $t$  值均大於 1.96，達 .05 的顯著水準。因此，全體樣本之因素模式適配甚佳，各個潛在變數具有良好的建構效度。

表4-1 驗證性因素分析之整體適配度考驗

| 模式       | 卡方值                     | 自由<br>度 | RMSEA | GFI  | CFI  | 判定 |
|----------|-------------------------|---------|-------|------|------|----|
| 全體<br>樣本 | 391.25<br>( $p < .05$ ) | 36      | 0.039 | 0.99 | 0.99 | 接受 |

若進一步檢視潛在變項的變異抽取量，其中「社經地位」與「教師知覺」兩個潛在變項之平均抽取變異量，其中社經地位、教師知覺等兩潛在變項平均抽取

變異也都高於 0.5，組合信度大於 0.6，顯示觀察變項對這二個潛在變項都提供可靠的建構測量。「文化資本」的組合信度雖然大於 0.6，但平均抽取變異卻是稍低的 0.38，小於 0.5 之標準，代表「文化資本」的建構稍差。

在表 4-3 各潛在變項對觀察變項之標準化參數值中，可以發現在「社經地位」上，「父親的教育程度」因素負荷量最大。在「文化資本」上，「文化設備」比父母親的「文化教養」、「才藝補習」等因素負荷量大。在「教師知覺」方面，「英文科教師知覺」與「數學科教師知覺」因素負荷量相等，但略高於「國文科教師知覺」。

表4-2 各潛在變項之解釋量、組合信度與平均抽取變異量

| 潛在變項 | 觀察變項   | R <sup>2</sup> | 組合信度 | 平均抽取變異量 |
|------|--------|----------------|------|---------|
| 社經地位 |        |                | .79  | .56     |
|      | 家庭收入   | .35            |      |         |
|      | 父親教育程度 | .68            |      |         |
|      | 母親教育程度 | .66            |      |         |
| 文化資本 |        |                | .65  | .38     |
|      | 文化設備   | .48            |      |         |
|      | 文化教養   | .32            |      |         |
|      | 才藝補習   | .34            |      |         |
| 教師知覺 |        |                | .82  | .60     |
|      | 國文教師   | .58            |      |         |
|      | 英文教師   | .61            |      |         |
|      | 數學教師   | .61            |      |         |

表4-3 各潛在變項對觀察變項的參數估計

| 參數              | 非標準化估計值 | 標準誤  | t 值    | 標準化參數<br>估計值 |
|-----------------|---------|------|--------|--------------|
| $\lambda_{x11}$ | 1.00    | -    | -      | 0.59         |
| $\lambda_{x21}$ | 1.50    | 0.03 | 46.09* | 0.82         |
| $\lambda_{x31}$ | 1.27    | 0.03 | 45.91* | 0.81         |
| $\lambda_{y11}$ | 1.00    | -    | -      | 0.69         |
| $\lambda_{y21}$ | 0.88    | 0.02 | 36.11* | 0.57         |
| $\lambda_{y31}$ | 0.71    | 0.02 | 36.84* | 0.58         |
| $\lambda_{y42}$ | 1.00    | -    | -      | 0.76         |
| $\lambda_{y52}$ | 1.12    | 0.02 | 58.85* | 0.78         |
| $\lambda_{y62}$ | 1.06    | 0.02 | 58.79* | 0.78         |
| $\lambda_{y73}$ | 1.00    | -    | -      | 1.00         |
| $\lambda_{y84}$ | 1.00    | -    | -      | 1.00         |

\*代表  $p < .05$

表4-4 各觀察變項測量誤之估計參數

| 參數           | 非標準化估計值 | 標準誤  | t 值    | 標準化參數<br>估計值 |
|--------------|---------|------|--------|--------------|
| $\delta_1$   | 0.65    | 0.01 | 50.74* | 0.65         |
| $\delta_2$   | 0.37    | 0.01 | 32.60* | 0.32         |
| $\delta_3$   | 0.29    | 0.01 | 34.16* | 0.34         |
| $\epsilon_1$ | 0.80    | 0.02 | 38.43* | 0.52         |
| $\epsilon_2$ | 1.22    | 0.03 | 47.71* | 0.68         |
| $\epsilon_3$ | 0.73    | 0.02 | 46.97* | 0.66         |
| $\epsilon_4$ | 2.33    | 0.06 | 42.15* | 0.42         |
| $\epsilon_5$ | 2.57    | 0.06 | 40.30* | 0.39         |
| $\epsilon_6$ | 2.32    | 0.06 | 40.41* | 0.39         |
| $\epsilon_7$ | -       | -    | -      | -            |
| $\epsilon_8$ | -       | -    | -      | -            |

\*代表  $p < .05$

## 貳、男生與女生樣本的測量模型考驗

本研究目的之一在於了解男生與女生之結構模式是否有差異。為避免測量工具的問題產生誤判，先進行男生與女生之多群組的驗證性因素分析。從表 4-5 出的因素分析結果可以看出，在因素模式的形式是否相等的考驗中，RMSEA 為.038 (<0.05)，接受虛無假設；在因素負荷是否相等的考驗中， $\Delta$ CFI 數值極小，明顯未超過 0.01 的決斷指標，接受虛無假設。因此，男生與女生的因素模式與因素負荷量係數沒有顯著差異，可以適用同樣的測量模型。

表4-5 男生與女生之多群組樣本驗證性因素分析

| 模式       | 卡方值                                       | 自由度                 | RMSEA                          | GFI                    | CFI                    | 判定  |
|----------|---|---------------------|--------------------------------|------------------------|------------------------|---|
| 形式相等模式   | 406.86*<br>(p<.05)                        | 72                  | 0.038                          | 0.99                   | 0.99                   | RMSEA<0.05<br>接受虛無假設  |
| 因素負荷相等模式 | 426.78<br>$\Delta\chi^2=19.92$<br>(p<.05) | 78<br>$\Delta$ df=6 | 0.037<br>$\Delta$ RMSEA=-0.001 | 0.99<br>$\Delta$ GFI=0 | 0.99<br>$\Delta$ CFI=0 | $\Delta\chi^2=19.92$<br>(p<.05)<br>$\Delta$ CFI=0<br>接受虛無假設 |

其次，由表 4-6 中的結果來看，男生與女生的卡方值分別為 249.25、157.61，p 值皆小於.05。然而男性樣本數為 3245，女性則為 3134，都屬於大樣本，因此參考其他適配指標，才能較為合理的分析，不至於貿然拒絕優良適配的模式。

以男生的模式來說，RMSEA 值為 0.043，女生模式則是 0.033，都明顯低於 0.05 的標準，兩群組模式的 GFI 也達到評鑑指標，而表 4-7 及表 4-10 也顯示所有潛在變項到觀察變項因素負荷量的 t 值均大於 1.96，達.05 的顯著水準。因此，男生與女生兩群組的因素模式適配甚佳。

表4-6 男女群組之整體適配度考驗

| 模式       | 卡方值                     | 自由<br>度 | RMSEA | GFI  | CFI  | 判定  |
|----------|-------------------------|---------|-------|------|------|-----|
| 男性樣<br>本 | 249.25<br>( $p < .05$ ) | 36      | 0.043 | 0.99 | 0.99 | 可接受 |
| 女性樣<br>本 | 157.61<br>( $p < .05$ ) | 36      | 0.033 | 0.99 | 0.99 | 可接受 |

再進一步檢視男生與女生兩個群組潛在變項之效度與組合信度。從表 4-3 至 4-7 顯示，「社經地位」、「教師知覺」兩個潛在變項平均變異抽取量都高於 .05，組合信度都大於 0.6，顯示觀察變項對這二個潛在變項提供可靠的建構測量。惟文化資本的平均抽取變異稍微低一些為 0.38，組合信度則大於 0.6，也符合標準，文化資本的建構程度稍差。大致上，測量模式的檢驗顯示潛在變數具有相當程度的效度與組合信度。

比較男女雙方在各潛在變項對觀察變項之標準化參數值，並不完全相同，在「社經地位」上，男性群組之「父親的教育程度」因素負荷量最大，女性群組則是「父親教育程度」與「母親教育程度」因素負荷量相同。這樣的結果顯示，當前台灣社會男性學生與女性學生的表現，似乎仍然受到傳統性別角色社會化的影響，男學生主要是受父親的影響，在女性方面則或許是因為時代逐漸改變，顯現母親與父親的影響力相當。

在「文化資本」上，無論男女性，「文化設備」的負荷量最大，但似乎男生的效果較大。此結果顯示，家中的物理環境確實會影響學生展現的文化資本多寡，但男生則有明顯場地與環境依賴的現象。

在「教師知覺」方面，男女則有所不同，男生群組受「英文科教師知覺」較為明顯，女生群組則以「數學科教師知覺」為主。此種差異與傳統對於男女學科表現概念相仿，男生在文科表現較弱勢；女生則是理科學習較不利。

表4-7 男生群組潛在變項之變異解釋量、組合信度與平均抽取變異量

| 潛在變項 | 觀察變項   | R <sup>2</sup> | 組合信度 | 平均抽取變異量 |
|------|--------|----------------|------|---------|
| 社經地位 | 家庭收入   | .34            | .79  | .56     |
|      | 父親教育程度 | .69            |      |         |
|      | 母親教育程度 | .66            |      |         |
|      |        |                |      |         |
| 文化資本 | 文化設備   | .50            | .65  | .38     |
|      | 文化教養   | .31            |      |         |
|      | 才藝補習   | .33            |      |         |
|      |        |                |      |         |
| 教師知覺 | 國文教師   | .58            | .83  | .61     |
|      | 英文教師   | .64            |      |         |
|      | 數學教師   | .62            |      |         |
|      |        |                |      |         |

表4-8 男生群組潛在變項對觀察變項的參數估計

| 參數              | 非標準化估計值 | 標準誤  | t 值    | 標準化參數估計值 |
|-----------------|---------|------|--------|----------|
| $\lambda_{x11}$ | 1.00    | -    | -      | 0.59     |
| $\lambda_{x21}$ | 1.53    | 0.05 | 32.56* | 0.83     |
| $\lambda_{x31}$ | 1.31    | 0.04 | 32.37* | 0.81     |
| $\lambda_{y11}$ | 1.00    | -    | -      | 0.71     |
| $\lambda_{y21}$ | 0.83    | 0.03 | 25.72* | 0.56     |
| $\lambda_{y31}$ | 0.63    | 0.02 | 26.17* | 0.57     |
| $\lambda_{y42}$ | 1.00    | -    | -      | 0.76     |
| $\lambda_{y52}$ | 1.15    | 0.03 | 43.52* | 0.80     |
| $\lambda_{y62}$ | 1.08    | 0.03 | 43.13* | 0.79     |
| $\lambda_{y73}$ | 1.00    | -    | -      | 1.00     |
| $\lambda_{y84}$ | 1.00    | -    | -      | 1.00     |

\*p<.05

表4-9 男生群組觀察變項測量誤之估計參數

| 參數              | 非標準化估計值 | 標準誤  | t 值    | 標準化參數<br>估計值 |
|-----------------|---------|------|--------|--------------|
| $\delta_1$      | 0.64    | 0.02 | 36.40* | 0.66         |
| $\delta_2$      | 0.36    | 0.02 | 23.00* | 0.31         |
| $\delta_3$      | 0.30    | 0.01 | 24.72* | 0.34         |
| $\varepsilon_1$ | 0.77    | 0.03 | 26.65* | 0.50         |
| $\varepsilon_2$ | 1.18    | 0.03 | 34.42* | 0.69         |
| $\varepsilon_3$ | 0.62    | 0.02 | 34.02* | 0.67         |
| $\varepsilon_4$ | 2.66    | 0.09 | 30.65* | 0.42         |
| $\varepsilon_5$ | 2.81    | 0.10 | 28.20* | 0.36         |
| $\varepsilon_6$ | 2.61    | 0.09 | 28.86* | 0.38         |
| $\varepsilon_7$ | -       | -    | -      | -            |
| $\varepsilon_8$ | -       | -    | -      | -            |

\*p<.05



表4-10 女生群組潛在變項之變異解釋量、組合信度與平均抽取變異量

| 潛在變項 | 觀察變項   | R <sup>2</sup> | 組合信度 | 平均抽取變異量 |
|------|--------|----------------|------|---------|
| 社經地位 | 家庭收入   | .36            | .79  | .57     |
|      | 父親教育程度 | .67            |      |         |
|      | 母親教育程度 | .67            |      |         |
| 文化資本 | 文化設備   | .48            | .65  | .38     |
|      | 文化教養   | .33            |      |         |
|      | 才藝補習   | .35            |      |         |
| 教師知覺 | 國文教師   | .52            | .77  | .53     |
|      | 英文教師   | .52            |      |         |
|      | 數學教師   | .55            |      |         |

表4-11 女生群組潛在變項對觀察變項的參數估計

| 參數              | 非標準化估計值 | 標準誤  | t 值    | 標準化參數估計值 |
|-----------------|---------|------|--------|----------|
| $\lambda_{x11}$ | 1.00    | -    | -      | 0.60     |
| $\lambda_{x21}$ | 1.48    | 0.05 | 32.65* | 0.82     |
| $\lambda_{x31}$ | 1.24    | 0.04 | 32.59* | 0.82     |
| $\lambda_{y11}$ | 1.00    | -    | -      | 0.69     |
| $\lambda_{y21}$ | 0.91    | 0.04 | 25.27* | 0.57     |
| $\lambda_{y31}$ | 0.78    | 0.03 | 25.99* | 0.59     |
| $\lambda_{y42}$ | 1.00    | -    | -      | 0.72     |
| $\lambda_{y52}$ | 1.11    | 0.03 | 34.79* | 0.72     |
| $\lambda_{y62}$ | 1.11    | 0.03 | 35.66* | 0.74     |
| $\lambda_{y73}$ | 1.00    | -    | -      | 1.00     |
| $\lambda_{y84}$ | 1.00    | -    | -      | 1.00     |

\*p<.05

表4-12 女生群組觀察變項測量誤之估計參數

| 參數           | 非標準化估計值 | 標準誤  | t 值    | 標準化參數估計值 |
|--------------|---------|------|--------|----------|
| $\delta_1$   | 0.65    | 0.02 | 35.39* | 0.64     |
| $\delta_2$   | 0.39    | 0.02 | 23.18* | 0.33     |
| $\delta_3$   | 0.29    | 0.01 | 23.71* | 0.33     |
| $\epsilon_1$ | 0.81    | 0.03 | 27.25* | 0.52     |
| $\epsilon_2$ | 1.26    | 0.04 | 33.29* | 0.67     |
| $\epsilon_3$ | 0.82    | 0.03 | 32.50* | 0.65     |
| $\epsilon_4$ | 1.86    | 0.06 | 29.81* | 0.48     |
| $\epsilon_5$ | 2.33    | 0.08 | 30.06* | 0.48     |
| $\epsilon_6$ | 2.05    | 0.07 | 28.55* | 0.45     |
| $\epsilon_7$ | -       | -    | -      | -        |
| $\epsilon_8$ | -       | -    | -      | -        |

\*p<.05

## 第二節 文化資本模式之性別差異分析

本節嘗試在前一節的測量模式相等的基礎上，進行男女生的結構模式差異分析，並進一步探討其效果差異

### 壹、男生與女生群組文化資本理論模式適配程度差異

在假定男女雙方測量模型相等，而結構模型不等的模式，卡方值為 526.81 ( $P<.05$ )，自由度為 80，RMSEA 值則為.042，達到良好適配的指標。其餘整體適配指標與相對適配指標也均能符合評鑑要求。結果顯示，在測量模型相等的情況下，男女生的結構模型確實有別，本研究假設 1-1 獲得支持。也由於男女生在結構模型不同，因此本研究之假設二至五，將分別以男女生進行比較探討，不另以整體樣本進行討論。詳細考驗結果見表 4-13。

表4-13 性別群組結構模型分析

| 模式       | $\chi^2$              | df | 整體適配指標 |      |       |       | 相對適配指標 |      | 簡效適配指標 |
|----------|-----------------------|----|--------|------|-------|-------|--------|------|--------|
|          |                       |    | GFI    | ECVI | SRMR  | RMSEA | NNFI   | RFI  | PNFI   |
| 圖 3-1 模型 | 526.81<br>( $p<.05$ ) | 80 | 0.98   | 0.11 | 0.028 | 0.042 | 0.99   | 0.98 | 0.72   |

### 貳、男生與女生在「文化資本」、「習性」對「學業成就」的影響效果

圖 4-1 與表 4-14、4-15 為男女性別在圖 3-1 模式的結構方程模型圖與徑路係數表。檢視圖表中數字與路徑係數，男女生在「文化資本」與「習性」等兩變項，對學業成就影響效果與型態似乎有所不同。

在「文化資本」方面，女生群組的「文化資本」對「學業成就」的直接影響的非標準化效果達到顯著 ( $\beta_{41}=0.14$ ,  $t=3.88>1.96$ )，而男性則否 ( $\beta_{41}=0.04$ ,  $t=0.84<1.96$ )；在「文化資本」透過「教師知覺」再影響「學業成就」的間接作

用方面，女性非標準化效果值為 0.07，男性則為 0.17，兩者在間接作用方面的考驗均達到顯著。由此可見，在「文化資本」影響「學業成就」的總效果值方面，女生群組的「文化資本」除了會直接對「學業成就」產生作用外，還會透過「教師知覺」發揮間接作用，總效果值約為 0.21。男生群組的「文化資本」，必須再透過「教師知覺」才能對「學業成就」產生作用，總效果值為 0.17。有關男生與女生之間接效果與總效果值分析，請參見表 4-16、4-17。

在「習性」方面，女生群組的「習性」對「學業成就」的直接作用的非標準化效果為 0.04， $t=5.71$ ，高於鄰界值，呈現顯著；男生群組則為 0.05， $t=6.50$ ，亦達顯著。在「習性」透過「教師知覺」再影響「學業成就」的間接作用方面，男女生均為 0.11，均達顯著。綜合上述分析，在「習性」對「學業成就」的總效果方面，女生的總效果約為 0.16，男生也為 0.16，男生與女生間沒有差別。

綜合上述的分析，研究假設 1-2 獲得支持，也就是「文化資本」對「學業成就」的影響效果，女生明顯高於男生。但是研究假設 1-3 則未獲支持，男生與女生在「習性」對「學業成就」的影響效果上並無區別。

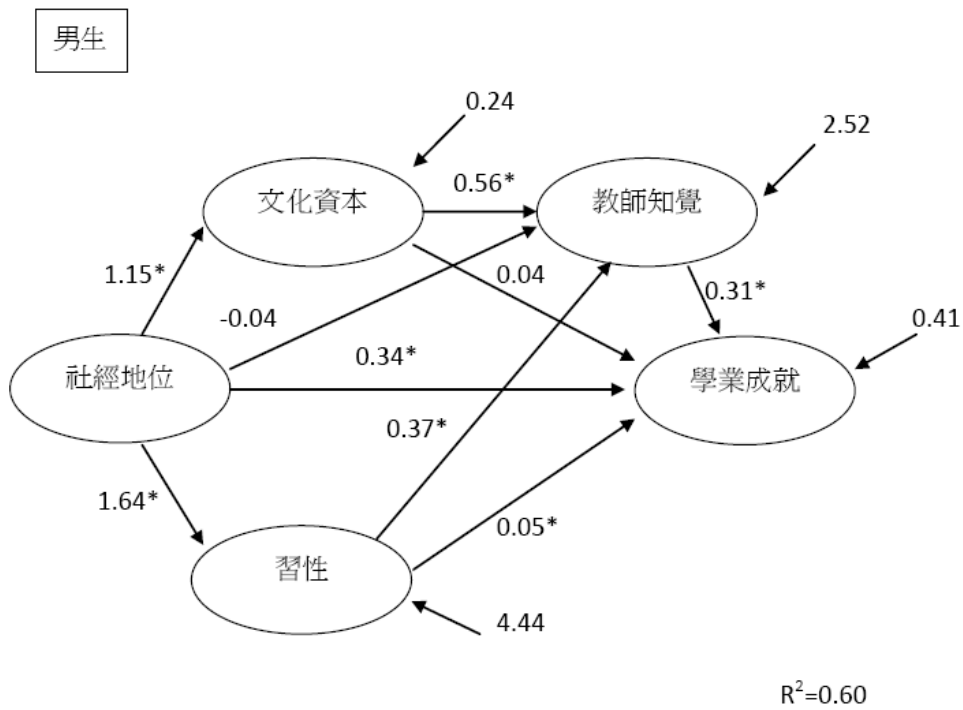
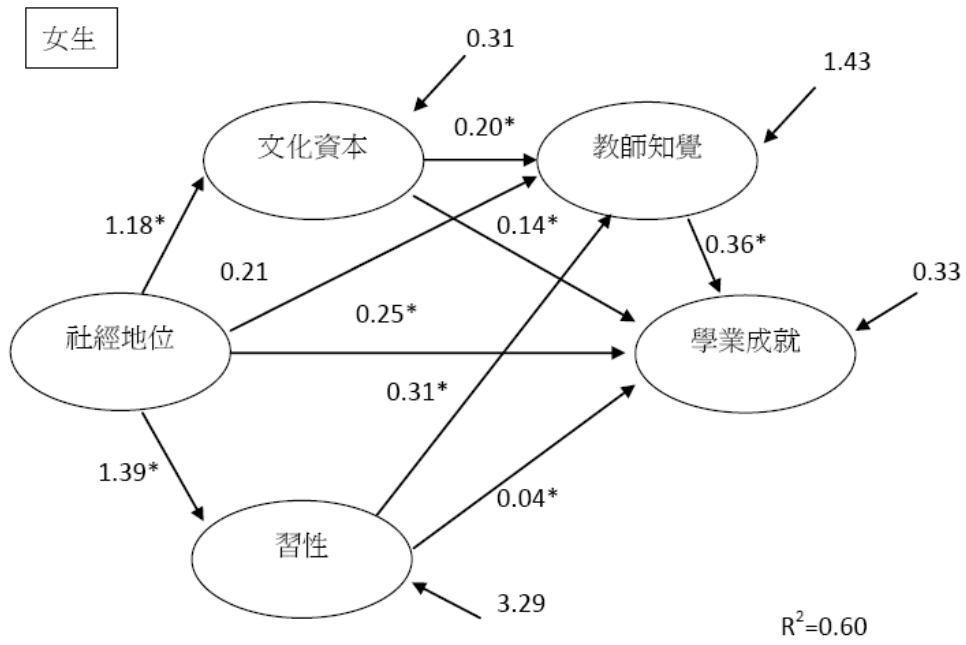


圖4-1 圖 3-1 模式男女生結構方程模型圖<sup>10</sup>

<sup>10</sup> 圖中係數為非標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異

表4-14 女生潛在變項間徑路係數

| 參數            | 非標準化參數估計值 | 標準誤  | t 值    | 標準化參數估計值 |
|---------------|-----------|------|--------|----------|
| $\gamma_{11}$ | 1.18      | 0.04 | 30.23* | 0.81     |
| $\gamma_{21}$ | 0.20      | 0.11 | 1.88   | 0.07     |
| $\gamma_{31}$ | 1.39      | 0.07 | 21.28* | 0.38     |
| $\gamma_{41}$ | 0.25      | 0.05 | 4.87*  | 0.15     |
| $\beta_{21}$  | 0.20      | 0.08 | 2.58*  | 0.10     |
| $\beta_{23}$  | 0.31      | 0.01 | 21.06* | 0.40     |
| $\beta_{41}$  | 0.14      | 0.03 | 3.88*  | 0.12     |
| $\beta_{42}$  | 0.36      | 0.01 | 28.36* | 0.64     |
| $\beta_{43}$  | 0.04      | 0.01 | 5.71*  | 0.10     |

\*代表  $p < .05$

表4-15 男生潛在變項間徑路係數

| 參數            | 非標準化參數估計值 | 標準誤  | t 值    | 標準化參數估計值 |
|---------------|-----------|------|--------|----------|
| $\gamma_{11}$ | 1.15      | 0.04 | 30.83* | 0.79     |
| $\gamma_{21}$ | -0.04     | 0.16 | -0.24  | -0.01    |
| $\gamma_{31}$ | 1.64      | 0.08 | 21.74* | 0.45     |
| $\gamma_{41}$ | 0.34      | 0.06 | 5.70*  | 0.21     |
| $\beta_{21}$  | 0.56      | 0.12 | 4.83*  | 0.28     |
| $\beta_{23}$  | 0.37      | 0.02 | 22.89* | 0.47     |
| $\beta_{41}$  | 0.04      | 0.04 | 0.84   | 0.03     |
| $\beta_{42}$  | 0.31      | 0.01 | 31.02* | 0.54     |
| $\beta_{43}$  | 0.05      | 0.01 | 6.50*  | 0.10     |

\*代表  $p < .05$

表4-16 女生群組潛在變項效果值分析

| 潛在變項  | 文化資本 |      |       |        | 習性   |      |        |        |
|-------|------|------|-------|--------|------|------|--------|--------|
|       | 效果值  | 標準誤  | t 值   | 標準化效果值 | 效果值  | 標準誤  | t 值    | 標準化效果值 |
| 總學業成就 | 0.21 | 0.04 | 5.20* | 0.20   | 0.16 | 0.01 | 21.05* | 0.34   |
| 間接效果  | 0.07 | 0.03 | 2.58* | 0.07   | 0.11 | 0.01 | 17.31* | 0.25   |

\*p&lt;.05

表4-17 男生群組潛在變項效果值分析

| 潛在變項  | 文化資本 |      |       |        | 習性   |      |        |        |
|-------|------|------|-------|--------|------|------|--------|--------|
|       | 效果值  | 標準誤  | t 值   | 標準化效果值 | 效果值  | 標準誤  | t 值    | 標準化效果值 |
| 總學業成就 | 0.21 | 0.04 | 5.21* | 0.17   | 0.16 | 0.01 | 22.41* | 0.37   |
| 間接效果  | 0.17 | 0.02 | 7.08* | 0.14   | 0.11 | 0.01 | 17.80* | 0.26   |

\*p&lt;.05

### 參、男生與女生適用之文化資本理論作用模式

表 4-18 為男生與女生在文化資本作用理論模式適配度比較表。從表中數據可明確看出，假定男女生皆適用「文化再製」模式時，卡方值為 526.81，RMSEA 值為 0.042，屬於良好適配。然而當假定男生適用「文化流動」模式、女性適用「文化再製」模式時，卡方值上升到 1631，RMSEA 值提高到 0.077；假定男生適用「文化再製」模式、女性適用「文化流動」模式時，卡方值上升到 1539.74，RMSEA 值提高為 0.075；假定男女生皆為「文化流動」模式時，卡方值上升到

2650.82，RMSEA 值提高到 0.099。比較四個競爭模式之 RMSEA 值、相對適配指標與簡效指標，男生與女生皆屬於「文化再製」模式的模型明顯優於其他三者。故，本研究假設 1-4 不成立。

表4-18 男生與女生文化資本作用理論模式適配度比較

| 模式                | $\chi^2$   | df | 整體適配指標 |      |       |       | 相對適配指標 |      | 簡效適配指標 |
|-------------------|--|----|--------|------|-------|-------|--------|------|--------|
|                   |  |    | GFI    | ECVI | SRMR  | RMSEA | NNFI   | RFI  | PNFI   |
| 圖 3-1 模型 (文化再製模式) | 526.81<br>( $p < .05$ )                            | 80 | 0.98   | 0.11 | 0.028 | 0.042 | 0.99   | 0.98 | 0.72   |
| 男性流動；女性再製         | 1631.00<br>( $p < .05$ )<br>$\Delta\chi^2=1104.19$ | 81 | 0.99   | 0.28 | 0.056 | 0.077 | 0.94   | 0.94 | 0.71   |
| 男性再製；女性流動         | 1539.74<br>( $p < .05$ )<br>$\Delta\chi^2=1012.93$ | 81 | 0.98   | 0.26 | 0.067 | 0.075 | 0.95   | 0.95 | 0.71   |
| 文化流動模式            | 2650.82<br>( $p < .05$ )<br>$\Delta\chi^2=2124.01$ | 82 | 0.93   | 0.44 | 0.17  | 0.099 | 0.91   | 0.91 | 0.69   |

### 第三節 文化資本模式中中介變項之分析

本節主要在圖 3-1 的研究模式下，針對「習性」、「教師知覺」與「文化資本」等在「社經地位」與「學業成就」間的中介角色進行探討。由於上節已確認男女生在結構模型存在差異，因此，本節主要以男女生等兩群組分別進行比較分析。考驗結果如下：

#### 壹、「文化資本」中介效果之分析

##### 一、「文化資本」是否增加模式對「學業成就」解釋量？

為確認「文化資本」在整體研究模式的角色，本研究針對有無文化資本變項之結構方程模型進行考驗。表 4-18 即為考驗後的結果。從數據來看，A 和 B 兩個模式均屬於適配度良好的模式，兩者的 RMSEA 值均達到小於.05 的評鑑指標。然卡方差異值為 54.03，自由度為 5，達顯著差異<sup>11</sup>，故屬於有差異的兩個模式。職是之故，無文化資本之模式雖然仍為接受之模型，然無文化資本之路徑已對整體模式產生改變，故「文化資本」不能輕言刪除。

表4-19 「文化資本」中介效果適配度比較

| 模式             | $\chi^2$  | df | 整體適配指標 |      |       |       | 相對適配指標 |      | 簡效適配<br>指標 |
|----------------|---|----|--------|------|-------|-------|--------|------|------------|
|                |   |    | GFI    | ECVI | SRMR  | RMSEA | NNFI   | RFI  | PNFI       |
| 無文化資本模式<br>(A) | 580.84<br>( $p < .05$ )                         | 85 | 0.98   | 0.11 | 0.033 | 0.043 | 0.99   | 0.98 | 0.76       |
| 有文化資本模式<br>(B) | 526.81<br>( $p < .05$ )<br>$\Delta\chi^2=54.03$ | 80 | 0.98   | 0.11 | 0.028 | 0.042 | 0.99   | 0.98 | 0.72       |

又「文化資本」對於整體模式來說不能輕易刪除，從表 4-19 數據卻顯示有無「文化資本」在男生與女生間，對於學業成就的總體解釋量並無改變。故本研究假設 2-1，無論男生或女生，均未獲得支持。

<sup>11</sup> 自由度=5，95%信心水準的臨界值=11.07

雖然沒有「文化資本」，原文化資本之效果亦可能潛藏於其它路徑發揮其影響力。在理論模式中加入「文化資本」卻可讓原解釋模式更為清晰，了解「社經地位」如何發揮對「學業成就」影響。

表4-20 「文化資本」中介效果之潛在變項解釋量

| 潛在變項           | 模式 A | 模式 B |
|----------------|------|------|
| 學業成就<br>(女性群組) | 0.60 | 0.60 |
| 學業成就<br>(男性群組) | 0.60 | 0.60 |

## 二、「文化資本」是否降低「社經地位」對「學業成就」的直接效果？

從表 4-19 來看，無「文化資本」的模式雖然為可接受，但檢視表 4-21 與 4-22，有無「文化資本」對「社經地位- >學業成就」路徑係數改變明顯。女生群組在無「文化資本」模式的標準化係數為 0.26，加入後則降為 0.15；男生在無「文化資本」模式的標準化係數值為 0.24，加入後則降低為 0.21。因此，「文化資本」的加入會降低「社經地位」對「學業成就」的直接效果，顯見「文化資本」確實在「社經地位」與「學業成就」間扮中介變項，本研究假設 2-2，無論在男生或女生，均獲得支持。

比較男女生間在「社經地位->學業成就」路徑係數降幅，女生降幅為 0.09；男生則為 0.03，因此「文化資本」對於女生影響明顯要高於男生，亦即在「社經地位」透過「文化資本」影響「學業成就」的路徑上，女生仰賴「文化資本」傳遞效果的情況要高於男生。相關路徑係數改變情況，可參見圖 4-3 與圖 4-4。

表4-21 女生群組文化資本變項中介模式之潛在變項路徑參數

| 因果路徑          | 模式 A(增列前) |      |        |       | 模式 B(增列後) |      |        |       |
|---------------|-----------|------|--------|-------|-----------|------|--------|-------|
|               | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 |
| $\gamma_{11}$ | -         | -    | -      | -     | 1.18      | 0.04 | 30.23* | 0.81  |
| $\gamma_{21}$ | 0.46      | 0.05 | 8.54*  | 0.16  | 0.20      | 0.11 | 1.88   | 0.07  |
| $\gamma_{31}$ | 1.40      | 0.07 | 21.23* | 0.39  | 1.39      | 0.07 | 21.28* | 0.38  |
| $\gamma_{41}$ | 0.42      | 0.03 | 16.17* | 0.26  | 0.25      | 0.05 | 4.87*  | 0.15  |
| $\beta_{21}$  | -         | -    | -      | -     | 0.20      | 0.08 | 2.58*  | 0.10  |
| $\beta_{23}$  | 0.31      | 0.01 | 21.18* | 0.40  | 0.31      | 0.01 | 21.06* | 0.40  |
| $\beta_{41}$  | -         | -    | -      | -     | 0.14      | 0.03 | 3.88*  | 0.12  |
| $\beta_{42}$  | 0.36      | 0.01 | 28.53* | 0.64  | 0.36      | 0.01 | 28.36* | 0.64  |
| $\beta_{43}$  | 0.04      | 0.01 | 5.75*  | 0.10  | 0.04      | 0.01 | 5.71*  | 0.10  |

\*p<.05



表4-22 男性群組文化資本變項中介模式之潛在變項路徑參數

| 路徑            | 模式 A(增列前) |      |        |       | 模式 B(增列後) |      |        |       |
|---------------|-----------|------|--------|-------|-----------|------|--------|-------|
|               | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 |
| $\gamma_{11}$ | -         | -    | -      | -     | 1.15      | 0.04 | 30.83* | 0.79  |
| $\gamma_{21}$ | 0.65      | 0.07 | 9.60*  | 0.23  | -0.04     | 0.16 | -0.24  | -0.01 |
| $\gamma_{31}$ | 1.64      | 0.07 | 21.91* | 0.45  | 1.64      | 0.08 | 21.74* | 0.45  |
| $\gamma_{41}$ | 0.39      | 0.03 | 14.38* | 0.24  | 0.34      | 0.06 | 5.70*  | 0.21  |
| $\beta_{21}$  | -         | -    | -      | -     | 0.56      | 0.12 | 4.83*  | 0.28  |
| $\beta_{23}$  | 0.37      | 0.02 | 22.92* | 0.47  | 0.37      | 0.02 | 22.89* | 0.47  |
| $\beta_{41}$  | -         | -    | -      | -     | 0.04      | 0.04 | 0.84   | 0.03  |
| $\beta_{42}$  | 0.31      | 0.01 | 31.74* | 0.54  | 0.31      | 0.01 | 31.02* | 0.54  |
| $\beta_{43}$  | 0.05      | 0.01 | 6.65*  | 0.10  | 0.05      | 0.01 | 6.50*  | 0.10  |

\*p<.05

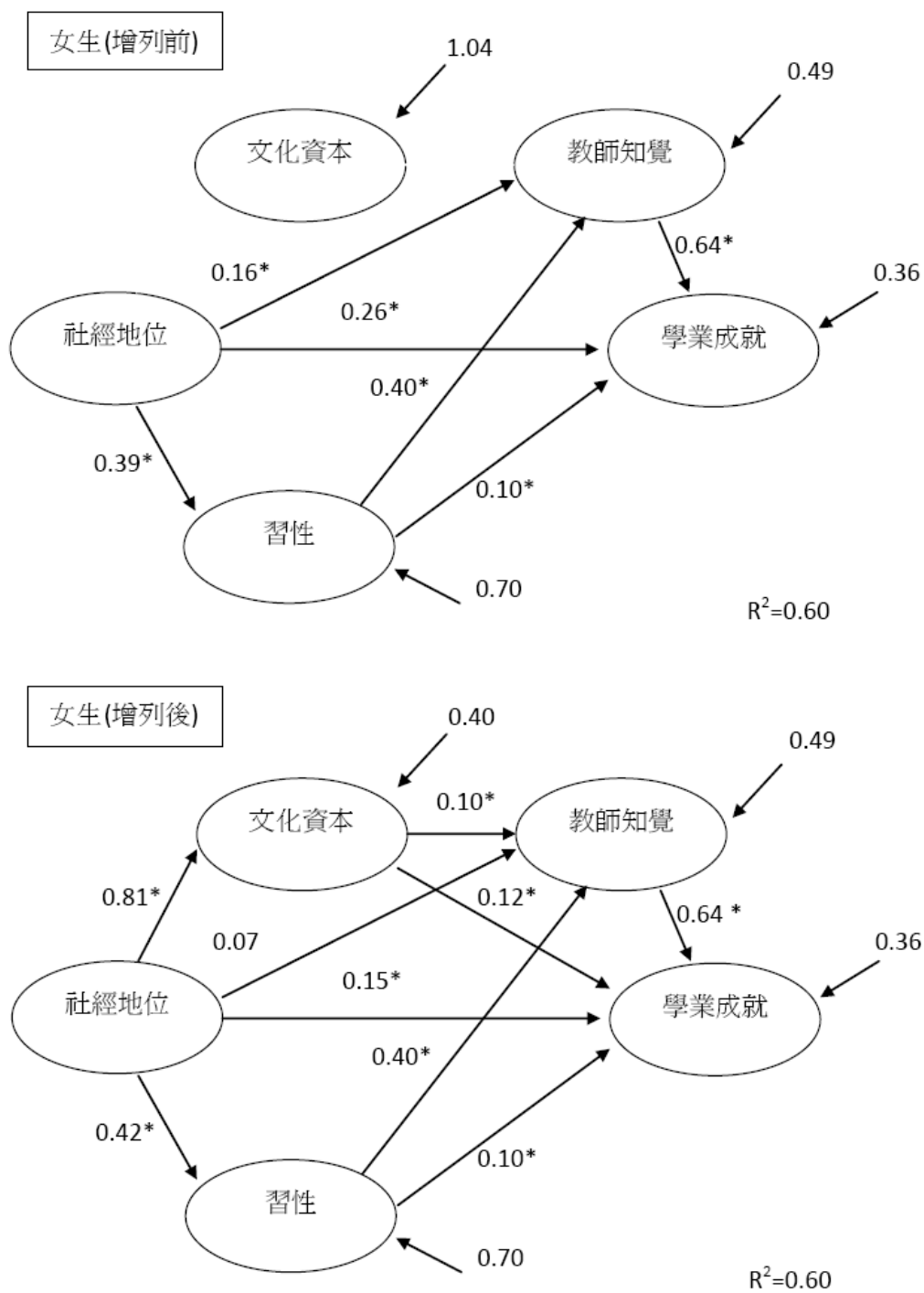


圖4-2 女性群組「文化資本」中介效果比較圖<sup>12</sup>

<sup>12</sup>圖中數字為標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異。

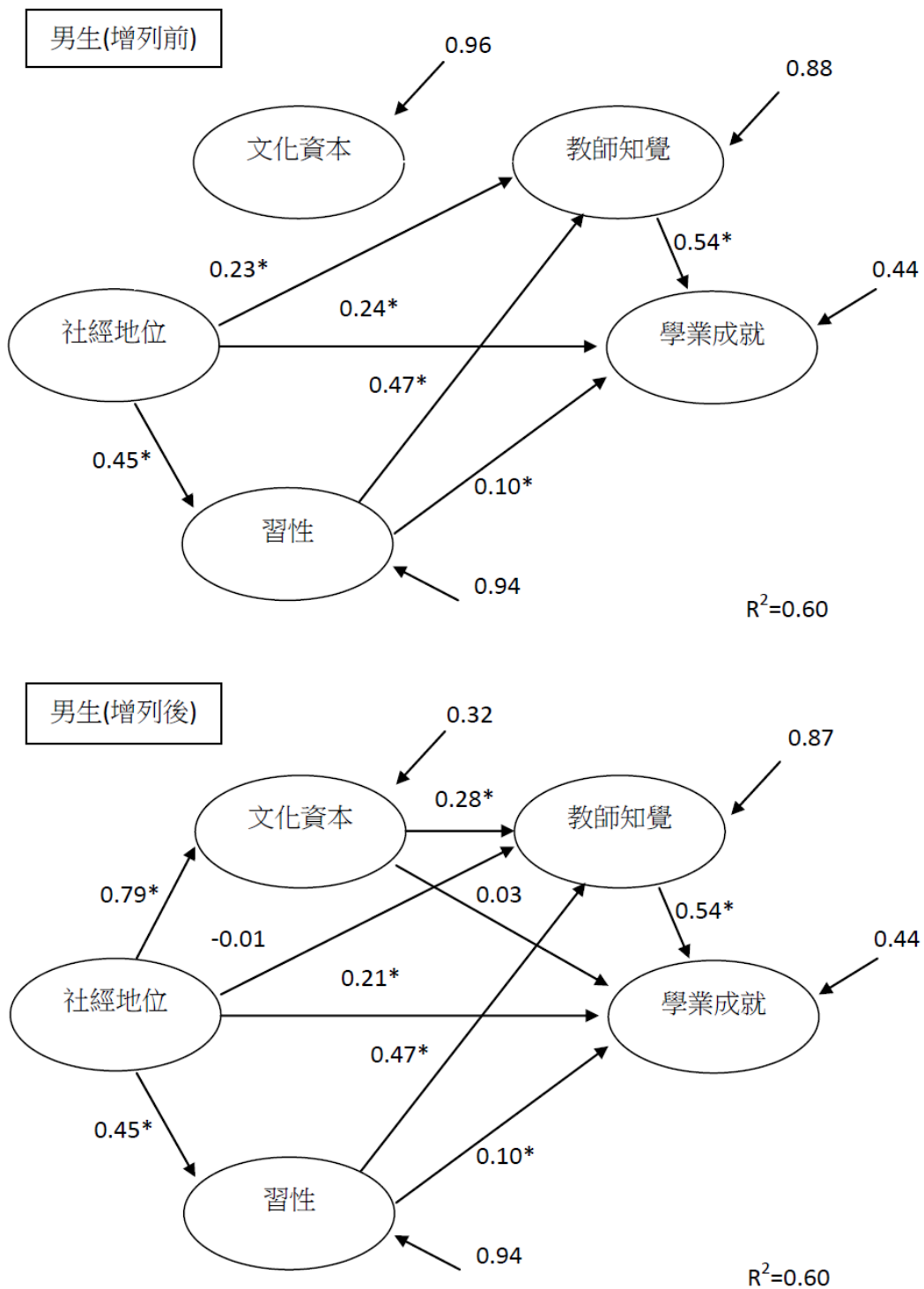


圖4-3 男生群組「文化資本」中介模式比較圖<sup>13</sup>

<sup>13</sup>圖中數字為標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異。

## 貳、「習性」中介效果之分析

### 一、「習性」是否增加模式對「學業成就」解釋量？

從表 4-19 的數據中可以清楚看出，有「習性」模式的卡方值為 526.81，然刪除「社經地位->習性」、「習性->教師知覺」及「習性->學業成就」等路徑的模式 A，卡方值驟升至 1661.52，RMSEA 值也上升至 0.76，GFI 值則下降至 0.95。比較兩模式，研究者認為在控制「社經地位」、「文化資本」與「教師知覺」等三變項條件下，保有「習性」的模式，優於刪除「習性」的模式。

表4-23 「習性」中介效果之適配度比較

| 模式           | $\chi^2$  | df | 整體適配指標 |      |       |       | 相對適配指標 |      | 簡效適配指標 |
|--------------|---|----|--------|------|-------|-------|--------|------|--------|
|              |   |    | GFI    | ECVI | SRMR  | RMSEA | NNFI   | RFI  | PNFI   |
| 無習性<br>模式(A) | 1661.52<br>( $p < .05$ )                          | 85 | 0.95   | 0.28 | 0.075 | 0.076 | 0.95   | 0.95 | 0.74   |
| 有習性<br>模式(B) | 526.81<br>( $p < .05$ )<br>$\Delta\chi^2=1134.71$ | 80 | 0.98   | 0.11 | 0.028 | 0.042 | 0.99   | 0.98 | 0.72   |

表 4-24 為有無「習性」，整體模式對「學業成就」的解釋力變化表。根據表中數據顯示，女生未增列「習性」前，整體模式對於學業成就的解釋力為 0.61，增列後解釋力則微幅下降為 0.60。男生在未增列「習性」前，整體模式對於學業成就的解釋力為 0.59，增列後解釋力則微幅上升為 0.60。由此可見，顯見有無刪除習性變項，並未顯著影響整體變項對於學業成就之解釋力，故本研究假設 3-1，無論是男生或女生，均未獲得支持。

由於整體解釋力並沒有增加，研究者認為「習性」的意義，是讓整體社經地位對於學業成就影響過程更清楚的呈現。特別是「社經地位」與「教師知覺」的關係。未刪除相關路徑前，女生模式的路徑係數為 0.09，男生則為-0.01，均未達顯著。刪除相關路徑後，女生該路徑係數上升至 0.29，男性則為 0.20，均達顯著。

效果。因此，若未能清楚其中的變項關係，即可能出現「教師因為學生的社經地位高低而產生價值判斷」的錯誤結論。然而，如果增列「習性」即能清楚發現教師之所以對學生有不同的知覺，並非教師直接對社經地位高低有階級差異的認知，而是因為家庭社經地位不同，進而形成子女對於自我未來價值期許的習性有別，進而讓教師在日常互動中逐漸對學生產生差異看法。

表4-24 「習性」中介效果之潛在變項解釋量

| 潛在變項           | 模式 A(增列前) | 模式 B(增列後) |
|----------------|-----------|-----------|
| 學業成就<br>(女性群組) | 0.61      | 0.60      |
| 學業成就<br>(男性群組) | 0.59      | 0.60      |

## 二、「習性」是否降低「社經地位」對「學業成就」的直接效果？

表 4-25 與 4-26 為男生和女生有無「習性」時，潛在變項間的路徑係數表。從表中資料可以看出，女生群組未增列「習性」前，「社經地位」對「學業成就」的標準化效果值為 0.19，增列之後則下降為 0.15。男生群組在未增列「習性」前，相同路徑之標準化效果值為 0.27，增列之後則下降為 0.21。由上述變化可知，增加「習性」確實降低「社經地位」對學業成就的直接效果，亦即習性確實在「社經地位」與「學業成就」間扮演中介角色。本研究假設 3-2，無論是男生或女生，均獲得支持。

比較男女生間在「社經地位->學業成就」的降幅，女生降幅為 0.04，男生則為 0.06，因此「習性」對於男生影響程度要高於女生，亦即在「社經地位」透過「習性」影響「學業成就」的路徑上，男生仰賴「習性」傳遞效果的情況要微幅高於女生。相關路徑係數改變情況，可參見圖 4-4 與圖 4-5。

表4-25 女生「習性」中介效果之潛在變項路徑參數值

| 路徑            | 模式 A(增列前)       |         |        |           | 模式 B(增列後)       |         |        |           |
|---------------|-----------------|---------|--------|-----------|-----------------|---------|--------|-----------|
|               | 非標準<br>化估計<br>值 | 標準<br>誤 | t 值    | 標準化<br>係數 | 非標準<br>化估計<br>值 | 標準<br>誤 | t 值    | 標準化<br>係數 |
| $\gamma_{11}$ | 1.18            | 0.04    | 30.69* | 0.81      | 1.18            | 0.04    | 30.23* | 0.81      |
| $\gamma_{21}$ | 0.68            | 0.12    | 5.75*  | 0.24      | 0.20            | 0.11    | 1.88   | 0.07      |
| $\gamma_{31}$ | -               | -       | -      | -         | 1.39            | 0.07    | 21.28* | 0.38      |
| $\gamma_{41}$ | 0.31            | 0.05    | 5.98*  | 0.19      | 0.25            | 0.05    | 4.87*  | 0.15      |
| $\beta_{21}$  | 0.25            | 0.08    | 2.93*  | 0.13      | 0.20            | 0.08    | 2.58*  | 0.10      |
| $\beta_{23}$  | -               | -       | -      | -         | 0.31            | 0.01    | 21.06* | 0.40      |
| $\beta_{41}$  | 0.14            | 0.04    | 3.74*  | 0.12      | 0.14            | 0.03    | 3.88*  | 0.12      |
| $\beta_{42}$  | 0.38            | 0.01    | 31.88* | 0.67      | 0.36            | 0.01    | 28.36* | 0.64      |
| $\beta_{43}$  | -               | -       | -      | -         | 0.04            | 0.01    | 5.71*  | 0.10      |

\*p&lt;.05

表4-26 男生「習性」中介效果之潛在變項路徑參數值

| 路徑            | 模式 A(增列前)       |         |        |           | 模式 B(增列後)       |         |        |           |
|---------------|-----------------|---------|--------|-----------|-----------------|---------|--------|-----------|
|               | 非標準<br>化估計<br>值 | 標準<br>誤 | t 值    | 標準化<br>係數 | 非標準<br>化估計<br>值 | 標準<br>誤 | t 值    | 標準化<br>係數 |
| $\gamma_{11}$ | 1.16            | 0.04    | 30.70* | 0.80      | 1.15            | 0.04    | 30.83* | 0.79      |
| $\gamma_{21}$ | 0.67            | 0.17    | 3.93*  | 0.24      | -0.04           | 0.16    | -0.24  | -0.01     |
| $\gamma_{31}$ | -               | -       | -      | -         | 1.64            | 0.08    | 21.74* | 0.45      |
| $\gamma_{41}$ | 0.43            | 0.06    | 7.05*  | 0.27      | 0.34            | 0.06    | 5.70*  | 0.21      |
| $\beta_{21}$  | 0.58            | 0.13    | 4.53*  | 0.29      | 0.56            | 0.12    | 4.83*  | 0.28      |
| $\beta_{23}$  | -               | -       | -      | -         | 0.37            | 0.02    | 22.89* | 0.47      |
| $\beta_{41}$  | 0.02            | 0.05    | 0.47   | 0.02      | 0.04            | 0.04    | 0.84   | 0.03      |
| $\beta_{42}$  | 0.32            | 0.01    | 35.29* | 0.57      | 0.31            | 0.01    | 31.02* | 0.54      |
| $\beta_{43}$  | -               | -       | -      | -         | 0.05            | 0.01    | 6.50*  | 0.10      |

\*p&lt;.05

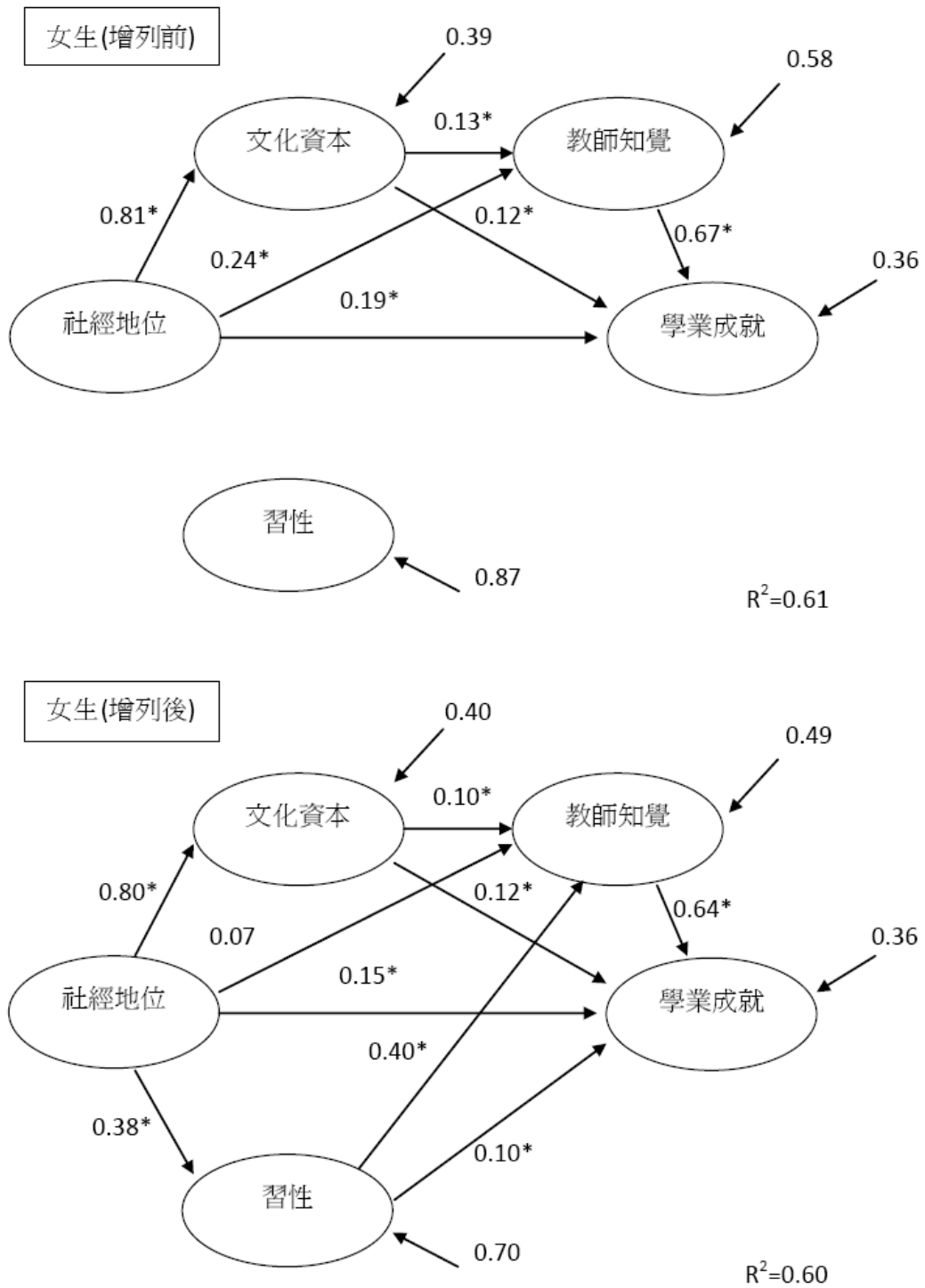


圖4-4 女生群組「習性」中介效果比較圖<sup>14</sup>

<sup>14</sup> 圖中數字為標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異。

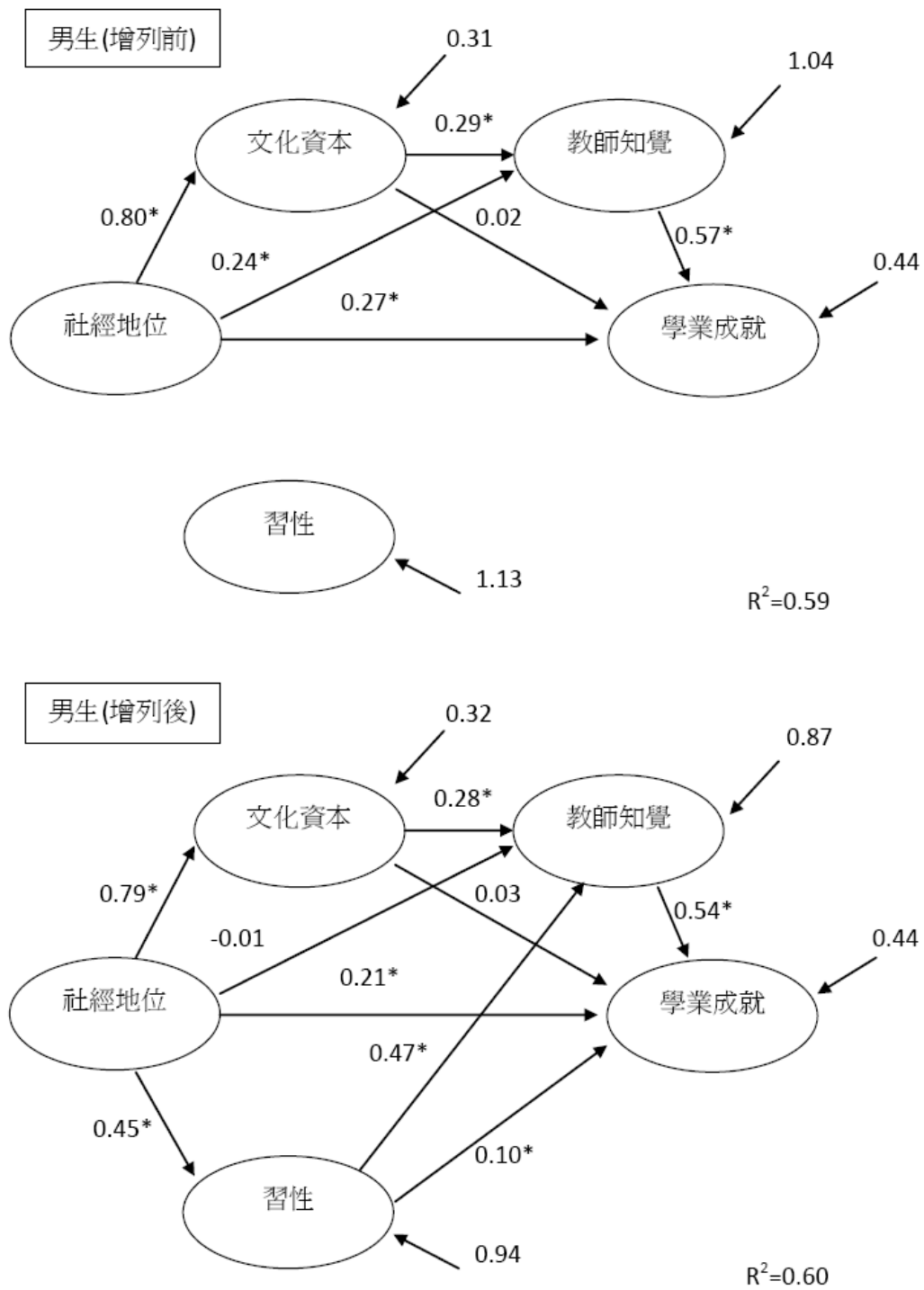


圖4-5 男生群組「習性」中介效果比較圖<sup>15</sup>

<sup>15</sup> 圖中數字為標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異。

## 參、「教師知覺」中介效果之分析

### 一、「教師知覺」是否增加模式對「學業成就」的解釋量？

過去的文化資本研究鮮少觸及教師，僅見於 Wildhagen (2009) 與 Roscigno 和 Ainsworth-Darnel (1999) 等少數幾篇研究。表 4-27 即為釐清「教師知覺」在整體文化資本效果傳遞之角色所進行的考驗。由表中資料可以明顯發現，刪除教師知覺變項後的模式狀況不佳，不僅卡方值高達 3071，RMSEA、SRMR、EVC I 等評鑑數值也都不盡理想，RMSEA 值也達到不適配的指標。加入教師變項後，整體卡方值降至 526.81，雖然 P 值未達顯著，然而無論是 GFI、SRMR、NNFI、RFI 等數值都呈現良好的情形，RMSEA 值符合小於 0.05 的標準。由此可見，在控制「社經地位」、「文化資本」與「習性」等，有「教師知覺」模式確實優於無「教師知覺」模式。

表4-27 有無「教師知覺」之模式適配度比較

| 模式                 | $\chi^2$  | df | 整體適配指標 |      |       |       | 相對適配指標 |      | 簡效適配<br>指標 |
|--------------------|---|----|--------|------|-------|-------|--------|------|------------|
|                    |   |    | GFI    | ECVI | SRMR  | RMSEA | NNFI   | RFI  | PNFI       |
| 無教師知<br>覺模式<br>(A) | 3071.60<br>( $p < .05$ )                          | 87 | 0.92   | 0.50 | 0.11  | 0.104 | 0.91   | 0.91 | 0.73       |
| 有教師知<br>覺模式<br>(B) | 526.81<br>( $p < .05$ )<br>$\Delta\chi^2=2544.79$ | 80 | 0.98   | 0.11 | 0.028 | 0.042 | 0.99   | 0.98 | 0.72       |

表 4-28 為有無「教師知覺」，整體模式對「學業成就」的解釋量變化表。未加入教師知覺變項前，整體模式對於學業成就解釋力，女性約為 0.42，男性則為 0.38，加入教師知覺變項後解釋力都有顯著提高，均為 0.60。可見在模式中增加教師知覺變項，確實能夠有效增加對於學業成就的解釋力。本研究假設 4-1 獲得支持。

表4-28 「教師知覺」中介效果之潛在變項解釋量

| 潛在變項           | 模式 A(增列前) | 模式 B(增列後) |
|----------------|-----------|-----------|
| 學業成就<br>(女性群組) | 0.42      | 0.60      |
| 學業成就<br>(男性群組) | 0.38      | 0.60      |

二、「教師知覺」是否會降低「文化資本」對「學業成就」的直接效果？

表 4-29 為「文化資本」有無影響「教師知覺」之模式適配度比較表。由表中資料可以發現，兩者卡方值差為 29.06，自由度差為 2，兩模式差距達顯著<sup>16</sup>。因此，雖然「文化資本」無影響「教師知覺」模式也達到適配，但是該條路徑仍不能輕易刪除。且就整體適配指標來看，「文化資本」有影響「教師知覺」模式仍略優於「文化資本」無影響「教師知覺模式」。

表4-29 「文化資本」有無影響「教師知覺」之模式適配度比較

| 模式                           | $\chi^2$  | df | 整體適配指標 |      |       |       | 相對適配指標 |      | 簡效適配<br>指標 |
|------------------------------|---|----|--------|------|-------|-------|--------|------|------------|
|                              |   |    | GFI    | ECVI | SRMR  | RMSEA | NNFI   | RFI  |            |
| 文化資本<br>無影響教<br>師知覺模<br>式(A) | 555.87<br>( $p < .05$ )                         | 82 | 0.98   | 0.11 | 0.034 | 0.043 | 0.99   | 0.98 | 0.74       |
| 文化資本<br>有影響教<br>師知覺模<br>式(B) | 526.81<br>( $p < .05$ )<br>$\Delta\chi^2=29.06$ | 80 | 0.98   | 0.11 | 0.028 | 0.042 | 0.99   | 0.98 | 0.72       |

表 4-30 與 4-31 為男女生有無「文化資本」影響「教師知覺」模式，潛在變項間之徑路係數表。按表中資料來看，女生群組在「文化資本」對「學業成就」的直接效果方面，未增列前之標準化效果值為 0.14，然而增列之後，降低為 0.12，而在男生群組方面，該路徑在未增列前的係數值為 0.07，增列後下降為 0.03。因

<sup>16</sup> 自由度=2，95%信心水準的臨界值=5.99

此，增加「教師知覺」，無論在男女生間均會降低「文化資本」對「學業成就」的直接效果。本研究假設 4-2，在男女生間均獲得支持，亦即「教師知覺」確實在「文化資本」與「學業成就」間扮演中介角色。相關路徑係數改變情況，可參見圖 4-6 與圖 4-7。

表4-30 女生群組「文化資本」有無影響「教師知覺」之潛在變項路徑參數值

| 路徑            | 模式 A(增列前) |      |        |       | 模式 B(增列後) |      |        |       |
|---------------|-----------|------|--------|-------|-----------|------|--------|-------|
|               | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 |
| $\gamma_{11}$ | 1.18      | 0.04 | 30.30* | 0.81  | 1.18      | 0.04 | 30.23* | 0.81  |
| $\gamma_{21}$ | 0.46      | 0.05 | 8.57   | 0.16  | 0.20      | 0.11 | 1.88   | 0.07  |
| $\gamma_{31}$ | 1.39      | 0.07 | 21.29* | 0.38  | 1.39      | 0.07 | 21.28* | 0.38  |
| $\gamma_{41}$ | 0.22      | 0.05 | 4.36*  | 0.14  | 0.25      | 0.05 | 4.87*  | 0.15  |
| $\beta_{21}$  | -         | -    | -      | -     | 0.20      | 0.08 | 2.58*  | 0.10  |
| $\beta_{23}$  | 0.31      | 0.01 | 21.22  | 0.40  | 0.31      | 0.01 | 21.06* | 0.40  |
| $\beta_{41}$  | 0.16      | 0.03 | 4.53*  | 0.14  | 0.14      | 0.03 | 3.88*  | 0.12  |
| $\beta_{42}$  | 0.36      | 0.01 | 28.56* | 0.65  | 0.36      | 0.01 | 28.36* | 0.64  |
| $\beta_{43}$  | 0.04      | 0.01 | 5.62*  | 0.10  | 0.04      | 0.01 | 5.71*  | 0.10  |

\*p<.05

表4-31 男生群組「文化資本」有無影響「教師知覺」之潛在變項路徑參數值

| 路徑            | 模式 A(增列前) |      |        |       | 模式 B(增列後) |      |        |       |
|---------------|-----------|------|--------|-------|-----------|------|--------|-------|
|               | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 |
| $\gamma_{11}$ | 1.16      | 0.04 | 30.96* | 0.79  | 1.15      | 0.04 | 30.83* | 0.79  |
| $\gamma_{21}$ | 0.65      | 0.07 | 9.53*  | 0.23  | -0.04     | 0.16 | -0.24  | -0.01 |
| $\gamma_{31}$ | 1.64      | 0.08 | 21.76* | 0.45  | 1.64      | 0.08 | 21.74* | 0.45  |
| $\gamma_{41}$ | 0.30      | 0.06 | 4.90*  | 0.18  | 0.34      | 0.06 | 5.70*  | 0.21  |
| $\beta_{21}$  | -         | -    | -      | -     | 0.56      | 0.12 | 4.83*  | 0.28  |
| $\beta_{23}$  | 0.37      | 0.02 | 22.94* | 0.47  | 0.37      | 0.02 | 22.89* | 0.47  |
| $\beta_{41}$  | 0.07      | 0.04 | 1.71   | 0.07  | 0.04      | 0.04 | 0.84   | 0.03  |
| $\beta_{42}$  | 0.31      | 0.01 | 31.68* | 0.54  | 0.31      | 0.01 | 31.02* | 0.54  |
| $\beta_{43}$  | 0.05      | 0.01 | 6.67*  | 0.10  | 0.05      | 0.01 | 6.50*  | 0.10  |

\*p<.05

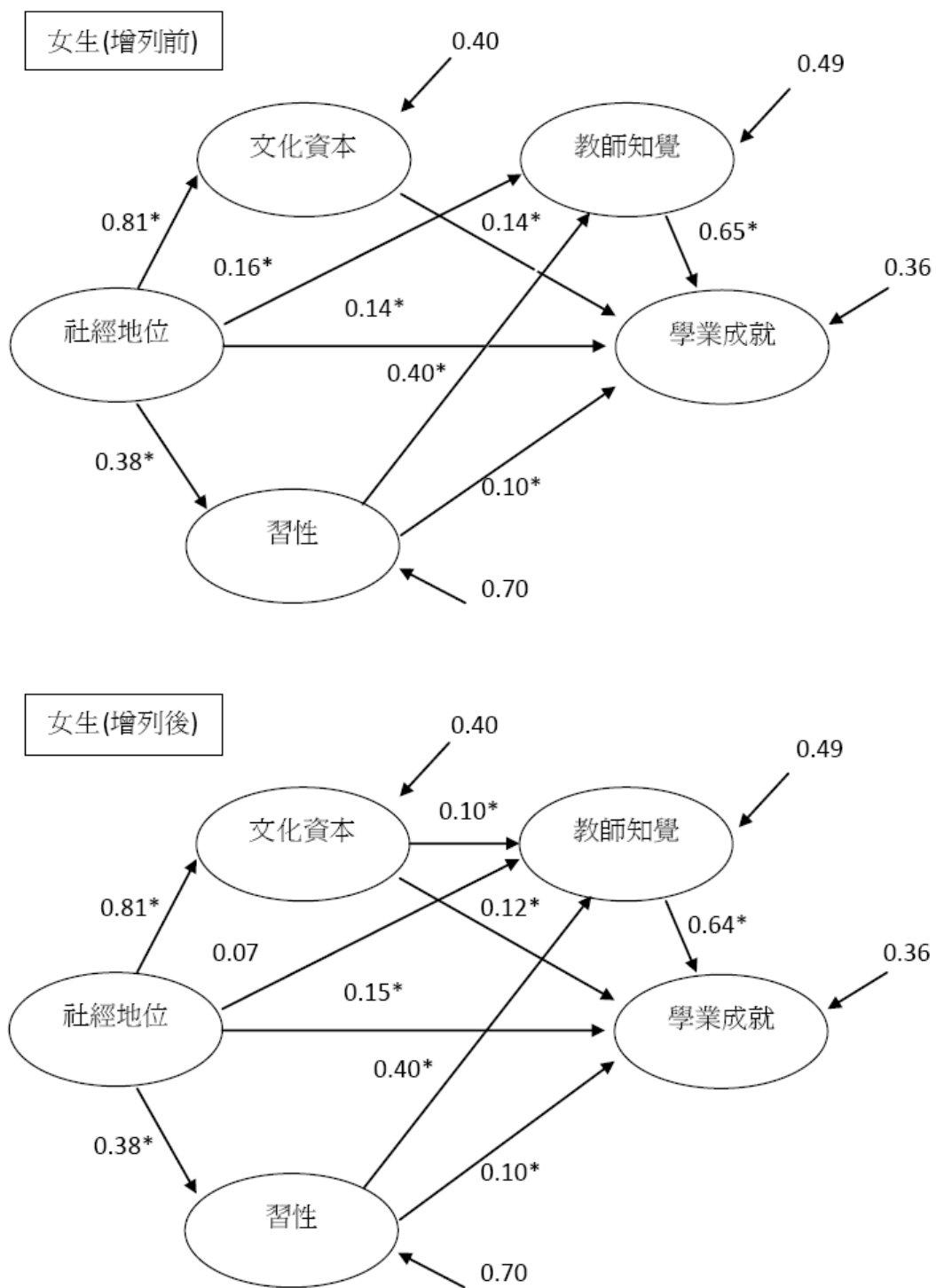


圖4-6 女生群組「文化資本」有無影響「教師知覺」模式比較圖<sup>17</sup>

<sup>17</sup> 圖中數字為標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異。

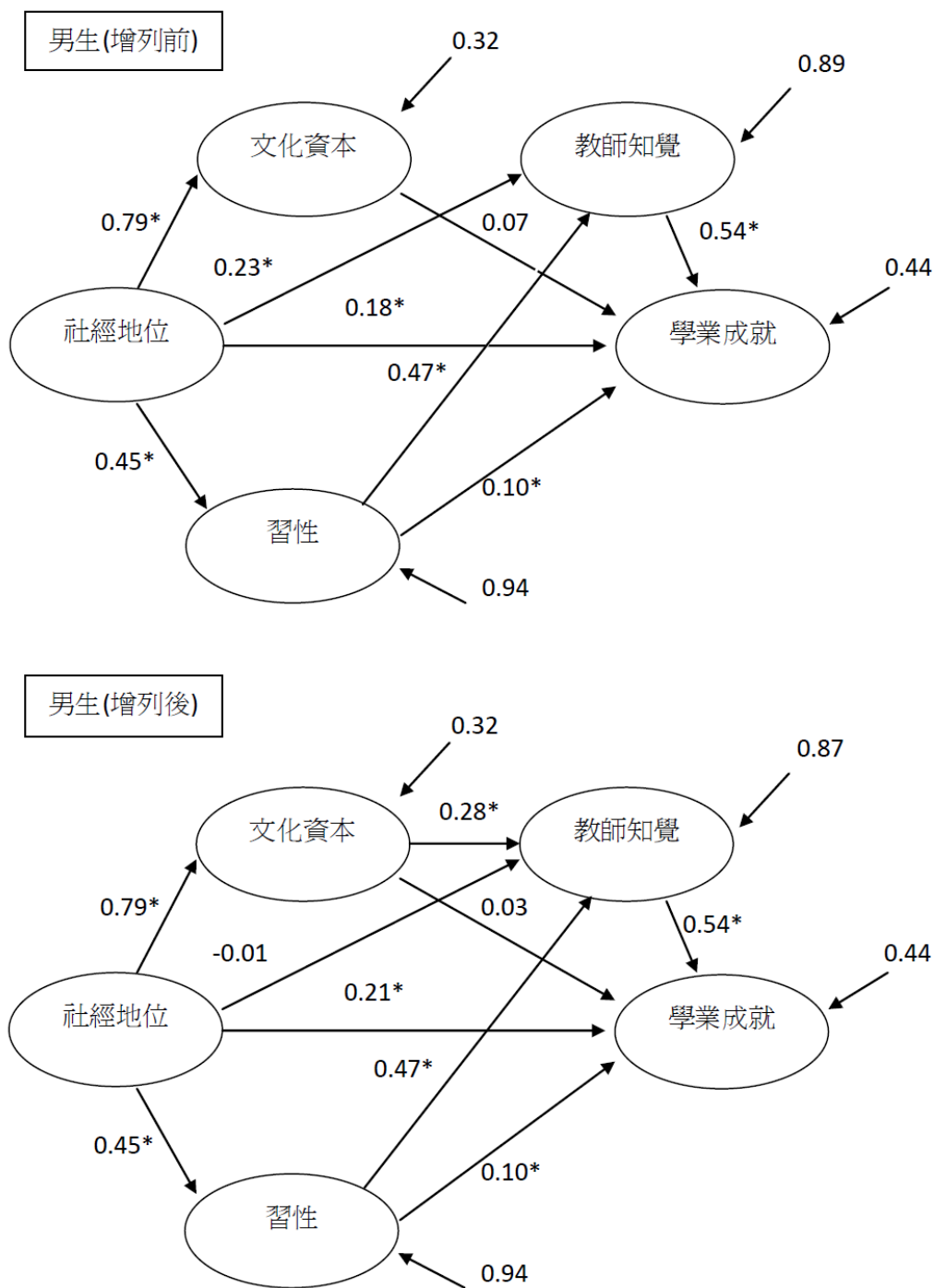


圖4-7 男生群組「文化資本」有無影響「教師知覺」模式比較圖<sup>18</sup>

<sup>18</sup> 圖中數字為標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異。

三、「教師知覺」是否會降低「習性」對「學業成就」的直接效果？

表 4-32 為「習性」有無影響「教師知覺」之模式適配度比較表。由表中資料可以清楚看出，「習性」無影響「教師知覺」模式除卡方值有明顯提高外，RMSEA 值也呈現適配度不佳。因此，「習性」有影響「教師知覺」模式優於無影響模式。

表4-32 「習性」有無影響「教師知覺」之模式適配度比較

| 模式                         | $\chi^2$  | df | 整體適配指標 |      |       |       | 相對適配指標 |      | 簡效適配<br>指標 |
|----------------------------|---|----|--------|------|-------|-------|--------|------|------------|
|                            |   |    | GFI    | ECVI | SRMR  | RMSEA | NNFI   | RFI  | PNFI       |
| 習性無影<br>響教師知<br>覺模式<br>(A) | 1434.51<br>( $p < .05$ )                          | 82 | 0.96   | 0.25 | 0.068 | 0.072 | 0.96   | 0.96 | 0.72       |
| 習性有影<br>響教師知<br>覺模式<br>(B) | 526.81<br>( $p < .05$ )<br>$\Delta\chi^2 = 907.7$ | 80 | 0.98   | 0.11 | 0.028 | 0.042 | 0.99   | 0.98 | 0.72       |

表 4-33 與 4-34 為男生與女生在模式有無增列「習性->教師知覺」路徑之潛在變項路徑係數變化。從資料可以發現，女生在增列前，習性對學業成就的直接效果標準化係數為 0.17，增列後則降為 0.10。男生在增列前的標準化係數為 0.16，增列之後則降為 0.10。由於「習性」對「學業成就」的直接效果，因「教師知覺」增加後有明顯的降低，故本研究假設 4-3 獲得支持，亦即在「習性」與「學業成就」過程，教師知覺確實扮演重要的中介角色。相關係數改變情況，可參見圖 4-8 與 4-9。

表4-33 女生群組「習性」有無影響「教師知覺」之潛在變項路徑參數值

| 路徑            | 模式 A(增列前) |      |        |       | 模式 B(增列後) |      |        |       |
|---------------|-----------|------|--------|-------|-----------|------|--------|-------|
|               | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 |
| $\gamma_{11}$ | 1.18      | 0.04 | 30.29* | 0.81  | 1.18      | 0.04 | 30.23* | 0.81  |
| $\gamma_{21}$ | 0.64      | 0.12 | 5.46*  | 0.22  | 0.20      | 0.11 | 1.88   | 0.07  |
| $\gamma_{31}$ | 1.47      | 0.07 | 22.39* | 0.40  | 1.39      | 0.07 | 21.28* | 0.38  |
| $\gamma_{41}$ | 0.22      | 0.05 | 4.29*  | 0.14  | 0.25      | 0.05 | 4.87*  | 0.15  |
| $\beta_{21}$  | 0.27      | 0.08 | 3.24*  | 0.14  | 0.20      | 0.08 | 2.58*  | 0.10  |
| $\beta_{23}$  | -         | -    | -      | -     | 0.31      | 0.01 | 21.06* | 0.40  |
| $\beta_{41}$  | 0.13      | 0.04 | 3.77*  | 0.12  | 0.14      | 0.03 | 3.88*  | 0.12  |
| $\beta_{42}$  | 0.34      | 0.01 | 29.75* | 0.61  | 0.36      | 0.01 | 28.36* | 0.64  |
| $\beta_{43}$  | 0.07      | 0.01 | 11.38* | 0.17  | 0.04      | 0.01 | 5.71*  | 0.10  |

\*p<.05

表4-34 男生群組「習性」有無影響「教師知覺」之潛在變項路徑參數值

| 路徑            | 模式 A(增列前) |      |        |       | 模式 B(增列後) |      |        |       |
|---------------|-----------|------|--------|-------|-----------|------|--------|-------|
|               | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 | 非標準化估計值   | 標準誤  | t 值    | 標準化係數 |
| $\gamma_{11}$ | 1.15      | 0.04 | 30.87* | 0.79  | 1.15      | 0.04 | 30.83* | 0.79  |
| $\gamma_{21}$ | 0.66      | 0.17 | 3.91*  | 0.23  | -0.04     | 0.16 | -0.24  | -0.01 |
| $\gamma_{31}$ | 1.73      | 0.08 | 22.92* | 0.48  | 1.64      | 0.08 | 21.74* | 0.45  |
| $\gamma_{41}$ | 0.31      | 0.08 | 5.15*  | 0.20  | 0.34      | 0.06 | 5.70*  | 0.21  |
| $\beta_{21}$  | 0.59      | 0.13 | 4.65*  | 0.30  | 0.56      | 0.12 | 4.83*  | 0.28  |
| $\beta_{23}$  | -         | -    | -      | -     | 0.37      | 0.02 | 22.89* | 0.47  |
| $\beta_{41}$  | 0.04      | 0.04 | 0.92   | 0.04  | 0.04      | 0.04 | 0.84   | 0.03  |
| $\beta_{42}$  | 0.29      | 0.01 | 32.89* | 0.53  | 0.31      | 0.01 | 31.02* | 0.54  |
| $\beta_{43}$  | 0.07      | 0.01 | 11.60* | 0.16  | 0.05      | 0.01 | 6.50*  | 0.10  |

\*p<.05

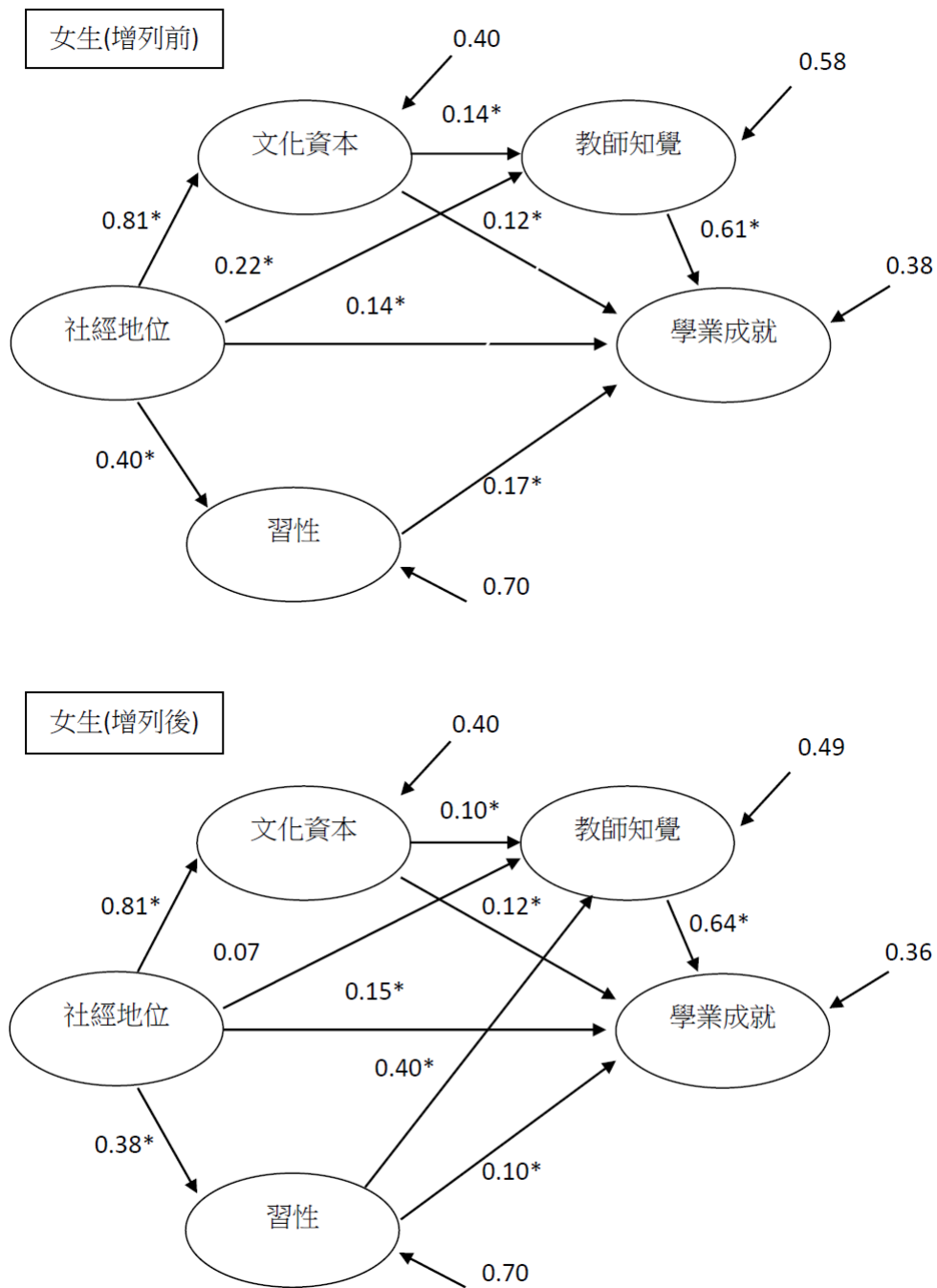


圖4-8 女生群組「習性」有無影響「教師知覺」模式比較圖<sup>19</sup>

<sup>19</sup> 圖中數字為標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異。

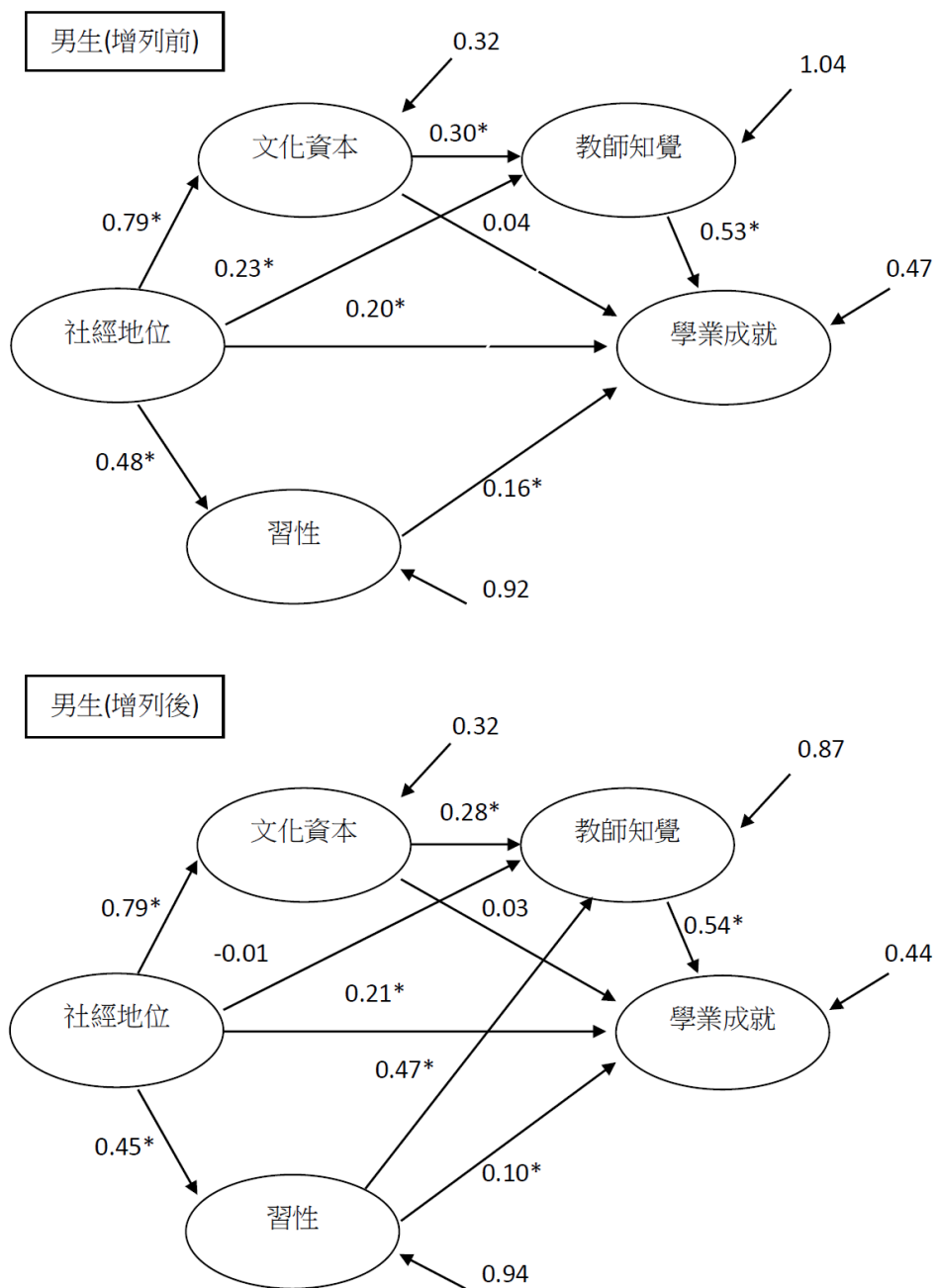


圖4-9 男生群組「習性」有無影響「教師知覺」模式比較圖<sup>20</sup>

<sup>20</sup> 圖中數字為標準化係數。\*即為徑路係數為 95%信心水準時，達顯著差異。

## 第四節 綜合分析與討論

本研究主要透過各種假設的考驗，希望對於文化資本如何影響學業成就的路徑模式進行探討，並分析在不同性別的效果差異。表 4-35 為本研究假設考驗的結果整理。本節主要針對所研究之結果，與相關文獻與理論進行交互分析與探討。討論分析如後所列。

表4-35 研究假設考驗結果一覽表

| 研究目的                         | 研究假設                                     | 考驗結果 |
|------------------------------|--|------|
| 分析台灣地區文化資本對學業成就的影響模式適用性的性別差異 | 1-1：男生與女生群組文化資本理論模式適配程度有差異。              | 獲支持  |
|                              | 1-2：「文化資本」對「學業成就」的影響效果，女生高於男生。           | 獲支持  |
|                              | 1-3：「習性」對「學業成就」的影響效果，男生高於女生。             | 未獲支持 |
| 討論台灣地區文化資本、習性與學業成就間的關係       | 2-1：增加「文化資本」後，增加模式對「學業成就」的解釋量。           | 未獲支持 |
|                              | 2-2：增加「文化資本」後，減少「社經地位」對「學業成就」的直接效果       | 獲支持  |
|                              | 3-1：增加「習性」後，增加模式對「學業成就」的解釋量。             | 未獲支持 |
|                              | 3-2：增加「習性」後，降低「社經地位」對「學業成就」的直接效果。        | 獲支持  |
|                              | 4-1：增加「教師知覺」後，增加模式對「學業成就」的解釋量。           | 獲支持  |
|                              | 4-2：增加「教師知覺」後，降低「文化資本」對「學業成就」的直接效果。      | 獲支持  |
|                              | 4-3：增加「教師知覺」後，降低「習性」對「學業成就」的直接效果。        | 獲支持  |
| 歸納台灣地區文化資本對學業成就的影響模式與情況      | 1-4：在文化理論作用模式裡，男生適用「文化流動」模式；女性適用「文化再製」模式 | 未獲支持 |

## 壹、差異性別之結構模式

根據過去的相關文獻與研究成果，本研究提出新的文化資本作用模式，並經由統計檢驗，男生與女生均適用該模式。然經由第二節性別差異分析與第三節針對各中介變項影響力分析，研究者主張男生與女生的結構模式並不相同，亦即影響學業成就的潛在變項相同，各中介變項均具有其影響力，不能輕易刪除，但是彼此之間的影响路徑與影響力大小並不一致，男女生各有其主要影响的路徑模式。

在「文化資本」對「學業成就」的作用效果方面，女生明顯高於男生。女生除了會透過「文化資本」直接影響「學業成就」外，還會透過「教師知覺」產生間接作用。男生則僅「文化資本」透過「教師知覺」再影響「學業成就」的間接路徑達到顯著。此種「文化資本」重要性的性別差異，從假設 2-2 的考驗中再次獲得支持，當模式內置入「文化資本」時，明顯女生在「社經地位」對「學業成就」造成的降幅效果大於男生。故本研究主張女生學業成就受文化資本影響大於男性。形成此一結果原因，研究者推測或許與男女生本身的特質有關係，女生個性一般被認為較為文靜溫和，與文化資本的文化陶冶方式較為相近，因此容易受到文化資本的影響；然而男生個性較為活潑好動，與文化資本的文化陶冶方式相左，因而不易產生效果。

而此結果與國外 DiMaggio (1982) 的研究相似，但和 Dumais (2002) 及國內盧淑華 (2007) 同樣應用 TEPS 的資料結論不盡相同。盧淑華 (2007) 認為女學生的文化資本很高，卻不會影響學業成績；Dumais (2002) 採取的迴歸分析則舉出男生因為習性變項置入後，文化資本作用呈現不顯著，因而推論文化資本作用對於男生沒有作用 (Dumais, 2002)。針對以上兩個研究，本研究認為她們的結論可能是忽略「教師知覺」在「文化資本」與「學業成就」中介角色，以至於下了錯誤解讀。從直接作用路徑來看，似乎可以這樣推論，因為男生直接作用

路徑係數 t 值確實為不顯著，但如果加計考量「教師知覺」變項之後，即會發現文化資本會透過教師知覺產生作用力，其間接效果的考驗則是顯著。國外對於男性的文化資本研究明顯缺漏對於「教師」角色的探討，也因此容易產生對於文化資本效果的錯誤解讀。透過本研究的發現，則可以清楚看出文化資本對學業成就，無論男女性均有其效果。

在「習性」對「學業成就」的作用效果方面，本研究發現無論男生或女生，習性均會影響學業成就，且純粹就「習性」變項影響「學業成就」的部分來看，在男女生間造成的效果差異似乎不大。但如結合第三節有關「習性」的中介效果分析，男生在習性變項置入後，社經地位對學業成就的直接效果下降幅度高於女生。因此，研究者認為此現象可能是家庭環境所形塑之個人對未來的期望抱負，確實會影響個人的學業成就高低，且由於整體社會環境對於男女生的期望已漸趨平等，因此無論男女生都會受到影響。但由於男女生的性別特質因素影響，活潑好動的男生較容易有自我的想法，也因此促成社經地位通過習性再影響學業成就的幅度高於女生的情況。

本研究結果支持 Dumais (2002) 有關習性納入研究模式的主張，及男生學業成就比較容易受到習性影響的論點。惟需特別注意的是學生個人的習性與教師知覺間的關係。Wildhagen(2009)的結論裡曾認為學生自我的選擇效果要大於教師選擇。但在本研究數據中可以清楚地發現，無論是男生和女生，個人的習性受到教師知覺的影響也不小，當模式中置入「教師知覺」後，習性對學業成就的直接效果均有一定程度的下降。故本研究不同意 Wildhagen (2009) 的論點，認為教師在個人抱負影響學業成就的過程裡仍然具備關鍵影響力。

## 貳、教師知覺變項之重要性

對於文化資本與習性的理解，不能僅從這兩個變項來看。透過假設四的考驗，本研究發現增加「教師知覺」後，學業成就的解釋力有非常明顯的增加。特

別是在男生群組方面，如果沒有教師知覺變項的情況，文化資本對學業成就並不存在作用效果，但是增加之後，整體效果有大幅度提升。由此可見，教師知覺變項在文化資本與學業成就的過程中，扮演極其重要的效果傳遞任務。因此，本研究與 Wildhagen (2009) 以美國資料所做出來的結果不相同，而偏向支持 Kingston (2001) 提出教師效應的主張與 Roscigno & Ainsworth-Darnell (1999) 的研究結果。研究結果肯定 Bourdieu (1979) 有關學校在扮演納入/排除的機制角色，並主張文化資本作用模式裡，不能忽略教師知覺。

上述的研究發現凸顯兩種當前文化資本研究的問題。首先是過去文化資本解釋力不高，甚至出現文化資本影響不顯著的情況，例如 Dumais (2002)、周新富 (2008) 或陳怡靖與鄭耀男 (2000) 等，或許就是對於文化資本效果的錯誤理解，誤認文化資本對學業成就會存在直接影響，忽略教師的中介角色。而事實上「文化資本- >教師知覺」此一路徑才是關鍵，因為當前台灣學校的現實環境來看，由於升學主義導向的影響，多數學校仍以紙本與選擇測驗題的考試作為評分的依據，並用以建立學校內的各種排名與獎勵體制，以課外才藝補習和參觀文化機構等形式的文化資本能夠對於學科的考試有多少的影響，是一件令人質疑的事。然而增加教師知覺變項後，即可清楚看出此種文化陶冶式的文化資本帶來的效果並非是直接讓學生作答能力提高，而是讓教師對於學生的印象改觀，認為學生談吐有氣質與禮貌，或是具有多樣的才藝可以提供班級比賽的協助等，進而在日常互動給予各種鼓勵或協助，特別是那些表現出有內涵且對於未來具有企圖和抱負的學生。因此，增添了「教師知覺」這塊拼圖，補足了過去對文化資本研究的缺陷問題，也讓整體對於社經地位與學業成就間的影響路徑更加明朗。其次是台灣地區的師生關係緊密的獨特性現象。由於本地的學生從入學以後到畢業，除非教師退休或轉職，否則科目老師的變動性不大。此種環境條件下，師生互動關係的緊密程度遠遠大於國外，三年下來的師生互動更會強化既有文化資本的效果，可能也是促使國內發現與國外不同的主因。

### 參、男女生之教師知覺的效用

依據數據顯示，文化資本與習性都會透過教師知覺對學業成就產生影響，但男生無論在「文化資本->教師知覺」與「習性->教師知覺」等兩路徑，其非標準化徑路係數均高於女性(男生分別為 0.56、0.37，高於女生的 0.20 及 0.31)，顯示男生的文化資本與習性影響教師知覺頗高，其「教師知覺->學業成就」的係數卻是女生要高於男生(女生為 0.36 大於男性的 0.31)。

上述情況的出現，或許可能用男生個性比較獨立自主，因此學業成就比較不受教師影響；女生則個性比較依賴，學業成就容易受教師影響來解釋。然而是否也有可能是男女的性別特質與教師的互動所產生的結果呢？一般來說，男生的活潑和好動的特質向來不為重視規矩的教師所喜歡，女生所表現出來的乖巧與懂事自會吸引老師較多的關愛，也就是教師知覺與性別特質間存在某種相互作用，在男生可能是抵銷，在女生可能是強化。國外 Entwisle 與 Olson (2007) 即發現貧窮的男生最不受老師青睞，相反地未接受補助的家庭卻不會有性別的差異問題。換句話說，來自高社經家庭的男孩子，如果在家接受較佳的教育和文化培養，則可能某種程度會降低其不被老師喜歡的程度；但相反地低社經家庭則無此環境，則由於其行為規矩不符合老師期待，相對上會受到壓抑。而結果如果真係如此，則具備同樣的文化資本、習性，可能受教師知覺影響，在不同性別間的學業成就表現出不同結果，女生可能會被強化，但是男生可能被壓抑。縱使是同性，擁有較多文化資本與較高教育抱負的男性，可以提高受教師知覺的程度，促進在日常互動中提高其學習成就。

### 肆、台灣樣本適用之文化資本理論作用模式

DiMaggio (1982) 的研究裡曾針對不同社經地位的男女生進行文化資本效果的分析，並提出男生較偏向「文化流動」模式，女生則屬於「文化再製」模式。為驗證上述理論在台灣地區的適用情況，本研究應用四組模式進行比較，發現男

生與女生同屬於文化再製模式的結構模式，適配度最佳。因此，由目前統計資料來看推論，當前台灣的環境似乎偏向「文化再製」理論，文化資本的累積仍與家庭社經地位與環境關係密切，社經地位會透過文化資本與習性等因素，影響學生的學業成就，進而達成再製的情況。而此影響或許在男女生間造成的程度有別，但是再製本質上是相同的。故研究者認為台灣地區資料不支持 DiMaggio (1982) 所提出有兩套文化資本作用模式的論點。

面對此結果，研究者認為可能是台灣地區與美國的時空環境確有不同，當前台灣地區確實已經逐漸形成一種階層化社會外，既得利益階級已經逐漸掌握文化資本這項再製的工具。另種可能的解釋是本研究所採用的文化資本操作定義與 DiMaggio (2002) 不同。DiMaggio 主要是以高級文化參與當作文化資本的操作定義，然本研究參酌各研究後的文化資本，已擴大包含家庭教育資源與才藝補習，這些向度受限於資金豐缺，難免可能會受社經地位影響。故較為理想的驗證方式為類似 Wright 與 Perrone (1977) 的做法，將家長分成數種職業類別，並比較其文化資本作用高低，藉此探究文化再製與流動兩種模式的適用性。然由於受限於資料庫資料收集目的並非為驗證本理論，資料變項難免有所侷限。這也是本研究所面臨的限制。

## 伍、文化資本與習性的效果及其影響力性比較

本研究的主要目的之一即在探討文化資本、習性與學業成就間的關係。由上節的統計資料可以清楚發現，文化資本與習性，確實在社經地位與學業成就間扮演重要的中介角色，亦即社經地位確實會透過文化資本與習性兩變項，進一步再影響學業成就。本研究發現與國內如陳青達(2006)、張芳全(2006)、盧淑華(2007)、林碧芳(2011)、陳曉佳(2004)、王麗雲與游錦雲(2005)等研究相似。

本研究關注的焦點是究竟那一個途徑是主要的效果傳遞路徑。雖然研究者未直接進行文化資本與習性效果比較，然而在假設二與假設三的考驗，模式中刪減

「習性」後，整體模式立刻呈現出不適配的情況，RMSEA 值為 0.076；但是刪減「文化資本」後，整體模式雖然未若保有「文化資本」模式，但依舊為良好適配狀態，RMSEA 值為 0.043。故研究者從間接跡象推論，文化資本雖然有其效果，但以台灣的資料來看，其重要性相較於習性來說，在整體模式而言，是屬於偏弱的情況。換言之，家庭環境對子女的文化陶冶與資源提供，雖然可能會影響學生的學業成就，但真正具關鍵影響力的因素，似乎仍然在子女自身對於自我未來的期許，子女個人的能動性是再製效果好壞的關鍵。這樣的研究結果與國外 Dumais (2002) 與 Wildhagen (2002) 的研究結果相似，也就是習性是傳遞社經地位效果的主要途徑。



## 第五章 結論與建議

本章根據前章綜合分析與討論的結果，針對研究目的進行歸納整理，並形成研究結論如後，且並就過程之發現與限制，提出政策與研究建議。

### 第一節 研究結論

根據研究結果與發現，本研究共有 4 項結論，詳述如後：

#### 壹、社經地位會透過文化資本與習性再影響學業成就，其中通過習性影響的幅度較大

學生所屬家庭的社經地位高低會影響學生的學業成就，早已為教育社會學界廣為探討。然而究竟經由何種路徑產生影響，不同研究學派的觀點各有不同主張。本研究以 Bourdieu 所提出的文化資本理論為基礎，參酌國內外有關本理論的相關實徵研究，提出研究架構並透過結構方程模型加以驗證討論。經過本研究假設二與假設三考驗，發現習性與文化資本變項的增減，對於社經地位對學業成就的解釋力高低並無明顯變化，然而卻會降低社經地位對學業成就的解釋力。由此來看，台灣地區的資料與許多文化資本的研究結果相同，均支持 Bourdieu 所提出的文化資本理論，並主張文化資本與習性兩變項在社經地位與學業成就之間，確實扮演重要的中介角色，社經地位會透過文化資本與習性，再進一步影響學生的學業成就。而這種情況的出現，也顯現當前台灣社會確實存在某種社會階層化現象，某一特定階級的人會利用文化資本作為階級再製的工具。

惟本研究與其他研究不同的是，本研究採用結構方程模型比較文化資本與習性兩變項的路徑後發現，文化資本與習性兩路徑都有其影響力，但通過習性的影響學業成就的幅度高於文化資本路徑。此結果顯示固然文化資本有其效果，但相較於習性變項，其影響力偏弱。因此，在台灣地區，通過文化資本進行階級再製

的做法與過程並非百分之百平順，個人對於未來的看法才是左右再製過程成功的關鍵。

## **貳、社經地位影響學業成就之路徑模式有性別差異，透過文化資本再影響學業成就的幅度，女生高於男生；透過習性再影響學業成就的幅度，男生高於女生。**

從過去的文獻與研究來看，社經地位影響學業成就的路徑主要有二：文化資本及習性，但實徵研究結果多有發現男女生並不相同。Dumais (2002) 曾發現女生比較容易受到文化資本的影響，男生則主要仰賴習性的作用。Wildhagen (2009) 則提出文化資本與男生的關係為負相關。Teachman (1987) 也發現女性受文化資本影響較大，男性則不顯著。陳曉佳 (2004) 也發現父母帶領的藝文活動僅對女學生產生效果。本研究應用結構方程模型針對男女生的結構模式進行多群組分析，發現男女生的結構並不相同，其中文化資本影響女生的幅度要大於男性；習性雖然直接影響效果男女無差異，但是社經地位通過習性影響學業成就的分析中，男生學業成就受影響情況較女生明顯。因此，本研究與國內外許多的研究發現相同。

此結果似乎也顯示，源自於法國 Bourdieu 所提出的文化資本理論並非一個可放諸四海皆準的論點而可能須有所修正，因為至少台灣與美國的資料都指出，以高級藝文參與、課後課程與才藝等，對於女生的課業成績較為有利，男生則用處較弱。故，可能須有另外的研究針對有關男女生學習特質的不同進行分析與討論，方能針對男女生學業成就的差異有更清楚的釐清。

## **參、教師知覺是「文化資本」效果發揮的關鍵中介變項，特別是男生**

過去研究對於文化資本的效果的結論常有爭議，或有若干研究認為影響力甚微或根本不具影響力，然研究者認為此現象之產生與文化資本對學業成就的影響

機制錯誤理解有關係，因為過去的研究時常直接以文化資本對學業成就進行迴歸分析，常存在過分簡化或忽略文化資本影響學業成就過程的問題，因此 Kingston (2001) 即強調須注意教師效應的重要性，但此觀點在 Wildhagen (2009) 的研究卻未獲支持。為進一步驗證 Kingston 的觀點，本研究以台灣地區的資料加以分析，並新增「教師知覺」變項於模式中，發現在台灣無論是男生或是女生，增減教師知覺變項，確實會大幅度影響對於學業成就的解釋力。特別是男生，教師知覺變項的存在更是關鍵。以文化資本為例，在女生群組方面，除間接路徑外，文化資本仍會直接影響學業成就，但是男生群組則須全部仰賴間接路徑發揮作用力，文化資本並不會直接影響學業成就。因此，教師知覺的左右男生有關文化資本影響學業成就的解釋效果。

有關「教師知覺」變項在整體影響路徑過程的影響，為本研究與其他研究最大的不同。但此情形是否為台灣地區特有的現象，可能需有更多國家的研究才能有定論，但以台灣地區為主的資料是支持 Kingston (2001) 的教師效應的論點，更進一步釐清教師在階級在製過程與擴大男女生學習差異的角色。特別是後者。在綜合討論中，研究者曾發現在「文化資本->教師知覺->學業成就」的影響路徑上，出現男生「文化資本」影響「教師知覺」高，「教師知覺」影響「學業成就」低；女生「文化資本」影響「教師知覺」低，「教師知覺」影響「學業成就」高的現象。因此，研究者推論教師知覺和性別間應該存在某種交互作用，此交互作用對於女生為強化文化資本效果，但對於男生則是弱化文化資本效果的情況。倘若這樣的情況確實存在，則教師無意識地進行教學的過程，卻也在強化性別差異的藩籬，更可能不利於男生的學習。

#### 肆、文化資本作用模式在台灣偏向「文化再製」理論

針對 DiMaggio (1982) 所提出的兩種文化資本作用模式，本研究以男生與女生進行分析，發現無論是男生或是女生，在假定文化資本與社經地位沒有關係

時，模式呈現出不適配的情況。因此，研究者認為文化資本效果模式在台灣偏向「文化再製」理論，亦即社經地位與文化資本間仍然存在密切關連，社經地位確實會透過文化資本影響學生的學業成就，與 DiMaggio (1982) 的研究不同。也意味著台灣地區目前似乎已經形成類似法國社會的階層化社會現象，掌握有利資源者會利用對子女教育資源的提供，密切的親子活動與豐富化的課外課程等，協助學生獲致學校學業的高成就，進而遂行其階級再製的目的。

惟所特別須注意到此種文化資本所產生的「文化再製」情況，在台灣地區還必須要注意到男女生間的性別差異問題，文化資本對女學生方面影響效果較明顯，男性學生則必須加計考量教師知覺變項所產生的影響。



## 第二節 研究建議

為裨益後續政策與研究進行，研究者針對教育行政單位、學校、家長與後來的研究各提出幾點建議，以供參考：

### 壹、對教育行政單位的建議

#### 一、廣設社區學習空間

本研究發現文化資本確實會對學業成就高低產生作用，而家庭社經地位確實會影響透過文化資本產生作用。因此，為避免個人家庭受限於先天資源不足，導致學習效果的差異，建議政府可以在各社區內增設學習空間，提供學生一個相關乾淨、安靜的學習空間，並可以強化學生的閱讀能力，提高其學業成就，避免落入資源豐者越豐，弱勢者亦弱勢的階級再製困境。

#### 二、持續推動生涯發展教育

本研究發現習性對學業成就的影響性，明顯高於文化資本。然習性或容易受到社經地位的影響，產生弱勢者對於教育效果的企圖心較低的問題。因此，為避免產生此種現象，建請教育行政單位持續以經費挹注生涯發展教育，鼓勵成功的社會與職場楷模進入校園進行宣講，提升學生對於教育與自我的價值感，並進而改善其學業成就。

### 貳、對學校單位的建議

#### 一、納入學生文化的研習

本研究發現，無論是文化資本或是習性，均會透過教師知覺進一步影響學生的學業成就高低，因此教師角色的重要性不言而喻。因此，建請學校單位除在一般課業教授，更能針對教師進行學生文化方面的研習，以促進教師對學生的了解，避免落入社經地位差異產生的表面與刻板印象，影響弱勢學生的學習意願。

#### 二、降低對於男性學生的不利學習環境

本研究發現，男性學生受文化資本與教師知覺影響較為明顯，然而根據其他文獻顯示，男性學生也可能因其特質受到教育環境的排斥。因此，建議學校單位可以減少男性學生的不利學習環境的因子，例如過度強調規矩或安靜，允許部分的彈性空間，如此一來或可以更加凸顯文化資本的效果，改善學生的學習成效。

## 參、對家長的建議

### 一、注重文化資本的培養

本研究發現文化資本確實對改進學生的學業成績有助益，如果家庭中可以更重視這一塊領域的培養，對於提升子女的學業成績應該有所幫助。因此，建議家長可以多加注意自身家庭的文化設備是否充足，家中是否常參觀藝文機構等。若家庭資源不豐，也可以留意與利用周遭許多免費的公共資源，例如各地區與學校的圖書館，或是免費的藝文表演活動等。

### 二、提高對於子女的教育期望

本研究結果來看，習性是影響學業成就高低的關鍵，但是習性是一種階級生活與環境產物。因此，若要提升子女的學習成就，弱勢家庭的家長更不能放棄或降低對於子女的教育期望。透過對其要求標準的提高，才能避免習性形成再製社會階級的幫兇。

## 肆、對未來研究的建議

### 一、納入多元科目的學業成就探討

受限於資料庫題項的影響，本研究僅以綜合分析能力做為學業成就的依變項。這樣的結果難免與實際的教學現場的多元科目不盡相符，且根據 DiMaggio (1982) 的研究，不同學科成績受文化資本影響效果也有不同。因此，建議在未來的研究中，或可納入更多科目的學業成績進行探討，如此一來將比較不同科目的效果差異，也可針對文化資本理論的應用性有更深入的探討。

### 二、比較分析學校與家庭的效果差異

從本研究可以看出學校層級（教師知覺）與家庭層級（文化資本與習性）兩者間對於學業成就高的影響關係。然而家庭因素與學校層級因素孰輕孰重？受限於研究篇幅與研究之研究方向，在本論文中未能進一步探討。建議未來的研究或可以採取不同的統計方法，例如階層線性迴歸，針對兩者的影響進行比較分析，更清楚瞭解其效果的差異。

### 三、深入探討性別與教師知覺的交互作用效果與幅度

本研究發現教師知覺與性別間存在某種交互作用。然而由於並非本研究所設定的研究目標，未能更深入針對此問題進行探討。或許未來的研究，可以此作為研究問題的起點，繼續進行探討，以促使文化資本研究更為深入與詳盡。

### 四、針對文化再製模式與文化流動模式採用不同的統計方式進行比較

雖然本研究認為台灣地區的文化資本理論作用模式偏向「文化再製」模式，然而由於與 DiMaggio (1982) 的作法<sup>21</sup>不同，會否因統計方式有異而有所不同不得而知。因此，建議後續的研究者或可參酌其方式再以台灣資料進行探討，已針對台灣的情況有更確切的了解。

---

<sup>21</sup> DiMaggio 主要是將所有學生的社經地位依照教育程度的高低，分成高中低三組，然後進行比較探討

## 參考文獻

- 于嘉雲、張恭啟（譯）（1980），Keesing, R. 著。文化人類學。台北市：巨流。
- 王麗雲、游錦雲（2005）。學童社經背景與暑期經驗對暑期學習成就進展影響之研究。教育研究集刊，51（1），1-41。
- 台灣教育長期資料庫（2011）。台灣教育長期資料庫計劃介紹。2011年4月2日，取自 <http://www.teps.sinica.edu.tw/introduction.htm>。
- 余民寧（2006）。潛在變項模式：SIMPLIS 的應用。台北市：高等教育。
- 吳悅如（2009）。文化資本對國小學童的學習態度與學業成就之影響-以宜蘭地區六年級國小學童為例。私立佛光大學社會教育學研究所碩士論文，未出版，宜蘭縣。
- 吳素媛（2004）。家庭教育關聯資本對國小學生數理成就影響模式之研究。國立嘉義大學科學教育研究所碩士論文，未出版，嘉義市。
- 巫有鎰（1999）。影響國小學生學業成就的因果機制--以臺北市和臺東縣作比較。教育研究集刊，43，213-242。
- 巫有鎰（2007）。學校與非學校因素對台東縣原、漢國小學童學業成就的影響。台灣教育社會學研究，7（1），29-67。
- 李文益、黃毅志（2004）。文化資本、社會資本與學生成就的關聯性之研究：以台東師院為例。台東大學學報，15（2），23-58。
- 李明（譯），Matras（著）（1990）。社會不平等：社會階層化與流動。台北市：桂冠。
- 李威伸（2006）。文化資本與學業成就關係之研究：以台中市國中學生為例。私立東海大學教育研究所碩士論文，未出版，台中市。
- 周新富（2008）。社會階級對子女學業成就的影響：以家庭資源為分析架構。台灣教育社會學研究，8（1），1-43。
- 林松齡（1999）。母親對子女學業成就的影響：文化資本、經濟資源、與監督角色的比較。台灣大學社會學刊，27，73-105。
- 林俊瑩（2007）。檢視個人與家庭因素、學校因素對學生學業成就的影響：以 SEM 與 HLM 分析我國國中教育階段機會均等及相關問題。國立高雄師範大學教育學系博士論文，未出版，高雄市。
- 林信吉（2010）。結構再製與主體創新的爭辯：新台灣之子學習過程之個案研究。國立台南大學教育經營與管理研究所碩士論文，未出版，台南市。
- 林碧芳（2009）。從文化資本探討才藝學習對學習成就的影響。教育與社會研究，17，111-134。
- 林碧芳（2011）。家庭文化資本與個人學習動機對青少年學習成就影響之貫時研究。國立政治大學教育研究所博士論文，未出版，台北市。
- 俞懿嫻（2004）。讀馥茗師的《人格教育學》一書：恭賀馥茗師八秩嵩壽。載於張建成（編），文化、人格與教育（頁3-26）。台北市：心理。
- 姜信彰（2010）。高中學生文化資本之探究-以 TEPS 第一波資料為例。國立台

- 灣師範大學教育學研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 孫智綺（譯）（2002），P. Bonnewitz 著。布赫迪厄社會學的第一課。台北市：麥田。
- 高宣揚（1991）。論布爾迪厄的「生存心態」概念。思與言，29（3），21-76。
- 高宣揚（1998）。當代社會理論（下）。台北市：五南。
- 高宣揚（2002）。布爾迪厄。台北市：生智。
- 張芳全（2006）。社經地位、文化資本與教育期望對學業成就影響之結構方程模式檢定。測驗學刊，53（2），261-296。
- 張芳全（2011）。家長教育程度、文化資本、自我抱負、學習興趣與數學成就之關係研究。台中教育大學學報，25（1），29-56。
- 張建成、陳珊華（2006）。生涯管教與行為管教的階級差異：兼論家庭與學校文化的連續性。教育研究集刊，51（1），129-161。
- 張笠雲（2007）。台灣教育長期追蹤資料庫：公用使用版-第一波(2001)、第二波(2003)、第三波(2005)資料使用手冊。台北市：中央研究院調查研究專題中心。
- 許崇憲（2002）。家庭背景因素與子女學業成就之關係：台灣樣本的後設分析。中正教育研究，1（2），25-62。
- 許嘉猷（1992）。社會階層化與社會流動。台北市：三民。
- 陳如涵（2011）。台灣勞工階級的孩童照顧安排與養育風格。國立台灣大學社會學研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 陳怡靖、鄭耀男（2000）。臺灣地區教育階層化之變遷：檢證社會資本論、文化資本論及財務資本論在台灣的適用性。人文及社會科學研究彙刊，10（3），416-434。
- 陳青達（2006）。文化資本與學業成效關係之研究：以雲林縣國民小學六年級學生為例。國立中正大學教育研究所碩士論文，未出版，嘉義縣。
- 陳保朱（譯）（2002），大江健三郎著。孩子為什麼要上學。台北市：時報文化。
- 陳珊華（2004）。小學生文化資本之累積與作用。國立台灣師範大學教育學系博士論文，未出版，台北市。
- 陳順利（2001）。原、漢青少年飲酒行為與學業成就之追蹤調查：以台東縣關山地區為例。教育與心理研究，24，67-98。
- 陳曉佳（2004）。台灣地區國中學生文化資本、習性與學業成就之關係。國立台灣師範大學教育學研究所士論文，未出版，台北市。
- 渠東（譯）（2004），Durkheim 著（2004）。社會分工論。臺北縣：左岸文化。
- 黃武雄（2003）。學校在窗外。臺北縣：左岸文化。
- 黃芳銘（2004）。社會科學統計方法學：結構方程模式。台北市：五南。
- 黃雁祥（2010）。國中學生家庭文化資本、英語學習態度與英語學業成就之相關研究。國立高雄師範大學教育學系碩士論文，未出版，高雄市。
- 黃毅志（1994）。社經背景與地位取得過程之結構機制：教育、社會資源及文化

- 資本。私立東海大學社會學研究所博士論文，未出版。
- 翟本瑞 (2002)。家庭文化資本對學校教育影響之研究：以農業縣山區小學為例。  
**教育與社會研究**，4，181-195。
- 趙惠鈴 (1995)。布狄厄論「文化資本」的再生產結構：文化區辨與社會區辨的  
社會建構過程。**思與言**，33 (1)，161-184。
- 蔡文輝 (1990)。**社會學**。台北市：三民。
- 蔡淑鈴 (2004)。高等教育的擴展對教育機會分配的影響。**台灣社會學**，7，47-88。
- 蔡蕙如 (2007)。**台北縣國小教師和一般家長對子女教育投入文化資本、社會資本之比較研究**。國立台北教育大學課程與教學研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 鄭名惠 (2007)。**國小學生家庭文化資本與其學業成就關係之研究**。國立台北教育大學課程與教學研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 盧淑華 (2007)。**文化資本**。國立政治大學社會學研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 譚光鼎 (1998)。社會與文化再製理論之評析。**教育研究集刊**，40，23-50。
- 蘇船利、黃毅志 (2009)。文化資本透過學校社會資本對台東縣國二學生學業成績之影響。**教育研究集刊**，55 (3)，99-129。
- Anderson, J. C. & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Anheier, H. K., & Gerhards, J., & Romo, F. P. (1995). Forms of capital and social structure in cultural fields: Examining Bourdieu's social topography. *The American Journal of Sociology*, 100(4), 859-903.
- Anyon, J. (1981). Social class and school knowledge. *Curriculum Inquiry*, 11(1), 3-42.
- Aschaffenburg, K., & Mass, I. (1997). Cultural and educational careers: The dynamics of social reproduction. *American Sociological Review*, 62(4), 573-587.
- Becker, H. S. (1952). Social-class variations in the teacher-pupil relationship. *Journal of Educational Sociology*, 25(8), 451-465.
- Bernstein, B. (1971). *Class, codes and control VI*. London: Routledge and K. Paul.
- Blau, P., & Duncan, O. D. (1967). *The American occupational structure*. New York: Free Press.
- Boudon, R. (1973). *Education, opportunity, and social inequality: Changing prospects in western society*. New York: Wiley.
- Bourdieu, P. (1967). System of education and system of thought. *International Social Science Journal*, 19(3), 338-358.
- Bourdieu, P. (1975). The specificity of scientific field and the social conditions of the progress of reason. *Social Science Information*, 14(6), 19-47.

- Bourdieu, P. (1977a). Cultural reproduction and social reproduction. In J. Karabel, & A. H. Halsey (Eds.), *Power and ideology in education* (pp. 487-511). New York: Oxford University Press.
- Bourdieu, P. (1977b). *Outline of a theory of practice*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bourdieu, P. (1984). *Distinction: A social critique of the judgment of taste*. London: Routledge & Kegan Paul.
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. In J. G. Richardson (Ed.), *Handbook of theory and research for the sociology of education*. (pp.241-258). New York: Greenwood Press.
- Bourdieu, P. (1991). *Language and symbolic power*. Cambridge, Mass. : Harvard University Press.
- Bourdieu, P., & Passeron Jean-Claude (1977). *Reproduction in education, society and culture*. London: Beverly Hills.
- Bourdieu, P., & Passeron Jean-Claude (1979). *The inheritors: French students and their relation to culture*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bourdieu, P., & Wacquant, Loïc J. D. (1992). *An invitation to reflexive sociology*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bowles, S. & Gintis, H. (1976). *Schooling in capitalist American: Educational reform and the contradictions of economic life*. NY: Basic Books.
- Braun, C. (1976). Teacher expectation: Sociopsychological dynamics. *Review of Educational Research*, 46(2), 185-213.
- Breen, R., & Jonsson, J. O. (2005). Inequality of opportunity in comparative perspective: Recent research on educational attainment and social mobility. *Annual review of sociology*, 31(1), 223-243.
- Byun, Soo-yong. (2007). Cultural capital and school success: The case of South Korea. *Dissertation Abstracts International*, AAT 3279654.
- Cheng, G.W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing MI. *Structural Equation Modeling*, 9, 235-255.
- Coleman, J. S. (1988). *Equality of educational opportunity*. NH: Ayer.
- Collins, R. (1979). *The credential society: An historical sociology of education and stratification*. New York: Academic Press.
- Criswold, C. P. (1994). Families, education, and equality: The role of social and cultural capital. *Dissertation Abstracts International*, AAT 3398939.
- Dahrendorf, R. (1958). Toward a theory of social conflict. *The Journal of Conflict Resolution*, 2(2), 170-183.
- Davis, K., & Moore, W. E. (1945). Some principles of stratification. *American Sociological Review*, 10(2), 242-249.

- De Graff N. D., De Graff P. M., & Kraaykamp. (2000). Parental cultural capital and educational attainment in the Netherland: A refinement of the cultural capital perspective. *Sociology of Education*, 73(2), 92-111.
- Devine, F. (2004). *Class practices: How parents help their children get good jobs*. New York: Cambridge University Press.
- DiMaggio, P. (1982). Cultural capital and school success: The impact of status cultural participation on the grades of U.S. high school students. *American Sociological Review*, 47, 189-201.
- DiMaggio, P., & Mohr J. (1985). Cultural capital, educational attainment, and marital selection. *The American Journal of Sociology*, 90(6), 1231-126.
- Dumais, S. A. (2002). Cultural capital, gender, and School success: The role of habitus. *Sociology of Education*, 75(1), 44-68.
- Dumais, S. A. (2006). Early childhood cultural capital, parental habitus, and teachers' perception. *Poetics*, 34, 83-107.
- Durkheim, E., & Mauss, M. (1963). *Primitive classification*. Chicago: University of Chicago Press.
- Entwisle, D. R., Alexander, K. L., & Olson, L. S. (2007). Early schooling: The handicap of being poor and male. *Sociology of Education*, 80(2), 114-138.
- Erickson, B. H. (1996). Culture, class, and connection. *The American Journal of Sociology*, 102(2), 217-251.
- Farkas, G., Grobe, R., Sheehan, D., & Shaun, Y. (1990). Cultural resources and school success: Gender, ethnicity, and poverty groups within an urban district. *American Sociological Review*, 55, 127-142.
- Goffman, E. (1971). *The presentation of self in everyday life*. Harmondsworth: Penguin.
- Goldthrope, J. H. (1998). Rational actional theory for sociology. *British Journal of Sociology*, 49(2), 167-192.
- Grusky, D. (2005). *Inequality: Classic readings in race, class, and gender*. Boulder, Colo: Westview Press.
- Harker, R. K. (1990). *An introduction to the work of Pierre Bourdieu: The practice of theory*. London: Macmillan.
- Jæ ger, M. M. (2011). Does cultural capital really affect academic achievement? New evidence from combined sibling and panel data. *Sociology of Education*, 84(4), 281-298.
- Jæ ger, M. M., & Holm, A. (2007). Does parents economic, cultural, and social capital explain the social class effect on educational attainment in the Scandinavian Mobility Regime? *Social Science Research*, 36, 719-744.
- Jenkins, R. (1992). *Pierre Bourdieu*. New York: Routledge.

- Jussim, L. (1989). Teacher expectations: Self-fulfilling prophecies perceptual biases, and accuracy. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 469-480.
- Kalmijn, M., & Kraaykamp, G. (1996). Race, cultural capital, and schooling: An analysis of trends in the United States. *Sociology of Education*, 69(1), 22-34.
- Katillis, J., & Rubinson, R. (1990). Cultural capital, student achievement, and educational reproduction: The case in Greece. *American Sociological Review*, 55(2), 270-279.
- Kingston, P. W. (2001). The unfulfilled promise of cultural capital theory. *Sociology of Education*, 74(0), 88-99.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Lamont, A., & Lareau, A. (1988). Cultural capital: Allusions, gaps and glissandos in recent theoretical developments. *Sociological Theory*, 6(2), 153-168.
- Lareau, A. (1987). Social class difference in family-school relationships: The importance of cultural capital. *Sociology of Education*, 60(2), 73-85.
- Lareau, A. (1989). *Home advantage: Social class and parental intervention in elementary education*. NY: Falmer Press.
- Lareau, A. (2002). Invisible inequality: Social class and childrearing in black families and white families. *American Sociological Review*, 67, 747-776.
- Lareau, A., & Horvat, E. M. (1999). Moments of social inclusion and exclusion: Race, class, and cultural capital in family-school relationships. *Sociology of Education*, 72(1), 37-53.
- Lareau, A., & Weininger, E. B. (2003). Cultural capital in educational research: A critical assessment. *Theory and Society*, 32, 567-606.
- Lin, N. (2001). *Social capital: A theory of social structure and action*. New York: Cambridge University Press.
- McClay, D. A. (2000) The relationship between family ownership of cultural capital and school achievement. *Dissertation Abstracts International*, AAT 9998946.
- McLaren, P. (1989). *Life in schools: introduction to critical pedagogy in the foundations of education*. New York: Longman.
- Mulaik, S. A., & Millsap, R. E. (2000). Doing the four-step right. *Structural Equation Modeling*, 7(1), 36-73.
- Nash, R. (2006). Controlling for 'ability': A conceptual and empirical study of primary and secondary effects. *British Journal of Sociology of Education*, 27(2), 157-172.
- Ost, D. H., & Ost, L. J. (1988). The culture of teaching: Implications for staff development. *Journal of Staff Development*, 9(3), 50-55.
- Palmer, E. A. (2001). Cultural capital and school success: Implications for student achievement. *Dissertation Abstracts International*, AAT 9999978.

- Parsons, T. (1964). The school class as a social system: Some of its functions in American society. In A. H. Halsey, F. Floud, & C. A. Anderson(Eds.), *Education, Economy and Society*.(pp. 434-455). New York: Glencoe Press.
- Persell, C. H. (1977). *Education and inequality: The roots and results of stratification in America's schools*. New York: Free Press.
- Robinson, R. V., & Kelley, J. (1979). Class as conceived by Marx and Dahrendorf: Effects on income inequality and politics in the United States and Great Britain. *American Sociological Review*, 44(1), 38-58.
- Roscigno, V. J., & Ainsworth-Darnell, J. W. (1999). Race, cultural capital, and educational resources: Persistent inequalities and achievement returns. *Sociology of Education*, 72(3), 158-178.
- Rosenthal, R., & Jacobson, L. F. (1968). *Pygmalion in the classroom: teacher expectation and pupils' intellectual development*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Schultz, T. W. (1960). Capital formation by education. *Journal of Political Economy*, 68 (6), 571-583.
- Sewell, W. H., Haller, A. O., & Portes, A. (1969). The educational and early occupational attainment process. *American Sociological Review*, 34(1), 82-92.
- Teachman, J. D. (1987). Family background, educational resources, and educational attainment. *American Sociological Review*, 52(4), 548-557.
- Thompson, J. B. (1991). Editor's introduction. In J. B. Thompson (Ed.), *Language and symbolic power*(pp. 1-31). Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Treiman, D. J. (1977). *Occupational prestige in comparative perspective*. NY: Academic Press.
- Vryonides, M. (2007). Social and cultural capital in educational research: Issues of operationalisation and measurement. *British Education Research Journal*, 33(6), 867-885.
- Weber, M. (1978). Classes, status groups and parties. In W. G. Runciman (Ed.), *Max Weber : Selections in translation* (pp. 43-56), Cambridge: Cambridge University Press.
- Werfhorst, H. G. Ven de, & Hofstede, S. (2007). Cultural capital or relative risk aversion? Two mechanisms for educational inequality compared. *The British Journal of Sociology*, 58(3), 391-415.
- Wildhagen, T. (2009). Why does cultural capital matter for high school academic performance ? An empirical assessment of teacher-selection and self-selection mechanisms as explanations of the cultural capital effect. *The Sociological Quarterly*, 50, 173-200 ◦
- Wills, P. (1977). *Learning to labor: How working class kids get working class jobs*.

New York: Columbia University Press.

Wong, R. Sin-Kwok. (1998). Multidimensional influences of family environment in education: The case of socialist Czechoslovakia. *Sociology of Education*, 71(1), 1-22.

Wright, E. O., & Perrone, L. (1977). Marxist class categories and income inequality. *American Sociological Review*, 42(1), 32-55.

Yamamoto, Y., & Brinton, M. C. (2011). Cultural capital in East Asian educational systems: The case of Japan. *Sociology of Education*, 83(1), 67-83.

