

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系
教育心理學報, 2012, 43 卷, 3 期, 567-590 頁

父母自我分化對青少年子女身心健康 影響模式探討*

歐 陽 儀

台北市立
石牌國民中學

吳 麗 娟

國立台灣師範大學
教育心理與輔導學系

本研究旨在探討父母自我分化對青少年子女身心健康影響的兩個模式。以台北縣市國中七到九年級 1010 組父親、母親、國中青少年為研究樣本，運用問卷調查法蒐集資料，所用的研究工具為「自我分化量表」（包含父親版、母親版、學生版）、「親子三角關係量表」、「一般健康量表」。以青少年子女自我分化為中介變項，在父母各自的自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式部分的重要發現是：父母各自自我分化，會經由青少年子女自我分化，影響青少年子女身心健康，而且父親的自我分化影響力，與母親的自我分化影響力是相同的。此一結果支持 Bowen 認為自我分化會代間傳遞，並且父母自我分化會影響子女身心健康的理論。此外，以親子三角關係為調節變項、青少年子女自我分化為中介變項，在父母各自自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式部分，發現親子三角關係程度高分組與低分組，在父、母自我分化對青少年子女的自我分化之關係上不具有調節效果。

關鍵詞：代間傳遞、自我分化、身心健康、親子三角關係

家庭系統理論學者 Bowen 認為個體的「自我分化」乃是個體擁有可以區分自己的理智與情感歷程的能力之特性，以及個體可以維持自我獨立，又兼具與他人維持親密連結的情感關係 (Kerr & Bowen, 1988) 之特性。就人類一生發展而言，Bowen 特別強調青少年階段是雕塑個體自我分化的黃金階段，並且影響未來人際關係至鉅。

研究者在瀏覽自我分化理論文獻，發現過去國內外學者對於家庭中青春子女的自我分化研究，需要更加深入釐清，茲說明如後。首先，Bowen 等學者關注父母的自我分化對子女身心健康的影響 (Kerr & Bowen, 1988)，他們認為在父母自我分化程度良好的家庭，親子互動良好且界限清楚，較有利於青春子女向外探索世界 (Bowen, 1978)。近來研究顯示當父母自我分化程度較高，可能有助於子女在

* 本研究改寫自歐陽儀撰國立台灣師範大學教育心理與輔導所博士論文的部分內容，在吳麗娟教授指導下完成，承蒙林世華教授在統計上的協助，特此致謝。通訊作者：歐陽儀，通訊方式：ouyangyi@ms55.hinet.net

面對困難壓力時，有效調節情緒，並且與家人在親密與自主界限拿捏得宜（王嚮蕾，1994；賈紅鶯，1990；Skowron & Platt, 2005），雖然此結果呼應 Bowen 所提出父母自我分化程度較高，似乎有利於子女身心健康，但是研究者認為若能釐清父母自我分化影響子女的身心健康的影響機制，將能促進父母對子女的正向影響力。

再者，過去的研究發現當青春期各種生活轉變的壓力紛至沓來時，青少年的自我分化程度可能會影響他們在面對壓力時的身體健康狀態（Murray, Daniels, & Murray, 2006）、採用的因應方式（Skowron & Platt, 2005）。另外，在自我分化兼顧個體自我獨立與維持親密連結的層面，青少年自我分化高低，可能會影響到個體的人際關係親密程度（Skowron, Krystal, Stanley, Michael, & Shapiro, 2009）、人際關係的滿意度（Skowron & Friedlander, 1998）。從上述可發現青少年子女的自我分化攸關其身心健康，然而中間的影響關係為何，有必要加以探討之。

另外，Bowen 提出自我分化具有代間傳遞特性（Bowen, 1978），他認為個體會選擇與自己自我分化程度接近的人作為伴侶，當個體成為父母之後，經由家庭成員彼此互動，父母會影響子女在自主與親密連結的分寸拿捏、個人情緒調節的功能，進而塑造出個人的自我分化。而當孩子長大成人，要組成新家庭時，又會尋覓與自己分化程度相似的人作伴侶，繼續將個人自我分化與原生家庭的關係型態，再傳遞給下一代（吳麗娟，1997；Kerr & Bowen, 1988；van Ecke, Choep, & Emmelkamp, 2006），此即是自我分化的代間傳遞特性。過去國內外的研究支持 Bowen 所提出父母、子女之間自我分化代間傳遞的現象（王嚮蕾，1994；賈紅鶯，1990；劉美娜，2003；Anderson & Sabatelli, 1995；Peleg, 2005），但是這些研究並未說明父母自我分化究竟如何影響子女的自我分化、身心健康，研究者認為若能了解個中機制，有助提升子女的自我分化與健康狀態。

承前述，研究者認為 Bowen 的自我分化理論有兩個值得釐清的方向：首先，過去的研究認為父母自我分化與青少年子女自我分化、青少年子女身心健康這三個變項，可能兩兩之間關係密切，卻較少探討到自我分化的代間傳遞，是如何影響到青少年子女的身心健康，因此三者之間的關係有待釐清。本研究是運用結構方程式探討父母自我分化、青少年子女自我分化、青少年子女的身心健康這三個變項的關係，有別於之前學者探索自我分化代間傳遞時（王嚮蕾，1994；賈紅鶯，1990；吳麗娟，1997），曾採用典型相關、徑路分析與區別分析等方法。研究者以結構方程式，除了可以檢定潛在變項與觀察變項之間的關係，並能夠精緻的確認與檢測複雜的路徑模式（黃芳銘，2005）。因此本研究借助結構方程式，較能用統整的眼光，瞭解父母自我分化對青少年子女自我分化、身心健康之影響機制，以提供有利提升子女身心健康的具體建議。

其次，研究者回歸到 Bowen 家庭系統理論與研究，思考進行父母自我分化對子女影響的機制時，是要選擇將父母自我分化視為整體單位或是視之為兩個獨立的單位？Bowen 認為母親是家庭主要照顧者，與孩子互動較多，比父親更直接影響孩子的自我分化或是情緒成熟度，所以父母親的自我分化對孩子的影響性可能不盡相同（Bowen, 1978）。

由於近來學者發現父親對家庭的互動與子女的發展可能有一定的影響力，不宜輕忽父、母兩者對子女的影響（Lamb & Tamis-LeMonda, 2004）。研究者認為父、母兩者自我分化對子女的發展力量均應重視，所以將父、母的自我分化視為兩個獨立的單位，有助於更細緻的了解父、母的自我分化對子女的影響為何。

此外，親子三角關係（family triangulation）在 Bowen 自我分化代間傳遞過程中所扮演的角色，是研究者所關注的焦點。所謂親子三角關係是父母在婚姻關係緊張時，父母並未面對與處理彼此間的緊張，而是將子女拉入原先的兩人關係中化解婚姻的不安，以達到系統的平衡（Kerr & Bowen, 1988）。Kerr 與 Bowen 指出所有的家庭皆會存在親子三角關係，只是父母分化良好的家庭，父母有較清楚的個

人價值觀，能彈性接受夫妻間的差異，同時比較覺察到親子三角關係對家庭成員帶來的負向情緒力量，並有意願改變現狀，減少親子三角關係的殺傷力。但是自我分化較低的父母，較可能無法容忍自己與他人之間的焦慮，而採用親子三角關係因應內在的焦慮，長期而言，涉入親子三角關係的子女，可能呈現生理疾病、情緒症狀、行動化（acting out）的行為，且無法自主發展。

另外，子女若常被父母拉入親子三角關係時，子女會將父母在處理焦慮的方式與人際關係型態，內化到個人的內在心理，進而影響子女如何面對焦慮，以及協調個人自主與親密連結的功能，長期下來可能抑制子女自我分化程度。此外，這些子女與父母融合程度高，會呈現比父母較低的自我分化，而當他們長大後會找和自己自我分化程度相似的人結婚（Kerr & Bowen, 1988）。

再者，Bowen 透過長期的臨床觀察，他發現個體自我分化程度會影響到夫妻溝通困擾時產生的焦慮程度。尤其低自我分化的夫妻，容易用夫妻一方生理或情緒失功能、婚姻衝突或親子三角關係三種機制來化解緊張與維持夫妻關係的穩定（Bowen, 1978）。所以，依照 Bowen 的看法，父母自我分化較低不一定出現高親子三角關係，也可能採取另外兩種機制以降低夫妻之間的關係焦慮。從上述 Bowen 的理論，可發現親子三角關係，與父母的自我分化、青少年子女的自我分化關係密切，在自我分化代間傳遞過程中，或許有其獨特的影響力（Kerr & Bowen, 1988; van Ecke et al., 2006）。研究者期待能了解在自我分化代間傳遞過程中，親子三角關係的高低，是否具有左右代間傳遞的可能性。

承前述，過去 Bowen 的家族治療理論的形成是以臨床病人為對象（Bowen, 1978），然而一般家庭青少年子女涉入親子三角關係的嚴重或輕微程度，是否影響自我分化代間傳遞，是研究者認為需釐清的部份。因此，研究者假設親子三角關係的高低，對於父母自我分化影響子女自我分化的過程，可能有其影響力。研究者藉由上述機制的探討來了解父母自我分化、親子三角關係、青少年子女自我分化對青少年子女身心健康的影響，以尋求增進青少年子女身心健康之道。

再者，根據家庭系統理論的觀點，家庭中每位成員的行為均會影響全部的家庭成員，因此家庭成員間的關係頗為複雜，且家庭系統中的因果關係是環狀且是多方面的（Leslie, 1988），惟因本研究的重心是要了解父母的自我分化對子女的自我分化、身心健康影響之機制，並且想了解在此機制中，親子三角關係扮演的角色，所以本研究建構的理論模式關切的是父母對子女的影響，但是對家庭系統中，子女對父母之影響則不予探討。基於上述研究動機，本研究目的分述如下：

- （一）建構以青少年子女自我分化為中介變項之父母各自的自我分化對青少年子女身心健康影響的模式，考驗所提理論模型內各個變項彼此間的徑路關係，是否能與觀察資料適配。亦即，探討青少年子女自我分化在父母各自的自我分化影響青少年子女身心健康的過程中，是否具有中介效果。
- （二）建構以親子三角關係為調節變項、青少年子女自我分化為中介變項之父母各自的自我分化對青少年子女身心健康影響的模式，考驗所提理論模型內各個變項彼此間的徑路關係，是否能與觀察資料適配。亦即，探討親子三角關係在父母各自的自我分化影響青少年子女自我分化的過程中，是否具有調節效果。

依據研究目的，以青少年子女自我分化為中介變項之父、母自我分化影響青少年子女身心健康之結構徑路圖，如圖 1 所示。

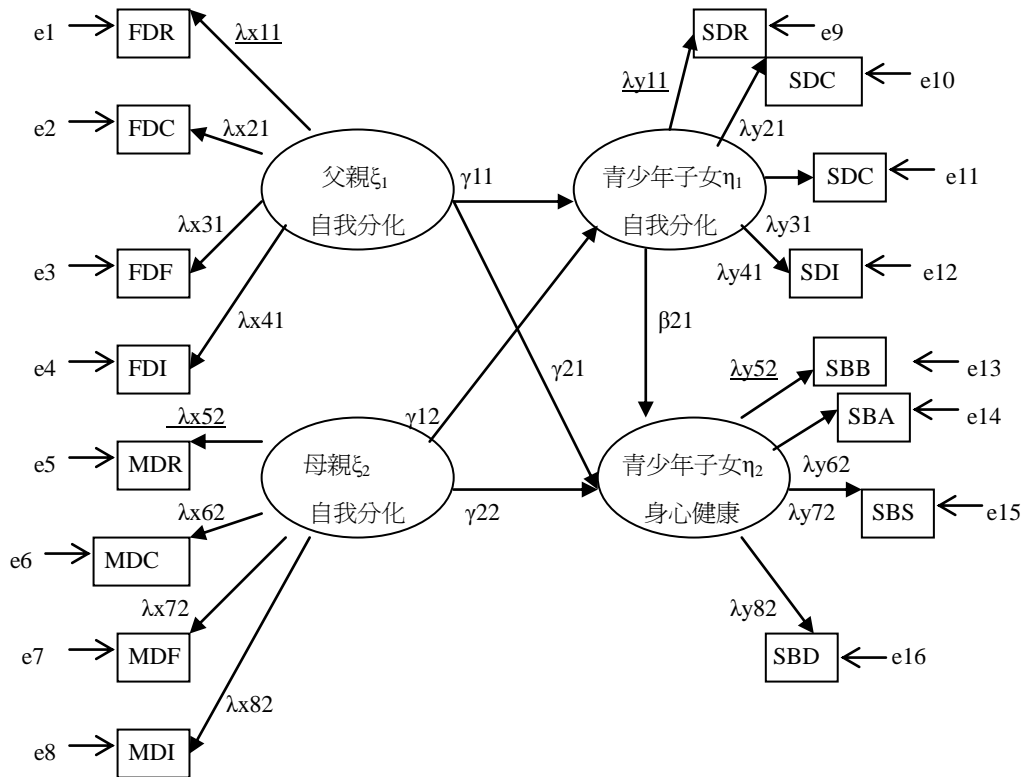


圖 1 以青少年子女自我分化為中介變項之父、母自我分化影響青少年子女身心健康之結構徑路圖

註：橫線代表該參數對應的觀察變項作為參照指標，所以未估計

FDR 父親-情緒化反應	MDR 母親-情緒化反應	SDR 青少年子女-情緒化反應	SBB 身體症狀
FDC 父親-情緒截斷	MDC 母親-情緒截斷	SDC 青少年子女-情緒截斷	SBA 焦慮與失眠
FDF 父親-與他人融合	MDF 母親-與他人融合	SDF 青少年子女-與他人融合	SBS 社會功能障礙
FDI 父親-我位置	MDI 母親-我位置	SDI 青少年子女-我位置	SBD 嚴重憂鬱

依據上述研究目的二，以親子三角關係為調節變項、青少年子女自我分化為中介變項之父母各自的自我分化對青少年子女身心健康影響的模式，是運用多群組結構方程模式進行統計分析，而以親子三角關係為調節變項（分組）、青少年子女自我分化為中介變項之父、母自我分化影響青少年子女身心健康之結構徑路圖，如圖 2 所示。

親子三角關係高分組/低分組

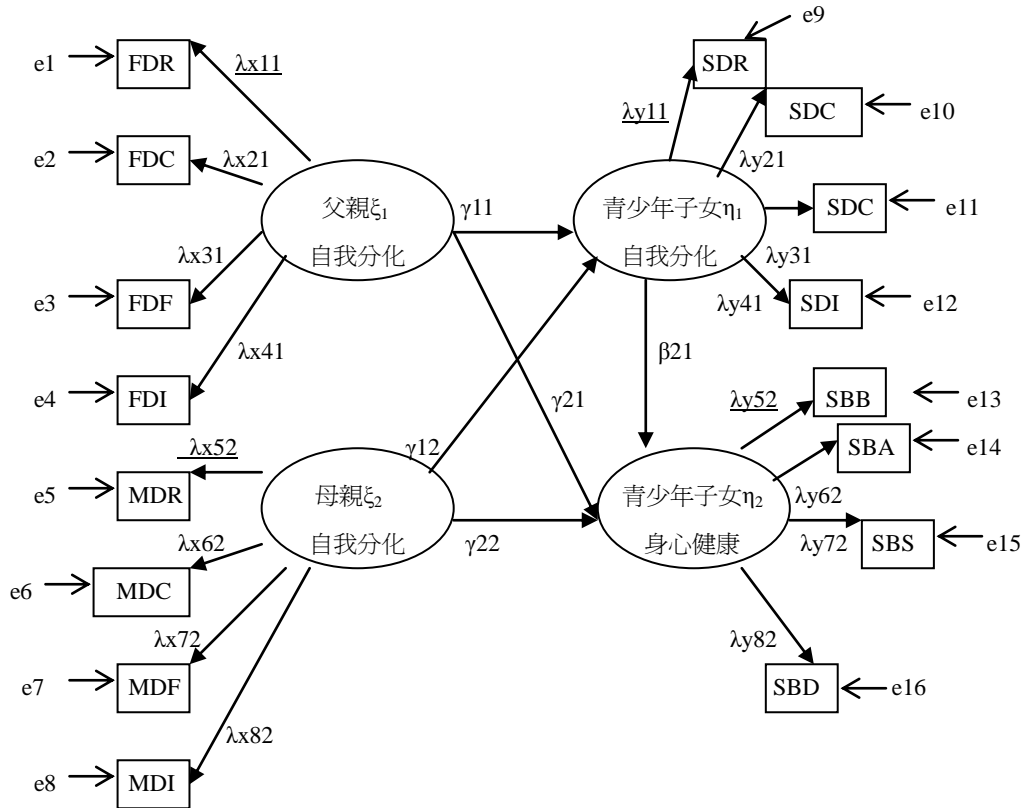


圖 2 以親子三角關係為調節變項 (分組)、青少年子女自我分化為中介變項的父、母自我分化影響青少年子女身心健康之結構徑路圖

註：橫線代表該參數對應的觀察變項作為參照指標，所以未估計

FDR 父親-情緒化反應	MDR 母親-情緒化反應	SDR 青少年子女-情緒化反應	SBB 身體症狀
FDC 父親-情緒截斷	MDC 母親-情緒截斷	SDC 青少年子女-情緒截斷	SBA 焦慮與失眠
FDF 父親-與他人融合	MDF 母親-與他人融合	SDF 青少年子女-與他人融合	SBS 社會功能障礙
FDI 父親-我位置	MDI 母親-我位置	SDI 青少年子女-我位置	SBD 嚴重憂鬱

方 法

一、研究對象

本研究採方便取樣，以台北縣市十三所國中七、八、九年級學生及其父母為受試者，本研究發出 2236 份學生問卷、父母問卷 4472 份，共回收學生問卷 2195 份，父母問卷共 2526 份。研究者整理資料剔除作答不全、草率作答、有明顯反應心向等廢卷後，並就父親、母親與孩子加以配對成一組，然後刪除未能配對成功的樣本，而得到父親、母親與孩子三人配對成功組，共得到有效樣本 1010 組（父、母、

孩子各 1010 人)。茲將全體樣本的性別與年級的人數與比率，整理如表 1 所示。

表 1 全體樣本的性別與年級人數與比率表

年級	男		女		總計	
	學生數 (%)		學生數 (%)		學生數 (%)	
七年級	219	(21.68)	335	(33.17)	554	(54.85)
八年級	133	(13.16)	218	(21.58)	351	(34.75)
九年級	54	(5.34)	51	(5.04)	105	(10.39)
總計	406	(40.19)	604	(59.81)	1010	(100)

二、研究工具

(一) 自我分化量表 (施測時稱「生活經驗量表」)

本研究採用的「自我分化量表」，是研究者翻譯與修訂 Skowron 及 Schmitt (2003) 的「自我分化量表修訂版」(Differentiation of Self-Revised, DSI-R) 而成，用以了解國中青少年及其家長自我分化的程度。研究者依據受試對象不同，將「自我分化量表」分為三個版本—「自我分化量表(父親版)」與「自我分化量表(母親版)」及「自我分化量表(學生版)」。三個版本的「自我分化量表」皆有 31 題，以李克特 (Likert) 五點量表方式作答，各可得到「情緒化反應」(emotional reactivity)、「情緒截斷」(emotional cutoff)、「與他人融合」(fusion with others)、「我位置」(I position) 四個分量表的得分，受試者在各個分量表的得分愈高，代表在該向度的自我分化程度愈高。

研究者以石牌國中、林口國中七、八、九年級學生 488 人、父親 298 人、母親 314 人為受試者，信度考驗方面，「自我分化量表(學生版)」的情緒化反應、情緒截斷、情緒融合、我位置四個分量表 Cronbach α 係數分別為 .79、.77、.66、.66，而全量表的 Cronbach α 係數為 .86；「自我分化量表(父親版)」的情緒化反應、情緒截斷、情緒融合、我位置四個分量表 Cronbach α 係數分別為 .84、.76、.73、.76，而全量表的 Cronbach α 係數為 .90；「自我分化量表(母親版)」的情緒化反應、情緒截斷、情緒融合、我位置四個分量表 Cronbach α 係數分別為 .80、.77、.73、.78，而全量表的 Cronbach α 係數為 .89。

效度考驗方面，研究者使用 LISREL8.7 版統計軟體進行驗證性因素分析，結果「自我分化量表(學生版)」因素負荷量介於 .47 至 .75 之間；「自我分化量表(父親版)」因素負荷量介於 .50 至 .70 之間；「自我分化量表(母親版)」因素負荷量介於 .45 至 .75 之間。另外，「自我分化量表(學生版)」、「自我分化量表(父親版)」、「自我分化量表(母親版)」皆符合基本契合度、整體模式契合度及模式內在契合度之要求。其中，「自我分化量表(學生版)」的 RMSEA = .07、SRMR = .07、NNFI = .91、CFI = .91；個別指標信度 (R2) 介於 .48~.75，潛在變項之組成信度介於 .53~.75，潛在變項平均變異抽取量介於 .41~.49。「自我分化量表(父親版)」的 RMSEA = .08、SRMR = .09、NNFI = .90、CFI = .90；個別指標信度 (R2) 介於 .50~.70，潛在變項之組成信度介於 .64~.78，潛在變項平均變異抽取量介於 .40~.56。「自我分化量表(母親版)」的 RMSEA = .08、SRMR = .08、NNFI = .90、CFI = .90；個別指標信度 (R2) 介於 .50~.75，潛在變項之組成信度介於 .52~.77，潛在變項平均變異抽取量介於 .40~.46。

(二) 親子三角關係量表 (施測時稱「親子互動量表」)

本研究採用的「親子三角關係量表」,是研究者根據 Bowen 理論自行編製的「親子三角關係量表」,用以了解國中青少年主觀知覺涉入親子三角關係的程度。「親子三角關係量表」有 40 題,以李克特(Likert)五點量表方式作答,共包含五個分量表,分別為「家庭投射-過度保護子女」(family projection-overprotect children)、「家庭投射-代罪羔羊」(family projection-scapegoat)、「穩定跨世代聯盟」(stable parent-child coalition)、「非穩定跨世代聯盟」(unstable parent-child coalition)、親職化 (parentification),而國中青少年在「親子三角關係」各分量表的得分,得分愈高,表示國中青少年主觀知覺涉入該向度的親子三角關係的程度愈高。

研究者以石牌國中與林口國中學生 477 人為受試者,信度考驗方面,「親子三角關係量表」的穩定跨世代聯盟、非穩定跨世代聯盟、家庭投射-過度保護、家庭投射-代罪羔羊、親職化五個分量表 Cronbach α 係數分別為 .87、.86、.87、.89、.80,而全量表的 Cronbach α 係數為 .94。效度考驗方面,研究者使用 LISREL8.7 版統計軟體進行驗證性因素分析,結果「親子三角關係量表」因素負荷量介於 .50 至 .82 之間。另外,本量表符合基本契合度、整體模式契合度及模式內在契合度之要求。其中, RMSEA = .08、SRMR = .07、NNFI = .97、CFI = .96; 個別指標信度 (R²) 介於 .50~.82,潛在變項之組成信度介於 .82~.89,潛在變項平均變異抽取量介於 .42~.56。

(三) 身心健康量表 (施測時稱「我的生活量表」)

本研究採用的「身心健康量表」,是研究者修訂張珣 (1987) 翻譯修訂 Goldberg (1978)「一般健康量表 28 題版本」(The General Health Questionnaire-28) 而成,用以了解國中青少年知覺目前身心健康的程度。「一般健康量表 28 題版本」有 28 題,以李克特 (Likert) 五點量表方式作答,共包含四個分量表,分別為「身體症狀」(somatic symptoms)、「焦慮與失眠症」(anxiety and insomnia)、「社會功能障礙」(social dysfunction)、「嚴重憂鬱症」(severe depression),而國中青少年在各個分量表分數愈低,則代表個體在該向度的身心健康狀態愈佳。

本研究以石牌國中與百齡高中國中部學生 399 人為受試者,信度考驗方面,「身心健康量表」的身體症狀、焦慮失眠、社會功能障礙、嚴重憂鬱症四個分量表 Cronbach α 係數分別為 .84、.85、.84、.92,而全量表的 Cronbach α 係數為 .94。效度考驗方面,研究者使用 LISREL8.7 版統計軟體進行驗證性因素分析,結果「身心健康量表」因素負荷量介於 .50 至 .79 之間。

再者,「身心健康量表」主要是瞭解國中生最近一個月的心理健康程度,與「自我分化量表」及「親子三角關係量表」測量國中生通常個人自處、與他人相處之狀態,或是平日在家庭中父母關係緊張時如何和父母互動的情形,在時序上雖然不盡相同,然而,研究者認為以長達一個月的時間做為評估受試者的身心健康狀態,並且在施測時間特別挑選於一學年的上學期,藉以減少升學等外在壓力刺激等影響,仍具有呈現國中青少年身心健康之代表性。

結 果

一、以青少年子女自我分化為中介變項在父母各自的自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式

本模式結果為父、母自我分化可能會經由正向影響青少年子女自我分化,進而正向影響青少年子女身心健康,且父、母自我分化對青少年子女的自我分化與身心健康影響力似乎相同。茲將結果說明如後:

首先提供以青少年子女自我分化為中介變項在父母各自的自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式的相關矩陣，如表 2 所示。此外，本研究，為求方便說明結果與討論，研究者在分數運算上將青少年子女身心健康的部份反向計分，亦即原先在身心健康量表原始得分愈低者，身心健康狀態愈良好，在經由反向計分之後，變成身心健康量表得分愈高者，身心狀態愈良好。再者，有關親子三角關係高分組、低分組樣本在父親自我分化、母親自我分化、青少年子女自我分化與青少年子女身心健康之統計基本資料，與測量模式與結構模式等相關統計資料請見歐陽儀（2009）的論文。

表 2 全體樣本的父親自我分化、母親自我分化、青少年子女自我分化與青少年子女身心健康相關矩陣

	FDR	FDC	FDF	FDI	MDR	MDC	MDF	MDI	SDR	SDC	SDF	SDI	SBB	SBA	SBS	SBD
FDR	1															
FDC	.55**	1														
FDF	.71**	.52**	1													
FDI	.44**	.38**	.31**	1												
MDR	.23**	.23**	.25**	.13**	1											
MDC	.24**	.32**	.21**	.16**	.54**	1										
MDF	.24**	.19**	.28**	.11**	.72**	.54**	1									
MDI	.04	.04	.05	.19**	.38**	.31**	.33**	1								
SDR	.07*	.07*	.11**	.04	.08*	.08*	.10*	.11*	1							
SDC	.06*	.11**	.09*	.03	.08*	.11**	.04	.07*	.42**	1						
SDF	.08*	.05	.13**	.07*	.06*	.02	.10*	.06*	.62**	.35**	1					
SDI	.05	.08*	.11**	.03	.08*	.05	.07*	.13**	.38**	.26**	.32**	1				
SBB	.05	.11**	.09**	.06*	.04	.07*	.03	.07*	.39**	.38**	.31**	.32**	1			
SBA	.09*	.11**	.10**	.05	.10**	.12**	.08*	.10*	.47**	.46**	.35**	.35**	.75**	1		
SBS	.03	.08*	.06*	.03	.07*	.05	.04	.08*	.41**	.40**	.37**	.39**	.59**	.71**	1	
SBD	.05	.07*	.05	.06*	.07*	.08*	.03	.04	.38**	.46**	.26**	.40**	.59**	.68**	.62**	1
平均數	3.21	3.62	3.09	3.67	3.06	3.68	2.99	3.54	2.70	2.20	2.71	3.15	3.69	3.55	3.35	3.94
標準差	.62	.61	.64	.51	.63	.65	.65	.52	.68	.78	.69	.58	.93	1.01	.96	1.01

FDR 父親-情緒化反應	MDR 母親-情緒化反應	SDR 青少年子女-情緒化反應	SBB 身體症狀
FDC 父親-情緒截斷	MDC 母親-情緒截斷	SDC 青少年子女-情緒截斷	SBA 焦慮與失眠
FDF 父親-與他人融合	MDF 母親-與他人融合	SDF 青少年子女-與他人融合	SBS 社會功能障礙
FDI 父親-我位置	MDI 母親-我位置	SDI 青少年子女-我位置	SBD 嚴重憂鬱

(一) 整體適配度考驗

在整體適配度考驗部分，本模式與觀察資料適配度的指標中 $\chi^2(98, N = 1010) = 490.1, p = .00000$ ，而模式與觀察資料適配度之卡方統計量為 5，可能模式無法適配。由於 χ^2 容易受到樣本大小的影響，於

大樣本時，容易達到顯著而拒絕虛無假設，無法得到適配（黃芳銘，2005）。接下來，參考其他的指標作為評鑑的依據，如： $GFI = .94$ 、 $RMSEA = .06$ 、 $NFI = .95$ 、 $AGFI = .92$ 、 $NFI = .95$ 、 $NNFI = .95$ 、 $CFI = .96$ 、 $IFI = .96$ 、 $RFI = .94$ 。上述指標皆符合適配的標準，顯示本模式的適配度良好。

(二) 內在結構適配度考驗

在效度方面，本模式中所有 16 個觀察變項在 4 個潛在的變項的因素負荷量（完全標準化）介於 .42- .92 之間（參見表 3），且均達到顯著性（ $p < .001$ ），表示各潛在變項能被其觀察變項適當的測量，顯示效度佳。

在信度方面，各觀察變項的個別信度方面如表 4，均達到顯著，而且在 .20 以上，符合 Bentler 認為個別觀察變項的信度達到 .20 以上（黃芳銘，2005）的標準，所以個別觀察變項信度皆可被接受。此外，潛在變項的組合信度方面皆符合 Raines-Eudy 所建議組合信度大於 .5 之值（引自黃芳銘，2005），因此各潛在變項皆有不錯的組合信度。而潛在變項的平均抽取變異量方面，只有青少年子女自我分化未達到 .50 的標準，其餘皆達到 .50 之標準。由上述對測量模式的評鑑，可看出整體的測量模式介於可以接受與理想間。

表 3 以青少年子女自我分化為中介變項之父、母自我分化對青少年子女身心健康影響結構方程模式之參數估計、完全標準化參數估計與顯著性考驗表

參數	估計值	完全標準化估計			參數	估計值	完全標準化估計		
		標準化估計值	標準誤	t 值			標準化估計值	標準誤	t 值
λ_{11}^x	1.00	.88	-	-	γ_{22}	.01	.01	.05	.20
λ_{21}^x	.73	.65	.04	20.58	β_{21}	.89	.66	.05	16.30
λ_{31}^x	.94	.80	.04	24.99	δ_{11}	.09	.23	.01	9.36
λ_{41}^x	.45	.48	.03	14.73	δ_{21}	.22	.58	.01	19.64
λ_{52}^x	1.00	.86	-	-	δ_{31}	.15	.36	.01	14.32
λ_{62}^x	.77	.64	.04	20.57	δ_{41}	.20	.77	.01	21.35
λ_{72}^x	1.01	.84	.04	25.54	δ_{52}	.11	.27	.01	10.78
λ_{82}^x	.41	.42	.03	12.89	δ_{62}	.25	.58	.01	19.73
λ_{11}^y	1.00	.81	-	-	δ_{72}	.13	.30	.01	12.09
λ_{21}^y	.78	.56	.05	16.12	δ_{82}	.23	.82	.01	21.65
λ_{31}^y	.87	.70	.04	19.74	ϵ_{11}	.16	.34	.01	12.09
λ_{41}^y	.52	.49	.04	14.28	ϵ_{21}	.42	.69	.02	20.03
λ_{52}^y	1.00	.80	-	-	ϵ_{31}	.25	.51	.01	17.07
λ_{62}^y	1.24	.92	.04	32.45	ϵ_{41}	.26	.76	.01	20.74
λ_{72}^y	1.00	.78	.04	27.01	ϵ_{52}	.32	.36	.02	18.26
λ_{82}^y	1.02	.75	.04	25.70	ϵ_{62}	.16	.16	.02	10.47
γ_{11}	.11	.11	.04	2.62	ϵ_{72}	.36	.39	.02	18.83
γ_{21}	.02	.01	.05	.35	ϵ_{82}	.45	.44	.02	19.50
γ_{12}	.11	.11	.04	2.62					

表 4 以青少年子女自我分化為中介變項之父、母自我分化對青少年子女身心健康影響結構方程模式之個別指標信度、潛在變項信度與潛在變項平均變異抽取量摘要表

參數	個別指標信度	潛在變項的組成信度	潛在變項的平均抽取變異量	參數	個別指標信度	潛在變項的組成信度	潛在變項的平均抽取變異量
父親自我分化		.80	.51	青少年子女自我分化		.74	.47
X1	.77			X9	.66		
X2	.42			X10	.31		
X3	.64			X11	.49		
X4	.23			X12	.24		
母親自我分化		.81	.52	青少年子女身心健康		.85	.54
X5	.73			X13	.64		
X6	.42			X14	.84		
X7	.70			X15	.61		
X8	.18			X16	.56		

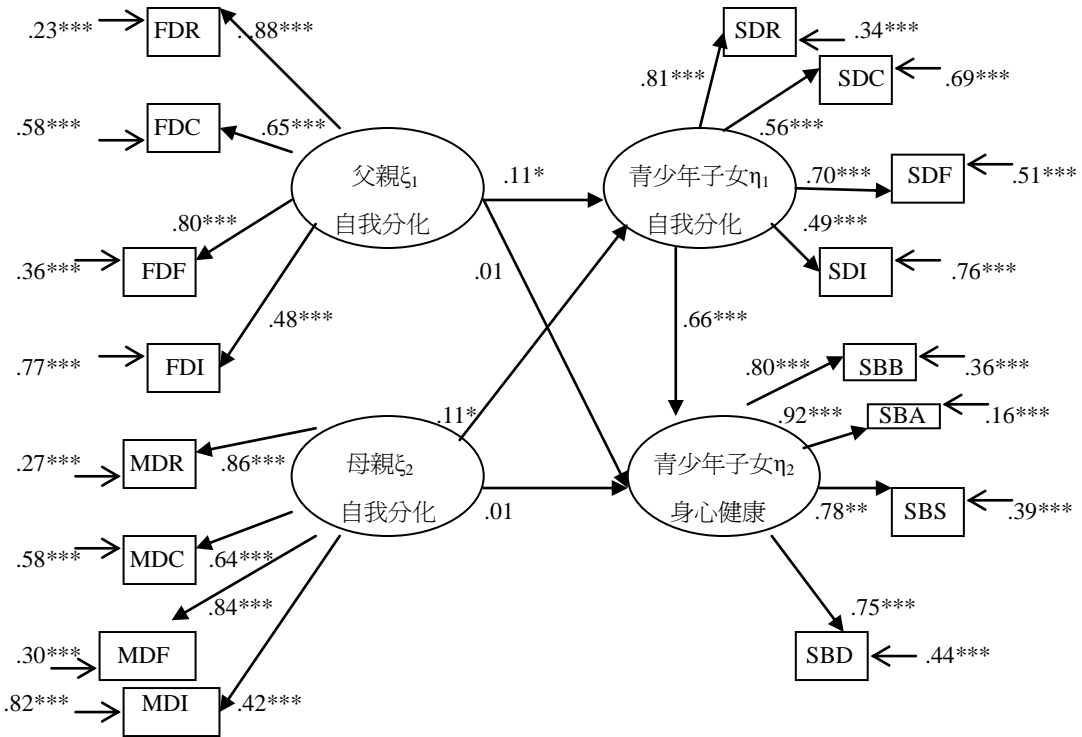


圖 3 父、母自我分化、青少年子女自我分化、青少年子女身心健康結構模式圖

- | | | | |
|--------------|--------------|-----------------|------------|
| FDR 父親-情緒化反應 | MDR 母親-情緒化反應 | SDR 青少年子女-情緒化反應 | SBB 身體症狀 |
| FDC 父親-情緒截斷 | MDC 母親-情緒截斷 | SDC 青少年子女-情緒截斷 | SBA 焦慮與失眠 |
| FDF 父親-與他人融合 | MDF 母親-與他人融合 | SDF 青少年子女-與他人融合 | SBS 社會功能障礙 |
| FDI 父親-我位置 | MDI 母親-我位置 | SDI 青少年子女-我位置 | SBD 嚴重憂鬱 |

(三) 變項之間的效果

研究者藉由直接效果、間接效果與整體效果來了解潛在變項的直接影響、間接影響（中介影響）與整體影響（直接影響加間接影響），以表 5 說明如下：

表 5 父、母自我分化經由青少年子女自我分化對青少年子女身心健康影響之中介模式效果檢定表

自變項			內衍變項：青少年子女自我分化		依變項：青少年子女身心健康	
			標準化效果值	t	標準化效果值	t
外 衍 變 項	父親自我 分化	直接效果	.11	2.62**	.01	0.35
		間接效果	-	-	.07	2.59**
		整體效果	.11	2.62**	.08	2.16*
	母親自我 分化	直接效果	.11	2.58*	.01	0.20
		間接效果	-	-	.07	2.55*
		整體效果	.11	2.58*	.08	2.01*
內 衍 變 項	青少年子 女自我分 化	直接效果	-	-	.66	16.30***
		間接效果	-	-	-	-
		整體效果	-	-	.66	16.30***

* $P < .05$, ** $P < .01$, *** $P < .001$

表 5 可看出在父親自我分化、母親自我分化、青少年子女自我分化與青少年子女身心健康各潛在變項的三種效果中，父、母各自的自我分化對青少年子女自我分化皆有顯著直接效果，但是父、母各自的自我分化對於青少年子女身心健康的直接效果不顯著。而青少年子女自我分化對青少年子女身心健康有顯著的直接效果。另外，父、母自我分化各自對青少年子女身心健康皆有顯著的間接效果。就整體效果來說，父、母自我分化對青少年子女自我分化與青少年子女身心健康皆有顯著的整體效果，而且青少年子女自我分化對青少年子女身心健康有顯著的整體效果。

再者，父親自我分化、母親自我分化各自對青少年子女身心健康的影響路徑，可發現父、母親自我分化各自對青少年子女身心健康影響的路徑皆有兩條，其中父、母自我分化直接對青少年子女身心健康的影響均並不顯著，而父、母各自的自我分化對青少年子女的自我分化的影響力均是 $\gamma_{11} = .11$ ，而青少年自我分化對青少年子女的身心健康的影響力是 $\beta_{21} = .66$ 。而父、母親自我分化經由青少年子女的自我分化，進而影響青少年身心健康之綜合影響力均為 $.0726 (\gamma_{11} * \beta_{21})$ 。所以，父、母各自的自我分化程度愈高時，則可能會透過影響青少年子女的自我分化程度提高，進而影響青少年子女有較好的身心健康。總體而言，父、母親各自的自我分化對青少年子女身心健康的影響力似乎是相同的。

二、以親子三角關係為調節變項、青少年子女自我分化為中介變項，在父母各自自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式

本模式結果為青少年子女涉入親子三角關係高低不會左右父、母自我分化對青少年子女的自我分化之影響力。茲將結果說明如後：

研究者以多群組結構方程式進行分析之前，先就全體樣本與高分組、低分組三個群體的測量模式進行考驗，當不同樣本各自的 CFA 模式都具有良好的適配度，就可以進行測量不變性的檢驗。由表 6 可觀察到全體樣本與高分組、低分組三個群體在父、母自我分化對青少年子女身心健康影響之測量模式整體適配度的情形，全體樣本、高分組、低分組的 χ^2 皆達到.000 的統計顯著水準，可是大樣本常會影響到顯著水準而認定理論模式與觀察資料之間並不適配，所以研究者參照其它的指標來檢定，分析結果發現 NNFI、CFI、GFI 均在理想數值 .9 以上，RMSEA 小於 .10，SRMR 小於 .08，所以可以確認為良好適配的 CFA 模式（註¹）。

表 6 全體樣本、及親子三角關係高分組、低分組樣本在父母自我分化對青少年子女身心健康影響測量模式整體適配度評估摘要表

不同樣本/整體 適配指標	df	χ^2	χ^2/df	NNFI	CFI	GFI	RMSEA	SRMR
全體樣本	98	490.01	5.00	.95	.96	.94	.06	.05
高分組樣本	98	213.35	2.17	.95	.96	.91	.06	.06
低分組樣本	98	244.82	2.49	.94	.95	.90	.06	.05

接著研究者繼續進行測量不變性的考驗，由表 7 可觀察到親子三角關係高、低分組在測量不變性上的表現。

表 7 親子三角關係高、低分組在父母自我分化對青少年子女身心健康影響測量不變性適配度評估摘要表

不同樣本/整體 適配指標	χ^2	df	χ^2/df	NNFI	CFI	GFI	RMSEA	SRMR
構圖不變性	458.177	196	2.33	.942	.953	.900	.070	.061
因素負荷量 不變性	491.154 $\Delta\chi^2 =$ 32.977	208 $\Delta df =$ 12	2.36	.942	.950 $\Delta CFI =$ -.003	.895	.070	.069

由表 7 可看出，在測量不變性方面，與構圖不變性相比，當增加限制因素負荷量不變，模型的契合度降低， $\Delta\chi^2 = 32.977$ 、 $\Delta df = 12$ ($p < .01$)，顯示兩個樣本在因素負荷量不變性上可能有差異。Cheung 與 Rensvold (2002) 指出卡方值 χ^2 與卡方差異值 $\Delta\chi^2$ 會受到樣本大小的影響，如果各群組的樣本數較大，可能卡方值的差異量就容易達到顯著，造成虛無假設被拒絕，使得兩個原本沒有差異的模型就變成有顯著差異存在。因此 Cheung 與 Rensvold (2002) 提出可以將逐次增加限定參數的巢套模式，計算每一次 CFI 值的差異，如果 ΔCFI 減少的程度超過 .01，則表示模式不恆等。所以，在測量不變性的程序中，當增加限制因素負荷量不變，模型的契合度降低，可能是受到樣本人數影響，而 $\Delta CFI = -.003$ 。依

¹ 關於全體樣本、親子三角關係高分組、低分組樣本在父親自我分化、母親自我分化、青少年子女自我分化與青少年子女身心健康之統計基本資料，請參閱歐陽儀 (2009)。

照 Cheung 與 Rensvold (2002) 的標準來看，兩個樣本在因素負荷量是等同的。從前面測量不變性考驗的過程，可發現親子三角關係高、低兩組的樣本具有測量不變性，因此繼續進行結構不變性的考驗。

由表 8 可觀察到親子三角關係高分組、低分組在結構不變性上的表現，在結構不變性方面，與構圖不變性相比，當增加限制因素負荷量不變，模型的契合度降低， $\Delta\chi^2 = 32.977$ 、 $\Delta df = 12$ ($p < .01$)，顯示兩個樣本在結構不變性方面於因素負荷量不變性上可能有差異，但可能是受到樣本人數影響，此外依照 Cheung 與 Rensvold (2002) 的標準來看， $\Delta CFI = -.003$ 表示兩個樣本在因素負荷量是等同的。因此接下來除限制因素負荷量不變，並限制結構係數不變。而限制結構係數不變的部分則是每次限制一條路徑係數，然後開放其它的路徑係數作為比較，然後與因素負荷量不變性的卡方差異值及 ΔCFI 作比較，以瞭解是哪一條路徑在結構係數方面恆等或是不恆等。

首先，因素負荷量不變性、結構係數不變（比較 γ_{11} ）方面，卡方值的差異為 $\Delta\chi^2 = .478$ ，自由度差異為 $\Delta df = 1$ ($p = .48$)、 $\Delta CFI = -.001$ ，因此未達顯著差異，也就是兩組是恆等的，表示親子三角關係對 γ_{11} 沒有調節效果，所以考驗親子三角關係高、低分組在父親自我分化對青少年自我分化上具有調節效果，未能得到支持。

再來針對因素負荷量不變性、結構係數不變（比較 γ_{12} ）方面，卡方值的差異為 $\Delta\chi^2 = 1.596$ ，自由度差異為 $\Delta df = 1$ ($p = .20$)、 $\Delta CFI = 0$ ，因此未達顯著差異，也就是兩組應該是恆等的，表示親子三角關係對 γ_{12} 沒有調節效果，所以考驗親子三角關係高、低分組在母親自我分化對青少年自我分化上具有調節效果，未能得到支持。

接下來，針對因素負荷量不變性、結構係數不變（比較 γ_{21} ）方面，卡方值的差異為 $\Delta\chi^2 = 1.546$ ，自由度差異為 $\Delta df = 1$ ($p = .21$)、 $\Delta CFI = 0$ ，因此未達顯著差異，也就是兩組是恆等的。然後進行因素負荷量不變性、結構係數不變（比較 γ_{22} ）方面，卡方值的差異為 $\Delta\chi^2 = .188$ ，自由度差異為 $\Delta df = 1$ ($p = .66$)、 $\Delta CFI = 0$ ，因此未達顯著差異，也就是兩組是恆等的。接著進行因素負荷量不變性、結構係數不變（比較 β_{21} ）方面，卡方值的差異 $\Delta\chi^2 = .385$ ，自由度差異為 $\Delta df = 1$ ($p = .53$)、 $\Delta CFI = 0$ ，因此未達顯著差異，也就是兩組是恆等的。最後進行因素負荷量不變性、結構係數不變（比較所有的 γ 與 β 係數）方面，卡方值的差異 $\Delta\chi^2 = 5.692$ ，自由度差異為 $\Delta df = 5$ ($p = .34$)、 $\Delta CFI = 0$ ，因此未達顯著差異，也就是兩組是恆等的。所以綜合上述研究結果可看出青少年子女涉入親子三角關係高低不會左右父、母自我分化對青少年子女的自我分化之影響力。

表 8 親子三角關係高、低分組在父母自我分化對青少年子女身心健康影響結構不變性適配度評估摘要表

不同樣本 /整體適配指標	χ^2	df	χ^2/df	NNFI	CFI	GFI	RMSEA	SRMR
構圖不變性	458.176	196	2.33	.942	.953	.900	.070	.061
因素負荷量 不變性	491.154 $\Delta\chi^2 =$ 32.977	208 $\Delta df =$ 12	2.36	.942	.950 $\Delta CFI =$ -.003	.895	.070	.069
因素負荷量 不變性、結構係數不 變（比較 γ_{11} ）	491.632 $\Delta\chi^2 =$.478	209 $\Delta df = 1$	2.35	.942	.949 $\Delta CFI =$ -.001	.895	.070	.072
因素負荷量不變 性、結構係數不變比 較（比較 γ_{12} ）	492.750 $\Delta\chi^2 =$ 1.596	209 $\Delta df = 1$	2.36	.942	.950 $\Delta CFI = 0$.895	.070	.069

表 8 (續)

不同樣本 /整體適配指標	χ^2	df	χ^2/df	NNFI	CFI	GFI	RMSEA	SRMR
因素負荷量 不變性、結構係數不 變 (比較 γ_{21})	492.700 $\Delta\chi^2 =$ 1.546	209 $\Delta df = 1$	2.35	.942	.950 $\Delta CFI = 0$.895	.070	.069
因素負荷量 不變性、結構係數不 變 (比較 γ_{22})	491.342 $\Delta\chi^2 =$.188	209 $\Delta df = 1$	2.35	.942	.950 $\Delta CFI = 0$.895	.070	.069
因素負荷量 不變性、結構係數不 變 (比較 β_{21})	491.539 $\Delta\chi^2 =$.385	209 $\Delta df = 1$	2.35	.942	.950 $\Delta CFI = 0$.895	.070	.069
因素負荷量不變 性、結構係數不變 (限制所有 γ 、 β)	495.846 $\Delta\chi^2 =$ 4.692	213 $\Delta df = 5$	2.32	.943	.950 $\Delta CFI = 0$.894	.070	.073

討 論

一、以青少年子女自我分化為中介變項在父母各自的自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式

根據研究目的一，結果發現父、母自我分化可能會經由正向影響青少年子女自我分化，進而正向影響青少年子女身心健康。

(一) 父、母自我分化可能直接正向影響青少年子女自我分化，而且父親、母親各自自我分化對青少年子女自我分化的影響似乎是相同的

從圖 3 可發現，父、母各自的自我分化可能會直接正向影響青少年子女自我分化，而且父、母各自的自我分化對青少年子女的自我分化影響力似乎是相同的。此結果支持 Bowen 認為父母的自我分化程度，對青少年子女的自我分化是有意義的，亦支持自我分化會代間傳遞的概念 (Bowen, 1978; Kerr & Bowen, 1988)，同時，本研究結果與國內外許多研究結果一致 (王嚮蕾, 1994; 賈紅鶯, 1990; 劉美娜, 2003; Peleg, 2005)。再者，由本研究結果看出父親、母親的自我分化對子女的影響力可能相同，似乎也意味著父親與母親身為「人」的部分，在與子女互動的時候，皆有可能讓孩子潛移默化中也學到了類似的特質。

(二) 青少年子女自我分化在父親、母親各自的自我分化對青少年子女身心健康可能有完全中介作用，而且父親、母親各自的自我分化對青少年子女身心健康的影響力似乎相同

從表 5 可發現，父、母親各自的自我分化對青少年子女身心健康並沒有顯著直接影響力，其標準化的效果值均為 .01，而間接效果與整體效果則達到顯著的影響，其標準化的效果值兩者都是分別為 .07、.08。此結果意味著父、母親的自我分化可能會經由正向影響青少年子女的自我分化，進而正向影響青少年子女的身心健康。而且父、母親的自我分化對青少年子女的身心健康影響似乎是相同的。再

者，原先父、母親的自我分化對於青少年子女身心健康的影響力，會受到青少年子女自我分化對青少年子女身心健康的影響力介入，而可能變的不顯著。

本結果與 Bowen 認為父母自我分化會影響子女的自我分化與身心健康之觀點相呼應(Kerr & Bowen, 1988)，並且與過去賈紅鶯(1990)、王嚮蕾(1995)、Peleg、Halaby 與 Whaby(2006)的研究發現父母親的自我分化可能會透過子女分化，而影響到子女的焦慮、生活適應、身心健康與心理社會發展的結果一致。

從本研究顯示台灣的父母親本身自我分化程度較高時，可能會增進子女界限清楚冷靜理性處事，亦有益於子女在與人保持親密，以及擁有個人的想法立場取得平衡；同時父母自我分化較高，亦有利於子女身心安適平衡。因此 Bowen 所論述的父母自我分化會對子女的自我分化與身心健康有良好影響的觀點，亦似乎可以適用於我國家庭的現象。

(三) 青少年子女自我分化可能正向直接影響青少年子女身心健康

依照研究目的之一的結果，從圖 3 可發現，青少年子女自我分化可能會直接正向影響青少年子女的身心健康，而標準化效果值為.66。此與過去國內外的研究結果吻合(Murray et al., 2006; Skowron & Friedlander, 1998; Skowron et al., 2009)。此研究結果與 Kerr 與 Bowen(1988)認為當個體自我分化提升的時候，有助於個人坦然面對壓力，即使家庭其他成員可能自我分化程度尚未提升，但是個體有能力與家人理性互動，包容關係中的焦慮，沉著的面對家庭情緒系統中的浮躁不安，則身心健康就比較不會受到家庭系統中的負向因子影響的觀點相呼應。

二、以親子三角關係為調節變項、青少年子女自我分化為中介變項，在父母各自自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式

依據研究目的二，結果發現青少年涉入親子三角關係程度高低，似乎不會左右父、母自我分化影響青少年子女自我分化的過程中，所以親子三角關係調節效果並未得到支持。研究者認為需要就下列方向來思考：

(一) 本研究採用的多群組結構方程式，無法看出父、母自我分化與親子三角關係之間的交互作用，因此較無法看出親子三角關係嚴重或輕微的程度，是否會放大或是縮小父、母自我分化對青少年子女自我分化之影響力。

本研究的潛在自變項如父、母自我分化各有四個觀察變項，而調節變項親子三角關係有五個觀察變項，礙於觀察變項過多，無法運用 Baron 與 Kenny(1986)提出運用兩個連續變項的乘積，作為兩個潛在變項具有交互作用，亦即是調節效果之方式來作結構方程式之運算方式。因此研究者採用多群組結構方程式，藉由親子三角關係高、低組在通過測量不變性之後，進一步了解在結構不變性的結構係數上有無恆等，以作為親子三角關係是否有調節效果的判斷指標。但是因為多群組結構方式，僅能從結構係數上的恆等與否來判斷親子三角關係有無調節效果，並不關注親子三角關係與父、母自我分化的交互作用，所以此時親子三角關係並不會放大或是縮小父、母自我分化對青少年子女的自我分化影響力，也就是比較無法看出親子三角關係嚴重或是輕微的程度，是否會左右父、母自我分化對青少年子女自我分化的影響力，此為本研究方法上的限制。

(二) 本研究的對象為社區樣本，並非 Bowen 理論建構時所關注的醫院臨床個案，因此青少年涉入親子三角關係高低，對於父母自我分化影響青少年子女的自我分化的表現可能會有所不同。再者，回收之問卷的親子配對成功率不到 50%，而繳回問卷且配對成功的受試者，是否父母緊張關係較低，形成親子三角關係的可能性較小，因此較無法看出親子三角關係的程度，是否會影響到父、母自我分化對青少年子女自我分化之影響力。

Bowen 在建構其理論背景的場域，早期是以醫院罹患精神分裂患者，觀察其父、母、子之間為「依賴的三人組合」開始，後續的研究對象，亦多以醫院門診患者參與婚姻家族治療為主要的關注對象 (Bowen, 1978)，與本研究的受試對象來自社區的一般青少年及其父母有所不同。從過去的研究發現，一般家庭和有症狀的家庭在親子三角關係的嚴重程度可能是有差異的，像是 Bowen (1978) 與 Leighton、Stollack 與 Ferguson (1971) 對家庭中有嚴重精神分裂或是精神官能症者和一般人兩族群之比較研究，以及 Wang (1996) 對有憂鬱症兒童的家庭與一般兒童家庭作比較，顯示一般家庭親子三角關係出現的頻率與嚴重情形，可能與臨床患者家庭的親子三角關係狀態不盡相同。Bowen 雖曾表示每個家庭都會出現親子三角關係 (Kerr & Bowen, 1988)，但是從上述的結果，研究者認為需要考慮本研究以一般家庭為研究對象，與 Bowen 理論觀察到的醫院患者的家庭親子三角關係型態是否有所差距。

再者，過去的研究例如：Bartle-Haring 和 Probst (2004)、Greene、Hamilton 及 Rolling (1986) 的研究發現臨床個案與一般人士在父、母自我分化、子女的自我分化是有所差別，一般人可能在自我分化上比較能夠與人連結，情緒化反應較少，而整體的自我分化程度較高，這些似乎都異於臨床個案在自我分化的表現。

另外，本研究發出父母問卷 4472 份，回收 2526 份，而父親、母親、子女配對成功者共 1010 對 (2020 份)，所以親子配對成功率低於 50%。這些能夠繳回問卷，且配對成功的受試者，是否意味著父母緊張關係較低，形成親子三角關係的可能性較小。由於本研究有抽樣上的限制，無法顯示出未能親子配對成功的受試家庭，其親子三角關係與自我分化代間傳遞、子女身心健康之關係。因此本研究親子成功配對的青少年涉入親子三角關係高低，對於父母自我分化影響青少年子女的自我分化的表現與 Bowen 的理論可能會有所不同。

(三) 本研究的青少年子女受試者，不一定是家庭中涉入親子三角關係最多或是最少的子女，此一因素可能會造成親子三角關係嚴重或輕微的程度，在父、母自我分化對青少年子女自我分化的關係上之調節效果並不明顯。

Bowen (1978) 認為家庭中涉入親子三角關係最多的子女，對父母的關係出現焦慮會十分敏感，而且這些子女吸納了父母之間的關係緊張，亦促使家中其他手足可以避免捲入父母之間的衝突，所以其它手足較不會受到親子三角關係的影響，能夠健康發展其個人的自我分化。從上述 Bowen 的概念，可發現一個家庭中每個孩子所涉入親子三角關係的程度，可能是有所差異。由於本研究採取方便取樣，在樣本的取得上，並未特別篩選出家庭中涉入親子三角關係最多或最少程度的青少年子女，因此這些受試對象不一定是家庭中涉入親子三角關係最嚴重或最輕微的子女，所以造成親子三角關係在父、母自我分化對青少年子女自我分化關係上的調節效果較不容易突顯出來。

(四) 在父、母自我分化經由青少年子女自我分化而影響青少年子女身心健康過程中，親子三角關係的調節效果雖未得到支持，但親子三角關係與青少年子女自我分化與青少年子女身心健康間有負相關。

本研究結果顯示父、母自我分化經由青少年子女分化，進而影響青少年子女的身心健康的過程中，親子三角關係的調節效果並未得到支持。但是，從表 9 可觀察到本研究中親子三角關係和父、母自我分

化、青少年子女自我分化與青少年子女身心健康各變項的相關，其中親子三角關係與青少年子女自我分化的相關係數為-.21 ($p < .01$)，親子三角關係與青少年子女身心健康的相關係數為-.32 ($p < .01$)，兩者皆達到顯著負相關，意味著親子三角關係與青少年子女的自我分化與身心健康可能有負向關係。

表 9 親子三角關係與父、母自我分化、青少年子女自我分化
與青少年子女身心健康各變項的相關係數表

相關係數	父親自我分化	母親自我分化	青少年子女自我分化	青少年子女身心健康
親子三角關係	-.08**	-.05	-.21**	-.32**

* $p < .05$ ， ** $p < .01$

從過去對於青少年的國內外研究顯示，親子三角關係可能會抑制個體自我分化 (Magnotti, 2004)；可能導致個體焦慮與憂鬱等內化問題 (王嚮蕾, 1994；Franck, Buehler, & Cheryl, 2007)，與犯罪和攻擊等外化問題 (Gagne, Drapeau, Melancon, Saint-Jacques, & Lepine, 2007)；對於家庭成員互動或是家庭以外的人際關係似乎會帶來負向衝擊 (張博雅, 2004；Goncalves, 2001)；可能導致個體適應不良 (許惠雯, 1997；Young & Ehrenberg, 2007)。綜合上述的研究，可以發現親子三角關係似乎會對青少年子女的自我分化與身心健康發展，帶來負向的影響。

另外，從我國社會文化角度來看，我國以儒家思想為主體的文化，家庭重視成員彼此一體，要求個體對家庭忠誠，子女要對父母盡孝道 (葉光輝, 1997)，而孝道的體現是子女要回報父母為子女所作的犧牲奉獻，以及父母願意承擔子女的行為責任，因此子女會以聽話、被父母控制作為回應父母的恩情的方法 (余德慧, 1992)。所以在重視人我關係一體感，以及個體要對家庭盡忠盡孝的前題下，即使是國外研究者認為是功能不好的親子聯盟家庭，在我國家庭中親子跨世代聯盟、親職化，或是家庭投射中被父母過度保護的親子三角關係現象，反而可能呈現出我國文化中「以父母為尊」、「家人一體」的特性 (Olson, Sprenkle, & Russell, 1979)。因此，我國家庭成員可能會基於孝道和一體化，當子女被父母捲入親子三角關係時，較可能無力拒絕，甚至社會文化亦有間接鼓勵親子三角關係的可能性。

(五) 子女主觀知覺到自己涉入親子三角關係的程度和父母主觀知覺自己將子女捲入親子三角關係是否有所差異，而且此差異可能會影響到親子三角關係在自我分化代間傳遞的調節效果。

研究者編製的「親子三角關係量表」是以青少年子女為主體，瞭解他們主觀知覺涉入親子三角關係的程度。然而，研究者這種以青少年子女為主體的量表設計，有別於 Bowen (1978)、Kerr 與 Bowen (1988) 在親子三角關係的臨床觀察描述，後者將父母當作主體，並且認為父母會主動採用跨世代聯盟、家庭投射、親職化等方式，將子女捲入親子三角關係中，以降低父母面對婚姻衝突所帶來的不安焦慮。所以，Bowen 的觀點比較偏重於父母主觀知覺將子女捲入親子三角關係的程度。然而，研究者較著重探討青少年子女主觀知覺涉入親子三角關係的程度，故量表題目是詢問青少年子女主觀是否感受到涉入父母的關係中。

過去的研究如 Wang (1996) 的研究發現父親知覺的親子三角關係直接影響到幼童的憂鬱。而 Goncalves (2001)、Magnotti (2004) 則是以子女為主體，發現子女知覺自己的涉入親子三角關係程度愈高，則子女似乎較常會出現分離焦慮、並且身心狀態與社會適應不佳。雖然上述的研究可看出父母知覺將子女捲入的親子三角關係與子女知覺涉入親子三角關係，似乎都會造成子女在身體、心理與社會等

方面的負向影響。但是究竟是父母的主觀知覺將孩子捲入親子三角關係，抑或是子女知覺自己涉入親子三角關係，對子女的自我分化與身心健康的影響程度較大，此一主題尚未有相關研究探討。因此研究者認為後續研究者可進一步探討父母知覺將孩子捲入親子三角關係的程度高低，在父母自我分化影響青少年自我分化的過程中，是否親子三角關係有調節效果存在。

除了上述可能是造成在父母自我分化對青少年自我分化影響的過程中，親子三角關係並未具有調節效果的原因，然而研究者認為就數據來看，亦有可能親子三角關係並不會左右父母自我分化對青少年自我分化影響之過程，這也需要日後研究繼續深入探討。

結論與建議

一、結論

- (一) 考驗以青少年自我分化為中介變項之父親與母親各自的自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式，結果發現父親自我分化、母親自我分化可能會直接正向影響青少年子女自我分化；青少年子女自我分化可能會直接正向影響青少年子女身心健康。此外，父親與母親各自的自我分化似乎會透過正向影響青少年自我分化，而間接正向影響青少年的身心健康。
- (二) 考驗以親子三角關係為調節變項、青少年子女自我分化為中介變項之父、母自我分化對青少年子女身心健康影響之結構方程模式，結果發現親子三角關係程度高低，似乎不會左右父、母自我分化對青少年子女自我分化影響的過程。

二、建議

(一) 對於家長的建議

1. 提升父、母的自我分化程度，幫助青少年子女透過父母的身教與言教，提升青少年子女的自我分化與身心健康：本研究發現父、母的自我分化似乎會正向影響青少年子女的自我分化，進而影響青少年子女的身心健康。因此若父母意識到自己在壓力下無法冷靜思考；或是面對孩子獨立時，父母不易調適失落感，此時建議父母參與情緒管理或人際互動的輔導團體，幫助父母提升自己的自我分化程度，經由父母的身教與言教，也會幫助子女在自我分化與身心健康方面受惠。

2. 重視父母兩人對子女的影響力量，父、母親共同陪伴子女成長：本研究發現，父、母親的自我分化程度似乎對青少年子女的自我分化與身心健康的影響相同。若父母在青少年成長階段缺席，或許不利於青少年的獨立自主性與身心發展（Fritsch & Burkhead, 1981）。如果父母願意多用心耕耘於陪伴子女，透過良好的親子互動，能夠帶領青少年學習在壓力下該如何處理自我情緒，維持理性鎮定，追求與他人的關係連結時，亦能保有個人的自主性。

3. 父母學習接納孩子自我分化的需求，以幫助孩子健康的成長：本研究發現在父、母自我分化似乎經由青少年子女自我分化影響青少年子女身心健康過程中，青少年子女自我分化可能更攸關青少年子女的身心健康。由於孩子能否順利與家人健康分離、達到良好的自我分化，與父母能否接納孩子獨立自主有極大的關係。因此，父母需要在認知上了解孩子學習獨立時，不代表其要截斷與家庭的連結，而是要學習自我負責，並且以適切的方式表達個人情緒。所以父母能成為孩子向外探索的支持後盾，或許會

幫助孩子奠定良好自我分化與身心健康基礎。

4. 父母同心處理婚姻關係的緊張焦慮，若難以處理時可尋求適當的資源協助，勿以親子三角關係作為解決父母失和的因應策略；從本研究親子三角關係與青少年子女自我分化、身心健康的相關達到顯著負相關，可知親子三角關係可能分別與青少年子女自我分化、身心健康有負向關係。因此建議父母面對婚姻的焦慮衝突時，不要為了滿足父母個人的需求，以親子三角關係作為因應衝突的策略。如果認為兩人互動有難解的結，則可尋求諮商機構等資源協助，降低對子女自我分化程度與身心健康造成可能的負向影響。

(二) 對於婚姻與家族治療、親職教育方面的建議

1. 以家庭成員的自我分化與身心狀態作為了解整個家庭動力之指標：本研究發現父、母的自我分化可能會藉由正向增進青少年子女自我分化，而提升青少年子女的身心健康。所以助人工作者，若在接觸整個家庭成員時，可觀察家庭成員的自我分化與身心狀態 (Hertlein & Killmer, 2004)，較有利於實務工作者能掌握父母與子女的狀態。

2. 提升父親與母親自我分化程度，以利於提升青少年子女的自我分化與身心健康：本研究發現父母親的自我分化可能會藉由代間傳遞直接正向影響到青少年子女的自我分化，再增進青少年子女的身心健康。所以婚姻與家族治療者與親職教育者，可先幫助家庭成員從認識自我分化的重要性，並學習覺察自我分化是如何影響到生活上各層面，再協助提升父母的自我位置，逐步與原生家庭健康的分離，當父母自我分化程度提升時，則父母亦能夠支持子女的自我位置，幫助其獨立 (Bowen, 1978)。

(三) 對於學校教師與輔導行政單位的建議

1. 當父母自我分化程度不易改變時，學校需要適時提供社會支持，以緩衝青少年在自我分化與身心狀態上所受到傷害：本研究發現青少年子女自我分化對青少年子女身心健康或許具有顯著正向影響。因此學校教師面對父母自我分化程度較低時，宜先建立學生的支持系統，如：可信任的老師、親戚、同儕，給予青少年支持關懷，建立孩子替代性的安全堡壘，一方面減少父母的低自我分化程度對青少年子女在自我分化與身心健康的傷害，另外青少年藉著替代性的安全堡壘，學習與人建立親密連結的關係，此將有助於青少年在與人連結和個體化方面平衡發展 (黃郁喬, 2005)。

2. 透過學校課程融入情緒教育與人際互動的議題，幫助青少年覺察與修正自己處理情緒的方式、人際相處的策略，以提升青少年自我分化程度：本研究發現青少年自我分化似乎對其身心健康有顯著的正向影響，因此要協助青少年身心穩定與自我分化，學校需要在各種領域課程融入情緒教育與人際互動的議題。

(四) 未來研究方面的建議

1. 對於研究 Bowen 親子三角關係內涵的建議：了解「子女主觀知覺到自己涉入親子三角關係的程度」及由「父母主觀知覺自己拉子女涉入親子三角關係」兩個不同的角度在父母自我分化對青少年子女分化過程的影響上，是否會有所差異，而且此差異是否會影響到親子三角關係在自我分化代間傳遞的調節效果，值得深入研究。

2. 研究對象：可考慮不同年齡層青少年的家庭、不同性別青少年的家庭、不同家庭結構受試者、對特殊族群受試者 (如：醫院個案或是諮商機構個案) 之父母自我分化、親子三角關係、青少年子女自我分化與青少年子女身心健康之影響機制。

3. 研究主題：首先在自我分化代間傳遞方面，可以就父母各自的自我分化，對不同性別的青少年的自我分化之影響力加以探究，以了解是否有性別配對的現象。再者，亦可以探討父母自我分化的四個內涵(情緒化反應、情緒截斷、與他人融合及我位置)，如何代間傳遞影響子女的自我分化。此外，父母自我分化與青少年自我分化，與青少年的哪一種身心健康最有關聯，亦值得深入研究。

另外，在自我分化與親子三角關係之相關研究方面，可運用一般家庭為對象，了解親子三角關係對青少年子女自我分化、身心健康的直接影響力；其次，是在父、母自我分化經由青少年子女自我分化而影響青少年子女身心健康的過程中，將親子三角關係視為是外衍變項，以了解親子三角關係在自我分化代間傳遞與對青少年子女身心健康的影響過程中所扮演的角色。再者，亦可以進行跨文化研究，了解我國與西方社會，家庭成員重視一體化與孝道的程度，是否會影響到子女涉入親子三角關係的程度與因應方式。

參考文獻

- 王嚮蕾 (1994)：父母自我分化與青少年自我分化、焦慮之相關研究。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。
- 余德慧 (1992)：中國社會的人際苦痛及其分析。載於楊中芳、高尚仁 (合編)：中國人中國心：人格與社會篇 (291-362)。台北：遠流。
- 吳麗娟 (1997)：青少年心理發展與適應之整合性研究：父母自我分化、教養方式對青少年子女之自我分化、因應方式及適應影響之研究。行政院國家科學委員會專題研究成果報告 (編號：NSC86-2413-H003-011-G10)。
- 張珩 (1987)：大專聯考壓力症候群的探討。中華民國公共衛生學會雜誌，6 (3)，43-55。
- 張博雅 (2004)：親子三角關係與大學生親密適應關係之研究。淡江大學教育心理與諮商研究所碩士論文。
- 許惠雯 (1997)：從親子三角關係、情緒安全感探討兒童知覺父母衝突與其適應之關係。國立政治大學心理研究所碩士論文。
- 黃芳銘 (2005)：結構方程式理論與應用 (第六版)。台北：五南。
- 黃郁喬 (2005)：離家過程中親子關係的離與合：分離個體化與依戀品質對親子關係滿意度的影響。國立台灣大學心理學研究所碩士論文。
- 葉光輝 (1997)：台灣民眾孝道觀念的變遷情形。載於張笠雲、呂玉瑕、王昌甫主編 (1997)：90 年代的台灣社會：社會變遷基本調查研究系列二 (下) (171-214)。中央研究院：歷史語言研究所。
- 賈紅鶯 (1990)：父母自我分化、子女自我分化與子女適應水準之相關研究—Bowen 家庭系統理論之驗證。國立臺灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。
- 劉美娜 (2003)：國小高年級學童之自我分化與其父母之自我分化及共依附之探討。長庚大學護理學研究所碩士論文。
- 歐陽儀 (2009)：父母自我分化、親子三角關係、青少年子女自我分化對青少年子女身心健康影響之研究。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所博士論文。
- Anderson, S. A., & Sabatelli, R. M. (1995). *Family interaction: A multigenerational developmental perspective*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Concept, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.
- Bartle-Haring, S., & Probst, D. (2004). A test of bowen theory: Emotional reactivity and psychological distress in a clinical sample. *The American Journal of Family Therapy*, 32, 419-435.

- Bowen, M. (1978). *Family therapy in clinical practice*. New York, NY: Jason Aronson.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness of fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Franck, K. L., Buehler, A., & Cheryl, M. (2007). A family process model of marital hostility, parental depressive affect, and early adolescent problem behavior: The roles of triangulation and parental warmth. *Journal of Family Psychology*, 21(4), 614-625.
- Fritsch, T. A., & Burkhead, J. D. (1981). Behavioral reactions of children to parental absence due to imprisonment. *Family Relations*, 30(1), 83-88.
- Gagne, M. H., Drapeau, S., Melancon, C., Saint-Jacques, M., & Lepine, R. (2007). Links between parental psychological violence, other family disturbances, and children's adjustment. *Family Process*, 46, 523-542.
- Goldberg, D. P. (1978). *Manual of the general health questionnaire*. Windsor, England & N. Y.: National Foundation for educational research publishing.
- Goncalves, P. (2001). *An adult's experience of triangulation within the family of origin: An application of Bowen family systems theory* (Unpublished doctoral dissertation). California School of Professional Psychology, San Diego, California.
- Greene, G., Hamilton, N., & Rolling, M. (1986). Differentiation of self and psychiatric diagnosis: An empirical study. *Family Therapy*, 2, 187-194.
- Hertlein, K. M., & Killmer, J. M. (2004). Toward differentiated decision-making: Family systems theory with the homeless clinical population. *The American Journal of Family Therapy*, 32(3), 255 - 270
- Kerr, M. E., & Bowen, M. (1988). *Family evaluation*. New York, NY: W. W. Norton.
- Lamb, M. E., & Tamis-Lemonda, C. (2004). The role of the father: An introduction. In M. E. Lamb (Ed.), *The role of the father in child development* (4 th ed., pp. 137-146). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Leighton, L., Stollack, G., & Ferguson, R. (1971). Patterns of communication in normal and clinical families. *Journal of Clinical Consulting Psychology*, 36, 252-256.
- Leslie, L. A. (1988). Cognitive-behavioral and systems models of family therapy. In N. Epstein, S. E. Schlesinger, & W. Dryden (Eds.), *Cognitive behavioral therapy with families* (pp. 242-250). Philadelphia, PA: Brunner/Mazel.
- Magnotti, M. A. (2004). *The effects of separation from parents, attachment to parents, triangulation in marital conflict, and parental social support on college adjustment* (Unpublished doctoral dissertation). Fordham University, New York.
- Murray, T. L., Daniels, M. H., & Murray, C. E. (2006). Differentiation of self, perceived stress, and symptom severity among patients with fibromyalgia syndrome. *Families, Systems and Health*, 24, 147-159.
- Olson, D. H., Sprenkle, D. H., & Russell, C. S. (1979). Circumplex model of marital and family system. *Family Process*, 18(1), 3-28.
- Palkovitz, R. (2002). *Involved fathering and men's adult development*. Mahwah, NJ: LEA.
- Peleg, O. (2005). The relation between differentiation and social anxiety: What can be learned from students and their parents? *American Journal of Family Therapy*, 33, 167-183.
- Peleg, O., Halaby, E., & Whaby, E. N. (2006). The relationship of maternal separation anxiety and differentiation of self to children's separation anxiety and adjustment to kindergarten: A study in Druze

- families. *Journal of Anxiety Disorders*, 20, 973-995.
- Skowron, E. A., & Friendlander, M. L. (1998). The differentiation of self inventory: Development and initial validation. *Journal of Counseling Psychology*, 45(3), 235-256.
- Skowron, E. A., Krystal, A., Stanley, L., Michael, A., & Shapiro, D. (2009). A longitudinal perspective on differentiation of self, interpersonal and psychological well-being in young adulthood. *Contemp Family Therapy*, 31, 3-18.
- Skowron, E., & Platt, L. (2005). Differentiation of self and child abuse potential in young adulthood. *The Family Journal*, 13(3), 281-290.
- Skowron, E. A., & Schmitt, T. A. (2003). Assessing interpersonal fusion: Reliability and validity of a new DSI fusion with others subscale. *Journal of Marital and Family Therapy*, 29(2), 209-222.
- van Ecke, Y., Chope, R. C., & Emmelkamp, P. M. (2006). Bowlby and Bowen: Attachment theory and family therapy. *Counseling and Clinical Psychology Journal*, 3(2), 81-108.
- Wang, L. (1996). *The relationship between marital satisfaction, marital stability, nuclear family triangulation, and childhood depression* (Unpublished doctoral dissertation). Brigham Young University, Utah.
- Young, L., & Ehrenberg, M. F. (2007). Siblings, parenting, conflict, and divorce: Do young adults' perceptions of past family experiences predict their present adjustment? *Journal of Divorce and Remarriage*, 47, 67-85.

收稿日期：2010年01月06日

一稿修訂日期：2010年06月11日

二稿修訂日期：2010年10月26日

三稿修訂日期：2010年11月24日

接受刊登日期：2010年11月24日

Bulletin of Educational Psychology, 2012, 43(3), 567-590

National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

An Exploration on the Causal Model between Parent's Self-Differentiation and Adolescent's General Health

Yi O-Yang

Taipei Municipal Shipai
Junior High School

Li-Chuan Wu

Department of Educational Psychology
and Counseling
National Taiwan Normal University

This study investigated two causal models between Parent's Self-Differentiation and Adolescent's General Health. There were nearly 1010 father-mother-child teams investigated. The each participants (father, mother and student) were evaluated by using The Differentiation of Self Inventory, The Family Triangulation Inventory and The General Health Questionnaire. In the causal model, the influence of each parent's self-differentiation on adolescent's general health was observed by using the adolescent's self-differentiation as a mediator. Result indicated that, each parent's self-differentiation positively affect the adolescent's self-differentiation which may also affect the adolescent general health. The effect of father's and mother's self-differentiation on adolescent general health was observed to be similar. Our result also confirmed Bowen's theory about the intergenerational transmission of self-differentiation, and each parent's self-differentiation positively affect the adolescent general health. In the causal model, the influence of each parent's self-differentiation on adolescent's general health was observed by using the family triangulation as a moderator and the adolescent's self-differentiation as a mediator. Result indicated that, in high score team the adolescent involved in the family triangulation affect in same way as the low score team by which each parent's self-differentiation influences adolescent self-differentiation. Thus the moderator effect of the family triangulation was not supported.

KEY WORDS: family triangulation, general health family, intergenerational transmission, self-differentiation

