

當事人的諮商期望、對諮商初期諮商師可信度與 工作同盟之關係研究*

袁聖琇**

陳慶福

中原大學

國立屏東教育大學

通識教育中心

教育心理與輔導學系

本研究旨在探討諮商初期，當事人的諮商期望、諮商師可信度以及工作同盟間的關係，以台灣十八所大專院校諮商中心的當事人為研究對象，使用修訂自 Tinsley (1982) 的諮商期望量表---簡式 (Expectations About Counseling Questionnaire-Brief Form, EAC-B); 改編的人際影響量表(評定諮商師可信度); 以及修訂 Horvath 的工作同盟中文版量表為研究工具 (陳慶福, 1995)。共有 121 位當事人在進入諮商前填寫諮商期望量表，並於第二次諮商後完成人際影響量表和工作同盟量表的填答。研究發現：當事人個人承諾的諮商期望，以及對諮商師專業性與吸引力的知覺能預測工作同盟的目標、任務向度；當事人對個人承諾、催化情境的諮商期望，以及對諮商師可信度的三個特質專業性、吸引力與值得信賴的知覺，能預測工作同盟的連結向度。結構方程模式分析顯示當事人的諮商期望透過對諮商師可信度的知覺會間接地影響工作同盟，間接效果值為 .42，而諮商期望對工作同盟的直接效果值為 .23，皆達 $p < .05$ 的顯著水準，表示諮商期望對工作同盟所產生的影響主要為間接關係，諮商師可信度可能為諮商期望與工作同盟之中介變項。

關鍵詞：工作同盟、諮商初期、諮商師可信度、諮商期望

壹、緒論

當事人在進入諮商前的期望，通常會影響其在諮商過程中的投入或受諮商師影響的意願 (Arnkoff, Glass, & Shapiro, 2002: 335)，所以諮商師在新接個案時，大多都會先確認當事人來談的動機、對諮商的認識，了解當事人的期望。進一步來看，心理諮商其實是一種人際影響的歷程，諮商師與當事人是相互影響 (Strong, 1968)，且當事人對諮商師可信度的知覺是增進諮商關係的重要因素 (Goldstein & Higginbotham, 1991)。而此諮商關係是本於諮商師與當事人所建立專業合作關係，此即為工作同盟的核心意義 (Horvath & Symonds, 1991)，若諮商師在諮商早期能與當事人建立良好關係，此合作的同盟關係將會是促使諮商產生正向療效的核心因素之一 (Corey, 2005: 85)。

一、探討當事人諮商期望的重要性

當事人本身的期望、態度、信念會影響他們對治療改變的準備度，及其真實的諮商經驗

* 本文係袁聖琇提屏東教育大學教育心理與輔導學系研究所之碩士論文的部份內容，在陳慶福教授的指導下完成

** 通訊作者：袁聖琇，桃園縣中壢市中北路 200 號，e-mail：jennyuan24@gmail.com；03-2656873。

(Bordin, 1955)，諮商期望是指在諮商之前，當事人對自己的角色、諮商師角色特質、諮商歷程以及諮商成效的期望，而這些是可能影響著他們進入諮商服務或持續留在諮商關係中的重要因素 (Tinsley, Bowman, & Barich, 1993)。許多實徵研究也顯示諮商期望的概念在心理治療歷程與結果扮演著重要的角色 (Al-Darmaki & Kivlighan, 1993; Patterson, Uhlin, & Anderson, 2008; Tokar, Hardin, Adams, & Brandel, 1996)。在諮商師不斷地探索諮商有效的方法時，最好先留意當事人尋求諮商的動機，以及對諮商過程中的期待為何 (Robitschek & Hershberger, 2005)。

Perotti 和 Hopewell 認為在不同的諮商階段，當事人的期望對諮商歷程可能會有不同影響，而初期當事人對於諮商的期望就諮商關係而言可能更為重要，因為初期的諮商期望代表著當事人投入諮商的預備程度，以及影響到治療中當事人可能的獲益 (引自 Joyce & Piper, 1998: 237)。像在改變前的沈思期中，若當事人沒有辨認個人問題的存在，對於改變行為沒有動機，也會表現出低的個人治療承諾以及諮商催化情境之期望 (Satterfield, Buelow, Lyddon, & Johnson, 1995)。如果這些諮商期望、想法和實際在心理治療中所發生的不一致，當事人可能會對治療感到不滿意，甚至想離開、結束治療 (Garfield, 1994: 201)。

目前有關諮商期望的研究大多使用 Tinsley (1982) 的諮商期望量表 (Ægisdóttir, Gerstein, & Gridley, 2000; Hatchett & Han, 2006)，國內的相關研究中，有王怡人 (1988) 探討當事人的諮商期望對於諮商員的知覺與諮商效果的關係。然而此研究在實施測量表時，是請當事人去回想第一次諮商時，心中對諮商的期望，以及對諮商師的知覺。由於此研究在同一個時間點蒐集資料，以回溯的方式請當事人填寫諮商期望量表，似乎未能考慮在經過諮商後當事人對諮商的期望不同於當初進入諮商前的情況，可能會隨著諮商的歷程而改變。因為當事人可能會受到其他不同的因素影響，而與其在前未進入諮商前對諮商的想法是有差異的。針對於此，本研究在蒐集資料時，是對剛進入諮商的大學生當事人進行調查，在他們尚未進入諮商前對於諮商與諮商師可能有的想法與信念。另外王怡人所翻譯的諮商期望量表的用詞與語句年代稍遠，與當今諮商輔導用的字彙有若干差異，故研究者經由 Tinsley 本人同意下，重新翻譯 Tinsley (1982) 的諮商期望量表---簡式。

二、人際影響的諮商模式

諮商關係是眾多人際關係的一種，Strong (1968) 認為心理諮商是一種人際影響的歷程，諮商師與當事人有著相互影響的關係，且透過建立人際影響的諮商模式，當事人更能有動機與意願去改變自己。此人際的影響是透過當事人知覺到諮商師的專業性、吸引力與可信賴時，增加諮商師的影響力讓當事人改變他們的想法和一些諮商低承諾的行為 (Heppner & Dixon, 1981)。過去有研究者也將專業性、吸引力、值得信賴，這三個助人者的特質也可稱為關係增進因素 (Goldstein & Higginbotham, 1991) 或諮商師的可信度 (credibility) (Hoyt, 1996)。

諮商師和當事人企圖發揮影響力是相互影響且有相互關係的，可能當事人評定諮商師所傳遞出影響的特質和行為 (專業性、吸引力、值得信賴) 時，當事人本身的變項也是有可能會增進或阻礙諮商師影響力的效果 (王文秀等人, 1999/1998: 106; Hoyt, 1996)。當事人的特質也是有可能會增進或阻礙諮商師的影響力。像是案主的吸引力和社交能力、概念層次和認知風格、對諮商的迷思、信念和期望、動機、諮商效果的滿意度、對需要改變的目標行為承諾的程度、性別、種族和文化背景，若這些和諮商師迥然不同時，案主會比較沒有安全感和有比較多的防衛 (王文秀

等人, 1999/1998)。從王怡人 (1988) 的研究中可知當事人對諮商師可信度中吸引力的知覺程度是可以預測當事人所評定的諮商效果, 而 Heppner 與 Heesacker (1983) 的研究則發現當事人對諮商師專業性的知覺是可預測其對諮商的滿意度, 從此可看出在諮商中當事人對於諮商師可信的知覺, 會影響著當事人諮商經驗。

過去國內楊荊生 (1985)、王怡人 (1988) 曾對人際影響歷程中當事人知覺諮商師的特質進行研究, 兩人皆以 Barak 與 LaCrosse (1975) 所設計的諮商師評估表 (Counselor Rating Form, CRF) 進行量表的編製, 上述兩個研究中量表的内容翻譯用詞略有不同, 但皆使用語意差異的量表形式, 以兩極端、正負向的形容詞, 進行七點間距的測量。Corrigan 與 Schmidt (1983) 發展 CRF 的短版, 也重新修改量表的形式, 他們刪除了評量諮商師題項中負面的形容詞, 以期能增加受試者評量的變異性, 減少社會不預期的暗示。這些負面的形容詞像是輕蔑的詞, 如笨拙、虛偽、忽視、欺詐、難相處、無吸引力的, 且從過去研究中可知大部分的受試者並不會評他們的諮商師在負面的一端 (低於 3 分), 因此 Corrigan 與 Schmidt 在修訂 CRF 時刪除負面形容詞, 以非常 (very) 與不常 (not very) 為兩端的七點間距來評量諮商師特質的正向形容詞, 並透過因素分析與邏輯判斷留下僅 12 題簡短版的 CRF, 其中專業性的題目包括有經驗的 (experienced)、專業的 (expert)、有預備的 (prepared)、有技術的 (skillful); 吸引力的題目包括友善的 (friendly)、喜愛的 (likeable)、社交的 (social)、溫暖的 (warm); 值得信賴的題目包括有誠實的 (honest)、可靠的 (reliable)、真誠的 (sincere)、值得信賴的 (trustworthy)。之前過去研究中所顯示諮商師可信的專業性、吸引力、值得信賴這三個彼此有高相關 (如 Heppner & Claiborn, 1989; LaCrosse, 1980), Tracey、Glidden 與 Kokotovic (1988) 使用驗證性因素分析檢驗專業性、吸引力和值得信賴三者之間的關係, 可知諮商師的可信度是由三個獨立變項所組成 (專業性、吸引力、值得信賴), 並已有一個共同的潛在變項存在 (諮商師可信度)。

相較於國外, 國內從事諮商歷程的量化研究甚少, 而已發展之評量諮商過程變項與成效的量表亦少。過去國內所翻譯的諮商期望量表, 若干詞句較不符合現代諮商工作的用詞。人際影響量表雖然也曾有研究者中譯, 但中譯年代久遠, 故本研究乃針對諮商期望量表與人際影響 (諮商師可信度) 量表進行改編。

三、工作同盟的概念

同盟一詞最早是在心理動力取向的理論中被使用, Bordin (1979) 根據 Greenson 真實關係和同盟的概念、Rank 和 Rorgers 以個人為治療媒介以及個案擁有主動改變力量的觀點, 建立了跨治療理論學派的工作同盟的概念。在心理諮商與治療研究中, 工作同盟是一個被廣泛研究的共同因素 (common factor) 之一 (Tryon, Blackwell, & Hammel, 2008), 它跨越了各種不同的治療理論取向和當事人的臨床議題 (Bordin, 1979, 1994)。

在國外研究多將工作同盟視為諮商歷程的變項, 以之與影響諮商結果的變項, 如個案在諮商前與諮商中的變項進行研究 (Horvath & Bedi, 2002)。過去國內工作同盟多著重於在諮商中工作同盟與諮商師及當事人的口語反應、重要事件、諮商師意圖變項的關連 (李筱蓉, 1995; 林瑞吉、劉焜輝, 1998; 陳斐娟, 1996; 陳慶福, 1995), 以及從工作同盟預測諮商結果的效果 (洪雅鳳, 1997)、短期諮商的效能因素與工作同盟的關係 (張娟鳳, 2001; 陳斐娟, 1996)、共同決

議結案與不成熟結案在工作同盟上的差異（吳秉衡、陳慶福，2006）、網路諮商與電子郵件諮商或傳統面對面諮商在工作同盟的差異（李偉斌、陳慶福、王智弘，2008；吳肇元，2006）、團體過程中工作同盟的變化與團體結果的關係（謝麗紅，2000）、語言詮釋學分析諮商中口語用詞與工作同盟的關連（何克倫，2006）。陳秉華與蔡秀玲（1999）則認為心理治療研究隨著許多研究者不斷地探討，諮商關係從一個比較籠統、單純的內涵形成為工作同盟的概念，對諮商關係的探究與界定已轉移到工作同盟上，這方面國內的相關研究則有待繼續發展的。

在諮商過程中，當事人與諮商師的互動是如何催化工作同盟的產生的議題，一直是許多研究者所感興趣並且投入時間去探究者，然而要了解工作同盟是如何發展的，初期工作同盟的建立就顯得特別重要，因為初期的工作同盟會影響後續兩方關係的維持、破裂與修復（Christopher, Christopher, Jeremy, Bernard, Arnold, 2007; Kivlighan & Shaughnessy, 1995, 2000; Kokotovic & Tracey, 1990），並且初期建立穩固的工作同盟對於諮商結果尤其重要，因為在初期諮商階段，不論諮商或治療的形式、以及當事人困擾議題為何，同盟的強度與品質似乎也證實可預測治療的結果（Beutler et al., 2004; Horvath & Bedi, 2002; Horvath & Symonds, 1991; Kivlighan & Shaughnessy, 2000; Martin, Garske, & Davis, 2000）。另一方面，從短期諮商的概念來看，如 Talmon 所言，從許多諮商相關文獻中發現有 50% 的當事人尋求諮商，通常在第一次諮商結束之後就不再出現（引自樊雪春，2006），顯見諮商初期諮商師即能與當事人建立起工作同盟關係是格外重要。過去探究諮商歷程的相關研究中，通常以第三次諮商作為諮商初期的評量點（Horvath & Greenberg, 1989; Kivlighan & Shaughnessy, 2000; Patterson et al., 2008; Tokar et al., 1996），而也有將第一次諮商視為諮商初期（Kokotovic & Tracey, 1990; Wei & Heppner, 2005）。由於 Wei 和 Heppner（2005）在探索期初工作同盟時，考量台灣當事人接受諮商次數傾向較短的文化上的差異，所以其研究於第一次諮商即視為諮商初期。本研究根據過去的研究以及台灣大學諮商中心當事人晤談次數的可能情況，折衷地以第二次諮商為諮商初期進行資料蒐集。

為協助當事人改變，應要探討在諮商前當事人可能有哪些增進或妨礙關係發展的因素，並檢驗這些因素對工作同盟的影響（Horvath, 1994）。從諮商師與當事人形成工作同盟的合作關係來看，當事人本身的特質和行為（Goldman & Anderson, 2007; Satterfield & Lyddon, 1995）以及諮商師本身的特質與行為（Ackerman & Hilsenroth, 2003; Dunkle & Friedlander, 1996; Grace, Kivlighan, & Kuncze, 1995）都會影響同盟的品質與穩定。因此本研究係以當事人的諮商期望、及其對諮商師可信度的知覺，來預測在諮商初期工作同盟的形成，也透過探討三變項的關係，瞭解影響工作同盟的要素。

四、諮商期望、諮商師可信度與工作同盟的關係

（一）諮商期望與工作同盟

從過去諮商期望與工作同盟的相關研究中可知，當事人對諮商的期望與其所評定的工作同盟是有關連的（Al-Darmaki & Kivlighan, 1993; Joyce & Piper, 1998; Patterson et al., 2008; Tokar et al., 1996）。在短期心理治療中亦發現當事人的期望與工作同盟強烈的關連，而諮商期望與治療結果有中度的相關性（Joyce & Piper, 1998）。Al-Darmaki 與 Kivlighan（1993）探討 25 位個案對心理治療期望與工作同盟量表的關係，發現個案對關係的期望與個案知覺同盟的任務和目標，和知

覺到與治療師連結的品質都是有關連。Tokar 等人 (1996) 的研究中, 有 37 位當事人在開始治療前完成對諮商期望量表—簡式 (EAC-B, Tinsley, 1982), 並於第三次諮商後完成工作同盟量表, 結果發現當事人對個人承諾的期望與他們評定工作同盟任務和目標有正相關, 但他們對諮商師專業性的期望則與工作同盟在任務上的結果呈現負相關, 此表示當事人期望自己在治療中要採取負責任處理問題態度, 能預測他們會覺察到與治療師在治療中的真實工作 (任務) 與目標上是有共識的, 而也可預測和治療師的關係品質。但對諮商師專業能力的期望似乎與工作同盟是有負向關係的, 似乎當事人若對諮商師專業性有越高的期待, 當事人與諮商師在同盟中任務上的共識越少。

Patterson 等人 (2008) 延續 Tokar 的研究, 邀請 57 位當事人參與研究, 結果顯示當事人對於個人承諾的期待是可預測同盟的任務、連結與目標, 但當事人在催化情境、對諮商師專業的期待對工作同盟的預測沒有達到顯著 (Patterson et al., 2008)。Patterson 等人 (2008) 的研究與 Tokar 等人 (1996) 的相同地方是皆證實當事人對諮商的個人承諾期望越高, 是越有助於其與諮商師建立好的工作同盟, 且結果都顯示催化情境的期望似乎無法預測工作同盟, 但在諮商師專業的期望對於工作同盟的關係是有不一致的結果。本研究假設諮商期望與工作同盟的關係, 如過去的研究顯示是有關連的, 並且諮商期望中的個人承諾, 可預測工作同盟目標、任務與連結向度, 而諮商師的專業性可預測工作同盟的目標與任務, 而對於催化情境的期望可預測工作同盟中的連結。

(二) 諮商期望與諮商師可信度

在過去的諮商相關文獻中, 少有研究在探討當事人的諮商期望, 與其對諮商師可信度的關聯性。當事人對諮商的期望會如何影響其對於諮商師可信度的知覺, 這部分可依 Bordin (1955) 說法形成本研究的假設, 他認為諮商期望是有可能影響當事人的諮商經驗, 以及對改變的預備度。因此若當事人對諮商師專業性、催化情境或是個人的承諾, 所抱持的期望較低時, 就可能忽略諮商師所傳遞出的人際影響力, 當事人對諮商師的專業性、吸引力與值得信賴的知覺程度就低, 也無法被諮商師所影響, 而投入諮商中的改變 (Strong, 1968)。因此若當事人在不同的期望類型下, 如諮商師專業性、催化情境或是個人的承諾, 可能對於諮商師可信度的專業性、吸引力與值得信賴三方面也會有不同的知覺程度。

(三) 諮商師可信度與工作同盟

從 Ackerman 和 Hilsenroth (2003) 回顧同盟的相關研究, 探索那些諮商師的人格特質和晤談中的活動是會正向影響治療同盟。他們綜合整理出諮商師能產生同盟的正向人格特質, 如有彈性、誠實、尊重、值得信賴、信心、溫暖、對人有興趣、敞開。由此可知諮商師的個人特質對於同盟關係的建立有關連, 顯示當事人對諮商師所展現特質的知覺可能會影響工作同盟的建立。

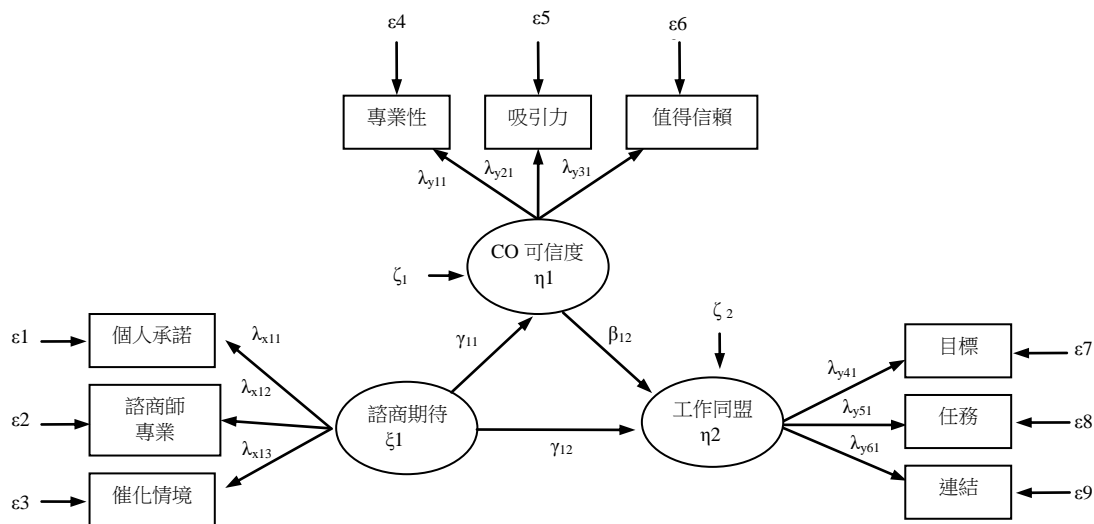
在諮商師可信度與工作同盟的關連性上, Horvath 和 Greenberg (1989) 在發展與驗證工作同盟量表的過程中, 曾比較治療師的特質 (CRF) 以及工作同盟兩者的關係。工作同盟量表共有 36 題, 係根據 Bordin (1955) 的同盟三元概念: 目標、連結與任務三個分量表所組成, 此研究使用第三次心理治療的評量結果發現, 工作同盟中的連結量表與 CRF 中的值得信賴與專業性有達到顯著的關連性, 表示早期諮商關係有正向連結的感覺與治療師的訓練、一致性、非語言動作 (眼神接觸、身體向前傾)、語言表達 (詮釋、自我揭露), 和治療架構的維持有關連, 同時治療師了解個案的能力以及描述個案的經驗是在建立穩固同盟時一個重要的要素。另外從 Wei 和

Hepner (2005) 的研究可進一步了解諮商師可信度與工作同盟之間的關係，他們以台灣四個諮商中心的當事人與諮商師為研究對象，探討當事人對諮商師可信度的知覺來預測期初的工作同盟，結果顯示個案對於諮商師可信度的知覺和當事人所知覺的工作同盟之間是有正向關連的，兩個變項的相關為 .78，顯示當事人對於諮商師可信度的知覺是在諮商初期建立一個穩固工作同盟的一個重要預測變項。

(四) 諮商期望、諮商師可信度與工作同盟之關係

由於諮商期望、諮商師可信度與工作同盟三者相關並列的研究甚少，從兩兩相關研究的回顧中可知三個變項之間可能是有關連的，但對於三個變項彼此關係卻不是很明確。Al-Darmaki 與 Kivlighan (1993) 統整了四種影響工作同盟品質的因素：(1) 當事人進入治療前的個人特質（如接受諮商的動機、對諮商的期望、與人的關係、開放度和信任等）；(2) 諮商師所擁有人格特質；(3) 諮商師技術性行動 (Technical Activity)；以及 (4) 個案諮商師之間適配程度 (Al-Darmaki & Kivlighan, 1993: 379)。因此可知工作同盟與諮商期望、諮商師可信度可能是有關聯的，因此本研究以當事人的諮商期望做為當事人進入諮商前的變項，當事人進入諮商後對諮商師專業性、吸引力、值得信賴的知覺，來了解影響初期工作同盟建立之重要變項可能是具有意義的。

從上述文獻統整可知，諮商期望、諮商師可信度與工作同盟三個變項之間是有關聯的，但對於三個變項彼此關係程度是不明確。因此本研究除了探討當事人的諮商期望及其對諮商師可信度知覺，來預測諮商初期工作同盟的形成，也進一步探討諮商師可信度對於諮商期望與工作同盟之間是否有中介變項的效果存在，本研究以假設性地建立工作同盟形成的模式（如圖一），使用結構方程模式來驗證諮商期望、諮商師可信度與工作同盟三個變項之間的關係。



圖一 初期工作同盟形成之假設模式結構圖

貳、研究方法

一、研究參與者

諮商初期工作同盟

本研究以立意取樣，抽取台灣北、中、南、東、離島的十八所大專院校學生諮商（輔導）中心接受諮商晤談的大學生當事人為研究對象。接受研究調查者的樣本共有 121 位當事人，其中有男性 37 人（31%），女性 84 人（69%），平均年齡為 21.4 歲，最小年齡為 16 歲，最大年齡為 41 歲。有 54 人（45%）先前有諮商的經驗，而有 67 人（55%）是第一次接受諮商，先前沒有諮商經驗。提供本研究當事人受試者諮商服務的諮商師，為目前各大專院校諮商中心的實習諮商心理師、專兼任諮商心理師、輔導老師、臨床心理師以及精神科醫師，其中男性有 21 人次（17%），女性有 100 人次（83%）。

受試者不同性別、是否先前有諮商經驗的背景變項，在諮商期望、諮商師可信度與工作同盟的評定上是沒有達到顯著差異的，表示本研究的諮商當事人的性別、其先前諮商經驗對於諮商期望、諮商師可信度與工作同盟上沒有差異。另外，本研究 121 位受試者當中，有 77 位當事人與諮商師同樣性別，有 14 位是女性當事人與男性諮商師的配對，有 30 位是男性當事人與女性諮商師的配對。以此三類性別配對進行三次的單因子多變量變異數分析，結果發現諮商師可信度的整體多變量變異數分析是有達顯著的 ($Wilks' A = .854, F_{(6, 232)} = 3.176, p = .005$)，表示在專業性、吸引力、值得信賴三方面中至少有一個變項的兩組的平均數是有達到顯著差異。從個別的變異數分析中發現在當事人諮商師可信度知覺的吸引力評定上在達顯著邊緣 ($F_{(2, 118)} = 3.613, p = .03$ 未小於 $.017$)。若將男性與女性的受試者分別進行分析，發現女性當事人和男性諮商師會談，與女性當事人和女性諮商師的會談，在吸引力的知覺上是有達到顯著差異的 ($F_{(1, 82)} = 7.43, p < .01$)，表示女性當事人對男性諮商師的吸引力知覺比對女性諮商師的吸引力知覺低，顯示可能女性當事人特別對同性別的諮商師，更能感覺到自在、溫暖或希望和諮商師一樣。

二、研究工具

(一) 工作同盟量表

本研究修訂陳慶福（1995）翻譯 Horvath 於 1981 所發展的工作同盟量表。此量表共有 36 題，評量當事人與諮商師在工作同盟的三個向度：連結（bond）、目標（goal）與任務（task），其中連結是表示當事人與諮商師間連結的發展；目標是表示當事人與諮商師同意所處理的目標；工作是指當事人與諮商師同意達到這些目標的工作。每一題是以七點量尺（從未、甚少、偶爾、有時、時常、經常、總是）來評量，當事人在目標、任務和連結個別分數的範圍是從 12 分到 84 分，總分是從 36 分到 252 分，分數越高表示有較強的工作同盟。陳慶福（1995）邀請六位諮商博士進行目標、任務和連結三向度的題項進行歸類，一致性係數分別為 .93、.83、.89，表示專家對工作同盟的任務、目標、連結三向度的題目歸類與原量表甚為一致。另外在工作同盟的內部一致性係數方面，目標分量表的內部一致性係數是 .89，任務與連結分量表的內部一致性係數是 .92（Horvath & Greenberg, 1989）。本研究調查發現工作同盟之任務、目標、連結三向度的內部一致性係數分別是 .88、.86、.89，整體量表是 .94，顯示工作同盟有不錯的內部一致性憑證。

在工作同盟的建構效度憑證方面，相關的工作同盟研究中指出，工作同盟的分量表與諮商結果是有顯著相關（Horvath & Symonds, 1991; Kivlighan & Shaughnessy, 1995），以及當事人是否成熟結案（吳秉衛、陳慶福，2006），而 Tracey、Glidden 與 Kokotovic（1988）以及 Tracey 與 Kokotovic（1989）皆提供了工作同盟量表的驗證性因素分析之效度憑證。

(二) 諮商期望量表

本研究所使用的諮商期望量表是研究者修訂自 Tinsley (1982) 所建立簡短版的諮商期望量表 (EAC-B)，共有 66 題，其中有 13 題的現實態度題目。諮商期望量表分別以「我希望……」和「我希望我的諮商師……」為句子的開始，依 Likert 七點量尺，不同意、極少同意、有點同意、還算同意、相當同意、非常同意、完全同意進行評量，得分愈高表示期望愈高。53 題的諮商期望題目是由 17 個分量表所組成，分別為責任、開放、動機、接納、面質、真誠、指導、同理、自我揭露、滋養、吸引力、專業性、信賴、寬容、立即性、具體化與成效，每一個分量表包含了 3 到 4 題的題目，分量表的內部一致性係數介於 .69 到 .82 間，且兩個月間隔的再測信度介於 .47 到 .87 間。

諮商期望量表的 17 個分量表可歸屬為三個因素，分別是個人的承諾、諮商師的專業以及催化的情境。「個人的承諾」是指諮商當事人對諮商工作中的投入、負起責任作決定並期待使用諮商歷程和諮商師的關係去練習解決問題的期望，包含有 7 個分量表：責任、開放、動機、吸引力、立即性、成效、和具體；「諮商師的專業性」是指當事人是否期望諮商師的指導性與提供建議、洞察當事人的感受、能自我揭露、幫助當事人解決問題的期望，所包含 3 個分量表：指導、專業與同理；「催化的情境」是評估當事人是否期望會被諮商師喜歡、期望諮商師是否有真誠、誠實、值得信賴、滋養等特質，所包含有 7 個分量表：接納、面質、真誠、信賴、寬容、滋養、自我揭露。個人的承諾、催化的情境、諮商師的專業性三個因素的內部一致性係數分別為 .91、.91、.91 (Tokar et al., 1996)。

Ægisdóttir 等人 (2000) 透過驗證性因素分析來探究諮商期望的內部結構，提供諮商期望量表的效度憑證。本研究使用諮商期望量表的 53 題，且依照 Tinsley (1982) 從 17 個分量表對三個因素歸類結果，得到 17 個分量表的內部一致性係數介於 .61 到 .89 間，個人的承諾、諮商師的專業、催化的情境三個因素的內部一致性係數分別為 .95、.90、.96。

(三) 人際影響量表

本量表測量諮商人際影響中當事人知覺心理師在專業性、吸引力、值得信賴三方面的可信度。其中專業性是指個案能感覺到諮商師有能力解決他／她所關心的議題；吸引力是指個案從諮商師表現出的友善、令人喜歡，以及與個案的相似性感受到諮商師的吸引力；可信賴是指個案感覺並相信諮商師不會以任何方式誤導或傷害他／她，對諮商師感受到信任。此人際影響量表的改編是根據 Strong (1968) 所提出的人際影響諮商模式之概念所發展的，並參考 Barak 和 LaCrosse (1975) 所編製諮商師評量表 (Counselor Rating Form, CRF)、以及楊荊生 (1985)、王怡人 (1988) 等人所編譯的試題，進行試題擬定。另外，為蒐集本土對諮商師專業性、吸引力、值得信賴的概念，則訪談一位當事人、兩位心理師，以及使用開放式問卷蒐集 15 位心理師、36 位研究生及大學生對諮商師專業性、吸引力、值得信賴的特質知覺，作為試題編製的參考。

人際影響量表共有 15 題，其中專業性分量表有 5 題，題目如：「____能提供我所需要的資訊」、「____具有分析問題的能力」；其中吸引力的題目有 5 題，題目如：「____給我溫暖的感覺」、「____是有魅力的」；其中值得信賴的題目有 5 題，題目如「____是負責任的」、「____是尊重我的」。本研究的人際影響量表整體內部一致性係數為 .93。專業性、吸引力、值得信賴分量表的

諮商初期工作同盟

內部一性係數分別為 .85、.84、.90。穩定性信度方面，在 57 位正在接受諮商或諮商結案未超過一年的受試者樣本中，間隔兩週測量時間的再測係數為 .75 ($p < .01$)，專業性、吸引力與值得信賴三個分量表的再測信度係數各為 .70、.69、.66。建構效度方面，從因素分析，根據理論抽取三個因素，得到總解釋量為 66.62%，專業性的因素負荷量介於 .58 到 .80 間，因素二吸引力的因素負荷量介於 .56 到 .77 間，因素三值得信賴的因素負荷量介於 .52 到 .92 間。

三、研究程序

研究者聯繫北、中、南、東、離島的十八所大專院校的學生諮商（輔導）中心，經過學生諮商（輔導）中心同意後，郵寄或親赴給與研究說明、同意書及問卷等文件資料袋。當在學生申請個別諮商時，由中心工作人員、個案管理員或諮商師邀請學生當事人參與研究，給與一份研究說明書。研究說明書內容包括有施測的目的、施測流程、保密原則等。學生若表示願意參與研究，即給予一個信封袋，裡面裝有研究同意書、諮商期望量表、人際影響量表以及工作同盟量表。學生於當下簽屬同意書並填寫諮商期望量表，填寫完放入信封袋，交回協助本研究的諮商中心老師。在第二次諮商，會談結束後，由個案管理員、諮商師或中心工作人員交給學生其信封袋，請他填寫人際影響量表以及工作同盟量表。學生填寫完畢後放回信封袋，最後將把信封封繳回諮商（輔導）中心，各中心於學期末將當事人所填寫問卷再統一郵寄回給研究者。

研究者待問卷回收後，將所有受試者所填的問卷以 Excel 2002 進行資料輸入，再以 SPSS 統計套裝軟體 12.0 與 LISREL 統計軟體，進行資料的統計分析。

參、研究結果

一、初期工作同盟之預測

（一）諮商期望、諮商師可信度與工作同盟之積差相關

從表一的相關矩陣可知，當事人對諮商期望中個人的承諾、諮商師的專業性、催化情境三個分量表，兩兩的相關介在 .74 至 .84 之間；當事人對諮商師的諮商可信度中專業性、吸引力與值得信賴三個分量表，兩兩的相關介在 .74 至 .79 之間；當事人工作同盟的目標、任務、連結三個分量表，兩兩的相關介在 .68 至 .87 之間。

整體量表的相關上，諮商期望與諮商師可信度的相關為 .46 ($p < .01$)、諮商期望與工作同盟的相關為 .47 ($p < .01$)、諮商師可信度與工作同盟的相關為 .82 ($p < .01$)。表示諮商期望和諮商可信度、工作同盟的相關是中等的相關程度，而諮商師可信度與工作同盟則呈現比較高的相關程度。

表一

諮商期望、諮商師可信度與工作同盟變項的相關矩陣

變項	1	2	3	4	5	6	7	8	平均數	標準差
諮商期望										
1. 個人承諾	-								5.45	.85
2. 諮商師專業	.74 **	-							5.51	.91
3. 催化情境	.77 **	.84 **	-						5.72	.90

諮商初期工作同盟

諮商師可信度										
4. 專業性	.45 **	.38 **	.35 **	-					5.89	.74
5. 吸引力	.44 **	.34 **	.35 **	.74 **	-				5.66	.89
6. 值得信賴	.44 **	.32 **	.34 **	.77 **	.79 **	-			6.10	.73
工作同盟										
7. 目標	.33 **	.21 *	.26 **	.60 **	.61 **	.60 **	-		5.12	.77
8. 任務	.45 **	.38 **	.40 **	.73 **	.72 **	.66 **	.87 **	-	5.45	.79
9. 連結	.50 **	.43 **	.52 **	.75 **	.81 **	.79 **	.68 **	.78 **	5.32	.88

* $p < .05$, ** $p < .01$

(二) 初期工作同盟之預測

以階層迴歸分析探討在諮商當事人六個預測變項（諮商期望的三個變項：個人的承諾、諮商師專業、催化情境；諮商師可信度的三個變項：專業性、吸引力、值得信賴），對工作同盟（任務、連結、目標）的預測模式，從影響工作同盟的時間順序，為階層迴歸變項進入的次序。諮商期望是當事人在進入諮商前對諮商的期望，先進入預測模式中，而諮商師可信度為第二個進入預測模式。階層迴歸分析會有三個整體模式分別預測工作同盟的任務、連結、目標。

進行多元迴歸前，檢驗每一個變項的常態性、偏態、峰度，以及多元迴歸的基本假設。三個迴歸模式的診斷中可知殘差值無自我相關（DW 值皆在 2 上下），且從常態機率分佈圖、殘差值與預測值的交叉散佈圖，可知殘差值大致上是符合常態性、等分散的基本假設，且沒有會影響迴歸分析的偏離樣本。在多元迴歸的共線性檢定上，從預測變項的相關係數來看，諮商期望中個人承諾、諮商師專業，兩個變項與催化情境相關分別為 .77、.84，諮商師可信度中專業性、吸引力，兩個變項與值得信賴的相關分別為 .77、.79，這些相關十分接近 .80，甚至大於 .80，顯示在預測工作同盟時可能會有多元共線性的問題出現。在共線性診斷中可知最大值的條件指標為 48.82，表示迴歸模式有中度的共線性，諮商期望量表中的諮商師專業與催化情境在有一列上係數，分別是 .62 與 .94，另外在諮商師可信度中的專業性與吸引力在有一列上的係數，是 .40 與 .83，表示這兩對的變項是有可能的共線性組合。在另一指標上三個迴歸模式中每個預測變項的變異數波動因素（VIF）值皆未大於 5，表示變項之間共線性的問題不是很嚴重。故在未違反多元迴歸的基本假設下，本研究進行階層迴歸分析，結果如表二所示。

表二

預測工作同盟之階層迴歸分析摘要表

變項	B	標準誤	β	t	模式				dfs
					R^2	F	ΔR^2	ΔF	
目標									
Step1					.117	5.17***	.117	5.17***	3, 117
個人的承諾	.34	.13	.37	2.60*					

諮商初期工作同盟

諮商師專業	-.12	.14	-.15	-.89					
催化的情境	.08	.15	.09	.53					
Step2					.440	14.95***	.323	21.96***	6, 114
個人的承諾	.07	.11	.08	.66					
諮商師專業	-.17	.11	-.20	-1.48					
催化的情境	.10	.12	.12	.82					
專業性	.28	.12	.27	2.22*					
吸引力	.25	.11	.29	2.37*					
值得信賴	.16	.14	.15	1.17					
任務									
Step1					.210	10.38***	.210	13.56***	3, 117
個人的承諾	.32	.13	.34	2.55*					
諮商師專業	.06	.14	.07	.44					
催化的情境	.07	.15	.07	.45					
Step2					6, 114	29.79***	.40	39.07***	6, 114
個人的承諾	.02	.09	.03	.26					
諮商師專業	-.01	.10	-.01	-.12					
催化的情境	.10	.11	.12	.99					
專業性	.42	.11	.39	3.93***					
吸引力	.31	.09	.35	3.44**					
值得信賴	.04	.12	.04	.34					
連結									
Step1					.295	16.32***	.295	16.32***	3, 117
個人的承諾	.28	.13	.27	2.15*					
諮商師專業	-.07	.14	-.08	-.53					
催化的情境	.36	.15	.37	2.36*					
Step2					6, 114	68.27***	.487	85.06***	6, 114
個人的承諾	-.09	.08	-.08	-1.12					
諮商師專業	-.11	.08	-.12	-1.42					
催化的情境	.37	.09	.38	4.32***					
專業性	.24	.09	.20	2.72**					
吸引力	.37	.08	.38	4.97***					
值得信賴	.34	.10	.28	3.49**					

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

三組階層迴歸模式的第一步諮商期望三個變項的解釋力都達顯著，第二步增加諮商師可信

度三個變項，模式所增加的解釋力也都達顯著。第一個階層迴歸分析，預測工作同盟的「目標」向度上，第一步中諮商期望的三個變項對目標向度的迴歸模式有達顯著 ($F_{(3,117)} = 5.17, p < .001$)，解釋量有 11.7%，檢視各變項的個別解釋力發現只有個人承諾的解釋力達到顯著 ($B = .34, \beta = .37, t_{(117)} = 2.6, p < .05$)。第二步中諮商師可信度的三個變項（專業性、吸引力、值得信賴）進入對目標向度的模式中整體預測有達顯著 ($F_{(6,114)} = 14.95, p < .001$)，且增加了 32.3% 解釋變異量，其中專業性與吸引力的個別解釋力達到顯著， β 值分別為 .27、.29，顯示諮商師可信度中吸引力對於工作同盟目標的影響相對重要最高，而專業性其次。

第二個階層迴歸分析，預測工作同盟的「任務」向度上，第一步進入的諮商期望三個變項對「任務」的迴歸模式有達顯著 ($F_{(3,117)} = 10.38, p < .001$)，解釋量有 21%，檢視各變項的個別解釋力發現只有個人承諾的解釋力達顯著 ($B = .32, \beta = .34, t_{(117)} = 2.55, p < .05$)。第二步加入諮商師可信度的三個變項（專業性、吸引力、值得信賴）對「任務」向度的模式中整體預測有達顯著 ($F_{(6,114)} = 29.79, p < .001$)，且增加了 40% 解釋變異量，其中專業性與吸引力個別解釋力達到顯著， β 值分別為 .39、.35，顯示諮商師可信度的專業性對於工作同盟「任務」的影響相對重要最高，吸引力其次。

第三個階層迴歸分析，預測工作同盟的「連結」向度上，第一步進入的諮商期望三個變項對「連結」的迴歸模式有達顯著 ($F_{(3,117)} = 16.32, p < .001$)，解釋量有 29.5%，檢視各變項的個別解釋力發現有個人承諾與催化情境的解釋力達顯著 ($B = .28, \beta = .27, t_{(117)} = 2.15, p < .05$)， $B = .36, \beta = .37, t_{(117)} = 2.36, p < .05$)。第二步加入諮商師可信度的三個變項（專業性、吸引力、值得信賴）對「連結」向度的模式中整體預測有達顯著 ($F_{(6,114)} = 68.27, p < .001$)，且增加了 48.7% 解釋變異量，其中專業性、吸引力與值得信賴的個別解釋力達到顯著， β 值分別為 .20、.38、.28，顯示諮商師可信度的吸引力對於工作同盟「連結」的影響相對重要最高，值得信賴與專業性則是其次。

二、初期工作同盟形成假設模式之探討

本研究將諮商期望、諮商師可信度與工作同盟為觀察變項，以結構方程模式分析，探討影響初期工作同盟建立之可能的模式。

(一) 初期工作同盟假設模式之基本契合度、整體契合度與內在契合度

資料常態性考驗方面，各觀察變項的偏態與峰度皆在+1 ~ -1 之間，顯示資料皆是符合常態分佈的正常範圍，故可試將之視為常態的資料，本研究使用最大概似法來估計模式中的參數，透過 listwise 刪除遺漏值以及迴歸分數中標準化殘差值大於 3 個標準差以上的極端值後，有 116 位的樣本提供觀察變項共變數矩陣的計算。假設模式的基本契合度與內在契合度大部分皆符合標準，而整體契合度則不是十分理想，詳細結果如下。

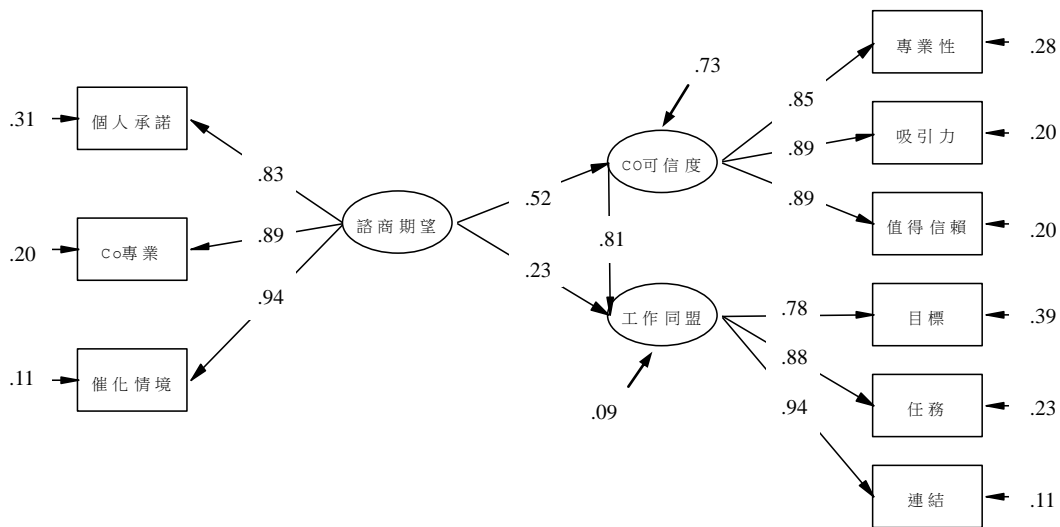
1. 假設模式之基本契合度

本研究的假設模式基本契合度符合項目包括有：(1) 沒有負的誤差變項；(2) 誤差變異都達顯著水準；(3) 參數間的相關絕對值沒有接近 1；(4) 因素負荷量皆高於 0.5，低於 0.95；以及 (5) 沒有很大的標準誤（陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵，2009），請參考表三及圖二。

表三

初期工作同盟假設模式之估計參數的顯著性考驗及標準化數值摘要表

參數	非標準化 參數值	標準誤	t 值	標準化 參數值	參數	非標準化 參數值	標準誤	t 值	標準化 參數值
λ_{x11}	-	-	-	.83	δ_1	.22	.03	6.32*	.31
λ_{x12}	1.17	.10	12.10*	.89	δ_2	.16	.03	5.01*	.20
λ_{x13}	1.23	.10	12.85*	.94	δ_3	.09	.03	3.11*	.11
λ_{y11}	-	-	-	.85	δ_4	.15	.02	6.19*	.28
λ_{y21}	1.26	.10	12.72*	.89	δ_5	.16	.03	5.45*	.20
λ_{y31}	.99	.08	12.68*	.89	δ_6	.10	.02	5.49*	.20
λ_{y41}	-	-	-	.78	δ_7	.19	.03	6.92*	.39
λ_{y51}	1.20	.11	10.80*	.88	δ_8	.13	.02	6.09*	.23
λ_{y61}	1.43	.12	11.82*	.94	δ_9	.08	.02	4.03*	.11
γ_{11}	.47	.09	5.27*	.52	ζ_1	.28	.05	5.39*	.73
γ_{12}	.19	.05	3.83*	.23	ζ_2	.03	.01	2.54*	.09
β_{12}	.72	.08	8.77*	.81					

* $p < .05$ 

圖二 初期工作同盟形成之假設模式徑路圖

2. 整體模式契合度

從整體模式契合度的結果來看， $\chi^2_{(24, N=116)} = 105.88$ ， $p < .05$ ；GFI = .83、AGFI = .68，未高於 .90 的標準，RMSEA = .17、SRMR = .066 皆大於 .05，未符合小於 .05 的標準；增量契合度指標方面 CFI = .91、IFI = .91、NFI = .89、NNFI = .86、RFI = .83，皆在 .90 的邊緣，未達到契合度的標準；精簡契合度模式 PNFI = .59，PGFI = .44，未達到 .50 的標準。從整體模式契合度來看，本研究的模式對資料的解釋情形不盡理想。

3. 假設模式內在契合度

(1) 測量模式之契合情形

測量模式之契合度可以從因素負荷量、個別指標信度、潛在變項之組成信度及潛在變項平均變異抽取量來看。從表四可知假設模式符合以上要求，包括(1)假設模式所估計的因素負荷量 t 值皆達顯著水準；(2)模式所有潛在變項之個別指標信度介於 .61 至 .89 間；(3)各潛在變項之組成信度皆高於 .90；以及(4)各潛在變項平均變異抽取量皆高於 .50。另外在標準化殘差中最大是 7.19，最大的修正指標為 51.64，未完全符合標準化殘差的絕對值小於 1.96，修正指標小於 5 的標準（邱皓政，2003）。

表四

初期工作同盟假設模式之測量模式契合度指標數值摘要表

變項	個別指標信度 (指 R^2)	潛在變項之 組成信度	潛在變項平均變異 抽取量
<u>諮商期望 (ξ_1)</u>		.90	.79
個人的承諾 (X1)	.69		
諮商師專業 (X2)	.80		
催化的情境 (X3)	.89		
<u>諮商師可信度 (η_1)</u>		.92	.77
專業性 (Y1)	.72		
吸引力 (Y2)	.80		
值得信賴 (Y3)	.80		
<u>工作同盟 (η_2)</u>		.91	.76
目標 (Y4)	.61		
任務 (Y5)	.78		
連結 (Y6)	.89		

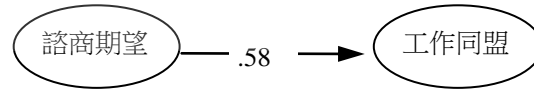
(2) 假設模式之結構模式契合情形

從表三和圖二可看出，在假設模式中，結構參數 $\gamma_{11} = .52$ （從「諮商期望」到「諮商師可信度」之路徑）、 $\gamma_{12} = .23$ （從「諮商期望」到「工作同盟」之路徑）、 $\beta_{12} = .81$ （從「諮商師可信度」到「工作同盟」之路徑）都達顯著水準。

依據 Baron 與 Kenny (1986: 1176) 所提出檢驗中介變項的條件：(1) 預測變項與效標變項有顯著關係；(2) 預測變項與中介變項有顯著關係；(3) 中介變項與效標變項有顯著關係；以及(4) 當中介變項納入模式時，預測變項對效標變項的直接效果顯著下降，預測變項與效標變項之間不再顯著，最佳的情況是關係為 0，表示中介變項具有獨立、支配性的中介變項；而關係不是 0 則表示可能還有其他中介變項的存在，在實際的心理與社會情境中，現象是由多元的成因，預測變項與效標變項的關係，在中介變項的影響下有顯著地減少，即顯示中介變項是有效果的。前三點條件從前面的統計分析結果可知皆符合，第四個條件的證據，從未加入人際影響的諮

諮商初期工作同盟

商師可信度為中介變項時，「諮商期望」潛在變項至「工作同盟」潛在變項之迴歸係數為 .58 ($p < .05$)，如圖三。加入諮商師可信度為中介變項後，諮商期望與工作同盟的潛在變項迴歸係數為 .23 ($p < .05$)，比未加入諮商師可信度的迴歸係數 .58 有明顯地減少，根據 Baron 與 Kenny (1986) 以上的看法，表示諮商師可信度可能為諮商期望和工作同盟的中介變項的其中之一。



圖三 未加入諮商師可信度為中介變項之諮商期望與工作同盟模式之徑路圖

另外，潛在變項「諮商師可信度」(η_1)、「工作同盟」(η_2) 之 R^2 值 (即 1-殘差變異量)，分別為 .27、.91，表示「諮商期望」潛在變項可以解釋「諮商師可信度」潛在變項 27% 之變異量，而「諮商期望」及「諮商師可信度」潛在變項能夠解釋「工作同盟」潛在變項 91% 之變異量。

(二) 效果

假設模式的間接與總效果，從表五所示，可知以諮商可信度為中介變項的假設模式中，從「諮商期望」到「工作同盟」潛在變項之總效果為 .65，「諮商期望」對「工作同盟」直接效果為 .23，佔全體效果的 35%；而「諮商期望」透過「諮商師可信度」對「工作同盟」間接效果為 .42，佔全體效果的 65%，故諮商期望對工作同盟所產生的影響主要為間接效果，請參考表五。

表五

初期工作同盟假設模式潛在變項間接及總效果摘要表

變項	諮商期望		諮商師可信度	
	總效果	間接效果	總效果	間接效果
<u>諮商師可信度</u>				
估計效果值	.47			
標準誤	.09			
<i>t</i> 值	5.27*			
標準化效果值	.52			
<u>工作同盟</u>				
估計效果值	.52	.34	.72	
標準誤	.08	.07	.08	
<i>t</i> 值	6.47*	4.83	8.77*	
標準化效果值	.65	.42	.81	

* $p < .05$

肆、討論與建議

一、討論

(一) 初期工作同盟之預測

本研究中當事人個人承諾的期望最能預測工作同盟的各向度，與過去的研究是一致的 (Patterson et al., 2008; Tokar et al., 1996)，表示當事人對諮商承諾的期望，在諮商中發展穩固的工作同盟關係(目標、任務、連結)上是重要的，當事人期望自己能負起責任，投入在諮商過程中，他們和諮商師會有一個合作、有目的性且穩固的關係。此結果也支持 Tinsley 等人 (1993) 的研究結果，即當事人對個人的承諾有高的期望，對於諮商是有助益的，表示當事人在投入諮商中愈有動機，敞開與責任，就比較願意和諮商師合作且具生產性，能有和諮商師有好的關係 (Patterson et al., 2008)。因此如 Levitt、Butler 與 Hill (2006) 所提醒的，由於當事人進入諮商是帶著期待與擔心，這些會影響他們的投入諮商之中，如果當事人對諮商的承諾沒有發展出來，這時就需要引導當事人去討論對他們而言感覺威脅性的話題所帶出的羞恥或擔心的感受，藉此使當事人能發展出個人對諮商的承諾。而本研究結果中諮商期望中當事人對諮商中催化情境的期望，如對諮商師的真誠、接納、信賴與滋養，能預測工作同盟的連結向度，雖然此結果在過去相關研究中是許多研究者所預期的，如 Patterson 等人 (2008) 和 Tokar 等人 (1996)，但是都未顯示出此預測的結果。

從諮商師可信度此預測變項來看，諮商師專業性與吸引力的知覺，能預測工作同盟的目標與任務向度，而諮商師可信度的三個特質：專業性、吸引力與值得信賴能共同預測工作同盟的連結向度。本研究所得到的結果，如 Wei 和 Heppner (2005) 的研究結果，整體諮商師可信度的知覺可預測初期的工作同盟，而本研究結果中，諮商師可信度中當事人對諮商師專業性與吸引力的知覺，在過去的研究中是發現最能預測諮商的結果 (王怡人, 1988; Heppner & Heesacker, 1983)。

對於初期工作同盟目標與任務的預測上，結果是一致的，此可能是由於目標與任務之間有較高的關連性 ($r = .87$)。亦即，當事人個人承諾的期望、以及對諮商師可信度在專業性與吸引力上的知覺，能預測工作同盟的目標，共有 44% 的解釋力；也能預測工作同盟的任務，共有 61% 的解釋力。此顯示當事人諮商前對諮商愈有個人的承諾與投入，以及對諮商師專業性與吸引力的知覺程度愈高，可預測工作同盟中的目標向度上與諮商師有愈好的共識，且在達成目標的任務上也有愈好的共識。而當事人個人承諾與催化情境的期待以及對諮商師可信度(專業性、吸引力、值得信賴)的知覺能預測工作同盟中的連結向度，解釋力共有 78%，即表示當事人對個人承諾以及催化情境愈有高的期望，同時對於諮商師可信度知覺程度愈高，可預測其感覺與諮商師之間連結的程度愈高。

(二) 初期工作同盟形成之假設模式討論

本研究的初期工作同盟形成假設模式中，探討當事人在諮商初期，諮商期望、諮商師可信度與工作同盟三個變項之間的關係。從模式的整體契合度來看，根據結構方程模式的結果 $\chi^2(24, N = 116) = 105.88, p < .05, GFI = .83, AGFI = .68, RMSEA = .17, SRMR = .066$ 。本研究的樣本數為 116，屬於小樣本的研究，所得到的結果在增量契合度上可以參考使用 IFI (邱皓政, 2003)，本研究在增量契合度上 CFI = .91 與 IFI = .91，是有達到標準的，而整體契合度的結果顯示本研究

的假設模式與實際的資料並非十分符合。從本研究所得的 $CN = 43$ 來看，Hoelter於1983年所提 CN 值來表示樣本數足夠用以檢定模式的指標，他建議 CN 要大於200才能表示該模式可以適當的反應樣本資料，此外，Byrne也於1998年提出一個研究的樣本數需要大於 CN 指數所估計出來的樣本數，得到的分析才是合理的（引自邱皓政，2003：5.20）。而本研究的樣本數116是大於 CN 值43，但未大於200的門檻，因此未來需要有更多的研究，蒐集足夠大的樣本，才能獲得比較穩定且較佳的模式適配性。

本研究的初期工作同盟的形成模式，是以當事人進入諮商前的諮商期望，及在諮商過程中對諮商師的可信度知覺，共同來解釋工作同盟。從本研究的路徑效果量來看，諮商期望→工作同盟；諮商期望→諮商師可信度→工作同盟，兩條路徑的效果量，皆達到顯著水準，表示這兩條路徑對於工作同盟的形成是具有實質的影響力。在本研究中的結果提供諮商期望與諮商師可信度是能有效預測工作同盟，在因果的路徑的結果上也提供此證據。由過去文獻中可知工作同盟對於諮商過程及成效上的重要性，探究工作同盟如何形成就顯得令人感興趣。Al-Darmaki 與 Kivlighan（1993）曾提及會影響工作同盟的品質因素包括了當事人進入諮商前的特徵（如對諮商的期望）、以及諮商師本身的人格特質、諮商師技術性的行動、諮商師與當事人之間適配程度。過去多數的研究證明了諮商期望與工作同盟間（Joyce & Piper, 1998; Patterson et al., 2008; Tokar et al., 1996）、諮商師可信度與工作同盟間（Horvath & Greenberg, 1989; Wei & Heppner, 2005）的關係，沒有研究是同時驗證過此三者間關係。然而如Bordin（1955）所認為的，當事人對諮商的期望會影響他們在諮商中改變的預備度以及在諮商中的經驗；且Strong（1968）提及的人際影響諮商模式中當事人開始對諮商師可信度有所覺察，是諮商師開始對當事人產生影響力的時候，此影響當事人開始投入諮商關係中的改變，從Bordin 與 Strong的理論可解釋諮商期望與諮商師可信度是諮商過程中重要的影響變項，皆可能影響工作同盟形成。

諮商師可信度，在諮商期望與工作同盟的關係上是具有中介影響，在本研究中是可從諮商期望，透過諮商師可信度的知覺，而影響工作同盟的間接效果值為 .42，而諮商期望對工作同盟的直接效果 .23，比未加入諮商師可信度時，對工作同盟的解釋力減少，顯示諮商師可信度可能為諮商期望與工作同盟的中介變項之證據。此表示在諮商初期，諮商期望可能會直接地影響工作同盟的建立，也可能會透過在諮商過程中諮商師可信度的知覺，對初期的工作同盟產生影響。

然而本研究僅從諮商當事人的背景變項，及其對於諮商師特質的知覺，探討工作同盟形成的可能模式。由於諮商歷程的影響變項是複雜且動態的，在不同階段中諮商期望與諮商師可信度的知覺也可能隨之改變，似乎此模式仍有不足之處，對於工作同盟之形成，是否有其他尚未考量的可能因素，或有其他更重要的中介變項，影響諮商期望與工作同盟的關係，則有待未來研究作進一步探討。

二、建議

（一）諮商實務工作的建議

1. 依當事人對諮商的需求、期望，提供短期諮商的介入

諮商期望中的求助動機低，有可能是普遍學生期望求助諮商能馬上獲得問題解決的需求，也反應來談的學生本身的心理健康功能佳、自我覺察能力好，因此不預期與諮商師長期會談，反而

諮商初期工作同盟

期望以短期、單次的諮商為主。因此諮商師要能更迅速地與當事人建立起工作同盟的關係，檢核當事人本身的特質、能力與期望，使能更有效地協助當事人。

2. 引導並增進當事人個人對諮商的承諾

當事人對諮商的承諾越高，諮商過程中比較容易和諮商師建立工作同盟，因此諮商師需要引導出當事人本身對諮商的承諾，增進其在個人的責任、自我開放、改變動機、諮商成效等方面正向信念。

3. 提升當事人對諮商的期望，以及諮商師可信度，以建立良好工作同盟

諮商初期要建立有品質的工作同盟，需要諮商師協助當事人在諮商過程中能夠檢視個人對諮商的期望，包括個人的承諾、諮商師專業性與催化情境的期望，並且也要增進諮商師個人的可信度，讓當事人能知覺到專業性、吸引力與值得信賴，促進人際影響的歷程，讓當事人能產生改變的動機，使其更願意投入在合作、有生產力的諮商工作關係中。

(二) 未來研究的建議

1. 研究對象

本研究以諮商當事人的主要資料蒐集的對象，未對諮商師的身份、諮商理論取向、年資、及其在研究變項的評定進行調查，故無法探索不同類型諮商師與其當事人在形成工作同盟上的差異。因此，未來的研究可以從諮商師的角度去蒐集相關背景資料或評量其對諮商中的工作同盟，增加對於初期工作同盟建立之依據與參考的相關變項。

另外，本研究對象皆是大學學生為主，研究所得的結果較適合推論到大專院校諮商中心的當事人，所以，未來的研究可延伸探討社區諮商機構或心理衛生中心中的成年當事人，探討不同年齡層對於諮商的期望與態度，以及對諮商師可信度的知覺或工作同盟評定上的差異。

2. 研究變項

本研究探討當事人對諮商師可信度知覺為諮商期望與工作同盟的中介變項，但是此初期工作同盟形成之模式契合度不佳，除樣本人數增加外，未來的研究可加入其他尚未考量到的變項，如諮商歷程變項，包括諮商滿意度、晤談感受等；或是當事人的背景變項，包括對於改變的準備階段、求助問題類型與困擾程度、依附類型等。

3. 研究工具

諮商期望量表的題項較多，且包含的概念內容十分廣泛，且諮商期望量表與人際影響的某些概念重疊。故未來可發展短版的量表工具，或用分量表，以提升受試者參與研究的意願。

4. 研究方法

本研究僅探討初期工作同盟的形成，並於第二次諮商晤談後實施工作同盟與諮商師可信度的評定，針對諮商歷程的中期或後期工作同盟的發展則無法作更進一步的解釋。因此未來的研究可以於不同的諮商階段中蒐集資料，以了解不同諮商歷程中諮商期望、諮商師可信度與工作同盟的變化情形。

參考文獻

王文秀、李沁芬、彭一芳、黃鈺敏、吳菁蓉、謝淑敏譯（1999）。助人者的晤談策略：基本技巧

- 與行為處遇。台北：心理。Cormier, S., & Cormier, B. (1998). *Interviewing strategies for helpers: Fundamental skill and cognitive behavior interventions* (4th ed.).
- 王怡人 (1988)。諮商期待對於諮商員的知覺與諮商效果之相關研究。國立台灣教育學院輔導研究所碩士論文，未出版，彰化。
- 何克倫 (2006)。非關黑貓或白貓——諮商中言詞與工作同盟之語用學詮釋研究。國立彰化師範大學輔導與諮商研究所碩士論文，未出版，彰化。
- 吳秉衛、陳慶福 (2006)。為什麼個案不再來？---諮商不成熟結案現象與其因應之道。**輔導季刊**，**42** (3)，61-71。
- 吳肇元 (2006)。大學生網路即時諮商與電子郵件諮商之工作同盟、諮商員效能與諮商滿意度之差異比較研究。國立暨南國際大學輔導與諮商研究所碩士論文，未出版，南投。
- 李偉斌、陳慶福、王智弘 (2008)。網路即時諮商與晤談諮商中助人技巧、工作同盟與晤談感受之研究---以準諮商員為例。**教育心理學報**，**40** (1)，1-21。
- 李筱蓉 (1995)。初期晤談工作同盟的建立：治療者的意圖與反應模式分析。國立台灣大學心理研究所碩士論文，未出版，台北。
- 林瑞吉、劉焜輝 (1998)。序列分析在諮商歷程研究的應用---以兩組諮商個案為例。**師大學報：教育類**，**43** (1)，49-86。
- 邱皓政 (2003)。結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用。台北：雙葉。
- 洪雅鳳 (1997)。當事人依附、工作同盟與晤談感受之相關研究。國立彰化師範大學輔導與諮商研究所碩士論文，未出版，彰化。
- 張娟鳳 (2001)。短期諮商的效能因素與工作同盟之研究。**教育心理學報**，**32** (2)，71-102。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵 (2009)。多變量分析方法---統計軟體應用 (第五版)。台北：五南。
- 陳秉華、蔡秀玲 (1999)。國內十年來諮商歷程研究之回顧與展望。載於中國輔導學會 (主編)，**輔導學大趨勢** (123-164 頁)。台北：心理。
- 陳斐娟 (1996)。諮商歷程中的重要事件、工作同盟與諮商結果之分析研究。國立彰化師範大學輔導與諮商研究所博士論文，未出版，彰化。
- 陳慶福 (1995)。諮商員和當事人在諮商過程中的同盟、口語反應模式與晤談感受之研究。國立彰化師範大學輔導與諮商研究所博士論文，未出版，彰化。
- 楊荊生 (1985)。聲望介紹與諮商術語對輔導員效能評估的影響。國立台灣教育學院輔導研究所碩士論文，未出版，彰化。
- 樊雪春 (2006)。一次諮商或兩次諮商的理論與運用。載於林家興 (主編)，**大學諮商輔導工作實務** (107-126 頁)。台北：心理。
- 謝麗紅 (2000)。團體過程中工作同盟的變化及其與團體結果之關係研究。**彰化師大輔導學報**，**21**，63-92。
- Ackerman, S. J., & Hilsenroth, M. J. (2003). A review of therapist characteristics and techniques positively impacting the therapeutic alliance. *Clinical Psychology Review*, *23*, 1-33.

- Æ gisdóttir, S., Gerstein, L. H., & Gridley, B. H. (2000). The factorial structure of the expectations about counseling questionnaire-brief form: Some serious questions. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 33*, 3-20.
- Al-Darmaki, F., & Kivlighan Jr., D. M. (1993). Congruence in client-counselor expectations for relationship and the working alliance. *Journal of Counseling Psychology, 40*, 379-384.
- Arnkoff, D. B., Glass, C. R., & Shapiro, S. J. (2002). Expectations and preferences. In J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy relationships that work: Therapist contributions and responsiveness to patients* (pp. 37-69). New York: Oxford University Press.
- Barak, A., & LaCrosse, M. B. (1975). Multidimensional perception of counselor behavior. *Journal of Counseling Psychology, 22*, 471-476.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 1173-1182.
- Beutler, L. E., Malik, M., Alimohamed, S., Harwood, T. M., Talebi, H., Nobel, S., & Wong, E. (2004). Therapist variables. In M. J. Lambert (Ed.), *Bergin and Garfield's handbook of psychotherapy and behavior change* (5th ed., pp. 227-306). New York: John Wiley and Sons.
- Bordin, E. S. (1955). The implications of client expectations for the counseling process. *Journal of Counseling psychology, 2*, 17-21.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of psychoanalytic concept of working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research, and Practice, 16*, 252-260.
- Bordin, E. S. (1994). Theory and research on the therapeutic working alliance: New directions. In A. O. Horvath & L. S. Greenberg (Eds.), *The working alliance: Theory, research and practice* (pp. 13-37). New York: John Wiley & Son.
- Christopher, L. S., Christopher, M., Jeremy, D. S., Bernard, S. G., & Arnold, W. (2007). Levels and patterns of the therapeutic alliance in brief psychotherapy. *American Journal of Psychotherapy, 61*, 109-129.
- Corey, G. (2005). *Theory and practice of counseling and psychotherapy* (7th ed.). Belmont, CA: Wadsworth/Thomson Learning.
- Corrigan, J. D., & Schmidt, L. D. (1983). Development and validation of revisions in the Counselor Rating Form. *Journal of Counseling Psychology, 30*, 64-75.
- Dunkle, J. H., & Friedlander, M. L. (1996). Contribution of therapist experience and personal characteristics to the working alliance. *Journal of Counseling Psychology, 43*, 456-460.
- Garfield, S. L. (1994). Research on client variables in psychotherapy. In S. L. Garfield & A. E. Bergin (Eds.), *Handbook of psychotherapy and behavior change* (4th ed., pp. 190-228). New York: John Wiley and Sons.
- Goldman, G. A., & Anderson, T. (2007). Quality of object relations and security of attachment as predictors of early therapeutic alliance. *Journal of Counseling Psychology, 54*(2), 111-117.
- Goldstein, A. P., & Higginbotham, H. N. (1991). Relationship-enhancement methods. In F. H. Kanfer & A. P. Goldstein (Eds.), *Helping people change* (4th ed., pp. 20-69). New York: Pergamon Press.
- Grace, M., Kivlighan, D. M., Jr., & Kunce, J. (1995). The effect of nonverbal skills training on

- counselor trainee nonverbal sensitivity and responsiveness and on session impact and work alliance ratings. *Journal of Counseling and Development*, 73, 547-552.
- Hatchett, G. T., & Han, K. (2006). Development and evaluation of new factor scales for the expectations about counseling inventory in a college sample. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 1301-1318.
- Heppner, P. P., & Claiborn, C. D. (1989). Social influence research in counseling: A review and critique. *Journal of Counseling Psychology*, 36, 365-387.
- Heppner, P. P., & Dixon, D. N. (1981). A review of the interpersonal influence process in counseling. *Personal and Guidance Journal*, 59, 542-550.
- Heppner, P. P., & Heesacker, M. (1983). Perceived counselor characteristics, client expectations, and client satisfaction with counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 30, 31-39.
- Horvath, A. O. (1994). Empirical validation of Bordin's pantheoretical model of the alliance: The working alliance inventory perspective. In A. O. Horvath & L. S. Greenberg (Eds.), *The working alliance: Theory, research and practice* (pp. 109-128). New York: John Wiley & Son.
- Horvath, A. O., & Bedi, R. P. (2002). The alliance. In J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy relationships that work: Therapist contributions and responsiveness to patients* (pp. 37-69). New York: Oxford University Press.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the working alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 36(2), 223-233.
- Horvath, A. O., & Symonds, B. D. (1991). Relation between working alliance and outcome in psychotherapy: A meta-analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 38(2), 139-149.
- Hoyt, W. T. (1996). Antecedents and effects of perceived therapist credibility: A meta-analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 43, 430-447.
- Joyce, A. S., & Piper, W. E. (1998). Expectancy, the therapeutic alliance, and treatment outcome in short-term individual psychotherapy. *Journal of Psychotherapy Practice and Research*, 7, 236-248.
- Kivlighan, D. M., Jr., & Shaughnessy, P. (1995). Analysis of the development of the working alliance using hierarchical linear modeling. *Journal of Counseling Psychology*, 42(3), 338-349.
- Kivlighan, D. M., Jr., & Shaughnessy, P. (2000). Patterns of working alliance development: A typology of client's working alliance ratings. *Journal of Counseling Psychology*, 47(3), 362-371.
- Kokotovic, A. M., & Tracey, T. J. (1990). Working alliance in the early phase of counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 37(1), 16-21.
- LaCrosse, M. B. (1980). Perceived counselor social influence and counseling outcomes: Validity of the Counselor Rating Form. *Journal of Counseling Psychology*, 27, 320-327.
- Levitt, H., Butler, M., & Hill, T. (2006). What clients find helpful in psychotherapy: Developing principles for facilitating moment-to-moment change. *Journal of Counseling Psychology*, 53(3), 314-324.
- Martin, D. J., Garske, J. P., & Davis, M. K. (2000). Relation of the therapeutic alliance with outcome and other variables: A meta-analytic review. *Journal of Counseling Psychology*, 68(3), 438-450.

- Patterson, C., Uhlin, B., & Anderson, T. (2008). Clients' pretreatment counseling expectations as predictors of the working alliance. *Journal of Counseling Psychology, 55*, 528-534.
- Robitschek, C., & Hershberger, A. R. (2005). Predicting expectations about counseling: Psychological factors and gender implications. *Journal of Counseling & Development, 23*, 173-177.
- Satterfield, W. A., & Lyddon, W. J. (1995). Client attachment and perceptions of the working alliance with counselor trainees. *Journal of Counseling Psychology, 42*(2), 187-189.
- Satterfield, W. A., Buelow, S. A., Lyddon, W. J., & Johnson, J. T. (1995). Clients stages of change and expectations about counseling. *Journal of Counseling Psychology, 42*, 476-478.
- Strong, S. R. (1968). Counseling: An interpersonal influence process. *Journal of Counseling Psychology, 15*, 215-224.
- Tinsley, H. E. A. (1982). *Expectations about counseling*. Unpublished manuscript.
- Tinsley, H. E. A., Bowman, S. L., & Barich, A. W. (1993). Counseling psychologists' perceptions of occurrence and effects of unrealistic expectations about counseling and psychotherapy among their clients. *Journal of Counseling Psychology, 40*, 46-52.
- Tokar, D. M., Hardin, S. I., Adams, E. M., & Brandel, I. W. (1996). Clients' expectations about counseling and perceptions of the working alliance. *Journal of College Student Psychotherapy, 11*, 9-26.
- Tracey, T. J., Glidden, C. E., & Kokotovic, A. M. (1988). Factor structure of the Counselor Rating Form-Short. *Journal of Counseling Psychology, 35*, 330-335.
- Tracey, T. J., & Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the Working Alliance Inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology, 1*, 207-210.
- Tracey, T. J., Glidden, C. E., & Kokotovic, A. M. (1988). Factor structure of the Counselor Rating Form--Short. *Journal of Counseling Psychology, 35*, 330-335.
- Tryon, G. S., Blackwell, S. C., & Hammel, E. F. (2008). The Magnitude of client and therapist working alliance ratings. *Psychotherapy Theory, Research, Practice, Training, 45*(4), 546-551.
- Wei, M., & Heppner, P. P. (2005). Counselor and client predictors of the initial working alliance: A replication and extension to Taiwanese client-counselor dyads. *Counseling Psychologist, 33*(1), 51-71.

收件日期：98年12月21日
 複審一日期：99年03月20日
 通過日期：99年04月17日

Relationship among Clients' Counseling Expectations, Perceptions of the Counselor Credibility and the Initial Working Alliance

Sheng-Shiou Yuan

Chung Yuan Christian University

Ching-Fu Chen

National Pingtung University of Education

The purpose of this study was to investigate the relationship among clients' counseling expectations, their perception of counselor credibility, and the initial working alliance. One hundred and twenty-one clients seeking personal counseling at 18 university counseling centers in Taiwan completed the revised Expectation about Counseling –Brief Form (Tinsley, 1982) prior to their first counseling session, the Social Influence Inventory (clients' perception of counselor credibility) and the Working Alliance Inventory (WAI) after second counseling session. Results indicated that clients' expectations for personal commitment and perception of counselors' credibility of expertness and attractiveness predicted the task and goal dimensions of the working alliance. Clients' expectations for personal commitment and facilitative conditions and perception of counselors' credibility of expertness, attractiveness and trustworthiness predicted the bond dimension of the working alliance. Also, clients' expectations of counseling predicted working alliance indirectly through perceived counselor credibility, the effect size is .42 ($p < .05$), and clients' expectations of counseling directly predicted working alliance, the effect size is .23 ($p < .05$). The findings of current study suggested that counselor credibility might mediate the relationship between counseling expectation and initial working alliance. Clinical implications are discussed.

Keywords: clients' counseling expectations, counselor credibility, initial counseling session, working alliance