

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

校長轉型、交易領導與教師工作滿意度關係之後設分析研究

計畫類別：個別型計畫

計畫編號：NSC94-2413-H-004-010-

執行期間：94年08月01日至95年10月31日

執行單位：國立政治大學教育學系

計畫主持人：秦夢群

計畫參與人員：吳勁甫 林信志 鍾德馨

報告類型：精簡報告

處理方式：本計畫可公開查詢

中 華 民 國 95 年 10 月 26 日

行政院國家科學委員會補助專題研究計畫成果報告

校長轉型、交易領導與教師工作滿意度關係之 後設分析研究

計畫類別：個別型計畫

計畫編號：NSC 94 - 2413 - H - 004 - 010

執行期間：94 年 8 月 1 日至 95 年 10 月 31 日

計畫主持人：秦夢群

計畫參與人員：吳勁甫 林信志 鍾德馨

成果報告類型(依經費核定清單規定繳交)：精簡報告

執行單位：國立政治大學教育學系

中 華 民 國 95 年 10 月 26 日

校長轉型、交易領導與教師工作滿意關係之後設分析研究

摘要

本研究旨在利用後設分析的方法，分析國內有關探討校長轉型、交易領導與教師工作滿意關聯之博碩士論文（1995-2005 年間），以鉅觀的角度瞭解校長轉型、交易領導與教師工作滿意之關聯性。研究得到以下六項結論：

- 一、校長轉型領導與教師工作滿意之間存在正向關聯。問卷回收率在變項關聯上具有調節作用。
- 二、校長轉型領導之所有分層面皆與教師工作滿意成正向關聯。
- 三、校長交易領導與教師工作滿意之間存在正向關聯。研究人數、研究區域範圍、學校教育層級三者皆在變項關聯上具有調節作用。
- 四、校長交易領導中的「後效酬賞」與「例外管理」分層面與教師工作滿意之間存在正向關聯。
- 五、「主動」例外管理與教師工作滿意之間存在正向關聯。然而，「被動」例外管理與教師工作滿意之間未具關聯性。
- 六、校長轉型領導與交易領導相較下，校長轉型領導與教師工作滿意之關聯性較強。

關鍵詞：後設分析、轉型領導、交易領導、工作滿意

校長轉型、交易領導與教師工作滿意關係之後設分析研究

壹、前言

一、研究背景與動機

學校組織運作無時無刻不在進行，而教育改革也跟隨時代的浪潮而起舞。近年來，國內隨著許多新思潮的出現，學校也興起一股興革熱潮，此為長久以來平靜如湖面的教育界注入活水。為順應排山倒海而來的改革浪潮，學校蛻變為學習型組織已勢不可免，校長在學習型組織所扮演的角色較傳統組織更為突顯。質言之，校長對學校經營的成敗具有舉足輕重之影響。因此，為確保校長能成功的扮演應有的角色，提供高品質的學校教育，校長的領導行為極為重要。其所採用的領導型式往往關乎學校績效之良窳。

邇來，國內教改如風起雲湧般開展，教育政策不斷推陳出新，許多教師為因應政策要求疲於奔命，承受前所未有之壓力。事實上，教師乃推行教育的第一線尖兵，其對教育工作之感受殊為重要。教師若能對自身之工作感到滿意，工作時便可能較為投入。若此，學生的學習才可望達致較佳的成效。緣此，教育或學校行政者在領導時實應時時關注教師工作滿意之情形。然而，要提升教師的工作滿意誠非易事，如何領導才能提升教師的工作滿意實為難題，此正考驗領導者的智慧。轉型、交易領導是今時教育領導之顯學，這兩種不同領導型態與教師工作滿意的關聯究係為何，對於工作滿意是否產生不同之影響？此即本研究主要研究動機之所在。

自1990年以來，校長轉型領導、交易領導與教師工作滿意的相關論文大量產出。為探究十數年以來的趨勢，本研究即以後設分析之方法進行研究。基本上，後設分析（meta-analysis）旨在以量化取向來整合研究發現。近年來，在國內外教育與心理的研究運用上有方興未艾之勢。然而，在國內教育行政與政策領域的研究尚不多見（如吳政達、陳芝仙，2006；葉連祺，1998）。因而，值得國內研究者採行，針對探討相同主題，且已累積一定數量的研究進行後設分析，據以探討、分析許多變項間確切之關聯。本研究即針對校長轉型領導、交易

領導與教師工作滿意之關聯此一議題採後設分析的方法進行探究。此舉對於各變項間關係之釐清，應有一定程度之助益。

二、研究目的與問題

本研究主要目的即在利用後設分析的方法，分析校長轉型領導、交易領導與教師工作滿意之相關論文，以鉅觀的角度瞭解校長領導與教師工作滿意之關聯。雖然大多數研究均指出校長轉型、交易領導確與教師工作滿意有關，但卻少有系統性的研究指出兩者間是否有一致性與決定性的關係。基於此，本研究所提出的研究問題有四：

1. 校長轉型領導、交易領導是否與教師工作滿意之間有統計上的顯著相關？
2. 如果確有顯著之統計相關，則其主要相關因素彼此間的關係又為何？
3. 文獻中指出，成功的校長多半同時採用轉型領導與交易領導，此種看法針對教師工作滿意是否成立？
4. 校長轉型、交易領導與教師工作滿意之關聯，就其高低趨勢由後設分析的觀點分析後為何？

貳、文獻探討

一、轉型、交易領導與工作滿意之意涵

自1990年代以來，一種新的領導理念興起，國內學者多將其翻譯為轉型領導(transformational leadership)。其是由Burns在研究行政領導行為後，所提出之轉型領導的新觀念，此有別於以往的交易領導(transactional leadership)。實務上，後者注重成本效益的分析與權力的交換，強調資源交換的行為與過程，以獎懲為手段，來完成與部屬間之交易。轉型領導則不同，其不但顧及下屬的基本需求，且更進一步，試圖激發並鼓舞員工的動機，使其自我實現，而超越原先預期的表現。換言之，轉型領導可說是交易領導的擴大與延伸(秦夢群，2006)。

若要論及轉型及交易領導主要含括哪些面向，則可參酌 Bass (1985) 或 Bass 和 Avolio (1990) 所發展之「多因素領導問卷」(multifactor leadership questionnaire, MLQ)。Bass (1985) 在發展問卷時採用因素分析得到三個轉型領導因素：魅力(charisma)、個別關

懷 (personal consideration)、智識啟發 (intellectual stimulation) 以及二個交易領導因素：後效酬賞 (contingent reward) 及例外管理 (management by exception)。嗣後，Bass 和 Avolio (1990) 更在轉型領導中加入一個因素，使之成為四個以 I 為開頭之因素，此分別是：魅力 (idealized influence)、激發動機 (inspirational motivation)、智識啟發 (intellectual stimulation)、個別關懷 (individualized consideration)。在交易領導上，後效酬賞又可分為「承諾」和「實質」兩種；例外管理亦區分成「主動」及「被動」兩類。此外，一些實徵研究更在轉型領導上區分出「願景」此一因素。基此，本研究即以上述之因素，作為與工作滿意關聯探討之架構。

自 1930 年代以降，工作滿意即成為組織科學中相當廣泛且熱門的研究概念 (Hoy & Miskel, 2001)。工作滿意之概念是 Hopock 於 1935 年所提出，其認為工作滿意係指：「使一個人說出：『我對我的工作滿意』的任何生理、心理和環境狀況的結合」(引自張慶勳，2002)。Robbins (2001) 則將其視為員工認為在工作中所應得與其實際報酬間之差距，此是一種態度而非行為。事實上，工作滿意係一多向度的構念，依不同的理論視角切入 (如過程論或內容論)，往往會有不同的定義。不同論者對工作滿意之界定容或有所出入，但論者似乎普遍同意將工作滿意視為一種對工作的情感與情緒反應，此源自成員對實際成果和渴望、期望或應得的成果之比較 (Hoy & Miskel, 2001)。

二、校長領導與教師工作滿意之關聯

國內外有關校長領導與教師工作滿意相關之研究可謂汗牛充棟。隨著時序更迭，研究所採用之領導觀亦隨之遞嬗。早期研究常採領導行為論之觀點進行研究，探討其與教師工作滿意之關聯性。行為論典型代表為美國 Ohio 州立大學企業研究中心之研究，其將領導行為區分為「倡導」與「關懷」兩種 (謝文全，2003)。近年來，轉型、交易領導在教育、學校行政研究上之應用業已發展成熟，且所累積之實徵研究已為數不少。故而，亦能藉助此種新型領導之視角去洞悉其與教師工作滿意之關聯。

就領導行為論之研究而言，諸多研究 (如林新發，1983；陳淑嬌，1989；Bare-Oldham, 1999; Robinson, 1995) 顯示校長領導與教師工作滿意有顯著的關聯。校長若採用高倡導高關懷型式的領導風格，則

教師之工作滿意較高。在領導行為論研究方面，國內已有研究者採後設分析去探究領導行為與工作滿意的關聯性。例如賀德潤（1997）曾針對國內有關領導行為（以 Ohio 州立大學之理論為架構）與工作滿意的碩、博士論文（43 篇）進行後設分析，研究顯示領導行為與工作滿意的平均效應量（平均 r 值）為.3735，且達.05 的顯著水準。此外，其再就教育組（教育系所進行的論文）進行個別的分析，所得之平均效應量為.4253，且達.05 的顯著水準。然而，因 Q 統計量達顯著，故再針對「男性受試比例」及「研究人數」二個研究特徵進行細部分析。其發現在男性佔多數時，研究之平均效應會很明顯高於當女性較多時。另外，當研究人數增加時，研究效應量有降低的傾向。故而，上述兩個變項皆適合作為變項關聯中之調節變項。

就轉型、交易領導方面之研究而言，針對校長轉型領導與教師工作滿意之關係進行探討的研究較多。相較下，探究交易領導與工作滿意之關聯的研究則為數較少。一般而言，相關的研究成果皆顯示轉型領導與工作滿意之間呈現正相關，轉型領導對於工作滿意亦具有預測力。例如 Hatchett（1995）探討小學校長轉型領導與教師工作滿意之關係，結果發現轉型領導與工作滿意有顯著相關，並能預測及解釋教師的工作滿意。其後的數個研究亦皆顯示校長轉型領導與教師工作滿意度之間有顯著的正相關，轉型領導有助於提升教師工作滿意（如梁丁財，2002；陳秋容，2001；Algaier, 2003; Amoroso, 2002; Martino, 2003）。就校長交易領導與教師工作滿意的關聯而言，絕大多數的研究發現交易領導與工作滿意成正相關，且亦能預測教師工作滿意（如周昌柏，2005；邱勝濱，2000；廖裕月，1998）。然而，亦有研究指出校長交易領導與教師工作滿意成負相關（如 Bogler, 2001）。在校長轉型領導與交易領導兩者與教師工作滿意關聯之比較上，許多研究顯示轉型領導與交易領導相較下，轉型領導與教師工作滿意之相關較高，且對教師工作滿意之影響力較強（如朱淑子，2002；周昌柏，2005；Felton, 1995）。

參、研究方法

本研究旨在以鉅觀的角度探討國內有關校長轉型、交易領導與教師工作滿意關聯之研究的整體風貌為何。研究時先針對相關文獻進行搜集及探討，之後採後設分析進行量化統計分析。以下，茲針對後設分析方法、研究樣本、資料登錄及資料處理加以說明。

一、後設分析方法

後設分析是將許多個別的研究分析成果再進行統計分析的一種方法。換言之，是將某一研究主題有關的諸多研究成果彙集並獲取關於此一主題之量化的且一般性的結論（應立志、鍾燕宜，2000）。後設分析經常是藉由數值的指標（效應量的估計）來描述每個研究的結果，然後再將這些研究的估計值結合以求得一個描述性之結果（Hedges & Vevea, 1988）。事實上，效應量是指在研究中所觀測到的效果之強度，是變項間關係的大小，或是不同群體平均數差異之程度。有許多不同的方式可用來估算效應量。如積差相關、效應量指標（ d ）、勝算比（odds ration）、危險比（risk rates）以及危險差（risk difference）。無論效應量的形式為何，在概念上所代表的是相同的事：即觀測效應大小的標準化形式。不管所計算的是相關係數或是差異的衡量皆無妨，因不同的效應量之形式可互相轉換，而這些不同形式之效應量的統計程序之差異只在如何計算標準誤及偏誤的校正（Field, 2001）。後設分析之研究常將焦點集中在二個議題上：集中趨勢（central tendency）及變異（variability）。集中趨勢是有關估計其母群的效應量（真實的效應量）及其顯著性，而變異的議題則是指研究間效應量的相似性，在處理此議題時一般是採效應量的同質性檢定（Field, 2003）。

一般而言，後設分析之進行有一定的程序，在後設分析的研究中所包括的研究程序為：選擇一個主題；界定問題；進行文獻探討；描述研究問題或假設；蒐集資料；分析資料以及評估研究的發現（Chambers, 2004）。另外，在進行資料統計分析時亦有一定的步驟。依據 Rosenthal（1991）、Lipsey 及 Wilson（2001）或 Rosenthal 及 Rubin 所提出之方法，進行後設分析之步驟主要為（引自 Schulze, 2004）。

（一）估計平均效應量

1. 先將相關係數（ r ）轉為 Fisher 的 Z_r 值

$$ES_r = r$$

$$ES_{z_r} = 0.5 \log_e \left[\frac{1 + ES_r}{1 - ES_r} \right]$$

2. 計算平均效應量

$$\overline{ES} = \frac{\sum (w_i ES_i)}{\sum w_i}$$

上式中， w_i 為個別研究之 Z_r 值所應乘上的權數，而 Z_r 值的標準誤為：

$$SE_{z_r} = \frac{1}{\sqrt{n-3}}$$

$$w_{z_r} = \frac{1}{SE_{z_r}^2} = n - 3$$

故個別研究之 Z_r 值的權數皆為 $n - 3$ (n 為樣本數)

(二) 平均效應量的顯著性考驗

進行顯著性考驗時可採 z 檢定或信賴區間的方式進行。

(三) 同質性分析

同質性分析旨在了解所估計的效應量是否為相同母群平均數之假定。進行同質性分析時採 Q 統計量。在同質性的分配中，各研究的效應量與母群平均效應量之差異只來自抽樣誤差。 Q 值如果顯著，即表示效應量之分配具異質性。換言之，效應量間的變異大於僅只來自抽樣誤差。因而，每個效應量並非估計相同的母群平均數。

上述計算過程進行時採 Fisher 的 Z_r 值，然而在呈現研究結果時，可將 Fisher 的 Z_r 值再轉換為相關係數 (r) 以便解釋。轉換的公式可透過以下公式：

$$r = \frac{e^{2ES_{z_r}} - 1}{e^{2ES_{z_r}} + 1}$$

一般在進行後設分析時，大略可依同質性分析來判斷要採取何種模式（如固定或隨機效果）來解釋資料。所謂固定效果模式是指在研究中所觀測的效應量假定是在估計相應的母群效應量，其隨機誤差只源自與受試者層級之抽樣誤差有關的隨機因素。假如同質性的假設被推翻，違反固定效果模式的假設，研究者有三種方式可供選擇，用以處理此情形 (Lipsey & Wilson, 2001)。

1. 固定效果模式：仍預設為固定效果模式，但須增添超過受試者層級的變異是系統的，亦即變異是源自研究間可以識別的差異。

2.隨機效果模式：預設超過受試者層級的變異是隨機的，亦即是來自研究間隨機的差異，其來源無法識別。

3.混合效果模式：預設超過受試者層級的變異部分來自可識別的系統因素，另外部分源自隨機因素。

由於進行後設分析，常須處理效應量分佈異質性之問題。以下，茲針對三種用於效應量分配為異質時之模式作說明。

1.固定效果模式

效應量的分佈若具異質性仍可採用固定效果模式，但此時假定超過受試者層級的變異是系統的。一些有關研究或效應量的描述特徵之變項（如研究年代、學校教育層級、研究工具之品質等）可視為變項間相關（如轉型領導與工作滿意）的調節變項（moderator）。研究者假定此類變項（具系統性）可解釋超過受試者層級的變異。若此類變項為類別變項可採用 Hedges 於 1982 年所提之類似單因子變異數分析（Analog to the Analysis of variance）之方法（Lipsey & Wilson, 2001）。另外當此類變項為連續或類別變項（採虛擬編碼之作法）時亦可採取 Hedges 和 Olkin（1985）所提之校正加權多元迴歸（Modified weighted multiple regression）。本研究所欲探討的調節變項同時具有連續及分類變項，故而在研究中採取修正加權多元迴歸分析資料。以下即對此加以說明。

進行加權迴歸分析時可計算二個指標（ Q_R 來自迴歸； Q_e 來自誤差或殘差）用來評估加權迴歸模式的整體適配性。亦即總變異可拆解區分成與迴歸模式有關的部分（ Q_R ），以及模式所無法解釋的變異之部分（ Q_e ）。 Q_R 類似迴歸模式中的F檢定，假如顯著便表示迴歸模式可解釋效應量中的變異。 Q_e 若顯著，那麼超過受試者層級的抽樣誤差之變異在效應量間依舊存在。換言之，在將與預測變項有關的變異移除後，效應量仍是異質。就實務運用上，常可見同時存在顯著的迴歸模式及顯著的殘差變異。以統計的術語而言，迴歸模式是不足界定（underspecified）（Lipsey & Wilson, 2001）。在效應量的分析中，模式界定（specification）之檢測是模式建立中相當重要的程序。假如 Q_e 的值顯著，那麼便須拒絕所界定的模式（Hedge & Olkin, 1985）。

在模式建立的過程中，須考量變項挑選的議題，研究者可能想檢測有關迴歸係數的群集（groups）或組（blocks）之檢測。假設一群（blocks）a研究特徵（ X_1, \dots, X_a ）已進入迴歸方程式中，若想檢測一群額外的b研究特徵（ X_{a+1}, \dots, X_{a+b} ）是否能解釋由第一組（block）所不能解釋的任何效應量的變異，此時所要檢測的虛無假設為： $H_0: \beta_{a+1} = \dots = \beta_{a+b} = 0$ 。所用的統計檢測為 Q_{change} ，假如 Q_{change} 顯著便應拒絕虛無假設。換言之，可使用 Q_{change} 之統計檢定來判斷再添加的研究特徵是否具有解釋效應量額外的變異之能力（在控制其他先前進入模式的研究特徵下）。另外， Q_e 值之統計檢定則可用來決定效應量是否同質（Wang & Bushman, 1999）。

2. 隨機效果模式

隨機效果模式假定每個觀測的效應量與母群的平均數之差異來自受試者層級之抽樣誤差再加上一個代表其他變異來源的數值（此假定呈隨機分配）。與每一個效應量有關的變異有二個部分：一個和受試層級的抽樣誤差有關，第二個部分則與隨機效果的變異有關。這二個變異成分之和與效應量分配的總變異有關。 V_{θ} 為隨機或組間變異的部分， V_i 則是與受試層級抽樣誤差有關的變異之估計值。隨機效果變異部分之估計可採動差（moment）的非迭代方式及最大概似之迭代方法（Lipsey & Wilson, 2001）。隨機效果主要在求得隨機變數的期望值（ M_{θ} ）及變異數 V_{θ} ，而隨機變數的期望值即為平均效應量。固定效果與隨機效果模式主要的差別在於隨機效果模式導入一個隨機變數（ θ ），而非像固定效果模式將研究的效應量視為不變的常數。因此，隨機效果的平均效應量可能會有研究間之變動（Schulze, 2004）。

3. 混合效果模式

有時候研究者即使將組間的差異透過使用迴歸模式建模後，效應量的分配仍可能為異質。換言之，殘差仍可能是顯著的（非同質）。此意涵無法再維繫固定效果模式的預設，因此可考慮採用混合效果模式（mixed effects model）。混合效果模式預設研究間變項（即調節變項）的效應是有系統的，但除了抽樣誤差之外，仍有一個無法量測的隨機效應存在效應量的分配之中。具體言之，效應量分配的變異可化為系統的（模式）研究間之差異，受試者層級的抽樣誤差，以及一個額外的隨機部分（ V_{θ} ）（Lipsey & Wilson, 2001）。

二、研究樣本

本研究將研究的樣本限定在國內有關此議題的博碩士論文，此乃因博碩士論文所提供的資訊較其他形式的文獻詳實。進行後設分析所需的資訊如研究的基本資料（例如樣本數、受試者背景變項之次數分配或所占比率）、問卷回收率、研究工具的信、效度、變項的相關值……等在論文較易尋得。另外，將範圍限定在博碩士論文亦能排除一些發表與否所產生之問題。研究時以國家圖書館的全國博碩士論文資訊網進行資料搜尋，選擇此檢索系統之原因為國家圖書館掌管全台灣地區博碩士論文之管理，全台灣地區博碩士論文皆須送至該館建檔，甚至提供文本留存，利用此一系統能確保搜尋資料涵蓋全台灣地區。進行資料搜尋時以「領導」、「轉型領導」、「轉化領導」、「交易領導」、「互易領導」、「工作滿意」、「工作滿足」、「效能」、「績效」作為關鍵字。針對上述搜尋之結果設定篩選之標準：1. 研究對象限定在學校組織。2. 研究論文之年代在 1995 年至 2005 年之間。3. 研究中須提供變項間（轉型、交易領導

與工作滿意)的相關係數。綜合上述研究結果總計尋獲 18 篇相關研究。其中探討轉型領導與工作滿意的篇數為 18 篇；交易領導與工作滿意的篇數則為 9 篇。

三、資料登錄

研究資料搜集完畢後，根據以下的研究特徵（見表 1）逐一進行登錄。事實上取得此方面的資料有其用意。具體言之，若能搜集研究特徵之資料，則不僅可採後設分析探討變項間的平均效應量，更可將一些研究的特徵納入後設分析的架構中，檢驗變項間之關聯是否會受研究特徵（調節變項）影響。

表 1 資料登錄摘要表

登錄項目	說明
研究者	按研究者進行編碼
研究人數	有效樣本回收數
問卷回收率	有效樣本的回收率
問卷的信度	分為信度高組及信度低組 信度高組：信度全高於 0.8 者編碼為 1 信度低組：信度只要有其中之一低於 0.8 者編碼為 0
男性受試所佔比率	男性受試者占所有受試者的百分比
研究區域範圍	分為全省及地方組（如各縣市） 全省：編碼為 1 地方：編碼為 0
學校教育層級	分為國小、國中及高中職組，進行虛擬編碼時以國小為對照組 國小：編碼為 00 國中：編碼為 10 高中職：編碼為 01
變項間之相關	包含轉型、交易領導的整體和分層面與工作滿意之間的相關係數

四、資料處理

本研究進行資料分析時係先採用 Excel 進行相關係數之轉換，將積差相關值 (r) 轉成 Fisher 的 Zr 值。其次，將相關的資料（如研究特徵、權數及 Fisher 的 Zr 值）登錄到 SPSS 的資料檔 (data) 中。再次，以 Lipsey 和 Wilson (2001) 所撰寫的後設分析 SPSS 巨集指令進行資料統計分析。最後，為便於解釋，再將統計結果中有關 Fisher 的 Zr 值轉換成積差相關值 (r)。

肆、研究結果之分析與討論

一、校長轉型領導與教師工作滿意關聯之分析

(一) 轉型領導整體層面與教師工作滿意關聯之分析

本研究所搜集有關校長轉型領導與教師工作滿意關聯之文獻共計 18 篇。然而，因張賜光（2004）及梁馨文（2005）的研究僅探討轉型領導分層面與工作滿意的關聯，未有轉型領導整體層面與工作滿意的相關資料，故不列入計算。另外，在探討整體轉型領導與工作滿意時欲檢視一些研究特徵是否扮演調節變項的角色，但有二篇論文的資料不符此項分析之要求，此二篇分別是：王金香（2003）的研究調查對象為特殊學校，然在探討學校教育層級時只分國小、國中、高中職三類，因其無法歸類，故不列入；張宏毅（2002）的研究未有受試者性別比率資料，亦不列入計算。緣此，總計納入分析之論文數為 14 篇。

由表 2 可知，若依固定效果模式之計算結果，平均效應量之值為.6921，且達.05 顯著水準。若依Cohen（1988）的標準而言，大約可將 r 之大小按下列標準來解釋： $r < .10$ 為小效應量； $r = .25$ 為中等效應量； $r \geq .40$ 為大效應量。由此可見轉型領導與工作滿意之關聯係屬大效應量。然而，由同質性分析的結果（ Q 統計量達顯著）觀之，可知效應量的分配具異質性，效應量間的變異大於僅只來自抽樣誤差，因而每個效應量並非估計相同的母群平均數，亦即要以此平均效應代表這 14 個研究的效應量並不適恰。有鑑於此，本研究嘗試採行以下三種模式進行資料分析。

1. 固定效果模式（具有調節變項）

如果採用校正加權多元迴歸，將一些研究特徵納入模式當中加以分析，結果如表 3 所示。

表 2 整體轉型領導與工作滿意相關分析摘要表

	平均效應量 r 值	同質性分析 Q 值	隨機效果 變異成分 ν_0
固定效果模式	.6921*	437.4513*	
隨機效果模式	.6821*		.04343
混和效果模式	.6823*		.02534

註：研究數為 14。

* $p < .05$

表 3 整體轉型領導與工作滿意相關分析摘要表
(固定效果模式：所有研究特徵皆投入)

	Q 值	B	Beta
平均效應量	.6921*		
Model (Q _R)	257.1551*		
Residual (Q _E)	180.2962*		
Total	437.4513*		
係數			
截距		.2022	.0000
研究人數		.0000	.0359
問卷回收率		.0131*	.7205*
問卷信度：		-.0835*	-.1851*
信度高於 0.8 對			
信度低於 0.8			
男性受試所佔比率		-.0093*	-.2650*
研究區域範圍：		.0265	.0612
全省對地方			
學校教育層級：		.0055	.0087
國中對國小			
學校教育層級：		.1324*	.2293*
高中職對國小			

註：1.問卷信度以信度低於 0.8 為對照組；研究區域範圍以地方為對照組；
學校教育層級以國小為對照組。

2.模式之 R square 值為 .5878。

* $p < .05$

由此觀之，整個模式能解釋效應量分配的變異量（Q_R達顯著）。研究特徵中之問卷回收率、問卷信度：高於 0.8 對低於 0.8、男性受試所佔比率、學校教育層級：高中職對國小等能解釋效應量中的變異量。因為Q_e值達顯著，此表示所估計的效應量太過異質，故不能加以合併。

為了解研究人數、研究區域範圍：全省對地方、學校教育層級：國中對國小等研究特徵是否應從迴歸模式中移除，可進行進一步的分析（見表 4）。首先將問卷回收率、問卷信度：高於 0.8 對低於 0.8、男性受試所佔比率及學校教育層級：高中職對國小當作第一組變項，進入迴歸模式中。然後，第二階段再將研究人數、研究區域範圍：全省對地方、學校教育層級：國中對國小作為第二組變項進入模式。因Q_{change}值不達顯著，因而無法拒絕第二組變項與效應量無關的虛無假設（在控制第一組變項下）。是故，應可將第二組變項從迴歸模式中移除。

表 4 模式比較摘要表

	Q 值	df	P 值
Q change	1.7557	3	.6246
Q e	182.0519*	9	.0000

其次，只保留迴歸係數達顯著的研究特徵：問卷回收率、問卷信度：高於 0.8 對低於 0.8、男性受試所佔比率、學校教育層級：高中職對國小進入迴歸模式中，從表 5 中（固定效果模式）可知平均效應量為.6921，且達.05 顯著水準。所有的迴歸係數皆達顯著。然而， Q_e 值亦達顯著，此表示所估計的效應量仍是異質的。因而，效應量的變異中仍有些無法被上述研究特徵解釋，所以效應量不適宜合併，也因此可能須採用固定效果以外的模式（如隨機或混合效果模式）來解釋資料。

2.隨機效果模式

若就隨機效果模式（此分析在模式中不納入研究特徵）的分析結果而言，由表 2 可知平均效應量之值為.6821，且達.05 的顯著水準。此顯示轉型領導與工作滿意存在明顯的關聯。若依 Cohen（1988）的標準而言，此係屬大效應量。

3.混合效果模式

若採用混合效果模式進行分析，由表 5 中可知整個模式能解釋效應量分配的變異量（ Q_R 達顯著）。 Q_e 值未達顯著，此表示所估計的效應量具同質性，故適合進行合併。所估計的平均效應量為.6823，且達.05 顯著水準。若依Cohen（1988）的標準而言，此係屬大效應量。就迴歸係數的顯著性檢定而言，僅有問卷回收率的迴歸係數達顯著。由迴歸係數可推知，問卷回收率在校長轉型領導與教師工作滿意的相關中扮演調節變項的角色。亦即，問卷回收率愈高，校長轉型領導與教師工作滿意的相關亦愈高。

表 5 整體轉型領導與工作滿意相關分析摘要表
(固定及混合效果模式：保留達顯著之預測變項)

	Q 值	B	Beta
固定效果模式			
平均效應量	.6921*		
Model (Q _R)	255.3994*		
Residual (Q _E)	182.0519*		
Total	437.4513*		
係數			
截距		.3034*	.0000
問卷回收率		.0124*	.6830*
問卷信度：			
信度高於 0.8 對			
信度低於 0.8			
男性受試所佔比率		-.0096*	-.2742*
學校教育層級：			
高中職對國小		.1423*	.2465*
混和效果模式			
平均效應量	.6823*		
Model (Q _R)	12.8666*		
Residual (Q _E)	5.9088		
Total	21.8222		
係數			
截距		.4059	.0000
問卷回收率		.0111*	.6127*
問卷信度：			
信度高於 0.8 對			
信度低於 0.8			
男性受試所佔比率		-.0093	-.3001
學校教育層級：			
高中職對國小		.1116	.4209

註：1.問卷信度以信度低於 0.8 為對照組；學校教育層級以國小為對照組。

2.固定效果模式之 R square 值為 .5838；混合效果模式之 R square 值為 .5896。

3.混和效果模式之 $V_0 = .0253$ 。

* $p < .05$

(二) 轉型領導分層面與教師工作滿意關聯之分析

以下，茲就轉型領導的分層面與工作滿意之關聯進行分析。若將研究特徵納入分析當中去探討調節變項對變項間關聯之影響，會使研究的數目變得更少。基此，分析時僅就固定效果（未考量研究特徵）與隨機效果模式進行探討。

由表 6 可知，若依固定效果模式之計算結果，平均效應量之值分別為：建立願景 (.6101)、魅力或理想化影響 (.6030)、激發鼓舞 (.5884)、智識啟發 (.6496)、個別關懷 (.6256)，皆且達 .05 顯著水準。換言之，所有轉型領導分層面與工作滿意之間皆為正向關聯。若依 Cohen (1988) 的標準而言，所有關聯皆為大效應量。然而，由同質性分析的結果觀之，可知所有分層面之效應量的分配皆具異質性，故每個效應量並非估計相同的母群平均數，亦即要以這幾個平均效應量來代表這些研究的效應量並不適恰。鑑此，本研究再以隨機效果模式分析資料。

由表 6 可知，若改以隨機效果模式進行分析，平均效應量之值分別為：建立願景 (.6029)、魅力或理想化影響 (.6010)、激發鼓舞 (.5902)、智識啟發 (.6419)、個別關懷 (.6220)，皆且達 .05 顯著水準。由此可知悉所有轉型領導分層面與工作滿意之間皆為正向關聯。依 Cohen (1988) 的標準而言，所有關聯皆為大效應量。

表 6 轉型領導分層面與教師工作滿意相關分析摘要表

	平均效應量 r 值	研究數	同質性分析 Q 值	隨機效果 變異成分 ν_{θ}
建立願景		12		
固定效果模式	.6101*		344.9955*	
隨機效果模式	.6029*			.0436
魅力或理想化 影響		15		
固定效果模式	.6030*		348.8728*	
隨機效果模式	.6010*			.0346
激發鼓舞		12		
固定效果模式	.5884*		65.8348*	
隨機效果模式	.5902*			.0077
智識啟發		15		
固定效果模式	.6496*		819.4119*	
隨機效果模式	.6419*			.0852
個別關懷		15		
固定效果模式	.6256*		305.6018*	
隨機效果模式	.6220*			.0308

* $p < .05$

二、校長交易領導與教師工作滿意關聯之分析

(一) 交易領導整體層面與教師工作滿意關聯之分析

由表 7 可知，若依固定效果模式之計算結果，平均效應量之值為.5948，且達.05 顯著水準。若依 Cohen (1988) 的標準而言，變項之關聯係屬大效應量。然而，由同質性分析的結果觀之，可知效應量的分配具異質性。緣此，另外採以下三種模式進行分析。

1. 固定效果模式 (具有調節變項)

由校正加權多元迴歸之結果 (如表 8 所示) 可知，整個模式能解釋效應量的變異。研究特徵中之研究人數、研究區域範圍：全省對地方、學校教育層級：國中對國小、學校教育層級：高中職對國小皆能解釋效應量中的變異量。然而，問卷回收率、問卷信度：高於 0.8 對低於 0.8、男性受試所佔比率等則不能解釋效應量的變異。因為 Q_e 值達顯著，此表示所估計的效應量太過異質，故不能加以合併。

為了解係數未顯著的變項能否從迴歸模式中移除，可進一步的分析 (見表 9)。首先將研究人數、研究區域範圍：全省對地方、學校教育層級：國中對國小、學校教育層級：高中職對國小當作第一組變項，進入迴歸模式中，然後再將問卷回收率、問卷信度：高於 0.8 對低於 0.8、男性受試所佔比率作為第二組變項進入模式。因 Q_{change} 值不達顯著，因而無法拒絕第二組變項與效應量無關的虛無假設 (在控制第一組變項下)。是故，應可將第二組變項從迴歸模式中移除。

表 7 整體交易領導與工作滿意相關分析摘要表

	平均效應量 R 值	同質性分析 Q 值	隨機效果 變異成分 ν_0
固定效果模式	.5948*	135.3935*	
隨機效果模式	.5925*		.0186
混和效果模式	.5948*		.0000

註：研究數為 9。

* $p < .05$

表 8 整體交易領導與工作滿意相關分析摘要表
(固定效果模式：所有研究特徵皆投入)

	Q 值	B	Beta
平均效應量	.5948*		
Model (Q _R)	135.3865*		
Residual (Q _E)	.0070		
Total	135.3935*		
係數			
截距		.2800	.0000
研究人數		.0003*	.3899*
問卷回收率		.0016	.1143
問卷信度：		.0229	.0684
信度高於 0.8 對			
信度低於 0.8			
男性受試所佔比率		.0026	.1154
研究區域範圍：		-.3766*	-1.4171*
全省對地方			
學校教育層級：		.1907*	.4560*
國中對國小			
學校教育層級：		.3710*	1.1186*
高中職對國小			

註：1.問卷信度以信度低於 0.8 為對照組；研究區域範圍以地方為對照組；
學校教育層級以國小為對照組。

2.模式之 R square 值為.9999。

* $p < .05$

表 9 模式比較摘要表

	Q 值	df	P 值
Q change	.8723	3	.8321
Q e	.8793	4	.9275

其次，只保留迴歸係數達顯著的變項進入迴歸模式中，從表 10 中（固定效果模式）可知上述變項之迴歸係數皆達顯著，而且Q_e值未達顯著，此表示所估計的效應量具同質性。因而，可將效應量加以合併。就固定效果模式而言，平均效應量為.5948，且達.05 顯著水準。若依Cohen（1988）的標準而言，此關聯係屬大效應量。在交易領導與工作滿意的相關中充當調節變項的研究特徵有四：研究人數、研究區域範圍：全省對地方、學校教育層級：國中對國小以及學校教育層級：高中職對國小。由迴歸係數可推知：研究人數愈多，交易領導與工作滿意的相關亦愈高；研究區域範圍為地方者，在交易領導與工作滿意的相關高於研究區域範圍為全省者。學校教育層級為國中者，在交易領導與工作

滿意的相關高於學校教育層級為國小者。學校教育層級為高中職者，在交易領導與工作滿意的相關高於學校教育層級為國小者。另外，亦可嘗試採行隨機或混合效果模式來解釋資料。

2. 隨機效果模式

若就隨機效果模式的分析結果而言，由表 7 可知平均效應量之值為.5925，且達.05 的顯著水準。此顯示交易領導與工作滿意間存在顯著的正向關聯。若依 Cohen (1988) 的標準而言，此係屬大效應量。

3. 混合效果模式

若採用混合效果模式進行分析，分析之結果（見表 10）與固定效果模式完全一致。事實上，此由混合效果模式的隨機效果變異部分估計值為 0 即可推知此結果。

表 10 整體交易領導與工作滿意相關分析摘要表
(固定及混合效果模式：保留達顯著之預測變項)

	Q 值	B	Beta
固定效果模式			
平均效應量	.5948*		
Model (Q _R)	134.5141*		
Residual (Q _E)	.8793		
Total	135.3935*		
係數			
截距		.5372*	.0000*
研究人數		.0002*	.3365*
研究區域範圍： 全省對地方		-.3918*	-1.4743*
學校教育層級： 國中對國小		.2348*	.5615*
學校教育層級： 高中職對國小		.3791*	1.1430*
混和效果模式			
平均效應量	.5948*		
Model (Q _R)	134.5141*		
Residual (Q _E)	.8793		
Total	135.3935*		
係數			
截距		.5372*	.0000*
研究人數		.0002*	.3365*
研究區域範圍： 全省對地方		-.3918*	-1.4743*
學校教育層級： 國中對國小		.2348*	.5615*
學校教育層級： 高中職對國小		.3791*	1.1430*

註：1.研究區域範圍以地方為對照組；學校教育層級以國小為對照組。

2.固定效果模式之 R square 值為.9935；混合效果模式之 R square 值為.9935。

3.混和效果模式之 $\nu_0=.0000$ 。

* $p < .05$

(二) 交易領導分層面與教師工作滿意關聯之分析

交易領導的分層面可分為後效酬賞及例外管理二者，而這二個分層面又包含不同的次分層面：後效酬賞可分為「承諾」及「實質」的後效酬賞；例外管理則含括「主動」與「被動」的例外管理。因探討後效酬賞次分層面與教師工作滿意關聯的研究數僅有一篇（周昌柏，2005），故不納入分析。周昌柏之研究發現為：承諾後效酬賞與教師工作滿意之相關為.47；實質後效酬賞與教師工作滿意之相關為.63。以下，就交易領導的後效酬賞與例外管理及其分層面（「主動」、「被動」）與工作滿意之關聯進行分析。值得指出的是若將研究特徵納入分析當中去探討調節變項對變項間關聯之影響，會使研究數變得太少。緣此，分析時僅就固定效果（未考量研究特徵）與隨機效果模式進行探討。

就後效酬賞層面而言，若依固定效果模式之計算結果（如表 11 所示），平均效應量之值為.5761，且達.05 顯著水準。換言之，交易領導中之後效酬賞分層面與工作滿意之間為正向關聯。若依 Cohen（1988）的標準而言，此關聯為大效應量。然而，由同質性分析的結果觀之，可知效應量的分配具異質性。是故，本研究再以隨機效果模式分析資料，所得之平均效應量為.5756，且達顯著，因而交易領導中之後效酬賞層面與工作滿意之間為正向關聯。依 Cohen 的標準而言，此為大效應量。

就例外管理層面而言，若依固定效果模式之計算結果（如表 11 所示），平均效應量之值為.5312，且達.05 顯著水準。換言之，例外管理層面與工作滿意之間為正向關聯。若依 Cohen（1988）的標準而言，此為大效應量。同質性分析的結果顯示效應量的分配具同質性，故此效應量大略能代表母群的平均數。然而，因 Lipsey 和 Wilson（2001）表示 Q 統計量未達顯著並不保證採取固定效果模式之作法一定正確，在效應量的數目較少，且這些效應量又建立在小樣本之上時，Q 檢定之統計考驗力會較小，因此便無法拒絕同質性之假設。儘管效應量間之變異實際上已超出來自受試者層級之變異。鑑此，本研究再以隨機效果模式分析資料，所得之平均效應量為.5309，且達顯著。因而例外管理層面與工作滿意之間為正向關聯。依 Cohen 的標準而言，此為大效應量。

在例外管理中的「主動」例外管理層面，依固定效果模式之計算結果（如表 11 所示），平均效應量之值為.5306，且達.05 顯著水準。換言之，「主動」例外管理與工作滿意之間為正向關聯。若依隨機效果模式，平均效應量則為.5312。依 Cohen（1988）的標準而言，此亦為大效應量。

在例外管理中的「被動」例外管理層面，固定效果模式的平均效應量之值為.0139，若依隨機效果模式，平均效應量則為.0166。然而，上述兩個平均效應量皆未達.05 顯著水準。換言之，「被動」例外管理與工作滿意之間未具關聯性。

表 11 互易領導各分層面與教師工作滿意相關分析摘要表

	平均效應量 r 值	研究數	同質性分析 Q 值	隨機效果 變異成分 ν_{θ}
後效酬賞		6		
固定效果模式	.5761*		30.6138*	
隨機效果模式	.5756*			.0066
例外管理		4		
固定效果模式	.5312*		7.5147	
隨機效果模式	.5309*			.0023
「主動」		3		
例外管理				
固定效果模式	.5306*		3.1889	
隨機效果模式	.5312*			.0006
「被動」		3		
例外管理				
固定效果模式	.0139	3	248.5448*	
隨機效果模式	.0166			.1258

* $p < .05$

三、綜合討論

以下，茲就本研究所提之問題及相關研究之結果進行探討。

1. 校長轉型領導、交易領導是否與教師工作滿意之間有統計上的顯著相關？

就本研究的結果觀之，在整體轉型領導與工作滿意的關係上，無論採取何種模式進行估計，轉型領導與工作滿意間之平均效應量皆達顯著，數值約為.68。由此可見轉型領導與工作滿意之間具有顯著的正向關聯，且此關聯係屬大效應量。再者，在整體交易領導與工作滿意的關係上，不管採用哪種模式估計，交易領導與工作滿意間之平均效應量亦皆達顯著，數值約為.59。由此可知交易領導與工作滿意之間為顯著的正向關聯，變項之關聯亦為大效應量。歸結言之，整體校長轉型與交易領導兩者皆與教師工作滿意具有顯著的正向關聯，且變項間之關聯皆屬大效應量。

2. 如果確有顯著之統計相關，則其主要相關因素彼此間的關係又為何？

就轉型領導的分層面而言，「建立願景」、「魅力或理想化影響」、「激發鼓舞」、「智識啟發」以及「個別關懷」等所有分層面皆與教師工作滿意成正向關聯。就隨機效果模式的分析結果觀之，各分層面的平均效應量按高低排列順序依序為：智識啟發 (.6419)、個別關懷 (.6220)、建立願景 (.6029)、魅力或理想化影響 (.6010)、激發鼓舞 (.5902)。各分層面相較

下，智識啟發與教師工作滿意的關聯最高，激發鼓舞與教師工作滿意的關聯最低，然各層面之平均效應量相差無幾（皆在.60上下），且變項之關聯皆屬大效應量，由上述可知轉型領導所有的分層面與工作滿意之間皆為正向關聯。

就交易領導的分層面而言，「後效酬賞」與「例外管理」皆與教師工作滿意成正向關聯。就隨機效果模式的分析結果觀之，兩個分層面的平均效應量按高低順序排列依序為後效酬賞（.5756）、例外管理（.5309）。相較下，後效酬賞與工作滿意的關聯較高，例外管理與工作滿意的關聯則較低，然兩者之平均效應量皆屬大效應量，由上述可知交易領導中之「後效酬賞」與「例外管理」分層面與工作滿意之間皆為正向關聯。

此外，就例外管理的分層面而言，由隨機效果模式的結果視之，「主動」例外管理與教師工作滿意成正向關聯（ $r=.5312$ ，且達顯著），「被動」例外管理與教師工作滿意則無甚相關（ $r=.0166$ ，且未達顯著）。就此而論，「主動」例外管理與教師工作滿意的關聯應大於「被動」例外管理與教師工作滿意之關聯性。然而，因本研究發現「被動」例外管理與教師工作滿意無顯著相關是依以下三篇論文進行後設分析所得的結果：廖裕月（1998）的研究發現國小校長的被動例外管理與教師工作滿意之相關值為正向關聯（ $r=.36$ 且達顯著）；蔡進雄（2000）的研究顯示國中校長的被動例外管理與教師工作之間無顯著關聯（ $r=-.02$ 且未達顯著）；范熾文（2002）的研究則得到國小校長被動例外管理與教師工作滿意成負向關聯（ $r=-.30$ 且達顯著）此一結果。

蔡進雄（2000）及范熾文（2002）兩者對此研究結果之解釋乃為：校長採被動例外管理之行為進行領導係屬較為墨守成規、不願改變現狀之作法，等問題浮現才尋求解決之道過於被動、保守，與轉型領導相較下，此種作法較無效能。上述三篇研究所得之結果差異頗大。事實上，本研究在「被動」例外管理的分析上因樣本數較少，且賴以分析的研究在數據上差異極大，故所得之結論應較為保守，此只為暫時性的結論。待日後研究數增多時可再進行分析，以進一步釐清變項間之關聯究係為何。

3.文獻中指出，成功的校長多半同時採用轉型領導與交易領導，此種看法針對教師工作滿意是否成立？

本研究的焦點在探討領導與工作滿意之關聯。因而，未針對轉型與交易領導之關聯進行後設分析，但由所搜集的論文中大略可知轉型領導與交易領導息息相關。如廖裕月（1998）的研究發現轉型和交易領導具有高度正相關，即轉型領導行為表現程度愈高時，交易領導的表現程度亦會較高，可見轉型領導為交易領導之擴充型式，兩種領導行為並非相互排斥。蔡進雄（2000）的研究顯示整體轉型領導與交易領導為正向的關連。朱淑子（2002）的研究得到轉型領導與交易領導有顯著的正向典型相關。范熾文（2002）則發現轉型領導與交易領導兩者成中度正相關。然而，須注意的是，上述蔡進雄（2000）與范熾文

(2002)的研究亦顯示交易領導中之「被動」例外管理與轉型領導的整體及分層面成負相關。

就本研究所得到的結果而言，轉型領導及交易領導兩者與工作滿意之間為正向關聯（除交易領導中之「被動」的例外管理外）。因此，校長在領導時，若想提升教師的工作滿意，不應只偏重一方——如特別偏愛採用轉型領導，而忽略另一種領導。換言之，實應兼重轉型及交易領導。就此而論，成功的校長多半同時採行轉型與交易領導，此種論點在提升教師工作滿意上仍可成立。但值得指出的是，因一些文獻（范熾文，2002；蔡進雄，2000）指出交易領導中之「被動」的例外管理與轉型領導間具有負向關聯，且本研究亦發現「被動」例外管理與教師工作滿意無甚相關。因之，校長在進行「被動」例外管理時便須格外注意，勿因舉措失當，使教師感受到其受到不公正之對待，而造成負面後果。

4.校長轉型、交易領導與教師工作滿意之關聯，就其高低趨勢由後設分析的觀點分析後為何？

就校長轉型及交易領導與教師工作滿意之關聯的高下而言。整體轉型領導與工作滿意的平均效應量約為.68；整體交易領導與工作滿意的平均效應量則大約是.59。轉型領導的分層面與工作滿意的平均效應大略在.59至.65之間；交易領導的分層面與工作滿意的平均效應量則約為.53至.58間——「被動」例外管理與工作滿意之平均效應量約為.01，且未達顯著，為惟一之例外。綜上可知，轉型領導無論在整體與分層上與工作滿意的相關皆高於交易領導與工作滿意之關聯。

在本研究之前，國內僅有賀德潤（1997）採用後設分析的方式來探討領導與工作滿意的關聯。然而，其所分析的乃屬早期領導行為論時期之領導（倡導與關懷型）與工作滿意的關聯。本研究探討的轉型、交易領導則是近年來之新興領導典範。大體而言，本研究與賀德潤的研究結果有相似之處，亦即領導與工作滿意具有正向關聯。然而，本研究除交易領導中之「被動」的例外管理層面外，其餘的平均效應量均比賀德潤的研究（教育組之平均效應量為.4253）來得高。此外，就領導與工作滿意變項間的調節作用而言，本研究發現「問卷回收率」、「研究人數」、「研究區域範圍」及「學校教育層級」等可能扮演變項間調節變項的角色，賀德潤之研究（就教育組而言）顯示「研究人數」及「男性受試所佔比例」為可能的調節變項，兩相對照下，「研究人數」為變項間關聯的調節變項為共通的研究發現。然而，此發現同中有異：本研究發現研究人數愈多時，交易領導與工作滿意的相關亦愈高；賀德潤的研究則顯示研究人數增加時，領導與工作滿意之間的效應量有降低的傾向。綜言之，本研究與賀德潤之研究雖採不同的領導觀去探究領導與工作滿意之關聯，但研究之結果

具高度的同質性，亦即皆肯定領導與工作滿意具顯著的關聯，惟不同的領導方式與工作滿意之相關有大小之別。

伍、結論與建議

一、結論

(一) 校長轉型領導與教師工作滿意之間存在正向關聯，問卷回收率在變項關聯上具有調節作用

就整體校長轉型領導與教師工作滿意之間的關係而言，不管採固定、隨機或混合效果模式皆顯示兩者間為顯著的正向關聯，依 Cohen (1988) 的標準觀之，變項之關聯係屬大效應量。依混合效果模式的結果可知問卷回收率是轉型領導與工作滿意關聯間之調節變項。

(二) 校長轉型領導之所有分層面皆與教師工作滿意成正向關聯

就轉型領導分層面與教師工作滿意的關係而言，不論是依固定或隨機效果模式，「建立願景」、「魅力或理想化影響」、「激發鼓舞」、「智識啟發」以及「個別關懷」等所有分層面皆與教師工作滿意成正向關聯。就 Cohen (1988) 的標準言之，所有變項間之關聯皆屬大效應量。

(三) 校長交易領導與教師工作滿意之間存在正向關聯。研究人數、研究區域範圍、學校教育層級三者皆在變項關聯上具有調節作用

就整體校長交易領導與教師工作滿意之間的關係而論，不管是依固定、隨機或混合效果模式，皆顯示兩者間為顯著的正向關聯，依 Cohen (1988) 的標準視之，變項間之關聯係屬大效應量。依固定或混合效果模式的結果可知研究人數、研究區域範圍、學校教育層級三者為校長交易領導與教師工作滿意關聯間之調節變項。

(四) 校長交易領導中的「後效酬賞」與「例外管理」分層面與教師工作滿意之間存在正向關聯

就交易領導的分層面與教師工作滿意的關係而言，不論是依固定或隨機效果模式，「後效酬賞」及「例外管理」這二個分層面皆與教師工作滿意成正向關聯。就 Cohen (1988) 的標準而論，變項之關聯係為大效應量。

(五) 主動「例外管理」與教師工作滿意之間存在正向關聯。然而，被動「例外管理」與教師工作滿意之間未具關聯性

就交易領導中例外管理的次向度與教師工作滿意的關係而言，不論是依固定或隨機效果模式，「主動」例外管理與工作滿意之間存在正向關聯。依 Cohen (1988) 的標準觀之，變項之關聯係屬大效應量。但「被動」例外管理與工作滿意之間的相關卻未達顯著。然而，因此項分析的樣本數較少（僅三篇），且據以分析的研究數據差異頗大，故此只是暫時性的結論，俟日後研究數累積較多時，可再進行分析，藉以洞悉變項間確切的關聯為何。

(六) 校長轉型領導與交易領導相較下，校長轉型領導與教師工作滿意之關聯性較強

校長轉型、交易領導與教師工作滿意之關聯，其高低趨勢可藉後設分析之方法加以剖析。由本研究的結果觀之，可發現轉型領導無論在整體或分層面上，其與工作滿意的相關皆較交易領導與工作滿意的相關來得高。

二、建議

(一) 實務建議

1. 校長宜兼採轉型與交易領導，用以提升教師之工作滿意

本研究的結果顯示，除交易領導中的「被動」例外管理之外，轉型及交易領導無論在整體或分層面上皆與教師工作滿意間存在顯著的正向關聯，且變項間之關聯皆為大效應量。兩者與教師工作滿意之相關雖有大小之別，但大致上皆為正向關聯。此外，一些實徵研究（如朱淑子，2002，范熾文，2002；廖裕月，1998；蔡進雄，2000）亦顯示轉型與交易領導就整體而言，具有正向關聯。就此而論，轉型與交易領導密不可分、息息相關，兩者實可並行不悖，對教師工作滿意之提升具有相輔相成之效。職是之故，校長若想提升教師的工作滿意度，便須同時將轉型及交易領導兼籌並顧，而非固持非此即彼之思惟，僅強調一者卻偏廢另一方。

2. 校長在領導時應慎思例外管理所生之效應，妥適應用例外管理行為

例外管理係對部屬行為給予負增強的歷程，其手段不外處罰或剝奪獎勵。主動例外管理係在部屬行為過程中預見其錯誤，隨時伺機加以懲戒；被動例外管理則是部屬行為已完成後，對其未達目標之事實予以處罰（秦夢群，2006）。

本研究發現例外管理與教師工作滿意成正向關聯。就其分層面而言，「主動」例外管理與工作滿意有正向關聯，然「被動」例外管理卻與工作滿意無甚相關。若細究三篇探討「被動」例外管理與工作滿意的研究（范熾文，2002；廖裕月，1998；蔡進雄，2000），可知結果相當紛歧（分別呈負相關、正相關、無顯著相關）。因之，校長在領導時實應審慎評析「例外管理」行為所可能造成的影響。

究實而論，解決問題應於問題尚未萌發之前予以處理。正所謂：為之于未有，治之于未亂。校長在領導時若能洞燭機先，先採「主動」例外管理作為，適時提點部屬方為上策。然而，校長終非全知全能者，不可能事事皆能預見、處理教師所生之問題。故而，在領導時亦不時會面臨教師犯錯，無法達成目標之情事，此時終究要採「被動」例外管理之施為。綜上所述，校長在應用時宜以「主動」例外管理為主，即能預見部屬可能的過錯適時予以提點。若部屬的過失已造成，在進行「被動」例外管理時更應慎思而行，以適切的方式匡正其過失，使之心悅臣服、去過從善，再為教育目標之達成共同戮力。

（二）後續研究建議

1. 進行轉型與交易領導之後設分析

許多文獻顯示就整體而言轉型領導與交易領導具有正向關聯，然亦有研究指出兩者具有負向關聯（如 Bogler, 2001）。若細究分層面彼此的關係，可發現交易領導中的「被動」例外管理層面與其他層面間具有負向關聯（如范熾文，2002；蔡進雄，2000）。本研究因將焦點置於領導與工作滿意的關聯之上而未能處理此議題，此有待後續研究者進一步去探究。

2. 探究轉型與交易領導與其他組織行為之關聯

自 1990 年代之後，有關轉型及交易領導的論著如雨後春筍般出現，在教育領導上更成為今時之顯學。目前，國內已累積不少有關轉型、交易領導與其他組織行為變項（如組織文化、組織效能、組織承諾……等）之實徵研究。然而，因每個研究的結果不盡相同，若能進行後設分析之研究，相信將有助吾人更加深入了解變項間的關聯性。

3. 從事交易領導相關研究時，宜將分層面納入變項之內涵

本研究在搜集、分析資料時，發現探討校長交易領導與教師工作滿意的論文數較少。此外，諸多研究只將交易領導區分為後效酬賞與例外管理這二個分層面。實際上，後效酬賞與例外管理二者之下又有各自的分層面，如後效酬賞

可分為「承諾」與「實質」二個面向；例外管理則區分成「主動」及「被動」二個向度。日後的研究若能將這些次向度納入，探究其與其他變項的關聯，此可加深對交易領導的認識，亦有助日後後設分析研究之進行。

4. 採取不同的後設分析方法進行資料分析

在進行後設分析時，可採用的統計分析方式不只一種，不同學者所主張的分析方法亦有所不同。本研究主要係依據 Lipsey 和 Wilson (2001) 所提的後設分析方式進行資料分析，其後設分析之技術較偏向 Rosenthal (1991) 所提出之觀點。事實上，分析時亦可採行不同的作法（如 Hunter & Schmidt, 2004）。若能兼採其他的後設分析技術進行研究，比較不同分析方法所得結果之異同，則所得之研究結論會更加周延。

參考文獻

(打*者為納入後設分析之論文)

- *王秀燕(2004)。臺北縣市國民小學女性校長轉型領導與學校效能關係之研究。台北市立師範學院國民教育研究所碩士論文，未出版，台北市。
- *王金香(2003)。特殊教育學校校長轉型領導與學校效能關係之研究。彰化師範大學特殊教育學系碩士論文，未出版，彰化市。
- *朱淑子(2002)。國小校長轉化領導、互易領導與教師工作滿意關係之研究。台東師範學院教育研究所碩士論文，未出版，台東市。
- *吳明雄(2001)。國民小學校長轉型領導行為與學校效能之研究。台中師範學院國民教育研究所碩士論文，未出版，台中市。
- 吳政達、陳芝仙(2006)。國內有關國中小校長教學領導研究之後設分析。教育學刊，26，47-84。
- *周佳慧(2001)。國小體育教師知覺校長領導風格及工作滿意之相關研究。國立體育學院體育研究所碩士論文，未出版，桃園縣。
- *周昌柏(2005)。國小校長轉型領導、交易領導與教師工作滿意度關係之研究。花蓮師範學院學校行政碩士班碩士論文，未出版，花蓮市。
- 林新發(1983)。五專校長領導方式與教師工作滿足關係之研究。國立台灣師範大學教育研究所碩士論文，未出版，台北市。
- *邱勝濱(2000)。私立高職校長領導行為、領導特質與領導效能關係之研究。彰化師範大學工業教育學系碩士論文，未出版，彰化市。
- *范熾文(2002)。國小校長領導行為、教師組織承諾與學校組織績效之研究。台灣師範大學教育研究所博士論文，未出版，台北市。
- *孫兆霞(2004)。我國公立高級職業學校行政主管領導行為與學校效能關係之研究。彰化師範大學工業教育學系碩士論文，未出版，彰化市。
- 秦夢群(2006)。教育行政—理論部分。台北市：五南。
- *張宏毅(2002)。台北縣市國民小學校長轉型領導與學校效能關係之研究。台北師範學院國民教育研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 張慶勳(2002)。學校組織行為。五南：台北市。
- *張賜光(2004)。桃園縣國中校長轉型領導與學校效能關係之研究。台灣師範大學教育研究所碩士論文，未出版，台北市。
- *梁丁財(2002)。國民小學校長轉型領導與教師工作滿意度關係之研究。台中師範學院國民教育研究所碩士論文，未出版，台中市。
- *梁馨文(2005)。綜合高中校長領導行為、學校組織氣氛及教師工作滿意度關係之研究-以台灣北部六縣市為例。台灣科技大學技術及職業教育研究所碩士論文，未出版，台北市。

- *陳怡如 (2005)。中部地區國民中學女性校長轉型領導與學校效能關係之研究。暨南國際大學教育政策與行政學系碩士論文，未出版，南投縣。
- *陳秋容 (2001)。國民小學校長轉型領導與教師工作滿意關係之研究--以台灣北部五縣市為例。新竹師範學院學校行政碩士班碩士論文，未出版，新竹市。
- 陳淑嬌 (1989)。國民中學校長領導型式、教師工作投入與組織效能關係之研究。高雄師範大學教育學系碩士論文，未出版，高雄市。
- 賀德潤 (1997)。領導行為與工作滿足的整合分析：以國內碩博士論文為例。高雄醫學院行為科學研究所碩士論文，未出版，高雄市。
- *黃種斌 (2005)。桃園縣國民小學校長轉型領導與學校效能關係之研究。新竹教育大學學校行政碩士班碩士論文，未出版，新竹市。
- 葉連祺 (1998)。國內有關學校效能研究之後設分析。國民教育研究學報，4，265-296。
- *廖裕月 (1998)。國小校長轉化領導型式與領導效能之研究：以北部四縣市為例。台北師範學院國民教育研究所碩士論文，未出版，台北市。
- *蔡進雄 (2000)。國民中學校長轉型領導、互易領導、學校文化與學校效能關係之研究。台灣師範大學教育研究所博士論文，未出版，台北市。
- 應立志、鍾燕宜 (2000)。整合分析分法與應用。台北市：華泰。
- 謝文全 (2003)。教育行政學。台北市：高等教育。
- Algaier, C. J. (2003). *Job satisfaction, leadership styles, and teaching practices among CNMI public elementary school teachers*. Unpublished doctoral dissertation, University of San Diego, San Diego, California.
- Amoroso, P. F. (2002). *The impact of principals' transformational leadership behaviors on teacher commitment and teacher job satisfaction*. Unpublished doctoral dissertation, Seton Hall University, South Orange, New Jersey.
- Bare-Oldham, K. M. (1999). *An examination of the perceived leadership styles of Kentucky public school principals as determinants of teacher job satisfaction*. Unpublished doctoral dissertation, West Virginia University, Morgantown, Virginia.
- Bass, B. M. (1985). *Leadership and performance beyond expectations*. New York: Free Press.
- Bass, B. M., & Avolio, B. J. (1990). *Transformational leadership development: Manual for the multifactor leadership questionnaire*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Bogler, R. (2001). The influence of leadership style on teacher job satisfaction. *Educational administration quarterly*, 37 (5), 662-683.
- Chambers, E. A. (2004). An introduction to meta-analysis with articles from the journal of educational research (1992-2002). *The journal of educational research*, 98 (1), 35-44.

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Felton, S. L. (1995). *Transactional and transformational leadership and teacher job satisfaction*. Unpublished doctoral dissertation, The University of Mississippi, Oxford, Mississippi.
- Field, A. P. (2001). Meta-analysis of correlation coefficients: A Monte Carlo comparison of fixed- and random-effects methods. *Psychological methods*, 6 (2) , 161-180.
- Field, A. P. (2003). The problems in using fixed-effects models of meta-analysis on real-world data. *Understanding statistics*, 2 (2) , 105-124.
- Hatchet, M. E. (1995). *An analysis of teacher empowerment, transformation leadership and job satisfaction in the elementary school*. Unpublished Doctoral Dissertation, The Florida State University, Tallahassee, Florida.
- Hedges, L. V., & Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis*. New York: Academic Press.
- Hedges, L. V., & Vevea, J. L. (1988). Fixed- and random-effects models in meta-analysis. *Psychological methods*, 3 (4) , 486-504.
- Hoy, W. K., & Miskel, C. G. (2001). *Educational administration: Theory, research, and practice*. New York: McGraw-Hill.
- Hunter, J. E., & Schmidt, F. L. (2004). *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Lipsey, M. W., & Wilson, D. B. (2001). *Practical meta-analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Martino, A. M. (2003). *Leadership styles, teacher empowerment, and job satisfaction in public elementary schools*. Unpublished doctoral dissertation, St. John's University, New York.
- Robbins, S. P. (2001). *Organizational behavior* (9th ed.) . Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Robinson, G. H. (1995). *A study of the relationship of leadership styles of principals and teacher job satisfaction*. Unpublished doctoral dissertation, University of Arkansas, Fayetteville, Arkansas.
- Rosenthal, R. (1991). *Meta-analytic procedures for social research*. Beverly Hill, CA: Sage.
- Schulze, R. (2004). *Meta-analysis: A comparison approaches*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Wang, M. C., & Bushman, B. J. (1999). *Integrating results through meta-analytic review using sas software*. Cary, NC: Sas Institute.

