

# 國民小學校長教學領導、教師協作及教師自我效能 對教師專業發展活動參與之多層次研究—— 以 TALIS 2018 臺灣為例

沈昕儀

國立臺南大學教育學系  
教育經營與管理碩士

蕭佳純\*

國立臺南大學  
教育學系教授

## 摘要

本研究旨在探討國小校長教學領導、教師協作及教師自我效能對教師專業發展活動參與的影響，並以教師協作及教師自我效能為中介變項，探討校長教學領導透過教師協作對教師專業發展活動參與的影響，以及教師協作透過教師自我效能對教師專業發展活動參與的影響，此外，再以校長教學領導為調節變項，探討校長教學領導在教師自我效能與教師專業發展活動參與間的調節效果。研究對象為參與 2018「教學與學習國際調查」(Teaching and Learning International Survey, TALIS) 的臺灣國民小學的校長與教師，共 200 位校長及 3,494 位教師，並運用階層線性模型(Hierarchical Linear Modeling, HLM)來進行多層次分析，探討教師層次與學校層次變項對教師專業發展活動參與的影響。研究結果發現：一、教師自我效能對教師專業發展活動參與有直接影響；二、學校領導對教師專業發展活動參與有正向影響；三、教師專業合作對教師專業發展活動參與有正向影響；四、學校領導對教師協作有正向影響；五、教師協作對班級經營與課堂教學有正向影響；六、教師專業合作會透過課堂教學對教師專業發展活動參與產生間接影響；七、學校領導會在教師自我效能與教師專業發展活動參與間扮演調節的角色；八、校長領導會透過教師專業合作對教師專業發展活動參與產生間接影響。

**關鍵詞：**校長教學領導、教師自我效能、教師協作、教師專業發展活動參與

---

\* 通訊作者：蕭佳純，Email: 3687108@yahoo.com.tw

來稿日期：2025 年 1 月 26 日；修稿日期：2025 年 3 月 31 日；採用日期：2025 年 4 月 11 日

本文為碩士論文改寫

# **Multi-Level of Elementary School Principal Instructional Leadership, School Teachers Collaboration, Teacher Self-Efficacy, and Teachers' Participation in Professional Development Activities— Using the Data of TALIS 2018 Taiwan**

Hsin-Yi Shen

Master in Educational Entrepreneurship  
and Management, Department of Education,  
National University of Tainan

Chia-Chun Hsiao<sup>\*</sup>

Professor, Department of Education,  
National University of Tainan

## **Abstract**

This study aims to explore the influence of elementary school principals' instructional leadership, teacher collaboration, and teacher self-efficacy on participation in professional development activities. With teacher collaboration and self-efficacy as mediating variables, it examines the effects of principals' instructional leadership on teacher participation in professional development through collaboration and the impact of collaboration on participation via self-efficacy. Additionally, it investigates the moderating effect of principals' instructional leadership on the relationship between teacher self-efficacy and professional development participation. The study focuses on principals and teachers from Taiwanese elementary schools participating in the 2018 Teaching and Learning International Survey (TALIS), including 200 principals and 3,494 teachers. Hierarchical Linear Modeling (HLM) was employed for multi-level analysis to examine the influence of variables across teacher and school levels. The findings include: 1. Teacher self-efficacy directly influences participation in professional development activities; 2. School leadership positively impacts professional development participation; 3. Teacher collaboration has a positive effect on professional development participation; 4. School leadership enhances teacher collaboration; 5. Teacher collaboration positively affects classroom management and teaching practices; 6. Professional

---

<sup>\*</sup> Corresponding author: Chia-Chun Hsiao, E-mail: 3687108@yahoo.com.tw

Manuscript received: January 26, 2025; Modified: March 31, 2025; Accepted: April 11, 2025

This article is a revised version of a master's thesis

collaboration indirectly influences participation in professional development through classroom teaching; 7. School leadership moderates the relationship between teacher self-efficacy and professional development participation; and 8. Principals' leadership indirectly affects participation through professional collaboration.

**Keywords:** Principals' Instructional Leadership, Teachers' Self-Efficacy, Teacher Collaboration, Teachers' Participation in Professional Development Activities

## 壹、研究背景與重要性

自2014年全面推行「十二年國民基本教育」以來，我國教育改革的基本理念強調「自發、互動、共好」，希望以學生為中心，鼓勵終身學習，讓每位學生都能適性發展。然而，少子化的挑戰使學生人數逐年減少，在這樣的環境下，教師作為教育改革的核心力量，不僅是教學的執行者，更是課程設計與教學創新的推動者。因此，提升教師專業能力成為當前教育改革的重要課題，而持續參與教師專業發展（teacher professional development）活動則是教師專業成長的關鍵途徑（教育部，2014）。

教師專業發展的主要目的是提升教師的教學能力，進而改善學生的學習成效（孫志麟，2022）。良好的專業發展不僅能提高教師教學效能，也能增進教師的自我效能感（teacher self-efficacy），並促進學生學業成就（Shahzad & Naureen, 2017）。因此，探討教師專業發展活動參與的影響因素不僅具有理論意義，也具有實踐價值。教師專業發展活動參與被視為提升教學效能與學生學習成效的重要途徑，然而，教師專業發展的影響因素尚需進一步探討，特別是跨層次變項的影響。

在教師個人層次的影響因素方面，自我效能仍是被廣為討論的重要變項。教師自我效能是指教師對自身教學能力的主觀信念，與學生學習成效、學校進步及教育革新息息相關（吳清山，2002）。根據Bandura（1986）的社會認知理論，自我效能會影響個體的行為表現、努力程度與持續力，進而影響其教學策略的運用及教學成效。當一位教師的自我效能高，便能更加投入在專業發展活動之中，自我效能較高的教師對學生的需求與他們所經歷的專業發展有更全面和包容的理解，更能以互惠互利的方式與其他教師互動，並在專業發展的歷程中更多扮演的是主動參與而非被動角色（Woodcock & Hardy, 2025）。因此本研究目的一為探究教師自我效能對專業發展活動參與的影響。

校長在學校中的領導角色對於教師的專業發展具有重要影響（Liu & Hallinger, 2018）。根據李安明（1997）的研究，校長教學領導的六個層面包括：發展教學任務與目標、確保課程與教學品質、促進教師專業成長等。其中，「促進教師專業成長」是校長教學領導的重要指標，體現了校長如何通過支持教師參與專業發展活動，促進教師教學效能與學校整體教育品質的提升。在內涵方面，根據吳勁甫（2020）、賴協志（2020）及張文權與范熾文（2022）的研究可以看出，最常被提到的內涵之一便是「支持教師專業發展與成長」，因此校長的教學領導可以通過多種方式影響教師專業發展活動的參與，例如提供資源支持、安排進修計畫、營造協作文化等。此外，校長教學領導也被視為教師自我效能的重要促進因素，能夠通過激勵教師的信心來提升其參與專業發展的動機（Cansoy & Parlar, 2018）。然而，現有研究對校長領導的多層次

效應，特別是在學校層次的校長教學領導如何影響教師層次的專業發展活動參與，仍有不足之處。校長作為學校的領導者，其教學領導行為對教師專業發展的支持與激勵作用不容忽視。因此本研究目的二為討論校長教學領導對教師專業發展活動參與的影響。

在學校層次的因素中，除了校長的教學領導之外，教師協作（teacher collaboration）也是重要的因素。在現代教育場域中，教師面臨的挑戰日益多元且複雜，僅靠個人努力已無法應對這些挑戰。因此，教師間的專業協作成為促進教師專業發展的重要途徑。教師協作包括教師之間的經驗分享、共同備課、課堂觀摩與回饋等，是教師專業發展的基石（謝傳崇、陳雨然，2023）。研究發現，教師協作能提升教師的工作滿意度和自我效能感（張存真等人，2022）。特別是在充滿協作氣氛的學校中，教師自我效能感與專業發展活動參與意願皆顯著提升（Organization for Economic Co-operation and Development [OECD], 2019）。然而，過去對教師協作的研究多著眼於教師層次的協作互動，如研究指出教師協作可以影響教師自我效能（丁一顧，2014；張存真等人，2022；Chong & Kong, 2012）及對學生學習的影響，如林昭良（2021）指出，不同領域和不同專長的教師們透過互動與交流進行共同備課，可以有效地促進學生間的參與及反思，優化學習氣氛及提高學生學習成就。但對於教師本身專業成長的影響卻少有研究著墨，且將教師協作拉至學校層次之研究更是少見。因此學校層次的教師協作是否會對專業發展活動參與產生影響值得深入探討。所以本研究目的三為討論教師協作對於專業發展活動參與的直接影響。

綜合來看，本研究探究影響教師專業發展活動的因素共有三個，分別是個人層次的自我效能、學校層次的校長教學領導以及教師協作，這三個變項對於專業發展活動的影響除了直接影響之外，更可能有不同的關聯。例如，校長教學領導是否也可能影響教師協作，此為本研究的目的四；教師協作是否會對教師自我效能有正向影響，此為本研究的目的五；教師協作是否會透過教師自我效能對教師專業發展活動參與產生間接影響，此為本研究的目的六；校長教學領導是否會在教師自我效能與教師專業發展活動參與間扮演正向調節角色，此為本研究的目的七；以及校長教學領導是否會透過教師協作對教師專業發展活動參與產生間接影響，此為本研究的目的八。各目的的緣由，將在文獻探討時做較為詳盡的說明。

本研究所使用的「教學與學習國際調查」（Teaching and Learning International Survey, TALIS）資料庫是由經濟合作暨發展組織（OECD）規劃執行的國際性教育調查，涵蓋教師及校長在教育現場的多元面向，特別是教師專業發展類型與需求、教師自我效能及學校的政策與領導模式等。該調查於2008年首度進行，當時共有24個國家參加，往後每隔5年進行一次調查，在2018年，參與國已增加至48國，包含日本、韓國、新加坡、法國、英格蘭、西班牙、荷蘭、美國等多個國家，提供廣泛的跨國比較數據。這使得研究者能夠分析不同國家或地區間

的異同，進一步驗證特定教育現象的普遍性與文化脈絡影響。而在量表信效度的部分，TALIS 2018的量表以驗證性因素分析（Confirmatory Factor Analysis, CFA）為建立基礎（柯華葳等人，2019）。在2018年的TALIS調查中，臺灣首次參與，並針對國小、國中與高中教育階段進行問卷調查。因為其具有階層性（hierarchical structure）的特點，即教師層級（個體層級）嵌套於學校層級同時蒐集學校層次與教師層次的資料，並能進行校長與教師配對分析，使其適合採用階層線性模型（Hierarchical Linear Modeling, HLM）來分析，為跨層次研究提供了理想的數據來源。因此，本研究將基於TALIS 2018的臺灣數據，分析國小層次的校長教學領導與教師協作，以及教師層次的自我效能與專業發展活動參與之間的關係。

## 貳、文獻探討與假設推導

### 一、教師自我效能對教師專業發展活動參與影響之假設推導

教師專業發展是一個持續且多元的動態過程，需結合學習、探究與自我反省，以全面提升專業水平及促進學生學習與組織進步（孫志麟，2022）。而有學者根據Bandura（1986）的社會認知理論，發展出有關教師的自我效能之定義，所謂教師自我效能是指教師相信自己能成功完成任務的信念，對其動機、努力與行為有重要影響（蕭佳純，2023）。當自我效能作用在教師身上時，會影響教師們對於課程、教材教法以及教學目標的選擇，並且在決定課程規劃後在教學過程中運用班級經營的能力堅守自己的選擇並付出努力，在教學上對自己有能力讓學生積極參與課堂並達到教師預期的效果抱有信念感與自信心，最終能成功的完成教學的任務。簡而言之，自我效能會影響教師在課堂中的教學實踐、個人和集體的的努力，以及在教育專業中的堅持（Martin & Mulvihill, 2019）。從上述的教師自我效能影響教師行為過程中可以得出教師自我效能所包含的內涵可分為課堂教學、課室管理與學生參與三個部分（蕭佳純，2023），而這些內涵與本研究所採用的TALIS 2018將自我效能分為三大內涵相呼應。研究顯示，高自我效能的教師更積極參與專業發展活動，進而提升教學信心與專業能力，因為自我效能感高的教師擁有更出色的表現，因此更傾向參與專業發展（謝傳崇、陳雨然，2023；Bray-Clark & Bates, 2003）。國外學者也曾引用Bandura所提到的，個人的自我效能也會對個人的行為和認知過程造成影響，因此不同程度自我效能的教師在活動選擇上也會有所不同，高自我效能的人往往更樂於參與有挑戰性的活動（Nabavi & Bijandi, 2012）。國內學者也支持教師自我效能與專業發展活動參與之間的正向關係，兩者可能互相影響。當教師自我效能較高時，更能主動投入專業發展，對學生需求及教學改進具更全面的理解，並促進教師間的互動與合作（蕭佳純，2023；Woodcock & Hardy, 2025）。因此，本研究發展研究假設一，教師自我效能會對教師專業發展活動參與有正向影響。

## 二、校長教學領導對教師專業發展活動參與影響之假設推導

校長教學領導旨在提升教學與學習，強調共同願景、合作計畫與教學改進，並支持教師專業發展以促進學校學習氛圍（張存真等人，2022；Brolund, 2016）。相關研究普遍將教師專業發展視為校長教學領導的重要內容，顯示兩者關係緊密，並指出校長的鼓勵與參與能激發教師專業成長，形成良性循環；在提到校長教學領導的內涵時，更是有許多研究都將鼓勵與促進教師的專業發展納入其中（吳勁甫，2020；張文權、范熾文，2022；劉鎮寧，2016；賴協志，2020）。因此，本研究發展研究假設二，校長教學領導會對教師專業發展活動參與有正向影響。

## 三、教師協作對教師專業發展活動參與影響之假設推導

教師協作是教師間水平與垂直合作的模式，促進課程規劃、教學觀摩與經驗分享，並透過互相支持與集思廣益，兼顧個人需求與團隊合作（張文權、范熾文，2022；Glazier et al., 2017）。因應《十二年國民基本教育課程綱要》（簡稱108課綱）實施，教師共同設計課程與高層次協作的機會增加，有助於建立專業發展社群的連結，進一步提升教師參與專業發展的動力，因此建立校內教師協作文化與連結網絡至關重要，這能鼓勵教師間的同儕學習、專業對話與反思，促進專業發展社群的持續成長（阮孝齊、蔡進雄，2022；孫志麟，2022）。教師協作被視為促進教師專業發展的重要趨勢，其特性吸引教師參與並提升專業發展成效，反映出兩者的密切關係（張文權、范熾文，2022；Darling-Hammond et al., 2017）。在張文權與范熾文（2022）研究中也使用了「認同一符合」程度分析研究教師專業素養的各個層面，其中「教師社群與協作成爲」落在持續保持區，表示教師對於相互協作共同發展專業成長有高度的認同。而Kafyulilo（2013）使用文獻回顧法蒐集並分析了多個與教師協作相關的研究，發現教師協作可以作為提升教師專業發展的方式，在該研究中提出了四種教師協作可用於教師專業發展的形式，包括：實踐社群（community of practice）、教學研究小組（lesson study group）、專業學習社群（professional learning communities）和教師設計團隊（teacher design teams），結果顯示這些教師協作的方式可以提高教師的專業能力及自信心。據此，本研究發展假設三，教師協作會對教師專業發展活動參與有正向影響。

## 四、校長教學領導對教師協作影響之假設推導

校長在學校中扮演關鍵角色，能透過開放思維廣徵創新觀念與技術，促進教師間的想法與技術共享，加強彼此連結（劉鎮寧，2020）。多項研究顯示，校長的教學領導對教師協作具有顯著的直接影響。不僅能直接促進教師間的協作，還能透過教師協作間接提升學生的學習成

就。同時，研究也指出教師協作有助於提升教師的集體效能。在教育現場，高效的合作是成功的關鍵，教師若單打獨鬥，其成效往往不及團隊合作的效果來得顯著。校長的支持對於教師協作社群的發展至關重要，透過適當的時間規劃和引導，校長可以幫助教師掌握合作所需的策略與技巧，進一步提升協作的效率與成效（R. Goddard et al., 2015; Miller et al., 2010; Sterrett et al., 2018）。因此，本研究發展出第四個假設，校長教學領導會對教師協作有正向影響。

## 五、教師協作對教師自我效能影響之假設推導

Nabavi與Bijandi（2012）說明在Bandura（1986）的著作中提到了影響自我效能的因素，分別有觀察學習、社會比較與口頭勸說，這三個因素可以看出環境對於個人的影響會造成自我效能不同。教師專業學習社群是促進教師協作的重要工具，有效的專業學習社群能加強教師間的協作，並對教師自我效能產生正向影響。過去研究曾表明教師協作與教師自我效能之間存在正向關係，教師在協作和協同學習過程中能增強自我效能，也就是說教師在社群中協作能提升所有成員的自我效能（Battersby & Verdi, 2015; Chong & Kong, 2012; Sehgal et al., 2017; Voelkel & Chrispeels, 2017）。因此，本研究的假設五為教師協作會對教師自我效能有正向影響。

## 六、教師協作透過教師自我效能對教師專業發展活動參與產生影響之假設推導

Nabavi與Bijandi（2012）針對Bandura（1986）提出的社會學習理論作出整理，他們指出個人、行為與環境三個因素間有著不可分離的交互作用，除了環境的影響外，個人的認知也是選擇行為的重要因素。曾有研究指出，教師間的連結與協作可以增強教師們自我效能，進而構成有效的專業發展活動，因此我們也可以說，教師們的協作可以作為提升教師自我效能的工具，並且經過利用教師協作來提升教師自我效能後，才有辦法建立有效的專業發展。教師們進行協作便可以利用同儕互相提供的資源與幫助來得到自我的提升，從而更投入地工作，這些工作指的不僅是教學，更包含參與一些與教學相關的專業發展（教師法，2019；Cai et al., 2022; Chong & Kong, 2012）。因此，本研究發展出假設六：教師協作會透過教師自我效能對教師專業發展活動參與產生間接影響。

## 七、校長教學領導在教師自我效能與教師專業發展活動參與間產生調節作用之假設推導

個人因素在不同環境中會因與環境因素的交互作用影響行為，這種交互作用即為調節效果（蕭佳純，2022）。根據蕭佳純（2023）的研究，教師參與專業發展活動受個人因素與學校環境因素的交互影響。例如，自我效能高的教師通常對教學有信心，具內在動機與責任感，傾向主動參與專業發展活動以提升教學能力。若校長教學領導能實際支持，減少教師教學負擔，

並直接鼓勵參與專業發展活動，可有效調節教師自我效能對活動參與的影響。因此，本研究將校長教學領導（學校層次因素）、教師自我效能與專業發展活動參與（教師層次因素）納入考量，探討其交互作用對專業發展活動參與的影響，並發展假設七：校長教學領導會在教師自我效能與教師專業發展活動參與間扮演正向調節角色。

## 八、校長教學領導透過教師協作對教師專業發展活動參與產生影響之假設推導

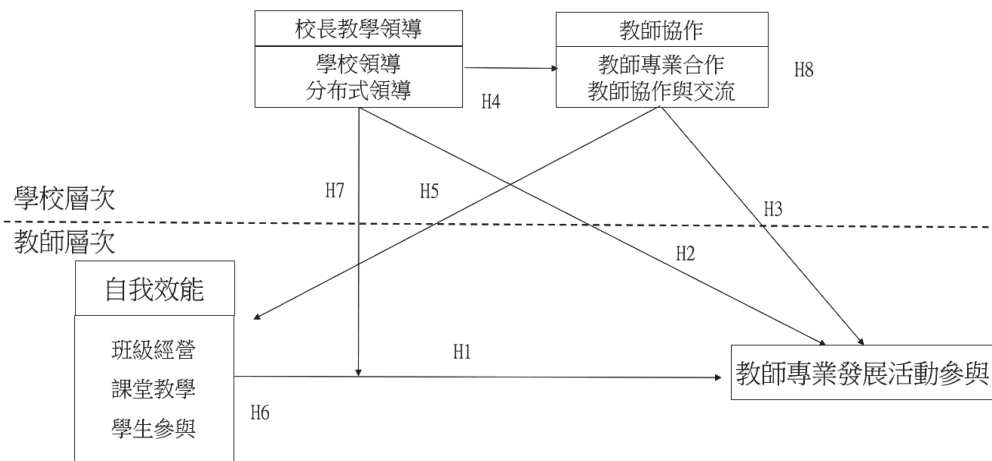
過去研究指出，學校行政主管應營造協作氛圍，提供教師充足時間進行課程設計討論或學習新知。因此，校長若能運用教學領導，透過提供有用回饋及建設性問題，能有效促進學習氛圍。也可以說，校長領導對教師合作與學習有催化作用，可透過支持營造合作學習氛圍。過去研究顯示，校長教學領導能促進教師間的協作與支持，進一步提高教師參與專業發展活動的可能性（黃易文、湯家偉，2019；Chong & Kong, 2012; Park & Ham, 2016）。此外，Y. L. Goddard等人（2010）及Çoban與Atasoy（2020）已證明教師協作在校長教學領導與學生學習成就或組織創新間的中介效果。然而，校長教學領導是否透過教師協作影響教師專業發展活動參與的討論相對稀少，且少有研究將教師協作作為學校層次變項探討，因此本研究第八個假設為校長教學領導會透過教師協作對教師專業發展活動參與產生間接影響。

## 參、研究設計

### 一、研究架構

本文研究架構如圖1。

圖1  
研究架構圖



## 二、研究對象

臺灣於TALIS 2018調查中，國民小學接受訪問調查共計200所，接受訪問調查之國民小學教師共計3,494人，及臺灣國小校長共200位（如表1）。

表1  
樣本基本資料分配表

身分別	背景變項	類別	人數	百分比
教師	性別	男	925	27.7%
		女	2,420	72.3%
	學歷	五專、三專或二專以上	10	0.3%
		二技或四技	7	0.2%
		學士	1,347	40.3%
		碩士	1,964	58.7%
		博士	17	0.5%
校長	性別	男	130	65.0%
		女	70	35.0%
	學歷	高中或高職以下	1	0.5%
		學士	12	6.0%
		碩士	171	85.5%
		博士	16	8.0%

## 三、研究工具

### （一）校長教學領導量表

本量表根據TALIS 2018分為「學校領導」與「分布式領導」兩個構面，分別是「學校領導」構面（3題），包含：「我採取行動支持教師們彼此合作以發展新的教學作為」、「我採取行動確保教師視改善教學技巧為己任」及「我採取行動確保教師視學生的學習成果為己任」；與「分布式領導」構面（3題），包含：「本校讓教職員工有機會積極參與學校決策」、「本校讓父母或監護人有機會積極參與學校決策」及「對於學校事務，本校有相互分擔責任的文化」。本量表的構面內部一致性信度（Cronbach's  $\alpha$ ）分別為：學校領導 .845、分布式領導 .717。在模式的基本適配度考驗方面，校長教學領導量表誤差變異介於 .113-.229之間，沒有負的誤差變異； $t$ 值介於6.412-10.215之間，大於1.960，達顯著標準；因素負荷量介於 .692-.878之間，符合 .500-.950的標準，因此理論模式符合適配標準（吳明隆，2009）。而

在模式的整體適配度考驗方面，此量表的 $\chi^2 = 13.920$ ， $p = .038$ ，未達到顯著， $df = 8$ ， $\chi^2/df = 1.740$ ，且本研究均方根殘差值（Root Mean Square Residual, RMR）= .016小於 .050的標準，且近似均方根誤差（Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA）= .061介於 .050–.080之間，表示具有良好的適配。接著要看的是模式配適度（Goodness of Fit Index, GFI），當GFI值接近1時，表示模型擁有較佳的適配程度；反之，則顯示模型的適配程度較差，因此通常會以 .900作為衡量的標準（黃芳銘，2007）。而本研究的GFI = .978、AGFI（Adjusted Goodness of Fit Index）= .942皆達到 .900的標準，表示假設模式的適配度良好且可以解釋觀察資料共變異數的程度佳。相對適配度考驗指標方面：NFI（Normed Fit Index）= .966、CFI（Comparative Fit Index）= .985、IFI（Incremental Fit Index）= .985、RFI（Relative Fit Index）= .936，皆達 .900的標準，顯示模式適配度良好。

## （二）教師協作量表

本量表根據TALIS 2018分為兩個構面，分別是「教師專業合作」（3題），包含：「在同一個班級有一組教師共同教學」、「觀察其他教師的教學並提供回饋」及「進行跨班與跨年級的共同活動（例如：專題）」；以及「教師協作與交流」（4題）構面，包含：「跟同事交換教材」、「參與討論特定學生的學習發展」、「與本校其他教師一起確認學生評量的共同標準」及「出席小組會議」。本量表的構面內部一致性信度分別為：教師專業合作 .743、教師協作交流 .815。在模式的基本適配度考驗方面，教師協作量表誤差變異介於0.242–1.296之間，沒有負的誤差變異； $t$ 值介於31.821–40.551之間，大於1.960的水準且達顯著標準；因素負荷量介於 .679–.852之間，符合 .500–.950的標準，因此理論模式符合適配標準（吳明隆，2009）。而在模式的整體適配度考驗方面，此量表的 $\chi^2 = 96.246$ ， $p = .000$ ，達到顯著， $df = 13$ ， $\chi^2/df = 7.404$ 。值得注意的是，卡方值容易受到樣本數的影響，特別是在大樣本研究中，卡方值很容易達到顯著水平。由於本研究樣本數較多，單純依賴卡方值可能導致誤判，因此同時參考其他適配度指標來進行更全面的模式評估，這樣可以確保對模式適配度的判斷更加準確和可靠（吳明隆，2009）。本研究之RMR = .039小於 .050的標準，且RMSEA = .044小於 .050，為非常良好的適配度。接著，本研究的模式GFI = .992、AGFI = .983皆達到 .900的標準，表示假設模式的適配度良好且可以解釋觀察資料共變異數的程度佳。相對適配度考驗指標方面：NFI = .988、CFI = .990、IFI = .990、RFI = .981，皆達 .900的標準，顯示模式適配度良好。

## （三）教師自我效能

本量表根據TALIS 2018分為「班級經營」（4題），包含：「控制教室裡的干擾行為」、「清楚表達我對學生行為的期望」、「讓學生遵守教室規則」及「讓有干擾行為或吵雜的學

生安靜下來」；「學生參與」（4題），包含：「為學生精心設計良好的問題」、「使用多元的評量策略」、「例如在學生有疑惑時能提供不同的解釋」及「在課堂中使用多元的教學策略」；與「課堂教學」（3題），包含：「幫助學生重視學習」、「激勵對課業興趣低的學生」及「協助學生進行批判性思考」三個構面。本量表的構面內部一致性信度分別為：班級經營 .870、學生參與 .739、課堂教學 .838。在模式的基本適配度考驗方面，教師自我效能量表誤差變異介於 .105–.300之間，沒有負的誤差變異； $t$ 值介於42.309–53.936之間，大於1.960的水準且達顯著標準；因素負荷量介於 .617–.846之間，符合 .500–.950的標準，因此理論模式符合適配標準（吳明隆，2009）。而在模式的整體適配度考驗方面，本研究之RMR = .022小於 .050的標準，而RMSEA = .099稍大於 .080的標準，因此模式的適配度大致良好。接著，本研究的模式GFI = .917達到 .900的標準、AGFI = .873也非常接近 .900，表示假設模式的適配度大致良好且可以解釋觀察資料共變異數的程度不錯。相對適配度考驗指標方面：NFI = .925、CFI = .927、IFI = .927、RFI = .903，皆達 .900的標準，顯示模式適配度良好。

#### （四）教師專業發展活動參與

在TALIS問卷中，對於教師專業發展活動參與的題目採用教師問卷的第22題量表，該題量測不同類型的專業發展活動，專業發展活動包含「面對面的實體課程／專題研討」、「線上課程／專題研討」、「由教師、校長和（或）研究人員在教育會議上介紹他們的研究或討論教育議題」、「正式的資格證照課程（例如：學位課程）」、「參觀訪視其他學校」、「參觀訪視商業機構、公立機關、非政府組織機關」、「學校正式安排的同儕和（或）透過錄影的自我觀摩活動及輔導」、「參與特別針對教師專業發展的教師社群」、「閱讀專業文獻」及「其他」10題。該題為兩點量表，答案選項為「是」及「否」，若答案為「是」表示該名教師參與過該類型的專業發展活動，反之「否」則為未參加過。在原始資料中，「是」的編碼為1，「否」的編碼為2。為方便計算總分，研究者將「是」的編碼維持在1，而「否」則改為0，而後將分數加總得到教師專業發展活動參與之總分，因此教師專業發展活動參與最低分為零分，表示該教師並未參與任何專業發展活動，滿分為10分，表示教師專業發展活動參與度最高。

## 四、研究方法

本研究使用HLM分析教師專業發展活動的影響因素，並透過SPSS進行數據前處理與描述性統計分析。由於TALIS 2018數據具階層結構（即教師嵌套於學校之中），傳統回歸分析可能違反獨立性假設，因此HLM能有效處理群組內相關性問題，提高估計的準確性。本研究首先使用SPSS進行數據清理、變數篩選與描述性統計。接著，在HLM 6.02軟體中建立HLM，從虛無模型（null model）開始，逐步納入教師與學校層級變數，建構完整模型，以評估教師協作、

教師自我效能及校長教學領導對教師專業發展活動參與的影響。本研究方法適用於TALIS 2018這類多層次數據，能有效控制群組內相關性問題，提高統計推論的準確性，並確保結果的穩健性。

## 肆、研究結果與討論

### 一、HLM分析

由於本研究的設計包含個體層面（教師）與組織層面（校長），且資料結構也呈現出跨層次的特性，為了分析不同層面變項之間的影響，研究面以HLM驗證校長教學領導及教師自我效能對教師專業發展活動參與之影響，所有變項的各構面之平均數、標準差與相關矩陣如表2所示。本研究參考蕭佳純（2020）有關多層次分析書籍中的建議，分為虛無模式、隨機係數模式、截距預測模式與斜率預測模式四個步驟對研究假設進行檢驗。

#### （一）虛無模式

本研究採HLM來瞭解國小教師的自我效能各構面與教師的教師專業發展活動參與間，是否可透過校長教學領導之各構面的調節效果產生影響。在分析資料前，需先以虛無模式確認計算組內之相關係數（Intraclass Correlation Coefficient, ICC）來瞭解個體間相依的程度。而有關ICC的檢驗，不同學者有不同見解，例如Maas與Hox（2004）建議是ICC應大於.100較好，此外學者Cohen在1988年提出ICC應大於.059，表示組內相關達到中度以上標準，且該模式可以考慮使用HLM而非僅為一般迴歸模式作分析（蕭佳純，2020），而本研究採用.059為標準。因此，本研究將以教師的教師專業發展活動參與為結果變項，進行虛無模式檢驗。在跨層次分析過程中，由於本研究推論個人層面與組織層面變項會對教師專業發展活動參與產生影響，為了

表2  
變項之敘述統計分析摘要

變項	M	SD	Y	X1	X2	X3	Z1	Z2	Z3	Z4
教師專業發展活動參與Y	5.81	2.38	—							
班級經營X1	3.32	0.53	.054**	—						
課堂教學X2	3.12	0.51	.172***	.614***	—					
學生參與X3	3.11	0.53	.146***	.655***	.736***	—				
教師專業合作Z1	3.57	0.41	.089***	.036*	.099***	.045**	—			
教師協作與交流Z2	2.77	0.44	.175***	.008	.097***	.046**	.645***	—		
學校領導Z3	2.96	0.58	.054**	.018	.066***	.043*	.241***	.236***	—	
分布式領導Z4	3.10	0.42	.013	.001	.006	.017	.129***	.141***	.259***	—

註：X、Y為教師層次變項，Z為學校層次變項；\*  $p < .05$ ，\*\*  $p < .01$ ，\*\*\*  $p < .001$ 。

檢驗跨層次效果是否存在，必須先檢視結果變項存在著組間與組內變異。模式分析結果如下：

教師專業發展活動參與之虛無模式

$$\text{Level-1: 教師專業發展活動參與}_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$$

$$\text{Level-2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

研究結果如表3所示，教師專業發展活動參與的群間變異成分顯著地異於0 ( $\chi^2 = 478.165$ ， $df = 199$ ， $p = .000$ )，而群內變異成分值為5.161。由以上分析可知，教師專業發展活動參與有7.7%的變異存在於不同學校之間 ( $ICC = 0.432 / (0.432 + 5.161) = 0.077$ )，達 .059標準，表示教師專業發展活動參與在不同社群間的差異不可忽視，且達到顯著異於0的水準，顯示教師專業發展活動參與存在群內與群間變異，也就是說，不同學校間教師的平均教師專業發展活動參與有顯著差異。此外，樣本平均值的信度為 .571。

表3  
教師專業發展活動參與虛無模式摘要表

固定效果	$\gamma$ 係數	SE	p
$\gamma_{00}$	5.880	.061	.000***
隨機效果	變異量分析	$\chi^2$	p
$r_{ij}$	5.161		
$u_{0j}$	0.432	478.006	.000***

註：\*\*\* $p < .001$ 。

## (二) 隨機係數模式

在確定教師專業發展活動參與存在著組間與組內變異後，本研究以隨機係數模式，來檢驗個人層次的前置變項（教師自我效能）是否會影響教師專業發展活動參與的表現程度。此模式旨在檢視個人層次的截距與斜率是否存在，而模式中的 $\gamma_{10}$ 、 $\gamma_{20}$ 、 $\gamma_{30}$ ，分別代表個人層次變項對於結果變項之斜率，若參數估計達顯著水準，則表示個人層次的前置變項對教師專業發展活動參與具有顯著影響。其分析結果如下：

教師專業發展活動參與之隨機係數模式

$$\text{Level-1: 教師專業發展活動參與}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}\text{班級經營}_{ij} + \beta_{2j}\text{課堂教學}_{ij} + \beta_{3j}\text{學生參與}_{ij} + r_{ij}$$

$$\text{Level-2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + u_{2j}$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30} + u_{3j}$$

首先，由表4可知，教師專業發展活動參與方面，個人層次的班級經營、課堂教學、學生參與皆達顯著水準（ $\gamma_{10} = -0.399$ ， $SE = .102$ ， $p = .000$ ； $\gamma_{20} = 0.699$ ， $SE = .119$ ， $p = .000$ ； $\gamma_{30} = 0.406$ ， $SE = .120$ ， $p = .001$ ），表示教師自我效能中的班級經營（X1）、課堂教學（X2）、學生參與（X3）對教師專業發展活動參與（Y）有顯著影響。層次一變數群對教師專業發展活動參與的解釋量 $R^2$ 經計算後為4.7%（ $(5.161 - 4.919) / 5.161 = 0.047$ ）。另外，在隨機效果變異成分判斷上，截距項的變異成分達到顯著（ $\chi^2 = 500.545$ ， $df = 198$ ， $p = .000$ ）表示不同社群之間確實存在著不同截距。最後，可觀察到班級經營（X1）、課堂教學（X2）、學生參與（X3）的隨機效果在教師專業發展活動參與之模式並不存在，因其斜率項變異成分皆未達顯著水準（ $\chi^2 = 194.340$ ， $df = 198$ ， $p > .500$ ； $\chi^2 = 188.320$ ， $df = 198$ ， $p > .500$ ； $\chi^2 = 191.690$ ， $df = 198$ ， $p > .500$ ）。

從結果可以看出，本研究假設一中的課堂教學與學生參與構面對教師專業發展活動參與有正向影響獲得支持，除了「班級經營」對教師專業發展活動參與有負向的影響外，其餘兩構面「課堂教學」及「學生參與」皆是對教師專業發展活動參與有顯著且正向的影響。此結果也與蕭佳純（2023）及Woodcock與Hardy（2025）的研究結果相似，由於高自我效能的教師更加瞭解自身教學能力也更熟悉學生在課堂中參與的狀況，同時也會更知道自己所需要加強的地方在哪裡，明白可以從專業發展活動中獲得讓自己更加精進的知識。因此，這些自我效能高的教師當面對專業發展時，也會較容易獲得成就感或不會因為擔心自己能力不足而怯步，也會更有參

表4  
教師自我效能對教師專業發展活動參與隨機係數模式

固定效果	$\gamma$ 係數	SE	p
$\gamma_{00}$	5.880	.061	.000***
$\gamma_{10}$	-0.399	.102	.000***
$\gamma_{20}$	0.699	.119	.000***
$\gamma_{30}$	0.406	.120	.001***
隨機效果	變異量分析	$\chi^2$	p
$r_{ij}$	4.919		
$u_{1j}$	0.078		> .500
$u_{2j}$	0.079		> .500
$u_{3j}$	0.117		> .500
$u_{0j}$	0.447	500.545	.000***

註：\*\*\*  $p < .001$ 。

與專業發展活動的意願，因此會更加主動地去選擇參加專業發展活動，與其他教師分享交流其班級經營的心得。然而，與蕭佳純研究結果較不相同的是在班級經營構面，其對於教師專業發展活動參與有顯著但負面的影響，究其原因可發現由於在教師專業發展活動參與部分本研究所選的題目量表與過去研究不同，本研究所選的教師專業發展活動參與量表主要在瞭解教師參與不同類型之專業發展活動的情形，而在該研究中則考慮到參加專業發展活動的頻率，因此可能造成結果上的差異。此外，從問卷題目中可以看出，班級經營構面的題目多在詢問教師認為自己在管理班級時認為自己能做到的程度，因此也可以推測當教師平時認為自己需要花許多的時間與精力在管理班級秩序或處理干擾行為時，就會較無時間精力或意願去參與更多的專業發展活動。

### （三）截距預測模式

由前述分析可知，不同社群教師的教師專業發展活動參與確實存在著差異，為了進一步瞭解組織層面因素是否會對教師的教師專業發展活動參與產生直接影響，本研究以截距預測模式，針對校長教學領導以及教師協作對教師的教師專業發展活動參與的預測力加以探討。其中， $\gamma_{01}$ 、 $\gamma_{02}$ 為組織層面變項對結果變項的直接效果。首先，我們分析校長教學領導對教師的教師專業發展活動參與是否有影響，結果如下：

教師專業發展活動參與之截距預測模式

Level-1：教師專業發展活動參與<sub>ij</sub> =  $\beta_{0j}$  +  $\beta_{1j}$ 班級經營<sub>ij</sub> +  $\beta_{2j}$ 課堂教學<sub>ij</sub> +  $\beta_{3j}$ 學生參與<sub>ij</sub> +  $r_{ij}$

Level-2： $\beta_{0j}$  =  $\gamma_{00}$  +  $\gamma_{01}$ 學校領導<sub>j</sub> +  $\gamma_{02}$ 分布式領導<sub>j</sub> +  $u_{0j}$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + u_{2j}$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30} + u_{3j}$$

研究結果如表5所示，僅校長教學領導中的學校領導對教師專業發展活動參與有正向影響（ $\gamma_{01} = 0.228$ ， $p = .035$ ）。而相對應的變異成分值達到顯著（ $\chi^2 = 481.787$ ， $df = 197$ ， $p = .000$ ），這一結果顯示仍有其他層次二的變數未被本研究所考量。

因此，本研究的假設二中學校領導對於教師專業發展活動參與有正向影響也同樣獲得支持。此一結果與過去認為校長教學領導會對教師專業發展活動參與有正向影響的研究結果相同（Admiraal et al., 2019; Liu & Hallinger, 2018），表示當校長關注教師們是否有共同合作發展不同以往的教學方式、提醒教師時刻注意精進自己的教學技巧以及要求教師對於學生的學習成效盡心盡責，就可以督促教師們為了提升專業能力而提高參與專業發展活動。

表5  
校長教學領導對教師專業發展活動參與的截距預測模式

固定效果	$\gamma$ 係數	SE	$p$
$\gamma_{00}$	5.880	.061	.000***
$\gamma_{01}$	0.228	.108	.035*
$\gamma_{02}$	-0.012	.146	.932
隨機效果	變異量分析	$\chi^2$	$p$
$r_{ij}$	4.988		
$u_{0j}$	0.431	481.787	.000***

註：\* $p < .05$ ，\*\*\* $p < .001$ 。

再來，我們分析的是校長教學領導對教師的教師專業發展活動參與是否有影響，結果如下：

教師專業發展活動參與之截距預測模式

Level-1：教師專業發展活動參與 $_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$

Level-2： $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}$ 教師專業合作 $_j + \gamma_{02}$ 教師協作與交流 $_j + u_{0j}$

根據表6可知，教師協作中的教師專業合作會影響教師專業發展活動參與。因此，本研究的假設三「教師專業合作會對教師專業發展活動參與有正向影響」也得到支持，此結果與Trust等人（2016）、Burdick等人（2015）、阮孝齊與蔡進雄（2022）的研究結果相同，表示教師們不管是在同一班級協同教學，還是多進行觀課、議課並給予彼此教學上的意見與回饋，這些在專業上的合作皆可以助長教師對於專業發展的參與度。

表6  
教師協作對教師專業發展活動參與的影響

固定效果	教師專業發展活動參與			
	係數	SE	T-ratio	$p$
$\gamma_{00}$	5.898	.055	105.751	.000***
$\gamma_{01}$	0.791	.156	5.058	.000***
$\gamma_{02}$	-0.050	.174	-0.289	.773

註：\*\*\* $p < .001$ 。

#### （四）斜率預測模式

教師專業發展活動參與之斜率預測模式公式如下：

$$\text{Level-1: 教師專業發展活動參與}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}\text{班級經營}_{ij} + \beta_{2j}\text{課堂教學}_{ij} + \beta_{3j}\text{學生參與}_{ij} + r_{ij}$$

$$\text{Level-2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{學校領導}_j + \gamma_{02}\text{分布式領導}_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{學校領導}_j + \gamma_{12}\text{分布式領導}_j + u_{1j}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21}\text{學校領導}_j + \gamma_{22}\text{分布式領導}_j + u_{2j}$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30} + \gamma_{31}\text{學校領導}_j + \gamma_{32}\text{分布式領導}_j + u_{3j}$$

如表7所示，在教師專業發展活動參與中，學校領導對班級經營與學生參與之間的交互作用的係數達顯著水準（ $\gamma_{11} = 0.359$ ， $SE = .181$ ， $p = .047$ ； $\gamma_{31} = -0.420$ ， $SE = .193$ ， $p = .029$ ）。表示組織層次的校長教學領導中的學校領導，在個人層次的教師自我效能中的班級經營及學生參與對教師專業發展活動參與的關係中，存在著調節效果。

根據圖2與圖3，也可看出校長教學領導中的學校領導會在教師自我效能中的班級經營與專業發展參與間扮演負向調節的角色；校長教學領導中的學校領導會在教師自我效能中的學生參與與專業發展參與間扮演正向調節的角色。最後，觀察專業知能所對應的變異數成分仍存在顯著水準（ $\chi^2 = 482.210$ ， $df = 197$ ， $p = .000$ ），表示仍有具調節效果的變數尚未被本研究所發覺。

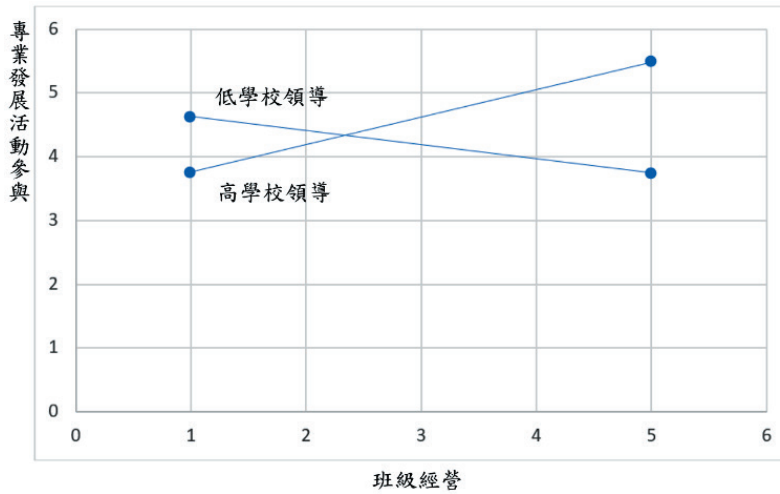
表7  
校長教學領導對教師專業發展活動參與的斜率預測模式

固定效果	$\gamma$ 係數	SE	p
$\gamma_{00}$	5.880	.061	.000***
$\gamma_{01}$	0.229	.108	.035*
$\gamma_{02}$	-0.012	.146	.932
$\gamma_{10}$	-0.405	.102	.000***
$\gamma_{11}$	0.359	.181	.047*
$\gamma_{12}$	-0.470	.293	.109
$\gamma_{20}$	0.722	.119	.000***
$\gamma_{21}$	0.048	.208	.817
$\gamma_{22}$	0.213	.315	.498
$\gamma_{30}$	0.403	.117	.001***
$\gamma_{31}$	-0.420	.193	.029*
$\gamma_{32}$	-0.021	.287	.940
隨機效果	變異量分析	$\chi^2$	p
$r_{ij}$	4.983		
$u_{0j}$	0.432	482.371	.000***

註：\* $p < .05$ ，\*\*\* $p < .001$ 。

圖2

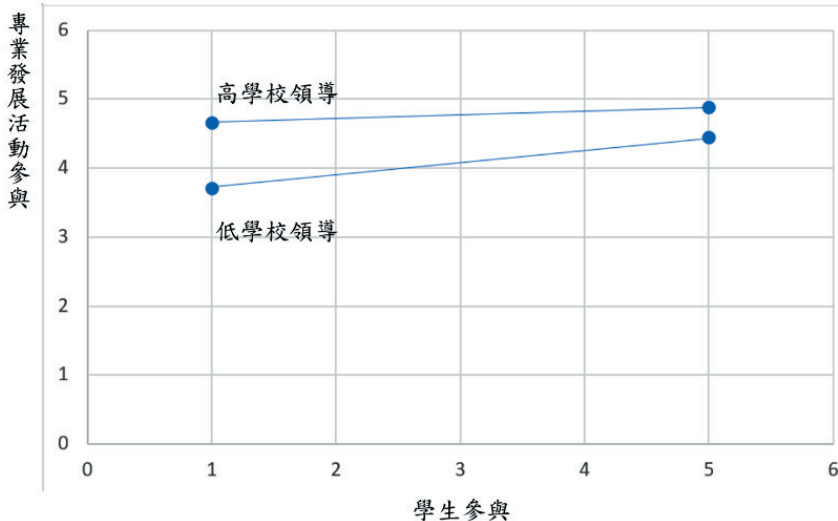
學校領導在班級經營與教師專業發展活動參與間的調節作用圖



註：因為班級經營為五點量表，所以x軸以1、5帶入求得專業發展活動參與的數值。

圖3

學校領導在學生參與與教師專業發展活動參與間的調節作用圖



關於本研究的假設七「校長教學領導會在教師自我效能與教師專業發展活動參與間扮演正向調節的角色」，研究結果顯示校長教學領導中的學校領導構面，會在教師自我效能中的班級經營構面與依變項專業發展參與間扮演正向調節的角色；然而，同樣是校長教學領導中的學校領導構面，則會在教師自我效能中的學生參與與專業發展參與間扮演負向調節的角色。因此，

在教師自我效能的班級經營方面，校長的學校領導至關重要。校長若展現認真負責的領導態度，教師會受其影響，認識到專業發展的重要性，進而提高參與頻率，甚至激勵原本不感興趣的教師。而在學生參與的自我效能部分，對激勵學生有信心的教師，通常更積極參與專業發展活動。然而，若校長對這些教師施加過大壓力，可能引發反彈，降低領導效果。因此，對自我效能高的教師，校長應給予更多自由與信任，而非過度干預，以充分發揮教師自主性與專業能力。

## 二、教師自我效能的中介效果檢驗

中介效果檢驗的第一個程序，便是檢驗依變項教師專業發展活動參與，是否被自變項教師協作所解釋。而根據第一節HLM分析中所驗證的截距預測模式（假設三）所得到的結果顯示，教師協作中的教師專業合作對教師專業發展活動參與有正向影響，然而教師協作與交流卻不會影響教師專業發展活動參與。

第二個程序，是檢驗中介變項教師自我效能是否被自變項教師協作所解釋。即教師專業合作與教師協作與交流對班級經營、教師專業合作與教師協作與交流對課堂教學、教師專業合作與教師協作與交流對學生參與的影響。

教師專業合作與教師協作與交流對班級經營的迴歸參數模式如下：

$$\text{Level-1 : 班級經營}_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}$$

$$\text{Level-2 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{教師專業合作}_j + \gamma_{02}\text{教師協作與交流}_j + u_{0j}$$

教師專業合作與教師協作與交流對課堂教學的迴歸參數模式如下：

$$\text{Level-1 : 課堂教學}_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}$$

$$\text{Level-2 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{教師專業合作}_j + \gamma_{02}\text{教師協作與交流}_j + u_{0j}$$

教師專業合作與教師協作與交流對學生參與的迴歸參數模式如下：

$$\text{Level-1 : 學生參與}_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}$$

$$\text{Level-2 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{教師專業合作}_j + \gamma_{02}\text{教師協作與交流}_j + u_{0j}$$

研究結果如表8至表10所示，僅教師協作與交流（Z2）會影響教師自我效能中的班級經營（X1）；而教師專業合作（Z1）與教師協作與交流（Z2）皆會影響教師自我效能中的課堂教

表8  
教師專業合作與教師協作與交流對班級經營的影響

固定效果	班級經營			
	係數	SE	T-ratio	p
$\gamma_{00}$	3.202	.058	55.196	.000***
$\gamma_{10}$	-0.024	.024	-0.982	.328
$\gamma_{20}$	0.062	.028	2.182	.030*

註：\* $p < .05$ ，\*\*\* $p < .001$ 。

表9  
教師專業合作與教師協作與交流對課堂教學的影響

固定效果	課堂教學			
	係數	SE	T-ratio	p
$\gamma_{00}$	2.805	.058	48.572	.000***
$\gamma_{10}$	0.053	.025	2.112	.036*
$\gamma_{20}$	0.089	.028	3.133	.002**

註：\* $p < .05$ ，\*\* $p < .01$ ，\*\*\* $p < .001$ 。

表10  
教師專業合作與教師協作與交流對學生參與的影響

固定效果	學生參與			
	係數	SE	T-ratio	p
$\gamma_{00}$	2.978	.059	50.298	.000***
$\gamma_{10}$	0.028	.030	0.940	.349
$\gamma_{20}$	0.040	.031	1.281	.202

註：\*\*\* $p < .001$ 。

學 (X2)；教師專業合作 (Z1) 與教師協作與交流 (Z2) 皆不會影響教師自我效能中的學生參與 (X3)。由此可知，本研究的假設五「教師協作會對教師自我效能有正向影響」也獲得了支持。此結果與過去Battersby與Verdi (2015)、Voelkel與Chrispeels (2017) 及Sehgal等人 (2017) 的研究相同。其中，教師協作的兩個構面「教師協作與交流」、「教師專業合作」分別對教師自我效能中的三個構面「班級經營」、「課堂教學」與「學生參與」有不同的影響。教師專業合作會對教師自我效能中的班級經營有正向的影響，意為當教師們頻繁共同進行班級內或跨班級的協同教學或給予彼此觀課回饋時，教師們對於自身的班級經營能力會更有把握；而有關於課堂教學的部分，則是不管教師專業上的合作抑或是在其他如評量、教材設計或探討學生學習成效等方面的協作交流，都可以對課堂中的教學有正向的幫助。因此，我們從結果可以看出教師協作與教師的自我效能間存在著正向的影響關係。

最後一個程序，則是將自變項教師協作及中介變項教師自我效能同時置入模式中，藉以觀察以教師自我效能為中介變項時，迴歸係數的變化，以判斷中介效果的存在與否，以及判斷其中介效果為部分中介或完全中介：

教師協作透過教師自我效能對教師專業發展活動參與的間接影響

$$\text{Level-1: 教師專業發展活動參與}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}\text{班級經營}_{ij} + \beta_{2j}\text{課堂教學}_{ij} + \beta_{3j}\text{學生參與}_{ij} + r_{ij}$$

$$\text{Level-2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{教師專業合作}_j + \gamma_{02}\text{教師協作與交流}_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20}$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30}$$

研究結果如表11所示，原本只有教師協作中的教師專業合作對教師專業發展活動參與影響時，係數為0.791且達到顯著，表示教師協作中的教師專業合作會對教師專業發展活動參與產生直接影響。而加入教師自我效能作為中介變項後，教師專業合作對教師專業發展活動參與的係數雖仍然顯著，但係數發生改變，從0.791變成0.755，係數下降了0.036，因此屬部分中介。由假設五的結果可知，教師專業合作會影響教師自我效能中的課堂教學，因此，教師專業合作會透過課堂教學的部分中介對教師專業發展活動參與產生影響，表示教師們確實可以透過進行專業上的合作，來強化教師的自我效能中鼓勵學生參與的部分進而提升教師們專業發展活動的參與度。本研究結果所展現之教師自我效能的中介效果，和薛奕龍與謝傳崇（2022）發現分布式領導會透過教師自我效能對教師創新產生間接影響，以及蔡介文（2020）發現教師自我效能在校長科技領導教師與教師有效教學間顯著的中介效果相仿。然而較不同的是在本研究中，僅教師協作中的教師專業合作會透過教師自我效能中的課堂教學的部分中介對教師專業發展活動

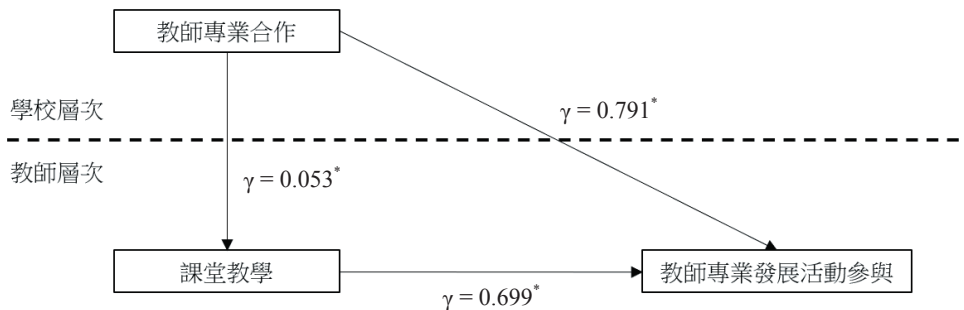
表11  
教師協作透過教師自我效能對教師專業發展活動參與的間接影響

固定模式	教師專業發展活動參與			
	係數	SE	T-ratio	p
$\gamma_{00}$	5.898	.055	106.460	.000***
$\gamma_{01}$	0.755	.155	4.887	.000***
$\gamma_{02}$	-0.057	.170	-0.335	.738
$\gamma_{10}$	-0.413	.102	-4.060	.000***
$\gamma_{20}$	0.700	.116	6.040	.000***
$\gamma_{30}$	0.424	.113	3.752	.000***

註：\*\*\*  $p < .001$ 。

參與產生影響，由於使用了不同的統計方式，所以可以針對教師自我效能的不同構面呈現出更詳細的影響結果，因此本研究的第六個假設「教師專業合作會透過課堂教學對教師專業發展活動參與產生間接影響」獲得支持，僅教師專業合作構面會透過課堂教學構面對教師專業發展活動參與產生間接影響。不過綜合過去研究及本研究結果，皆可顯示教師自我效能作為中介變項的可研究性。整體研究結果以圖4表示之，其中教師專業合作透過課堂教學對教師專業發展活動參與的間接效果為0.037。

圖4  
教師自我效能中介模型圖



### 三、教師協作的中介效果檢驗

中介效果檢驗的第一個程序，便是檢驗依變項教師專業發展活動參與，是否被自變項校長教學領導所解釋。而根據第一節HLM分析中所驗證的截距預測模式（假設二）所得到的結果顯示校長教學領導中的學校領導對教師專業發展活動參與有正向影響，然而分布式領導卻不會影響教師專業發展活動參與。

第二個程序，是檢驗中介變項教師協作是否被自變項校長教學領導所解釋，即學校領導與分布式領導對教師專業合作、學校領導與分布式領導對教師協作與交流的影響。由於校長教學領導與教師協作皆屬於組織層次的變項，因此使用簡單迴歸分析。結果顯示校長教學領導中的學校領導會對教師專業合作有影響（ $\gamma = 0.168, t = 2.721, p = .007$ ），且校長教學領導中的學校領導也會對教師協作與交流有影響（ $\gamma = 0.147, t = 2.860, p = .005$ ）。因此，本研究的假設四「學校領導會對教師協作有正向影響」獲得支持，此一結果與過去Çoban與Atasoy（2020）、R. Goddard等人（2015）與Sterrett等人（2018）的研究結果相符。研究結果證明了校長使用越高程度的學校領導，可以幫助教師們提高在交流與協作以及專業合作上的互動程度。此結果也如同張存真等人（2022）所發現的，當校長對於教師們提升教學成效與改善學生學習成果的方

面給予關注時，教師們便會受到激勵並因此更加團結一致，共同協作以改善教學技巧及提升學生學習成效。因此，校長教學領導對於學校整體教師們的協作是有重要且正向的影響的。

最後一個程序，則是將自變項校長教學領導及中介變項教師協作同時置入模式中，藉以觀察以教師協作為中介變項時，迴歸係數的變化，以判斷中介效果的存在與否，以及判斷其中介效果為部分中介或完全中介：

校長教學領導透過教師協作對教師專業發展活動參與的間接影響

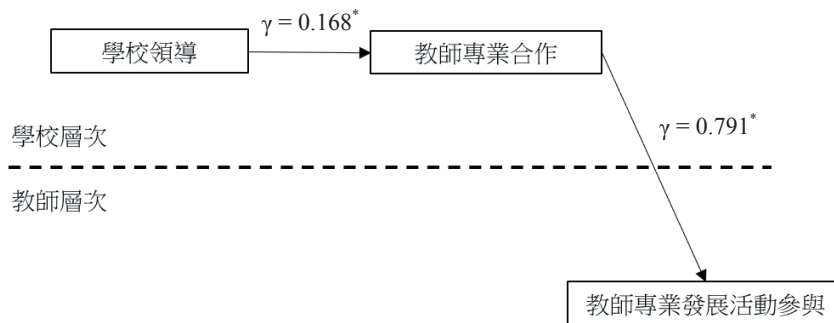
Level-1：教師專業發展活動參與 $_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$

Level-2： $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}$ 學校領導 $_j + \gamma_{02}$ 分布式領導 $_j + \gamma_{04}$ 教師專業合作 $_j + \gamma_{05}$ 教師協作與交流 $_j + u_{0j}$

結果顯示原本只有校長教學領導中的學校領導對教師專業發展活動參與影響時，係數為0.228且達到顯著，表示學校領導會對教師專業發展活動參與產生直接影響。而加入教師協作為中介變項後，學校領導對教師專業發展活動參與的係數變為不顯著，因此屬完全中介。且藉由假設二的結果可知，學校領導可以透過教師協作中的教師專業合作的完全中介，對教師專業發展活動參與產生影響。同樣的中介效果也出現在如Y. L. Goddard等人（2010）研究校長教學領導可以透過教師協作影響學生學習成就，以及Çoban與Atasoy（2020）發現校長教學領導可以透過教師協作對組織創新產生間接影響等的相關研究。由此我們可以看出教師協作為中介變項的重要性，因為學校領導可以透過教師協作中的教師專業合作的完全中介，對教師專業發展活動參與產生影響。因此本研究的第八個假設「學校領導會透過教師專業合作對教師專業發展活動參與產生間接影響」也獲得支持，僅學校領導構面會透過教師專業合作對教師專業發展活動參與產生間接影響。此結果表示當校長妥善使用學校領導時，學校的教師會因此而有更佳的專業合作，並藉由這樣的教師協作來提升教師在專業發展活動中的參與程度。整體的研究結果以圖5表示之，其中學校領導透過教師專業合作對教師專業發展活動參與的間接效果值為0.132。

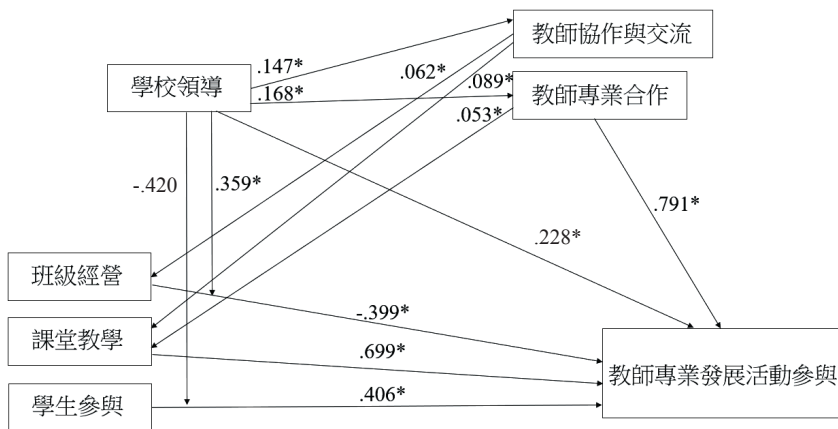
從圖6中可以看出校長教學領導、教師協作與教師自我效能對教師專業發展活動參與的直接影響，以及學校領導在班級經營與專業發展活動間，及學校領導在學生參與與教師專業發展活動參與間的調節效果。值得注意的是，學校領導對專業發展活動雖原有直接效果的影響（ $\gamma = 0.228$ ），但在此架構圖中，學校領導對於教師專業發展活動參與的直接影響會因為教師專業合作的完全中介，而變成學校領導透過教師專業合作對教師專業發展活動參與產生間接影響。也就是說，當一起討論了學校領導以及教師的專業合作時，學校領導就必須透過教師專業合作的機制來對專業發展活動產生間接影響，這代表著學校文化的營造相當重要，尤其是專業合作的文化等，可能是一個重要的潛在中介變項。

圖5  
教師協作中介模型圖



註： $*p < .05$ 。

圖6  
研究結果圖



註： $*p < .05$ 。

## 伍、結論與建議

### 一、結論

#### (一) 教師自我效能對教師專業發展活動參與有直接影響效果

當一位教師認為自己在課堂教學的能力越好以及能夠鼓勵學生參與的程度越高時，他們對於專業發展活動的參與度也就越好。在本研究中的教師專業發展活動參與程度，指的是教師參與不同類型的專業發展活動的程度，然而當一位教師花了許多時間與精力在管理班級秩序與控

制學生的干擾行為，可能就會選擇較單一且省時的專業發展活動。此外，根據社會認知理論，自我效能高的教師可能較自信於自身的教學與班級管理能力，因此相對較少參與額外的專業發展活動，因為他們認為自己已具備足夠的知識與技能。因此在本研究中班級經營程度高的教師專業發展活動參與的程度會較低。

## （二）學校領導對教師專業發展活動參與有正向且直接的影響

當校長的學校領導程度越高，對於教師的教學技巧、教學作為與學生管理展現關心與支持，就會正向的提升教師們參與不同類型專業發展活動的程度。由此可知，學校領導可以對教師專業發展活動參與產生正向的直接影響。

## （三）教師專業合作對教師專業發展活動參與有正向且直接的影響

結果顯示當學校教師們在專業上進行合作，包括共同教學、互相觀課及議課並給予回饋或進行跨班級的專業活動，皆可以鼓勵教師們去參加更多的專業發展活動。因此，我們可以得知教師專業合作對於教師專業發展活動參與的正向影響。

## （四）學校領導會對教師專業合作有正向且直接的影響

研究結果證明了校長使用越高程度的學校領導，可以幫助教師們提高在交流與協作以及專業合作上的互動程度。因此校長學校領導的程度越高，教師專業合作與教師協作與交流的程度也會越高。

## （五）教師協作會對班級經營及課堂教學有正向且直接的影響

研究結果顯示學校教師們進行專業上的合作，可以提升他們對於自己在課堂中教學的信心，而進行一些有關教材、評量與學生學習狀況的討論，則不但可以幫助教師們的課堂教學自信，也可以幫助他們認為自己可以將班級管理得更好。

## （六）教師專業合作透過課堂教學對教師專業發展活動參與產生間接影響

結果指出教師們在學校中進行共同教學或跨班級的專題活動，以及對其他教師的相互觀課及議課，可以提升教師們在課堂教學中的信心，並進而激勵教師們參與更多的專業發展活動。因此，教師專業合作可以透過課堂教學對教師專業發展活動參與產生間接影響。

## （七）學校領導會在班級經營及學生參與與教師專業發展活動參與間扮演調節的角色

研究結果顯示校長教學領導中的學校領導構面，會在教師自我效能中的班級經營構面與專

業發展參與間扮演正向調節的角色；而校長教學領導中的學校領導構面，則會在教師自我效能中的學生參與構面與專業發展參與間扮演負向調節的角色。雖然班級經營對於教師專業發展活動參與的影響本來是負向的，表示班級經營程度高的教師可能比較沒有多餘的時間與精力去參與專業發展活動，但當校長展示出良好的學校領導時，可以有效地鼓勵教師們提升參與專業發展活動的程度。而由於重視學生參與的老師本來參與專業發展活動的程度就良好，不需要校長的學校領導就可以自動自發地主動參與，因此校長反而不需時時盯著教師們的表現。

#### （八）學校領導會透過教師專業合作對教師專業發展活動參與產生間接影響

當校長有越好的學校領導時，學校的教師會有更高程度的專業合作，並且教師在專業發展活動中的參與程度也會有所提升。由於學校領導對於教師專業發展活動參與的影響由顯著到不顯著，因此可以得知學校領導 → 教師專業合作 → 教師專業發展活動參與屬於完全中介。也因此，本研究可得出的結論為，校長教學領導中的學校領導對教師專業發展活動參與的作用，需要透過教師專業合作才能達成。

## 二、建議

### （一）給予教師支持並發展可以強化教師自我效能的策略

學校應該重視教師自我效能的提升，促進良好的教師間互動和支持氛圍，以增強教師的自我效能感，進而激勵他們積極參與專業發展活動。此外，教師們也可以在課堂中發展多元化班級經營及課堂教學策略，以提高學生的主動參與學習的自主性，從而減輕自身的工作負擔。這樣不僅可以改善教學效果，還能夠為教師留出更多時間與精力參與專業發展。

### （二）強化校長的學校領導力激勵教師專業發展

校長應提升自己的學校領導力，能夠理解教師在教學及專業成長方面的需求，在教師有需要時給予幫助與支持，並要能關心教師們是否能彼此合作發展創新教學、對於自身的教學技巧是否會精益求精以及對於學生的學習成果是否重視等，都能夠有效地支持和激勵教師參與專業發展活動。因此，校長需建立支持性的學校氛圍，將學校建立為一個支持和鼓勵教師專業成長與發展的友善環境。

### （三）提供跨學科和班級的協作機會鼓勵教師專業合作與發展

學校應該推動跨學科、跨年級或跨班級的協作，如通過跨學科的工作坊、不同年級與班級間共同規劃的教學活動、教師們相互給與教學回饋等方式來實現專業上的教師協作。學校也可

以提供有效的協作平臺，如組織教師社群或成立專題討論小組等，為教師提供交流和分享的機會，以此來鼓勵教師相互激勵與陪伴，進而提升參與不同專業發展活動的意願。

#### （四）校長可透過強化學校領導來促成學校教師間的協作文化

校長在學校中展現出積極的領導態度，可以讓教師們培養相互幫助的精神並建立良好的同事關係。校長應透過多關心教師們的教學情況，讓教師們瞭解校長的用心，並因此更加頻繁的進行協作交流以及如共同教學、互相觀課及議課、跨年級與班級的專題活動等的專業合作。因此，學校領導是可以促進教師們在專業上的合作表現的。

#### （五）建立積極教師合作關係提升教師自我效能

學校應透過定期舉行可以共同商量制定評量學生學習成效標準，或討論學生學習狀況的專業學習社群聚會，以及能夠分享彼此教學材料、教學經驗與教學技巧的工作坊和跨年級或班級專題活動的專題小組，以幫助教師發展更佳的班級經營及課堂教學技巧。經過如此的相互切磋琢磨，教師們也可以揚長補短，並對自己在管理班級及教學能力上更有信心。

#### （六）教師可透過專業合作提升課堂教學力並提高教師專業發展活動參與

當學校教師進行專業合作的頻率越高時，教師們就會發展出更良好的教學技巧與能力，也會認為自己可以做得越好。而透過自我效能的提升，更能進一步促進更廣泛的專業發展參與。因此，教師們應常常彼此互動與交流，特別是在教育專業上的合作，以此來提升自己的課堂教學能力，並且透過同事的互相激勵，提升整體的專業發展參與程度。

#### （七）校長需根據不同教師特性調整領導策略

校長須瞭解該校教師的自我效能狀況，如同教師面對學生要因材施教，校長也須根據教師在教學現場的不同狀況調整領導的方式。根據研究結論可以看出，當老師認為自己已經在班級經營部分花了許多時間與精力，常常會對專業發展活動心有餘而力不足，此時校長的關心與支持便極為重要，校長展現出良好的領導可以幫助那些教師更加積極地參加專業發展活動。然而，面對那些善於鼓勵學生參與課堂且本來就願意主動參加專業發展活動的老師時，校長則需要適時放手，讓教師們擁有參與專業發展活動的自主性。

#### （八）校長欲提升教師專業發展活動參與可透過鼓勵教師專業合作

現今在教育現場教師們需要持續不斷的終身學習讓自己可以提升教育的品質。而校長為了幫助教師們達到這個目的，需要鼓勵教師與別的教師們有更多專業上的合作與協作，如此便

可以一起在專業上學習成長，利用同事的助力與陪伴來提升教師們參與專業發展活動的意願。因此，校長若是想領導教師們更踴躍地去參與專業發展活動，需要透過教師們的專業合作來達成。

### 三、研究限制與未來研究建議

#### （一）研究限制

首先，樣本結構中性別比例失衡，教師樣本以女性居多，而校長樣本以男性為主，這種分布可能影響校長教學領導與教師專業發展活動參與的分析，尤其性別與領導角色的互動尚未深入探討。此外，樣本中的教師與校長大多具有碩士學歷，學歷較低的群體比例極低，因此研究結論較偏向高學歷者，可能難以適用於背景不同的教育工作者。其次，研究範圍僅聚焦於國民小學，未涵蓋其他教育階段，可能忽略不同階段教師專業發展的差異。再者，資料來源亦有局限性，問卷設計中部分變項的操作型定義未完全契合研究需求，且未考慮教師多次參與同類型專業發展活動的情況，且樣本都是由教師來填寫，也可能有自陳性偏誤（self-report bias）影響。最後，時間效度上，本研究使用2018年的調查數據，但可能無法充分反映近年教育政策與學校環境的變化影響，且由於TALIS 2018為一次性收集的橫斷面（cross-sectional）數據，反映的是某一時間點的教育情境而非變數間的時間變化，因此無法追蹤同一批教師或學校在不同時間點的變化，也無法直接評估某項教育政策或領導模式對教師專業發展的長期影響，而難以確立因果關係。

#### （二）未來研究建議

未來的研究可進一步探討性別與領導角色的關係，特別是校長性別比例失衡的現象，並研究性別與領導風格如何影響教師專業發展活動的參與行為。例如，男性與女性校長在領導風格上是否有所不同，這些差異如何影響教師的專業發展參與。此外，未來研究可進行多群組分析，探討不同學歷的校長或教師對專業發展的影響，並擴展至不同教育階段的教師與校長，瞭解其在專業發展參與中的差異。此外，結合質性研究方法（如訪談）可深入瞭解校長與教師對教學領導、教師協作、自我效能及專業發展的看法，補充量化數據的不足，並且未來研究可考慮使用縱貫性數據，以追蹤變項隨時間變化的趨勢，進一步驗證其長期影響關係。最後，未來研究可探討更多影響因素。儘管本研究已關注校長教學領導、學校教師協作與教師自我效能，但學校資源分配與組織氣氛等因素也可能影響專業發展參與。因此，建議未來研究納入這些變項，構建更全面的理論模型。

## 參考文獻

- 丁一顧（2014）。教師專業學習社群之調查研究：「關注學生學習成效」為焦點。《課程與教學》，**17**（1），209-232。https://doi.org/10.6384/CIQ.201401\_17(1).0008
- [Ding, Y. K. (2014). A study of teachers' professional learning communities focusing on students' achievement. *Curriculum & Instruction Quarterly*, *17*(1), 209-232. https://doi.org/10.6384/CIQ.201401\_17(1).0008]
- 李安明（1997）。我國國小校長教學領導之研究（報告編號：NSC 86-2413-H-134-006）。行政院國家科學委員會。
- [Li, A. M. (1997). *A study of Taiwan elementary school principal's instructional leadership* (Report No. NSC 86-2413-H-134-006). National Science Council.]
- 阮孝齊、蔡進雄（2022）。教師專業學習社群的提升發展：從合作、協調到協作。《教育行政論壇》，**12**（1），31-48。
- [Juan, H. C., & Tsai, C. H. (2022). The development of teacher professional learning community: Cooperation, coordination, and collaboration. *Forum of Educational Administration*, *12*(1), 31-48.]
- 吳明隆（2009）。結構方程模式：方法與實務運用。麗文。
- [Wu, M. L. (2009). *Structural equation modeling method and practical application*. Liwen.]
- 吳勁甫（2020）。校長教學領導與學校效能之關係：近二十年來實徵研究之後設分析。《教育政策論壇》，**23**（1），59-90。https://doi.org/10.3966/156082982020022301003
- [Wu, J. F. (2020). The relationship between principals' instructional leadership and school effectiveness: Meta-analysis of empirical studies in two decades. *Educational Policy Forum*, *23*(1), 59-90. https://doi.org/10.3966/156082982020022301003]
- 吳清山（2002）。當前教育改革的迷思與省思。《學校行政》，**17**，2-9。https://doi.org/10.6423/HHHC.200201.0002
- [Wu, C. S. (2002). Misconceptions and reflections on current educational reforms. *School Administrators*, *17*, 2-9. https://doi.org/10.6423/HHHC.200201.0002]
- 林昭良（2021）。國際教育融入領域教學之教師課程協作探究。《南臺人文社會學報》，**24**，97-124。
- [Lin, J. L. (2021). Integrating international education into field teaching: An inquiry of teacher's course cooperation. *STUST Journal of Humanities and Social Sciences*, *24*, 97-124.]
- 柯華蕙、陳明蕾、李俊仁、陳冠銘（2019）。2018教學與學習國際調查臺灣報告：國民小學。國家教育研究院。

- [Ko, H. W., Chen, M. L., Lee, J. R., & Chen, K. M. (2019). *Teaching and Learning International Survey (TALIS) 2018 Taiwan report: Elementary education*. National Academy for Educational Research.]
- 孫志麟（2022）。證據說了什麼？國民中小學教師專業發展的樣貌。師資培育與教師專業發展期刊，**15**（1），1-27。https://doi.org/10.53106/207136492022041501001
- [Sun, C. L. (2022). What does the evidence say? The landscapes of professional development of teachers in elementary and junior high schools. *Journal of Teacher Education and Professional Development*, 15(1), 1-27. https://doi.org/10.53106/207136492022041501001]
- 張文權、范熾文（2022）。國小校長教學領導與教師專業素養關係模式驗證及教師專業素養IPA差異分析。課程與教學，**25**（4），159-190。https://doi.org/10.6384/CIQ.202210\_25(4).0006
- [Chang, W. C., & Fan, C. W. (2022). Validation of the relationship model between elementary school principals' instructional leadership and teachers' professional literacy and analysis of the differences in teachers' professional literacy with IPA. *Curriculum & Instruction Quarterly*, 25(4), 159-190. https://doi.org/10.6384/CIQ.202210\_25(4).0006]
- 張存真、宋曜廷、邱皓政（2022）。教師協作在校長教學領導對教師自我效能影響的多層次中介效果研究：兼論教育階段的調節效果。教育科學研究期刊，**67**（4），35-72。https://doi.org/10.6209/JORIES.202212\_67(4).0002
- [Chang, T. J., Sung, Y. T., & Chiou, H. J. (2022). Exploring the multilevel mediation effects of teacher collaboration on the correlation between principal instructional leadership and teacher self-efficacy: Education level as a moderator. *Journal of Research in Education Sciences*, 67(4), 35-72. https://doi.org/10.6209/JORIES.202212\_67(4).0002]
- 教育部（2014）。十二年國民基本教育課程綱要——總綱。https://cirn.moe.edu.tw/Upload/Website/11/WebContent/35922/RFile/35922/96145.pdf
- [Ministry of Education. (2014). *Curriculum guidelines of 12-year basic education—General guidelines*. https://cirn.moe.edu.tw/Upload/Website/11/WebContent/35922/RFile/35922/96145.pdf]
- 教師法（2019年，6月5日）。https://law.moj.gov.tw/LawClass/LawAll.aspx?pcode=H0020040
- [Teachers' Act (2019, June 5). https://law.moj.gov.tw/LawClass/LawAll.aspx?pcode=H0020040]
- 黃易文、湯家偉（2019）。國中社會領域初任教師知覺組織支持、教師同僚共享氛圍和自我效能之關係。教育實踐與研究，**32**（1），33-70。
- [Huang, I. W., & Tang, C. W. (2019). Perceived organizational support, collegiality, and teacher

efficacy of novice social studies junior high school teachers: The problems they faced and solutions. *Journal of Educational Practice and Research*, 32(1), 33-70.]

- 黃芳銘（2007）。在學青少年手機消費忠誠度——消費者社會化的觀點。*αβγ 量化研究學刊*，**1**，123-150。
- [Hwang F. M. (2007). The at-school adolescent cellphone consumer loyalty—A perspective of consumer socialization. *αβγ of the Journal for Quantitative Research*, 1, 123-150.]
- 蔡介文（2020）。校長科技領導、教師自我效能與有效教學行為關係之研究：結合後設分析與結構方程式模型（系統編號：108NCCU5631014）〔碩士論文，國立政治大學〕。臺灣博碩士論文知識加值系統。<http://doi.org/10.6814/NCCU202001482>
- [Tsai, J. W. (2020). *Relationships among principal technology leadership, teacher self-efficacy and effective teaching behavior: Combining meta-analysis and structural equation modeling* (Publication No. 108NCCU5631014) [Master's thesis, National Chengchi University]. National Digital Library of Theses and Dissertations in Taiwan. <http://doi.org/10.6814/NCCU202001482>]
- 劉鎮寧（2016）。國民小學校長教學領導與教師專業發展之個案研究。*慈濟大學教育研究學刊*，**13**，61-89。[https://doi.org/10.6754/TCUJ.201612\\_\(13\).0003](https://doi.org/10.6754/TCUJ.201612_(13).0003)
- [Liou, J. N. (2016). A case study of elementary school principals' instructional leadership and teachers' professional development. *Tzu-Chi University Journal of the Educational Research*, 13, 61-89. [https://doi.org/10.6754/TCUJ.201612\\_\(13\).0003](https://doi.org/10.6754/TCUJ.201612_(13).0003)]
- 劉鎮寧（2020）。國民小學校長與教師領導者的協作教學領導個案研究。*教育實踐與研究*，**33**（1），33-69。
- [Liou, J. N. (2020). Collaborative instructional leadership: A case study of elementary school principal and teacher leaders. *Journal of Educational Practice and Research*, 33(1), 33-70.]
- 賴協志（2020）。國民中學校長教學領導、導師正向管教與班級經營效能關係之研究。*課程與教學*，**23**（1），217-247。[https://doi.org/10.6384/CIQ.202001\\_23\(1\).0009](https://doi.org/10.6384/CIQ.202001_23(1).0009)
- [Lai, H. C. (2020). A study on the relationships among principals' instructional leadership, homeroom teachers' positive discipline, and classroom management effectiveness in junior high schools. *Curriculum & Instruction Quarterly*, 23(1), 217-247. [https://doi.org/10.6384/CIQ.202001\\_23\(1\).0009](https://doi.org/10.6384/CIQ.202001_23(1).0009)]
- 蕭佳純（2020）。多層次分析理論與HLM操作實務：含縱貫性研究與創造力應用。五南。
- [Hsiao, C. C. (2020). *Multilevel analysis theory and HLM operational practices: Including longitudinal research and creativity applications*. Wu-Nan.]
- 蕭佳純（2022）。創意自我效能、工作價值觀對教師創造力教學影響之研究：專業學習社群與

- 教師信任的跨層次分析。《教育科學研究期刊》，67（1），255-289。https://doi.org/10.6209/JORIES.202203\_67(1).0009
- [Hsiao, C. C. (2022). Effects of creative self-efficacy and work value on creative teaching: A cross-level analysis of professional learning communities and teachers' trust. *Journal of Research in Education Sciences*, 67(1), 255-289. https://doi.org/10.6209/JORIES.202203\_67(1).0009]
- 蕭佳純（2023）。自我效能、學校環境因素對國小教師參與專業發展活動影響之研究。《學校行政》，145，107-131。https://doi.org/10.6423/HHHC.202305\_(145).0006
- [Hsiao, C. C. (2023). Effects of self-efficacy and school environmental factors on elementary school teachers' professional development activity. *School Administrators*, 145, 107-131. https://doi.org/10.6423/HHHC.202305\_(145).0006]
- 薛奕龍、謝傳崇（2022）。教師自我效能感在學校分布式領導與教師創新的中介作用有效嗎？TALIS 2018我國國中教師的調查分析。《教育政策論壇》，25（2），109-142。https://doi.org/10.53106/156082982022052502004
- [Hsueh, I. L., & Hsieh, C. C. (2022). Does junior high school teacher self-efficacy play the mediating role of the relationship between school distribution leadership and teaching innovation? Evidence from TALIS 2018 Taiwan. *Educational Policy Forum*, 25(2), 109-142. https://doi.org/10.53106/156082982022052502004]
- 謝傳崇、陳雨然（2023）。教育研究的發展契機：全球TALIS文獻系統性回顧。《臺北市立大學學報·教育類》，54（1），1-28。https://doi.org/10.6336/JUTEE.202306\_54(1).0001
- [Hsieh, C. C., & Chen, Y. R. (2023). Opportunities for educational research: A systematic review of the global TALIS literature. *Journal of University of Taipei · Education*, 54(1), 1-28. https://doi.org/10.6336/JUTEE.202306\_54(1).0001]
- Admiraal, W., Veldman, I., Mainhard, T., & van Tartwijk, J. (2019). A typology of veteran teachers' job satisfaction: Their relationships with their students and the nature of their work. *Social Psychology of Education*, 22(2), 337-355. https://doi.org/10.1007/s11218-018-09477-z
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Prentice Hall.
- Battersby, S. L., & Verdi, B. (2015). The culture of professional learning communities and connections to improve teacher efficacy and support student learning. *Arts Education Policy Review*, 116(1), 22-29. https://doi.org/10.1080/10632913.2015.970096
- Bray-Clark, N., & Bates, R. (2003). Self-efficacy beliefs and teacher effectiveness: Implications for professional development. *The Professional Educator*, 26(1), 13-22.
- Brolund, L. (2016). Student success through instructional leadership. *BU Journal of Graduate Studies*

*in Education*, 8(2), 42-45.

- Burdick, D., Doherty, T., & Schoenfeld, N. (2015). Encouraging faculty attendance at professional development events. *To Improve the Academy*, 34(1-2), 367-405. <https://doi.org/10.3998/tia.17063888.0034.103>
- Cai, Y., Wang, L., Bi, Y., & Tang, R. (2022). How can the professional community influence teachers' work engagement? The mediating role of teacher self-efficacy. *Sustainability*, 14(16), Article 10029. <https://doi.org/10.3390/su141610029>
- Cansoy, R., & Parlar, H. (2018). Examining the relationship between school principals' instructional leadership behaviors, teacher self-efficacy, and collective teacher efficacy. *International Journal of Educational Management*, 32(4), 550-567. <https://doi.org/10.1108/IJEM-04-2017-0089>
- Chong, W. H., & Kong, C. A. (2012). Teacher collaborative learning and teacher self-efficacy: The case of lesson study. *The Journal of Experimental Education*, 80(3), 263-283. <https://doi.org/10.1080/00220973.2011.596854>
- Çoban, Ö., & Atasoy, R. (2020). Relationship between distributed leadership, teacher collaboration, and organizational innovativeness. *International Journal of Evaluation and Research in Education*, 9(4), 903-911. <https://doi.org/10.11591/ijere.v9i4.20679>
- Darling-Hammond, L., Hyler, M. E., & Gardner, M. (2017). *Effective teacher professional development*. [https://learningpolicyinstitute.org/sites/default/files/product-files/Effective\\_Teacher\\_Professional\\_Development\\_REPORT.pdf](https://learningpolicyinstitute.org/sites/default/files/product-files/Effective_Teacher_Professional_Development_REPORT.pdf)
- Glazier, J. A., Boyd, A., Bell Hughes, K., Able, H., & Mallous, R. (2017). The elusive search for teacher collaboration. *The New Educator*, 13(1), 3-21. <https://doi.org/10.1080/1547688X.2016.1144841>
- Goddard, R., Goddard, Y., Kim, E. S., & Miller, R. (2015). A theoretical and empirical analysis of the roles of instructional leadership, teacher collaboration, and collective efficacy beliefs in support of student learning. *American Journal of Education*, 121(4), 501-530. <https://doi.org/10.1086/681925>
- Goddard, Y. L., Miller, R., Larsen, R., Goddard, R., Madsen, J., & Schroeder, P. (2010, Apr 30-May 4). *Connecting principal leadership, teacher collaboration, and student achievement*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, Denver, CO, United States.
- Kafyulilo, A. C. (2013). Professional development through teacher collaboration: An approach to enhance teaching and learning in science and mathematics in Tanzania. *Africa Education Review*,

- 10(4), 671-688. <https://doi.org/10.1080/18146627.2013.853560>
- Liu, S., & Hallinger, P. (2018). Principal instructional leadership, teacher self-efficacy, and teacher professional learning in China: Testing a mediated-effects model. *Educational Administration Quarterly*, 54(4), 501-528. <https://doi.org/10.1177/0013161X18769048>
- Maas, C. J. M., & Hox, J. J. (2004). The influence of violations of assumptions on multilevel parameter estimates and their standard errors. *Computational Statistics & Data Analysis*, 46(3), 427-440. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2003.08.006>
- Martin, L. E., & Mulvihill, T. M. (2019). Voices in education: Teacher self-efficacy in education. *The Teacher Educator*, 54(3), 195-205. <https://doi.org/10.1080/08878730.2019.1615030>
- Miller, G., Suzuki, N., Ciftci-Yilmaz, S., & Mittler, R. (2010). Reactive oxygen species homeostasis and signalling during drought and salinity stresses. *Plant, Cell & Environment*, 33(4), 453-467. <https://doi.org/10.1111/j.1365-3040.2009.02041.x>
- Nabavi, R. T., & Bijandi, M. S. (2012). *Bandura's social learning theory & social cognitive learning theory*. [https://www.researchgate.net/publication/267750204\\_Bandura's\\_Social\\_Learning\\_Theory\\_Social\\_Cognitive\\_Learning\\_Theory](https://www.researchgate.net/publication/267750204_Bandura's_Social_Learning_Theory_Social_Cognitive_Learning_Theory)
- Organization for Economic Co-operation and Development. (2019). *TALIS 2018 results (volume 1): Teachers and school leaders as lifelong learners*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/1d0bc92a-en>
- Park, J. H., & Ham, S. H. (2016). Whose perception of principal instructional leadership? Principal-teacher perceptual (dis)agreement and its influence on teacher collaboration. *Asia Pacific Journal of Education*, 36(3), 450-469. <https://doi.org/10.1080/02188791.2014.961895>
- Sehgal, P., Nambudiri, R., & Mishra, S. K. (2017). Teacher effectiveness through self-efficacy, collaboration, and principal leadership. *International Journal of Educational Management*, 31(4), 505-517. <https://doi.org/10.1108/IJEM-05-2016-0090>
- Shahzad, K., & Naureen, S. (2017). Impact of teacher self-efficacy on secondary school students' academic achievement. *Journal of Education and Educational Development*, 4(1), 48-72. <https://doi.org/10.22555/joeed.v4i1.1050>
- Sterrett, W. L., Parker, M. A., & Mitzner, K. (2018). Maximizing teacher time: The collaborative leadership role of the principal. *Journal of Organizational & Educational Leadership*, 3(2), Article 2.
- Trust, T., Krutka, D. G., & Carpenter, J. P. (2016). "Together we are better": Professional learning networks for teachers. *Computers Education*, 102, 15-34. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2016>

06.007

- Voelkel, R. H., Jr., & Chrispeels, J. H. (2017). Understanding the link between professional learning communities and teacher collective efficacy. *School Effectiveness and School Improvement*, 28(4), 505-526. <https://doi.org/10.1080/09243453.2017.1299015>
- Woodcock, S., & Hardy, I. (2025). Teacher self-efficacy, inclusion and professional development practices: Cultivating a learning environment for all. *Professional Development in Education*, 51(5), 890-904. <https://doi.org/10.1080/19415257.2023.2267058>