

# 初任教師創意教學角色認定檢證之縱貫研究：認定控制理論的觀點

陳玉樹\* 姜雅玲\*\*

本研究主要目的在探討創意教學角色認定檢證差距之收斂情形，以及創意教學角色認定檢證差距對創意教學角色認定標準改變，與創意教學行為改變的影響。本研究採縱貫研究設計，對初任教師進行為期一年，共計四波的問卷調查，並以潛在改變模型與潛在自我迴歸模型對資料進行分析。研究結果顯示：（1）隨著時間遞移，初任教師的創意教學角色認定檢證差距會逐漸收斂；（2）創意教學角色認定檢證差距會正向影響創意教學角色認定標準的改變；（3）部分創意教學角色認定檢證差距會負向影響創意教學行為的改變。

關鍵字：角色認定檢證、創意教學角色認定、創意教學行為、認定控制理論

\* 作者現職：國立中正大學成人及繼續教育學系副教授

\*\*作者現職：國立中正大學成人及繼續教育學系創造力實驗室助理研究員

---

通訊作者：陳玉樹，e-mail: xiaoshu700@gmail.com

## 壹、緒論

學校是孕育各類人才的搖籃，身為一位專業教師（professional teacher）必須充滿創意且能即興創作，以隨時因應在教學過程中可能遇到的各種變化與挑戰（Sawyer, 2006）。創意經濟時代的專業教師應具備創意教學的專業能力，以滿足來自不同背景脈絡的學生可能產生的多樣性學習需求。揆諸以專業教師為主體的研究，皆強調教師創意教學（creative teaching）的重要性（洪久賢、洪榮昭、林麗娟、蔡長艷，2007；陳玉樹、郭銘茜，2013；蕭佳純，2011；Lilly & Bramwell-Rejskind, 2004; Reilly, Lilly, Bramwell, & Kronish, 2011），是以，專業教師之創意教學角色的重要性不言而喻。然而，在成為一位專業教師之前，所有教師皆會經歷一段初任教職的新手教師（novice teacher）時期（Ezer, Gilat, & Sagee, 2010），或稱之為初任教師（beginning teacher）時期（Hong, 2010）。在此階段的初任教師，經常會遭遇到許多與教學工作有關的問題，這些經驗對其未來的專業教學生涯會有深遠的影響（李建彥、張德勝，2003；柳賢、陳蕙茹，2006）。初任教師在此角色轉換階段，該如何定義自己所應扮演的教學角色，以及知覺他人對其所扮演角色的評價，將是此教學角色認定形成過程的重要因素（Wilson & Deaney, 2010）。

就創意教學角色（creative teaching role）而言，初任教師在剛進入學校場域任教時，會藉由過去的經驗與自身對創意教學的概念，制定（enact）一套自己的創意教學角色認定標準（creative teaching role identity standard），即初任教師在學校場域中，對自身所扮演的創意教學角色所持有的一組意義（a set of meanings）。對於剛進入學校場域任教的初任教師而言，會為了適應當前所處的學校場域脈絡，而致力於達成自我與重要他人對其創意教學角色認定看法的一致性（congruence）。特別是初任教師在課堂上與學生互動時，會為了減少自我與學生看法之間的差距，而對其認定標準與角色行為進行調整。在此所涉及到的即為認定控制理論（identity control theory）所主張的認定檢證（identity verification）過程（Burke, 1991, 2006）。

具體而言，認定檢證可被視為是一種連續性的過程（Burke, 1991）。而認定控制理論，即是社會學領域的學者為了瞭解認定如何形成，所建立的一種動態認定循環機制。認定控制理論假定個體會傾向於檢證（verify）目前所持有的自我觀點，並藉此自我檢證過程，使個體相信其所知覺到的世界是可預測與可控制的（Burke & Stets, 2009）。此對抗與減少認定檢證差距的理論特性，可描繪個體如何在環境中調整角色認知與角色行為（Owens, Robinson, & Smith-Lovin, 2010）。有鑑於此，本研究將以認定控制理論的觀點，探討初任教師創意教學角色認定檢證差距（discrepancy）收斂的動態過程。本研究的創意教學角色認定

檢證差距是指初任教師知覺學生對其創意教學角色認定的評價，與其自我創意教學角色認定標準，兩者之間不一致的程度。

對於初任教師而言，學習如何教學是其成為一位專業教師所必須經歷的過程；而專業的教學，所仰賴的即是教師所具有的自主性與原創性（Reilly et al., 2011）。身為組織中的新進成員，初任教師必須定義自我在學校場域中，所應扮演的教學角色。回顧國內外有關初任教師的相關研究，大多是探討初任教師可能遭遇到的工作困境、教學改變、輔導需求，及其解決方法等（林宜玄、翁美惠，2008；張德銳，2003；魏詔勤、張德銳，2006；Ezer et al., 2010; Hamman, Gosselin, Romano, & Bunuan, 2010; Hong, 2010），雖然有質性研究從認定控制理論的觀點，探討初任教師的認定改變過程（Wilson & Deaney, 2010）。然而，有關初任教師可能面臨到的創意教學角色認定檢證問題，卻仍付之闕如，此為本研究所欲補足的知識缺口之一。

組織中的新進成員，需努力地定義自我在組織中所須扮演的角色，以適應當前所處的組織脈絡（Ashforth & Mael, 1989; Pratt, 1998）。初任教師可透過與他人互動，不斷地定義與再定義其所持有的教學角色認定標準（Hong, 2010）。身為學校組織中的新進成員，初任教師可透過與課堂上的學生互動，以不斷地檢證自我所持有的創意教學角色認定標準。為了減少自我認定標準與學生對其認定評價間的差距，初任教師如何調整其創意教學角色標準，為本研究所欲關注的場域現象。但由先前的創造力相關文獻（Farmer, Tierney, & Kung-McIntyre, 2003; Tierney & Farmer, 2011; Wang & Cheng, 2010）得知，目前尚未有研究探討創意角色認定檢證差距對創意角色認定標準改變的影響。據此，探討創意教學角色認定檢證差距對創意角色認定標準改變的影響，為本研究所欲補足的知識缺口之二。

從學生身分轉換成正式教師身分的角色轉換期間，初任教師在面臨教學角色認定檢證不一致時，可藉由改變教學行為以維持自我的教學角色認定（Wilson & Deaney, 2010）。回顧創意角色認定與創造力相關文獻，發現有研究探討組織重視創造力對創意角色認定與其創造力關係的調節（Farmer et al., 2003）；創意角色認定對仁慈領導與其創造力之關係的調節（Wang & Cheng, 2010）；創意角色認定經由創意自我效能來影響創意表現（Tierney & Farmer, 2011）等。就研究者蒐尋所及，有關創意角色認定的研究，皆未觸及創意角色認定檢證這項重要議題，更遑論創意教學角色認定檢證差距對創意教學行為改變的影響，此為本研究所欲補足的知識缺口之三。

值得注意的是，除了Tierney與Farmer（2011）的研究外，有關創意角色認定與創造力的相關文獻，大多建基於橫斷面的研究（cross-sectional research）。

橫斷面的研究，無法檢定個體的角色認定檢證差距的收斂效果，亦無法捕捉角色認定檢證差距影響角色認定標準與角色行為改變的動態歷程。據此，本研究認為必須採用縱貫研究的方法，才能探討創意教學角色認定檢證差距的收斂效果，以及基於減少角色認定檢證差距之動機，所進行的創意角色認定標準與創意教學行為的改變。依據認定控制理論，認定過程如同一種連續運作且自我調整的回饋圈（Burke, 1991），整個認定過程可被視為一種連續的自我調控系統（self-regulating control system）（Burke, 2006; Robinson, 2007）。有鑑於此，本研究認為必須採用縱貫研究設計，來檢定創意角色認定檢證差距、創意角色認定標準及創意教學行為等變項在時間進程中的動態改變機制。基於上述背景脈絡的知識缺口，本研究目的在以認定控制理論的觀點，探討初任教師：（1）創意教學角色認定檢證差距的收斂效果；（2）創意教學角色認定檢證差距對創意教學角色認定標準改變的影響；（3）創意教學角色認定檢證差距對創意教學行為改變的影響。

本研究以認定控制理論作為理論基礎，檢視初任教師在學校場域中，可能面臨到的創意教學角色認定檢證問題，以及身處於角色轉換階段，初任教師如何透過此減少認定檢證差距的機制，重新制定其創意教學角色認定標準，及調整其所展現的創意教學行為。藉由這些角色認定問題的檢視，本研究將擴展認定控制理論至創意教學的範疇，以創意角色認定為核心，來探討學校組織中，可能發生之與創意角色認定及創造力有關的場域現象。本研究不僅開啟了視創意角色認定為教師專業性自我發展的一個重要研究里程碑，亦有助於學校主管單位在對初任教師進行教學輔導工作時，能聚焦在初任教師的自我創意角色認定檢證問題，適時地提供支持與協助。此外，本研究克服萬難，以縱貫研究設計來處理自我角色認定與教學行為改變的議題，透過使用潛在改變模型（latent change model）與潛在自我迴歸模型（latent autoregression model），來捕捉創意教學角色認定檢證差距、創意教學角色認定標準，及創意教學行為等變項間的動態改變歷程。本研究發現對創意教學與組織創造力領域將有相當程度的貢獻。

## 貳、理論基礎與假設推演

### 一、認定控制理論

認定控制理論源自於認定理論（identity theory）。早期的認定理論主要是以角色（role）為基礎，亦稱為「角色本位的認定理論」（role-based identity theory）（Stets & Burke, 2000）或「角色認定理論」（role identity theory）（Farmer et al., 2003; Ng & Feldman, 2007, 2009）。由於認定控制學者主張「認定」（identity）

是個體為了瞭解自我 (self)，所設定的一組與自我有關的意義 (meanings)，此組意義可作為界定「我是誰」的標準 (standard)。因此，在認定控制理論中，認定亦稱為「認定標準」(identity standard)(Burke, 1991)。依據認定控制理論，當認定在情境中被活化 (activated) 時，其認定控制的負向回饋圈 (negative feedback loop；簡稱認定控制回饋圈) 即被建立 (如圖 1 所示)(Burke, 2006)，此「負向」的意思是指當差距 (discrepancy) 產生時，個體會作出減少差距的系統性行為，以對抗差距的產生 (Robinson, 2007)。

認定控制回饋圈包含了四個核心成分：(1) 認定標準 (identity standard)、(2) 輸入 (input)、(3) 比較機制 (comparator)、(4) 輸出 (output)。認定標準是指個體為了定義自我，所持有的一組與自我有關的意義；輸入則是指個體在情境下所知覺到的反映評價 (reflected appraisals)，意即個體認為他人在情境中是如何地看待自己；比較機制是個體所知覺到的評價與自我認定標準之間的一種比較。若該比較過程產生差距，個體便會在角色行為或認定標準上進行調整；最後，輸出則是指個體在比較過後所產生的角色行為，此行為是認定檢證差距的函數 (Burke, 1991, 2006; Cast & Burke, 2002; Stets & Burke, 2005; Stets & Harrod, 2004)。本研究認為在現今重視創造力與教師專業化的教育脈絡之下，當初任教師所持有的創意教學角色認定被活化時，會建立其認定控制回饋圈，其中，本研究的「認定標準」是指創意教學角色認定標準；「輸入」是指知覺學生對其創意教學角色認定的評價；「比較機制」則是指上述兩者之間的差距比較；「輸出」是指比較過後所產生的創意教學行為。有關此創意教學角色認定檢證，在整個認定控制系統中的運作，如圖 1 所示。

藉由不斷循環檢證的動態過程，個體會修正輸出到環境中的行為，以改變所輸入的反映評價，進而使反映評價能符合自我的認定標準；另外，個體亦會改變認定標準來縮減檢證差距。簡言之，此認定控制系統的目的，是為了使情境中所輸入的反映評價能與自我的認定標準相符。而此種使反映評價與認定標準之間產生一致性的過程，稱之為認定檢證 (identity verification)(Burke, 1991, 2006; Cast & Burke, 2002; Stets & Burke, 2005; Stets & Harrod, 2004)。針對此認定檢證的他人回饋來源而言，認定控制學者強調知覺他人評價的重要性，認為無論重要他人再怎麼準確地傳達實際的評價 (actual appraisals)，個體仍可能會忽略、曲解或拒絕這些訊息 (Stets & Harrod, 2004)。承上述觀點，本研究認為雖然初任教師所知覺學生對其創意教學角色認定的評價，或許會與學生的實際評價之間有所差異，但若以認定控制理論所強調的自我知覺及認定檢證過程來看，則無論學生對初任教師的實際評價如何，重點乃在於初任教師自我所知覺到的評價，以及如何將此知覺到的評價與其認定標準作比較。據此，本研究將以知覺學生對創意教學角色認定的評價，作為認定檢證過程中的輸入來源。

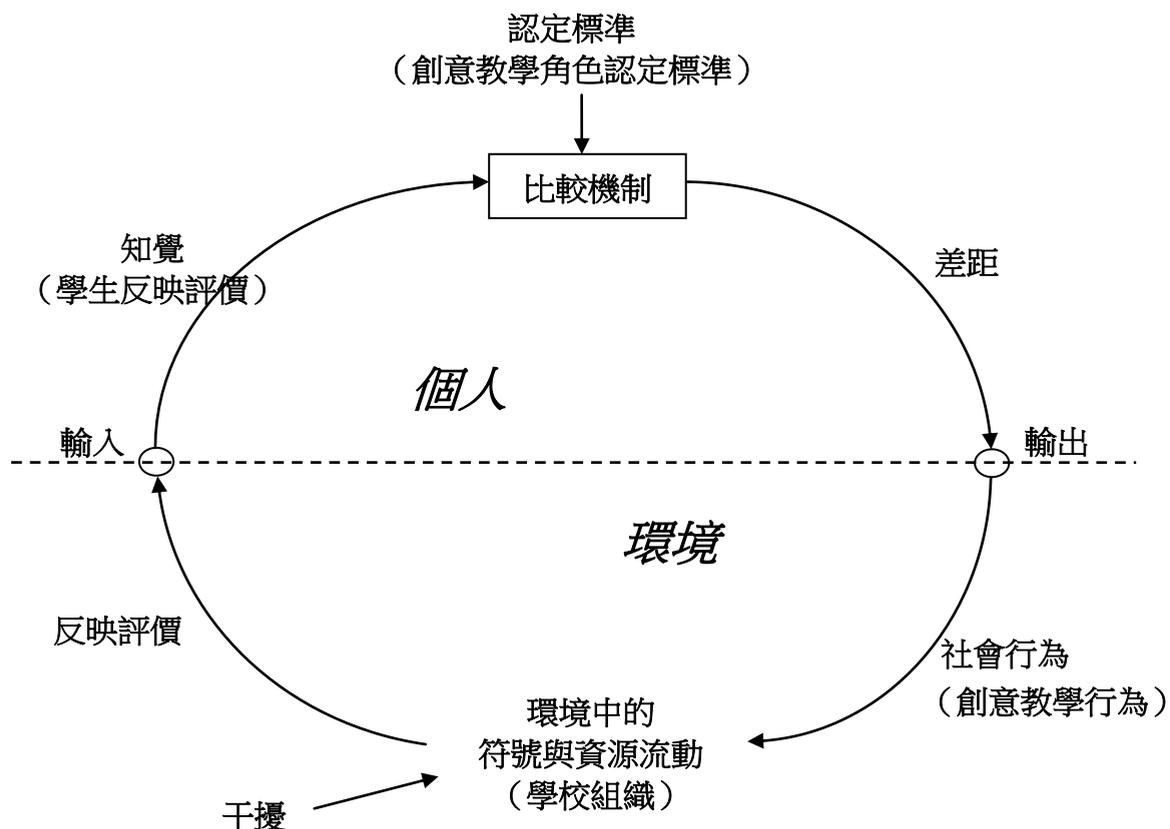


圖 1 認定控制回饋圈

資料來源：修改自 Burke 與 Stets (2009, p.62)

有關認定檢證過程可能產生的情形，依據認定控制理論，當個體知覺情境下的他人評價與自我認定標準之間的差距為「零」時，稱為「認定檢證」(identity verification)，此即代表認定被支持，個體將會表現出與其認定一致性的角色行

為；反之，當差距「不為零」時，稱為「認定不檢證」(identity non-verification)，此時，個體會採取行為與認知上的因應策略，以減少認定檢證差距。其中，在行為策略方面，個體可能會藉由改變自己的行為，以改變他人對其角色行為的反映評價，進而使其與自我的認定標準相符；而在認知策略方面，個體則可能會基於這些差距，而逐漸改變自我認定標準所持有的意義，使自我的認定標準能符合其所知覺到的他人評價程度 (Burke, 1991, 2006; Burke & Stets, 2009; Turner & Stets, 2006)。

由上述論述可知，當認定檢證差距存在時，個體不僅會透過改變行為，亦可能會藉由改變自我的認定標準以減少差距。本研究認為，初任教師從師資培育機構轉而進入學校場域任教，面臨此角色與情境轉換階段，創意教學角色認定檢證尤為重要。更進一步地說，當初任教師在上一個時間點所知覺到的創意教學角色認定評價，與自我認定標準之間的差距為「零」時，代表其角色認定被檢證，初任教師在下一個時間點將會持續表現出符合其先前創意教學角色認定標準的行為，其創意教學行為與認定標準皆不會產生改變；然而，當上一個時間點的差距「不為零」時，則初任教師在下一個時間點可能會透過改變創意教學行為，或是改變創意教學角色認定標準，以對抗所產生的認定檢證差距。據此，本研究將以認定控制理論的架構，推演研究假設，以闡述初任教師創意教學角色認定檢證的收斂歷程，以及在此檢證歷程中，創意教學角色認定檢證對創意教學角色認定標準與創意教學行為改變的影響。

## 二、研究假設推演

### (一) 創意教學角色認定檢證差距之收斂效果

認定控制理論主張當個體的角色認定在情境中被活化時，其認定控制的負向回饋圈即被建立，目的是為了使所知覺到的行為反映評價，能與自我的認定標準產生一致性，使兩者之間的差距收斂至零 (Burke, 1991, 2006; Cast & Burke, 2002; Stets & Burke, 2005; Stets & Harrod, 2004)。若是兩者之間有差距，個體會透過改變行為或是改變認定標準，使其角色認定能達成檢證 (Burke, 1991, 2006; Burke & Cast, 1997; Stets & Harrod, 2004; Tsushima & Burke, 1999)。具體言之，藉由減少認定檢證差距的動機 (Burke & Harrod, 2005)，個體可能調整自我與對立角色之間的互動關係 (Burke, 2004; Stets & Cast, 2007)。為了使自我的認定被檢證，個體可能會使用選擇性的互動 (selective interaction)、認定線索的展現 (display of identity cues) 及互動策略 (interaction strategies) 等，以發展出有利於自我檢證的機會結構 (Swann, 1987)。意即，個體會採用自我檢證策略，以影響他人對其自我觀點的反映 (Cast, Stets, & Burke, 1999)。上述闡明了以自我為主體動力者 (agent) 的對抗差距策略，承此理論觀點，本研究認為初任教

師應會為了達成自我認定標準與他人反映評價間的一致性，而努力地尋求能使其創意教學角色認定被檢證的自我檢證策略，如：在與學生互動時，採用與傳統不同的方式進行課堂教學，以傳達其創意教學角色認定線索。

此外，認定控制學者亦主張，若改變角色行為仍無法減少差距時，個體可能會改變自身所持有的角色認定標準，以使其認定達到檢證(Burke, 1991, 2006; Burke & Cast, 1997; Turner & Stets, 2006)。組織中的新進成員透過不斷地與重要他人互動的社會化過程，逐漸瞭解其角色認定標準的程度應為何，進而使自我的角色認定標準產生改變(Swann, Johnson, & Bosson, 2009)。基於認定控制理論與新進成員的社會化觀點，本研究認為初任教師身為學校中的新進成員，應會在教學上透過不斷地與學生互動的過程，逐漸瞭解學生對其創意教學角色的評價，並進而調整其自我的角色認定標準。在實徵研究方面，Wilson與Deaney(2010)的研究結果指出，初任教師在從學生身分轉換成正式教師身分的角色轉換階段，會致力於使自我的教學角色認定達成檢證。Stets與Cast(2007)對面臨角色轉換階段之個體所作的研究結果發現，個體認定檢證的持續性，會隨著時間而增強，同樣闡明了認定檢證差距，會隨著時間而逐漸縮小的趨勢。有鑑於上述觀點，本研究認為當初任教師的創意教學角色認定標準，與知覺學生對其創意教學角色認定的評價不一致時，應會透過行為或認知上的因應策略，致力於使其創意教學角色認定檢證差距逐漸向零收斂。據此，本研究提出研究假設一：

**H 1：初任教師的創意教學角色認定檢證差距會隨著時間的遞移而逐漸收斂。**

### (二) 創意教學角色認定檢證差距與創意教學角色認定標準改變之關係

依據認定控制理論，當個體產生認定檢證差距時，可能會採行改變認定標準的認知策略(Burke, 1991, 2006; Turner & Stets, 2006)，尤其是在角色轉換階段。此階段所產生的認定標準改變，可視為是個體扮演新角色的社會化效果(Burke, 2006; Burke & Cast, 1997)。認定控制理論指出，當前一個時間點的角色認定檢證差距愈「正向」時(即知覺學生評價減自我的認定標準大於零)，則下一個時間點的角色認定標準之改變亦會愈「正向」(即下一個時間點的認定標準減前一個時間點的認定標準大於零)；反之，當前一個時間點的角色認定檢證差距愈「負向」時，則會使得下一個時間點的角色認定標準之改變亦愈「負向」；而當前一個時間點的角色認定檢證差距為「零」時，則下一個時間點的角色認定標準之改變亦為「零」。換言之，個體在前一個時間點的角色認定檢證差距，會正向影響其下一個時間點角色認定標準之改變(Burke, 2006)。透過此認定控

制回饋圈的減少差距機制，個體可漸進地達成角色認定檢證 (Burke, 2004; Stets & Cast, 2007)。

提升教師創造力是近來教育的重點，教師需實踐創意教學，才能使學生獲得最佳的學習表現 (洪榮昭、林雅玲、林展立, 2004)。準此，在現今提倡教師創造力與專業化的趨勢之下，初任教師在學校場域中，會為了提升學生的學習效果，而致力於扮演創意教學的角色，透過與學生的互動，使其創意教學角色認定在自我的認定控制系統中被活化。根據認定控制理論，當初任教師在前一個時間點的創意教學角色認定檢證差距愈「正向」時，則其在下一個時間點所持有的創意教學角色認定標準之改變亦會「正向」增加；反之，當前一個時間點的創意教學角色認定檢證差距愈「負向」時，則下一個時間點所持有的創意教學角色認定標準之改變亦會「負向」減少。在實徵研究上，柳賢與陳蕙茹 (2006) 的研究結果發現，當初任教師知覺其教學思維與實際教學行為之間產生差距時，會促使其自我的教學思維產生適應性的改變。Burke (2006) 的研究結果亦指出，面臨角色轉換階段的個體，其角色認定檢證差距會正向影響其角色認定標準的改變。是以，本研究認為初任教師在前一個時間點的創意教學角色認定檢證差距，會正向影響其下一個時間點的創意教學角色認定標準之改變。據此，提出研究假設二：

**H 2：初任教師的創意教學角色認定檢證差距會正向影響其創意教學角色認定標準的改變。**

### (三) 創意教學角色認定檢證差距與創意教學行為改變之關係

認定控制理論主張，當角色認定不檢證時，個體亦可能會採取行為策略來消除此檢證差距 (Burke, 1991, 2006; Turner & Stets, 2006)。值得注意的是，此角色行為的調整是知覺反映評價與認定標準間的差距函數，而非是單獨來自某一方面 (Burke, 1991, 2006; Burke & Cast, 1997; Stets & Burke, 2005)。為達成認定檢證，當前一個時間點的角色認定檢證差距愈「正向」時，則下一個時間點的角色行為之改變會愈「負向」；反之，當前一個時間點的角色認定檢證差距愈「負向」時，則下一個時間點的角色行為之改變會愈「正向」；而當角色認定檢證差距為「零」時，則下一個時間點的角色行為改變亦為「零」。意即，個體在前一個時間點的角色認定檢證差距，會負向影響其下一個時間點的角色行為之改變 (Burke, 2006)。藉此認定控制回饋圈的行為減少差距機制，個體亦可逐漸達成其角色認定檢證 (Burke, 2004; Stets & Cast, 2007)，個體可藉此認定檢證過程，使感覺其所知覺到的世界是可預測和可控制的 (Burke & Stets, 2009)。

在現今重視教師創造力與專業化的背景脈絡之下，創意教學已成為教師教學的一部分，甚至可內化為教師的專業知能 (丘愛鈴, 2009)。因此，為了與時

俱進及不斷地提升專業性，初任教師會有從事創意教學行為的企圖。根據認定控制理論的觀點，當初任教師的創意教學角色認定被活化時，便會啟動其認定控制回饋圈，若前一個時間點的創意教學角色認定檢證差距愈「正向」，則會「減少」下一個時間點的創意教學行為；反之，若前一個時間點的創意教學角色認定檢證差距愈「負向」，則初任教師會「增加」下一個時間點的創意教學行為。藉由上述對抗差距的行為因應策略，初任教師可維持其創意教學角色認定的穩定性。在實徵研究方面，柳賢與陳蕙茹（2006）發現當初任教師知覺其理論上的教學思維，與實際上的教學行為之間產生差距時，會促使其在教學行為上產生適應性的改變。Burke（2006）的研究結果亦指出，面臨角色轉換階段的個體，其角色認定檢證差距會負向影響其角色行為的改變。有鑑於上述觀點，本研究認為初任教師在前一個時間的創意教學角色認定檢證差距，會負向影響其下一個時間點的創意教學行為之改變。據此，提出研究假設三：

**H 3：初任教師的創意教學角色認定檢證差距會負向影響其創意教學行為的改變。**

## 參、研究方法

### 一、研究程序與對象

本研究對初任教師進行為期一學年，共計四波的問卷調查。根據學校場域的始業與結業時程，按季發放問卷，每隔三個月施測一次，資料蒐集時間點依序為 9 月、12 月、3 月、6 月，且此四個時間點所測量的變項皆相同。在資料搜集的過程方面，首先，研究者以正式公函致各縣市政府教育局、處，請其協助轉知所屬國中、小學，在徵詢初任教師同意後，提供其個人 e-mail 信箱。待研究者取得各學校所提供之初任教師 e-mail 信箱後，再以 e-mail 個別邀請初任教師填寫線上問卷。有關後續的問卷發放與追蹤，亦皆採 e-mail 來通知初任教師填寫線上問卷。

基於九年一貫課程政策的背景脈絡，本研究以我國 22 個縣市（含澎湖縣、金門縣及連江縣）之公、私立國中與國小的初任教師為研究對象。依照教育部所公佈之「師資培育大學辦理教育實習作業原則」，具有三年以上教學經驗之合格教師，始符合實習輔導教師資格之規定（教育部，2012）。本研究將教學經驗在三年以上的正式教師，歸類為創意教學角色認定發展已趨穩定的專家教師，並將初任教師界定為正式任教年資未滿三年的國中與國小教師。研究者依照各縣市在 98 及 99 年度時所錄取的國中與國小教師人次比例（問卷發放時尚無法

取得當年度，即 100 年度的錄取人次，故以 99 年度之錄取人次推算），以學校為單位，採隨機的「叢集抽樣」方式決定抽樣學校，並透過正式公函向此 893 所國中、小，請求提供該校初任教師名冊。本研究共獲得可接近母群體 593 人，來自 168 所國中與 108 所國小。

研究者對此 593 位初任教師寄發問卷。在時間點 1，共有 212 位初任教師回覆問卷，問卷回覆率為 35.8%；在時間點 2、3、4，研究者對時間點 1 有填寫問卷的 212 位初任教師寄發問卷。時間點 2 獲得 178 位初任教師回覆問卷，問卷回覆率為 84.0%；時間點 3 獲 176 位初任教師回覆問卷，問卷回覆率為 83.0%；時間點 4 獲 165 位初任教師回覆問卷，問卷回覆率為 77.8%。針對固定樣本流失率而言，Hansen（2008）指出即便是設計良好的縱貫研究，每一波的資料蒐集過程仍可能會流失大約 10% 的樣本數。而 Ployhart 與 Vandenberg（2010）亦指出在縱貫研究中，第一波與最後一波的測量時間點之間，流失掉超過一半的樣本數是很常見的。有鑑於上述觀點，本研究的固定樣本流失率應在可接受的範圍內，後續將以這四波資料為正式資料，進行信、效度分析及相關的假設檢定。

若以 Baruch 與 Holtom（2008）對組織研究所作的後設分析結果當作參照標準，本研究在時間點 2、3、4 的問卷回覆率皆高於 52.7% 的個人層次平均回覆率。雖然本研究在時間點 1 的問卷回覆率僅 35.8%，但對於自願性的網際網路固定樣本（volunteer Internet panels）而言，當問卷回覆率低於 25% 時，才可能產生顯著的無回覆誤差問題（Dillman, Smyth, & Christian, 2009）。是以，本研究應不至於有太嚴重的無回覆誤差問題。在樣本結構方面，第一波 212 位初任教師，國小教師佔 33.5%，國中教師佔 66.5%；在性別方面，男性教師佔 22.2%，女性教師佔 77.8%；在正式教學年資方面，未滿一年的教師佔 17.5%，滿一年未滿兩年佔 49.0%，滿兩年未滿三年佔 33.5%。第四波的 165 位初任教師：國小教師佔 30.9%，國中教師即佔 69.1%，；男性教師佔 20.6%，女性教師佔 79.4%；而正式教學年資未滿一年的教師佔 19.4%，滿一年未滿兩年佔 47.9%，滿兩年未滿三年佔 32.7%。在服務學校（ $\chi^2=0.49$ ,  $df=1$ ,  $p>.05$ ）、性別（ $\chi^2=0.23$ ,  $df=1$ ,  $p>.05$ ）、正式教學年資（ $\chi^2=0.42$ ,  $df=2$ ,  $p>.05$ ）第一波與第四波之卡方適合度考驗皆不顯著，換言之，第一波與第四波之樣本比例並無顯著不同。

## 二、變項測量

本研究主要變項之測量，皆改編自陳玉樹與胡夢鯨（2008）的創意教學表現量表，僅對題項進行部分語意的修改，以符合本研究所植基的理論觀點與所應用的場域情境。在題目編修的過程中，共邀請 3 位國中教師與 3 位國小教師，進行問卷的內容效度審查。經綜合專業教師們所提供之修正意見後，發展成本

研究之測量工具。

### (一) 創意教學角色認定標準

本研究之創意教學角色認定標準量表共六題，以 Likert 六點量表測量，評「非常不符合」得 1 分，「非常符合」得 6 分，所得的分數愈高，代表初任教師所設定的創意教學角色認定標準愈高，例題如：「我覺得應該使用新穎的教材來提升學生的學習動機」。本研究之創意教學角色認定標準，在四個時間點的 Cronbach's  $\alpha$  值分別為：.92、.92、.93、.94，顯示創意教學角色認定標準四個時間點的測量，內部一致性信度良好。

### (二) 創意教學角色認定檢證差距

本研究創意教學角色認定檢證差距為「知覺學生對創意教學角色認定評價」減「創意教學角色認定標準」所得之差(參見 Stets & Burke, 2005; Stets & Cast, 2007)。創意教學角色認定標準之測量如前所述；知覺學生對創意教學角色認定評價量表共六題，以 Likert 六點量表測量，評「非常不符合」得 1 分，「非常符合」得 6 分，所得到的分數愈高，代表初任教師知覺學生對其創意教學角色認定的評價愈高，例題如：「學生覺得我常使用新穎的教材來提升學生的學習動機」。在認定檢證差距的測量上，本研究將知覺學生對創意教學角色認定評價的每一題得分，各自與相對應的創意教學角色認定標準之題項得分相減，得到六個差距分數作為創意教學角色認定檢證差距的指標。正向的分數愈大，代表認定檢證差距愈正向；負向的分數愈大，代表認定檢證差距愈負向；分數愈接近零，代表認定檢證差距愈趨收斂。本研究之創意教學角色認定檢證差距，在四個時間點的 Cronbach's  $\alpha$  值分別為：.90、.92、.92、.92，顯示創意教學角色認定檢證差距之四個時間點的測量，內部一致性信度良好。

### (三) 創意教學行為

本研究之創意教學行為量表共六題，以 Likert 六點量表測量，評「從未如此」得 1 分，「總是如此」得 6 分，所得的分數愈高，代表初任教師展現創意教學行為的頻率愈高。例題如：「我會使用新穎的教材來提升學生的學習動機」。本研究之創意教學行為，在四個時間點的 Cronbach's  $\alpha$  值分別為：.95、.95、.95、.94，顯示創意教學行為在四個時間點的測量，內部一致性信度良好。

## 三、資料分析

本研究採用潛在改變模型 (latent change model) 檢定創意角色認定檢證差

距之收斂效果，並以潛在自我迴歸模型（latent autoregressive model）檢定認定檢證差距，對創意教學角色認定標準與創意教學行為改變的影響。潛在改變模型是一種可用來檢定改變量的統計分析技術，在潛在改變模型裡，改變是經由潛在差異變項（latent difference variables）直接測量。基於將潛在狀態變項（latent state variable）再公式化（reformulate）的作法，使潛在狀態變項（T2）變成潛在狀態變項（T1）加改變的函數，參見公式 1（Geiser, 2013; McArdle & Hamagami, 2001; Steyer, Eid, & Schwenkmezger, 1997）。如此可使潛在差異變項外顯化，用以檢定認定檢證差距之收斂效果，及其他變項對潛在差異變項的影響。

$$\text{潛在狀態 } T_2 = \text{潛在狀態 } T_1 + 1 \times (\text{潛在狀態 } T_2 - \text{潛在狀態 } T_1)$$

[公式 1]

其次，潛在自我迴歸模型是分析縱貫資料的重要方法（Jöreskog, 1979），自我迴歸模型基於先前的行為是現在行為的最佳預測變項的概念，將重覆測量的變項經由自我迴歸路徑連結起來。自我迴歸效果的強度顯示跨時間穩定性（stability）。然而，自我迴歸模型並非只能用來檢定穩定性效果，該模型亦可檢定自我迴歸效果所無法解釋的其他效果，其他變項的解釋力稱之為交叉延宕效果（cross-lagged effect）（Geiser, 2013; Jöreskog, 1979）。在模型適配度方面，本研究將以卡方值（ $\chi^2$ ）、近似誤均方根（root mean square error of approximation, RMSEA）、比較適配度指標（comparative fit index; CFI）及標準化殘差均方根（standardized root mean square residual; SRMR）等指標來進行評估（Bagozzi & Yi, 1988; Browne & Cudeck, 1993）。

## 肆、研究結果

### 一、敘述性統計

創意教學角色認定檢證差距、創意教學角色認定標準，及創意教學行為等變項，在四個時間點所呈現的平均數、標準差及相關係數，如表 1 所示。就平均數而言，本研究認定檢證差距之四個時間點的平均數皆為負向，顯示初任教師知覺學生對其創意教學角色認定的評價，低於其自我設定的認定標準，此外，檢證差距有向零收斂的趨勢（ $M_{T1}=-.80$ 、 $M_{T2}=-0.72$ 、 $M_{T3}=-0.69$ 、 $M_{T4}=-.64$ ）。就相關分析而言，認定檢證差距與認定標準在四個時間點的相關只有部分顯著（ $-.09 \leq r \leq -.53$ ），而認定檢證差距與創意教學行為在四個時間點的相關則皆達顯著（ $.33 \leq r \leq .51$ ）。此外，本研究第一波的 212 位受測樣本中，以在第四波仍未流失（165 位）與流失（47 位）分成兩組進行檢定，其認定檢證差距沒有顯著差異， $t(78.02) = -.09$ ， $p > .05$ 。

表 1 各變項之平均數、標準差及相關係數 (N=212) <sup>a</sup>

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1· 檢證差距(T1)	1.00											
2· 檢證差距(T2)	.57**	1.00										
3· 檢證差距(T3)	.49**	.58**	1.00									
4· 檢證差距(T4)	.55**	.58**	.61**	1.00								
5· 認定標準(T1)	-.38**	-.11	-.10	-.09	1.00							
6· 認定標準(T2)	-.19*	-.53**	-.22**	-.26**	.46**	1.00						
7· 認定標準(T3)	-.12	-.21**	-.44**	-.22**	.47**	.56**	1.00					
8· 認定標準(T4)	-.10	-.09	-.16	-.46**	.38**	.44**	.54**	1.00				
9· 教學行為(T1)	.51**	.38**	.39**	.39**	.43**	.23**	.26**	.19*	1.00			
10· 教學行為(T2)	.40**	.42**	.38**	.34**	.29**	.41**	.30**	.27**	.65**	1.00		
11· 教學行為(T3)	.40**	.33**	.51**	.38**	.31**	.33**	.44**	.30**	.64**	.70**	1.00	
12· 教學行為(T4)	.46**	.44**	.44**	.39**	.15	.15	.27**	.50**	.54**	.57**	.66**	1.00
平均數	-0.80	-0.72	-0.69	-0.64	4.98	4.87	4.81	4.80	4.14	4.10	4.08	4.15
標準差	0.88	0.95	0.87	0.84	0.72	0.76	0.73	0.74	0.90	0.89	0.89	0.87

註：<sup>a</sup>採完全排除法。 \* $p < .05$  \*\* $p < .01$

## 二、潛在狀態模型分析

由於潛在狀態模型 (latent state model) 在結構模型的部份是飽和的 (saturated)，故潛在狀態模型的不適配 (misfit) 只會發生在測量模型的部份。本研究將先以潛在狀態模型來檢定角色認定檢證差距、角色認定標準及創意教學行為之測量模型，以利後續的假設檢定。此外，由於本研究樣本只有 212 人，為簡化模型以減少參數估計數，本研究採隨機分配 (random assignment) 包裹法 (Kishton & Widaman, 1994)，將認定檢證差距、認定標準及創意教學行為為量表，各自的第 1 題與第 2 題、第 3 題與第 4 題、第 5 題與第 6 題加以組合，並各自除以題數以形成三個新變項。每個時間點之認定檢證差距、認定標準及創意教學行為，皆以三個組合之新觀察變項加以測量。

### (一) 創意教學角色認定檢證差距之潛在狀態模型分析

認定檢證差距的潛在狀態模型分析結果顯示，模型之整體適配度良好： $\chi^2 = 52.59$  ( $df = 48$ ,  $p > .05$ )、RMSEA = .02、CFI = 1.00、SRMR = .03 (Bagozzi & Yi, 1988; Browne & Cudeck, 1993)。在收斂效率部分，本模型因素負荷量介於 .74 至 .98 之間，並均達顯著水準 ( $p < .01$ )，顯示模型具有良好的收斂效率 (參見表 2)。

表 2 創意教學角色認定檢證差距的潛在狀態模型分析

測量題項	因素 負荷 量	題項 信度	測量 誤差	組合 信度	平均萃 取 變異量
檢證差距 (T1)				.89	.74
組合題項 1	.90**	.80	.20**		
組合題項 2	.91**	.82	.18**		
組合題項 3	.76**	.58	.42**		
檢證差距 (T2)				.90	.76
組合題項 1	.88**	.77	.23**		
組合題項 2	.98**	.96	.04		
組合題項 3	.74**	.55	.45**		
檢證差距 (T3)				.92	.79
組合題項 1	.89**	.80	.20**		
組合題項 2	.94**	.88	.12**		
組合題項 3	.83**	.69	.31**		
檢證差距 (T4)				.91	.78
組合題項 1	.93**	.87	.13**		
組合題項 2	.86**	.78	.22**		
組合題項 3	.85**	.72	.28**		

\*\* $p < .01$ 。

在區辨效度的部分，本研究以配對相關信賴區間法 (Jöreskog & Sörbom, 1989) 來檢定。表 3 顯示，六個信賴區間的數值皆未涵蓋 1.00，意味本模型之潛在變項具區辨效度。再者，各時間點的認定檢證差距有中度相關 ( $.50 \leq r \leq .63$ )，且皆達顯著水準 ( $p < .01$ )，顯示相當程度的認定檢證差距具跨時間穩定性 (stability)。在信度分析部分，所有潛在變項之組合信度 (composite reliability) 皆大於 Bagozzi 與 Yi (1988) 所建議之 .60 的標準；平均萃取變異量 (average variance extracted) 亦皆高於 .50 之標準 (Anderson & Gerbing, 1988; Fornell & Larcker, 1981)。此外，各包裹題項之信度值介於 .55 到 .96 之間，高於 Bentler 與 Wu (1993)、Jöreskog 與 Sörbom (1989) 所建議之 .2 值，顯示各包裹題項的信度良好。

表 3 創意教學角色認定檢證差距之相關與信賴區間

	1	2	3	4
1 · 檢證差距 (T1)	1			
2 · 檢證差距 (T2)	.58 <sup>a**</sup> [.47, .69] <sup>b</sup>	1		
3 · 檢證差距 (T3)	.50 <sup>**</sup> [.38, .62]	.60 <sup>**</sup> [.50, .71]	1	
4 · 檢證差距 (T4)	.58 <sup>**</sup> [.46, .69]	.59 <sup>**</sup> [.49, .70]	.63 <sup>**</sup> [.52, .73]	1

註：<sup>a</sup>是相關係數，<sup>b</sup>是信賴區間。

\*\* $p < .01$ 。

測量無變異性 (measurement invariance) 在縱貫研究中是個重要的議題。若測量非無變異性，會導致研究結果無法比較或有詮釋上的困難。因本研究須進行潛在改變模型分析，至少須達強因子無變異性 (strong factorial invariance) 的要求 (Geiser, 2013)，故以下進行潛在狀態模型的測量無變異性分析。首先，弱因子無變異性 (weak factorial invariance) 分析設定四個時間點的因素負荷量無變異 ( $\lambda_{11}=\lambda_{12}=\lambda_{13}=\lambda_{14}$ )。結果顯示弱因子無變異模型的整體適配度良好： $\chi^2 = 66.15$  ( $df = 54$ ,  $p > .05$ )、RMSEA = .03、CFI = .99、SRMR = .04。接著，再進行強因子無變異性分析，除了設定四個時間點的因素負荷量無變異外，再設定四個時間點的截距無變異 ( $\tau_{11}=\tau_{12}=\tau_{13}=\tau_{14}$ )。結果顯示強因子無變異性模型的適配度亦良好， $\chi^2 = 80.10$  ( $df = 60$ ,  $p < .05$ )、RMSEA = .04、CFI = .99、SRMR = .04。因此，本研究的認定檢證差距將以此強因子無變異性模型為基礎進行後續分析。

## (二) 創意教學角色認定標準之潛在狀態模型分析

創意教學角色認定標準潛在狀態模型分析結果顯示，模型整體適配度良好： $\chi^2 = 78.26$  ( $df = 48$ ,  $p < .01$ )、RMSEA = .06、CFI = .99、SRMR = .04 (Bagozzi & Yi, 1988; Browne & Cudeck, 1993)。在收斂效度部分，認定標準的因素負荷量介於.78 至.98 之間，並均達顯著水準 ( $p < .01$ )，顯示本模型具有良好的收斂效度 (參見表 4)。在區辨效度的部分，表 5 顯示六個信賴區間的數值皆未涵蓋 1.00，表示本模型之潛在變項的相關具區辨效度 (Jöreskog & Sörbom, 1989)。此外，各時間點的認定標準具有中度相關 ( $.46 \leq r \leq .57$ )，且皆達顯著水準 ( $p < .01$ )，顯示相當程度的認定標準具跨時間穩定性。在信度分析部分，所有潛在變項之組合信度皆大於.60 的標準 (Bagozzi & Yi, 1988)；平均萃取變異量亦皆高於.50 之標準 (Anderson & Gerbing, 1988; Fornell & Larcker, 1981)。此外，

各包裹題項之信度值介於.61 到.96 之間，皆高於 Bentler 與 Wu(1993)、Jöreskog 與 Sörbom (1989) 所建議之.2 值，表示各包裹題項的信度良好。

表 4 創意教學角色認定標準的潛在狀態模型分析

測量題項	因素 負荷量	題項 信度	測量 誤差	組合 信度	平均萃取 變異量
認定標準 (T1)				.92	.79
組合題項 1	.89**	.79	.21**		
組合題項 2	.97**	.93	.07*		
組合題項 3	.80**	.64	.36**		
認定標準 (T2)				.92	.81
組合題項 1	.92**	.85	.15**		
組合題項 2	.98**	.96	.04		
組合題項 3	.78**	.61	.39**		
認定標準 (T3)				.93	.83
組合題項 1	.92**	.85	.15**		
組合題項 2	.97**	.94	.06**		
組合題項 3	.83**	.68	.32**		
認定標準 (T4)				.94	.84
組合題項 1	.95**	.91	.09**		
組合題項 2	.93**	.86	.14**		
組合題項 3	.86**	.74	.26**		

\* $p < .05$     \*\* $p < .01$ 。

表 5 創意教學角色認定標準之相關與信賴區間

	1	2	3	4
1 · 認定標準 (T1)	1			
2 · 認定標準 (T2)	.54 <sup>a**</sup> [.43, .66] <sup>b</sup>	1		
3 · 認定標準 (T3)	.50** [.38, .63]	.57** [.46, .68]	1	
4 · 認定標準 (T4)	.46** [.32, .59]	.49** [.36, .61]	.55** [.44, .67]	1

註：<sup>a</sup>是相關係數，<sup>b</sup>是信賴區間。 \*\* $p < .01$ 。

其次，本研究亦對創意教學角色認定標準之潛在狀態模型進行因子無變異性分析。結果顯示弱因子無變異性模型的適配度良好： $\chi^2 = 84.88$  ( $df = 54$ ,  $p < .01$ )、RMSEA = .05、CFI = .99、SRMR = .05。接著，進行強因子無變異性分析。結果顯示強因子無變異性模型的適配度亦良好， $\chi^2 = 104.89$  ( $df = 60$ ,  $p < .01$ )、RMSEA = .06、CFI = .98、SRMR = .06，故本研究將以此強因子無變異性模型進行後續分析。

### (三) 創意教學行為之潛在狀態模型分析

創意教學行為之潛在狀態模型分析結果顯示，模型之整體適配度良好： $\chi^2 = 106.60$  ( $df = 48$ ,  $p < .01$ )、RMSEA = .08、CFI = .98、SRMR = .03 (Bagozzi & Yi, 1988; Browne & Cudeck, 1993)。在收斂效度部分，創意教學行為的因素負荷量介於.83至.97之間，並均達顯著水準 ( $p < .01$ )，顯示本模型具有良好的收斂效度 (參見表 6)。

表 6 創意教學行為的潛在狀態模型分析

測量題項	因素負荷量	題項信度	測量誤差	組合信度	平均萃取變異量
教學行為 (T1)				.95	.86
組合題項 1	.96**	.91	.09**		
組合題項 2	.96**	.92	.08**		
組合題項 3	.86**	.74	.26**		
教學行為 (T2)				.95	.85
組合題項 1	.95**	.89	.11**		
組合題項 2	.93**	.86	.14**		
組合題項 3	.89**	.79	.21**		
教學行為 (T3)				.95	.87
組合題項 1	.94**	.88	.12**		
組合題項 2	.96**	.92	.08**		
組合題項 3	.89**	.79	.21**		
教學行為 (T4)				.93	.82
組合題項 1	.91**	.83	.17**		
組合題項 2	.97**	.93	.07*		
組合題項 3	.83**	.69	.31**		

\* $p < .05$ . \*\* $p < .01$ 。

在區辨效度的部分，六個信賴區間的數值皆未涵蓋 1.00，表示本模型之潛在變項的相關具區辨效度（參見表 7）（Jöreskog & Sörbom, 1989）。再者，各時間點的創意教學表現之潛在變項間具有中高度相關（ $.58 \leq r \leq .72$ ），且皆達顯著水準（ $p < .01$ ），顯示相當程度的創意教學行為具跨時間穩定性。在信度分析部分，所有潛在變項之組合信度皆大於 Bagozzi 與 Yi (1988) 所建議之 .60 的標準；平均萃取變異量亦皆高於 .50 之標準（參見 Anderson & Gerbing, 1988; Fornell & Larcker, 1981）。此外，各包裹題項信度值介於 .69 到 .93 之間，皆高於 Bentler 與 Wu (1993)、Jöreskog 與 Sörbom (1989) 所建議之 .2 值，表示各包裹題項的信度良好。

表 7 創意教學行為之相關與信賴區間

	1	2	3	4
1 · 教學行為 (T1)	1			
2 · 教學行為 (T2)	.71 <sup>a**</sup> [.63, .79] <sup>b</sup>	1		
3 · 教學行為 (T3)	.67 <sup>**</sup> [.58, .76]	.72 <sup>**</sup> [.67, .80]	1	
4 · 教學行為 (T4)	.58 <sup>**</sup> [.48, .69]	.59 <sup>**</sup> [.48, .70]	.68 <sup>**</sup> [.59, .77]	1

註：<sup>a</sup>表相關係數，<sup>b</sup>表信賴區間。 \*\* $p < .01$ 。

接著，進行測量無變異性分析。弱因子無變異性分析顯示模型的適配度良好， $\chi^2 = 114.30$  ( $df = 54$ ,  $p < .01$ )、RMSEA = .07、CFI = .98、SRMR = .05。其次，進行強因子無變異性分析，亦顯示模型的適配度良好， $\chi^2 = 122.76$  ( $df = 60$ ,  $p < .05$ )、RMSEA = .07、CFI = .98、SRMR = .04，本研究將以此強因子無變異性模型進行後續分析。

### 三、假設檢定

#### (一) 創意教學角色認定檢證差距之收斂效果

潛在改變模型是以潛在差異變項 (latent difference variable) 與一些參數的設定，來直接測量「改變」(change) 的模型 (McArdle & Hamagami, 2001)。潛在改變模型可分成基線改變模型 (baseline change model) 與鄰近改變模型 (neighbor change model) 兩種 (Steyer et al., 1997)。基線改變模型是用來界定不同時間點變項與特定時間點變項間的改變，而鄰近改變模型則是用來界定相鄰兩個時間點變項的改變。這兩個模型是等值模型 (equivalent model)，只是參

數界定的格式不同。首先，本研究將以鄰近改變模型來分析認定檢證差距的收斂情形。

由於鄰近改變模型與強因子無變異性模型等值，故其整體適配度、因素負荷量、測量誤差、觀察變項之截距皆等值。分析結果顯示，整體模型的適配度良好： $\chi^2 = 80.10$  ( $df = 60$ ,  $p < .05$ )、RMSEA = .04、CFI = .99、SRMR = .04。進一步檢視認定檢證差距之差異變項的潛在均值，發現檢證差異皆不顯著 ( $p > .05$ ) (檢證差異  $T_2-T_1 = 0.05$ 、檢證差異  $T_3-T_2 = 0.06$ 、檢證差異  $T_4-T_3 = 0.07$ )，然而，差異變項的均值皆為正向，表示隨時間遞移，檢證差異潛在均值有逐漸向零收斂的趨勢。此外，模型中三個差異變項的變異數皆顯著 ( $p < .01$ )，且變異有隨時間遞移而縮小的趨勢 (檢證差異  $T_2-T_1 = 0.63$ 、檢證差異  $T_3-T_2 = 0.58$ 、檢證差異  $T_4-T_3 = 0.49$ )。接著，再以基線改變模型進行分析，以第一個時間點為基點，得檢證差異  $T_2-T_1$ 、檢證差異  $T_3-T_1$ 、檢證差異  $T_4-T_1$  三個潛在差異變項。由於基線改變模型與鄰近改變模型亦是等值模型，故整體適配度完全相同。進一步檢視差異變項的潛在均值，發現檢證差異  $T_2-T_1 = 0.05$  ( $p > .05$ )、檢證差異  $T_3-T_1 = 0.11$  ( $p > .05$ )、檢證差異  $T_4-T_1 = 0.19$  ( $p < .01$ )。差異變項  $T_4-T_1$  的潛在均值顯著，表示第四個時間點與第一個時間點的認定檢證差距有顯著改變，且向零收斂，H1 獲得支持。

### (二) 創意教學角色認定檢證差距對創意教學角色認定標準改變的影響

本研究以潛在自我迴歸模型來檢定認定檢證差距對認定標準改變的影響 (參見圖 2)。認定標準差異採鄰近改變模型，認定檢證差距採強因子無變異性模型。本研究採用 Anderson 與 Gerbing (1988) 所建議之二階段取向 (two-step approach) 進行分析，先進行驗證性因素分析，再進行結構模型分析。研究結果顯示，測量模型之整體模型適配度不佳： $\chi^2 = 1218.70$  ( $df = 248$ ,  $p < .01$ )、RMSEA = .14、CFI = .81、SRMR = .06。研究者檢視修正指標發現，認定檢證差距與認定標準，相對應之觀察變項的測量誤差之修正指標 (modification index; MI) 值都很大，這可能是認定檢證差距與認定標準分享同時間的情境特殊效果 (occasion-specific effect)。於是研究者設定檢證差距與認定標準之相對應觀察變項的測量誤差有相關。修正模型之整體適配度良好： $\chi^2 = 366.26$  ( $df = 236$ ,  $p < .01$ )、RMSEA = .05、CFI = .97、SRMR = .05。接著，檢定檢證差距對認定標準改變之影響的結構模型。研究結果顯示， $\chi^2 = 392.39$  ( $df = 245$ ,  $p < .01$ )、RMSEA = .05、CFI = .97、SRMR = .07，整體模型之適配度良好。在結構路徑參數的檢定方面，模型在控制認定標準  $T_1$ 、同一時間點的認定檢證差距，及認定標準差異之自我迴歸效果後，檢證差距會正向影響認定標準差異，檢證差距  $T_1 \rightarrow$  標準差異  $T_2-T_1 = .34$  ( $p < .01$ )，達顯著、檢證差距  $T_2 \rightarrow$  標準差異  $T_3-T_2 = .35$  ( $p < .01$ )，達

顯著、檢證差距  $T_3 \rightarrow$  標準差異  $T_4-T_3 = .46$  ( $p < .01$ )，達顯著，H2 獲得支持。

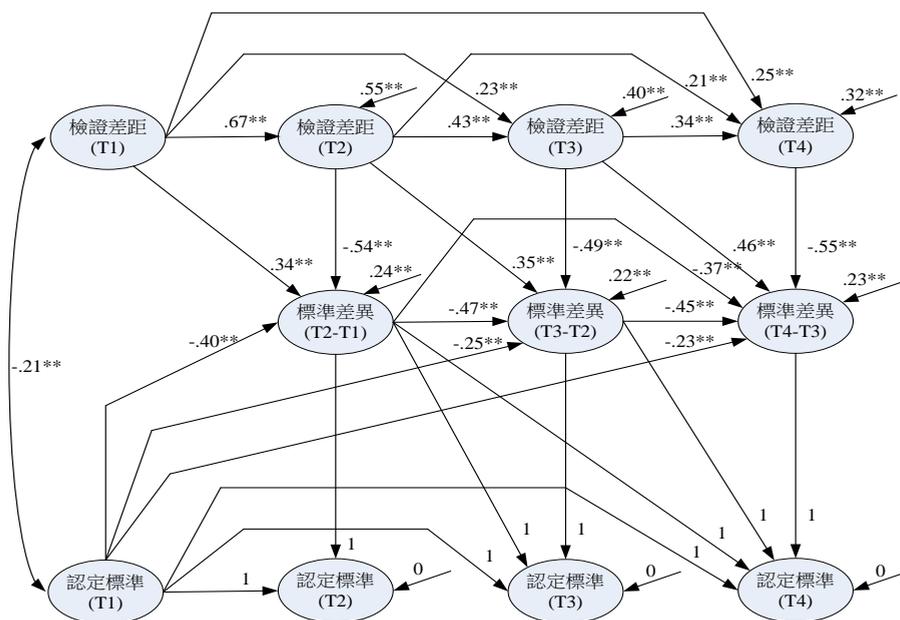


圖 2 認定檢證差距對認定標準改變的非標準化自我迴歸模型

註：測量模型部份未在圖中呈現。 \*\* $p < .01$ 。

### (三) 創意教學角色認定檢證差距對創意教學行為改變的影響

本研究亦以潛在自我迴歸模型來檢定角色認定檢證差距對創意教學行為改變的影響。創意教學行為採鄰近改變模型，認定檢證差距採強因子無變異性模型（參見圖 3）。研究結果顯示，測量模型之整體模型適配度佳： $\chi^2 = 402.18$  ( $df = 248, p < .01$ )、RMSEA = .05、CFI = .97、SRMR = .04。接著，檢定檢證差距影響創意教學行為改變的結構模型。研究結果顯示，整體模型之適配度良好： $\chi^2 = 414.08$  ( $df = 257, p < .01$ )、RMSEA = .05、CFI = .97、SRMR = .06。在結構路徑參數的檢定方面，模型在控制創意教學行為  $T_1$ 、同一時間點的檢證差距，及創意教學行為為差異的自我迴歸效果後，檢證差距  $T_1 \rightarrow$  教學行為為差異  $T_2-T_1 = -.06$ ，未達顯著 ( $p > .05$ )、檢證差距  $T_2 \rightarrow$  教學行為為差異  $T_3-T_2 = -.17$ ，達顯著 ( $p < .01$ )、檢證差距  $T_3 \rightarrow$  教學行為為差異  $T_4-T_3 = .08$  ( $p > .05$ )，未達顯著，H3 獲得

部分支持。

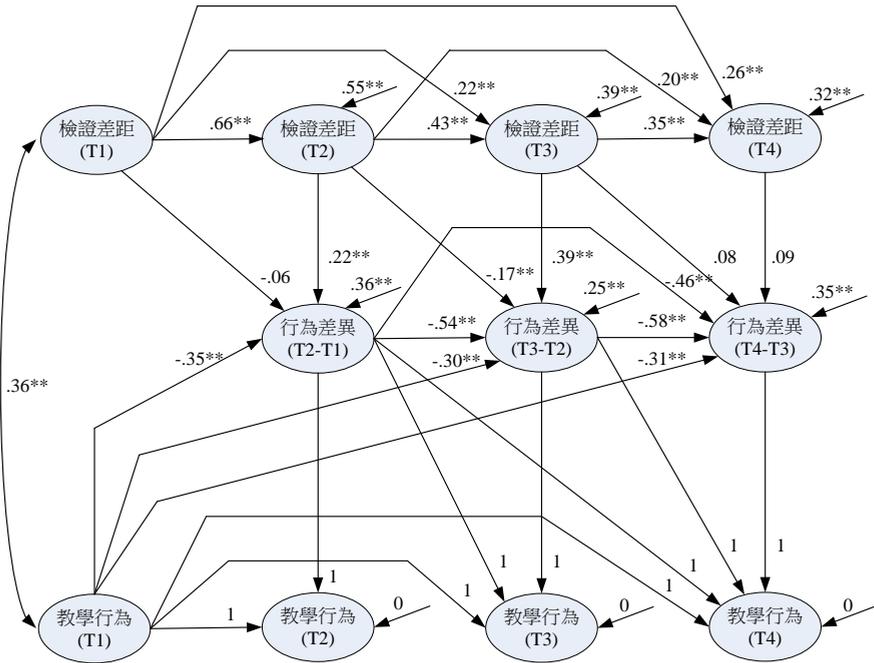


圖 3 認定檢證差距對創意教學行為改變的非標準化自我迴歸模型

註：測量模型部份未在圖中呈現。 \*\*  $p < .01$ 。

## 伍、結論與建議

### 一、研究結論

#### (一) 創意教學角色認定檢證差距會隨著時間的遞移而收斂

本研究結果發現，初任教師創意教學角色認定檢證差距會隨著時間的遞移而逐漸收斂，H1 獲得支持。此結果服膺認定控制理論的觀點，當個體的認定檢證差距不為「零」時，將會採取行為或認知上的因應策略，以減少認定檢證差

距的產生 (Burke, 1991, 2006; Burke & Stets, 2009; Turner & Stets, 2006)。此結果亦呼應 Stets 與 Cast (2007) 所作的研究，該研究發現在角色轉換階段，個體的認定檢證會隨著時間而增強；另外，Wilson 與 Deaney (2010) 對初任教師所作的研究結果指出，初任教師在此角色轉換的過程中，會致力於使自我的教學角色認定達成檢證，此發現與本研究結果一致。由於教學工作本身需要變通與即興創作 (Sawyer, 2006)，易言之，創意教學的過程充滿著不確定性。是以，為了使自我所知覺到的創意教學是可預測與可控制的，初任教師在剛進入學校場域任教時，會運用許多策略使知覺學生對其創意教學角色認定的評價，與其自我的創意教學角色認定標準之間達成一致性，如此方能驗證 (confirm) 其自我所制定之創意教學角色的意義，感覺所從事的創意教學是可以預測與控制的。

## (二) 創意教學角色認定檢證差距會正向影響創意教學角色認定標準的改變

在控制相關變項後，本研究發現前一個時間點的創意教學角色認定檢證差距，會正向影響下一個時間點的創意教學角色認定標準的改變，H2 獲得支持。本研究結果支持認定控制理論的主張，當個體產生認定檢證差距時，會採行改變認定標準的認知策略 (Burke, 1991, 2006; Turner & Stets, 2006)，且在角色轉換階段所產生的認定標準改變，可視為是個體扮演新角色的社會化效果 (Burke, 2006; Burke & Cast, 1997)。本研究結果與 Burke (2006) 對面臨角色轉換之個體所作的研究相呼應，該研究指出前一個時間點的角色認定檢證差距，會正向影響下一個時間點的角色認定標準的改變；此外，本研究結果亦和柳賢與陳蕙茹 (2006) 的研究結果相似，該研究發現當初任教師知覺其教學思維與實際教學行為之間產生差距時，會促使其自我的教學思維產生適應性的改變。由本研究結果得知，當初任教師在前一個時間點，知覺學生對其創意教學角色認定的評價，低於其自我制定的創意教學角色認定標準時，為了適應新任教學學校組織與文化，以及維持自我與學生之間的互動關係，初任教師會降低下一個時間點的創意教學角色認定標準，以減少創意教學角色認定檢證的差距。反之，若知覺學生對其創意教學角色認定的評價，高於其自我的創意教學角色認定標準時，初任教師會提高下一個時間點的認定標準。

## (三) 創意教學角色認定檢證差距部分會影響創意教學行為的改變

在控制相關變項後，本研究發現只有創意教學角色認定檢證差距 (T2) → 創意教學行為差異 (T3-T2) 具有顯著的負向效果，此結果僅部分符合認定控制理論的觀點。就學校場域而言，時間點 2 的測驗在上學期期末，因此，當初任教師在學期末，知覺學生對其創意教學角色認定的評價，低於自我的創意教

學角色認定標準程度時，會在下學期進行行為調整策略，透過增加其創意教學行為的展現，以減少認定檢證的差距。然而，值得注意的是，檢證差距（T1）→教學行為差異（T2-T1）及檢證差距（T3）→教學行為差異（T4-T3）皆未達顯著。亦即初任教師在學期間的檢證差距，並不會採行行為調整的策略。由於初任教職的前三年，是教師生涯中最具關鍵性與挑戰性的時期（林宜玄、翁美惠，2008）。此期間，初任教師對教學工作量的感覺，會較有經驗的教師還要繁重，能抽空反省的時間較為有限（張德銳，2003）。因此，本研究認為造成只有創意教學角色認定檢證差距（T2），對創意教學行為差異（T3-T2），具有顯著的負向效果的原因，或許是因為初任教師在學期間工作繁忙，較無法為了減少其認定檢證差距，而在其創意教學行為上進行改變；而在上、下學期轉換的空檔，初任教師會有較多時間進行教學檢討、尋求其他教師的協助，或是參加相關的進修，以為下學期的創意教學行為調整作準備。基於上述可能的原因，創意教學檢證差距對創意教學行為改變的負向影響才會只有部份顯著。

## 二、理論與實務意涵

### （一）理論意涵

本研究以認定控制理論的觀點，探討初任教師創意教學角色認定檢證差距之收斂效果，以及檢證差距影響創意教學角色認定標準改變，與創意教學行為改變的延宕效果。研究結果顯示，初任教師在剛進入新環境從事教學工作時，會致力於使知覺學生評價與自我認定標準之間的差距縮小。此結果驗證了認定控制理論的觀點，即個體會被激勵去檢證他們的角色認定，以從他人身上獲得與自我觀點一致的回饋（Stets & Burke, 2000）。其次，本研究結果支持，認定檢證差距會正向影響認定標準改變。即當初任教師知覺學生評價與自我認定標準之間不一致時，會採取認知策略來調整其認定標準。然而，此改變是由他人所誘發的，較為被動（Swann et al., 2009）。第三，本研究結果僅部分支持，認定檢證差距會負向影響創意教學行為的改變。由於認定檢證差距所產生的角色行為，涉及到一種將自我視為主體動力者（agent）（即積極自我）的概念（Cast et al., 1999; Stryker & Burke, 2000），初任教師是否能有效地運用其主體動力，使自我的創意教學角色認定達成檢證，這關係到其將來是否繼續扮演創意教學者的角色工作。本研究結果的認定檢證差距，僅對跨上、下學期的創意教學行為改變產生影響。這隱含在不同時間點，是否有調節變項未包括在本研究模型中（如：教師的專業能力），建議後續研究可以針對此一議題進行探討。最後，針對認知改變趨勢大於行為改變趨勢的結果而言，Swann 等人（2009）指出，個體與其知覺對象間的關係是對稱（如：配偶之間）或是不對稱（如：主管與員工），會影響其是否有足夠的行動自由去調整自我檢證。本研究的知覺來源僅

來自學生，建議未來研究可對知覺對象加以區分，以探討不同知覺來源對認定標準與行為改變的影響。

## (二) 實務意涵

身為組織的新進人員，無可避免地必須面對角色認定的問題（Ashforth & Mael, 1989; Pratt, 1998）。是以，對於剛進入學校場域任教的初任教師而言，如何能在課堂中，透過教學與學生互動來定義自己所扮演的創意教學角色，是初任教師所需面對的重要課題。本研究結果顯示，初任教師在學校場域進行教學活動時，創意教學角色認定檢證會隨時間的遞移而收斂；初任教師會透過比較角色認定標準與知覺學生反映評價，適時地作出行為或認知上的因應策略來對抗差距，進而縮減認定不檢證，以定義其在學校場域的創意教學角色。本研究發現對初任教師的創意教學角色認定與創意教學行為有重要的意涵。首先，身為任教學校的新手教師，在創意教學角色認定檢證的動態歷程中，認定檢證差距會正向影響認定標準的改變。易言之，當初任教師知覺學生對其創意教學角色的反映評價，高於其自我制定的創意教學角色標準時，亦會提高其創意教學角色標準來削減認定不檢證的感覺，故學生反映評價可提升初任教師的創意教學角色標準。然而，若知覺學生反映評價低於其角色認定標準時，初任教師宜多方面地瞭解差距的原因（如：側面詢問學生、家長或同事），並主動向教師成長團體、校內主管或資深教師尋求協助，而非立即採行降低創意教學角色認定標準的認知改變策略來縮減認定檢證。另一方面，本研究發現上學期末認定檢證差距（T2）會負向影響下學期初的創意教學行為改變（T3-T2），即當初任教師知覺學生對其創意教學角色的反映評價低於其制定的創意教學角色標準時，會提升其創意教學行為來減少其認定不檢證的感覺。認定檢證差距負向影響下學期初的創意教學行為改變，只發生在上、下學期的時段。寒假期間初任教師似乎較有時間進行改變行為策略的準備。若初任教師決定以提升創意教學行為策略來縮減認定檢證差距，可積極參加校內（外）教師專業團體所舉辦的創意教學研習、教師專業發展等活動，藉由學習或從他人的分享經驗來提升自我的創意教學專業能力。

## 三、研究限制與後續研究建議

本研究結果的解釋與推論仍然受限於下列條件，首先，在問卷回覆率方面，研究者為了蒐集全國國中與國小的初任教師樣本數，在問卷發放前，採隨機抽樣的方式致電數間國中與國小，以瞭解其初任教師人數概況，並以正式公函致各縣市政府教育局（處），請其轉知所屬國中與國小，以取得初任教師的個人 e-mail 聯絡方式，最後共獲得來自 168 所國中與 108 所國小，總計 593 位初任教師的聯絡方式。然而，本研究在時間點 1 的問卷回覆率仍偏低（35.8%），

經研究者追蹤詢問，得知造成其未回覆問卷的主因，是因為本研究採取固定樣本追蹤設計，必須對初任教師進行為期一學年，共計四波的問卷調查，這使得多數初任教師，在一開始即不願意參與本研究，造成資料蒐集上的限制。後續研究在設計追蹤研究時，應再仔細地思考如何提升受試者的參與意願。

第二，在樣本結構方面，雖然本研究是依據教育部所公佈的「實習輔導教師資格之規定」（教育部，2012），以及參照多數實徵研究對初任教師所作的定義（李建彥、張德勝，2003；林宜玄、翁美惠，2008；林素卿，2003），將正式任教年資未滿3年的國中與國小教師定義為初任教師。但事實上，不同教學經驗（如：代理教學經驗）與任教年資的初任教師，在每個測量時間點的認定檢證差距，其立基點或許會有所不同。然而，由於本研究在時間點1，所蒐集的初任教師樣本數僅212人，且由於檢定模型較為複雜，使得研究者無法再進一步地針對角色經驗與正式任教年資部分作處理，後續研究可針對此議題進行更進一步的探討。第三，由於認定標準亦可以是來自於一個較高階層認定控制系統的輸出（Burke, 1991, 2006; Burke & Cast, 1997）。因此，高階層認定對低階層認定的影響機制，是未來可加以探究的議題。另外，低階層認定控制系統本身的運作機制，亦可能涉及其他外在的社會結構因素（如：地位、資源等）（Burke, 2004），未來研究可進一步地針對知覺對象作區分，並引進期望狀態理論（expectation states theory）的觀點（Burke, Stets, & Cerven, 2007; Cast et al., 1999; Stets & Harrod, 2004），以瞭解在學校場域中，不同地位或權力的重要他人（如：主管、同事、家長）對初任教師認定與行為改變的影響。

第四，由於本研究主要是以認定控制理論作為立論基礎，來檢視初任教師在學校場域中所發生之創意教學角色認定的相關現象。有些變項（如：自我效能、自我概念與成績之間的關聯性）看似亦可使用相同的模型來進行假設檢定，但若只是在套統計模型，而無法提出其背後的理論基礎，該研究將變成是資料導向（data driven）的數字遊戲，後續研究者亦須注意。最後，本研究使用題項包裹法（item parceling）來進行模型分析。在結構方程模式中，題項包裹法常被用來簡化模型。使用題項包裹法的模型比用未包裹的原始題項有較佳的信度，更符合常態分佈、較少的個殊變異（idiosyncratic variance）。該方法亦適合用來處理小樣本的資料（Hau & Marsh, 2004）。為求謹慎，本研究以創新教學行為為例，檢視未包裹之原始題項的潛在狀態模型（未附於論文中），發現模型配度、組合信度、潛在變項間的相關都與包裹題項的潛在狀態模型差異不大，唯平均萃取變異量稍低。此發現雖不影響本研究假設之檢定，但仍提醒後續研究者注意。此外，亦有其他統計方法可處理小樣本的議題，如：拔靴法（bootstrap method）、貝氏SEM（Bayesian SEM）等，未來研究亦可加以考慮。

## 致謝

本論文乃科技部 102-2410-H-194-084-MY2 專題研究之部分成果，感謝行政院科技部對專題研究計畫的經費補助。此外，感謝初任教師對本研究的參與，以及審查委員對本論文的細心斧正。

## 參考文獻

- 丘愛鈴 (2009)。國小綜合活動學習領域創意課程與教學設計之分析－以全國創意教學獎優等方案為例。**課程與教學**，**12** (4)，191-222。
- 李建彥、張德勝 (2003)。國民小學初任教師工作輔導需求量表編製報告。**測驗學刊**，**50** (1)，111-142。
- 林宜玄、翁美惠 (2008)。我國高級中等學校初任教師工作困擾及解決方式之研究。**學校行政**，**53**，101-121。
- 林素卿 (2003)。協同行動研究－以班級經營之常規改善為例。**師大學報：教育類**，**48** (1)，91-112。
- 洪久賢、洪榮昭、林麗娟、蔡長艷 (2007)。影響教師創意教學因素之研究－以綜合活動領域為例。**師大學報：教育類**，**52** (2)，49-71。
- 洪榮昭、林雅玲、林展立 (2004)。國中小創意教師教學策略之研究－四位創意教學特優教師的個案分析。**教育心理學報**，**35** (4)，375-392。
- 柳賢、陳蕙茹 (2006)。從建模觀點探討數學初任教師教學改變及其影響因子。**教育學刊**，**26**，163-190。
- 陳玉樹、胡夢鯨 (2008)。任務動機與組織創新氣候對成人教師創意教學表現之影響：階層線性模式分析。**教育心理學報**，**40** (2)，179-198。
- 陳玉樹、郭銘茜 (2013)。四向度成就目標對教師創意教學表現之影響：創意自我效能的中介效果與團隊學習行為的跨層級調節效果檢定。**教育科學研究期刊**，**58** (3)，85-120。
- 教育部 (2012)。師資培育之大學辦理教育實習作業原則。取自 [http://www.edu.tw/high-school/content.aspx?site\\_content\\_sn=8451](http://www.edu.tw/high-school/content.aspx?site_content_sn=8451)

- 張德銳 (2003)。中小學初任教師的教學輔導與考核。《課程與教學》，6 (3)，67-86。
- 蕭佳純 (2011)。學校創新氣氛、教師內在動機與教師創意教學表現關聯之研究：多層次調節式中介效果之探討。《當代教育研究》，19 (4)，85-125。
- 魏韶勤、張德銳 (2006)。教學觀察與回饋對國小初任教師教學效能影響之研究。《課程與教學》，9 (2)，89-103。
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Ashforth, B. E., & Mael, F. (1989). Social identity theory and the organization. *Academy of Management Review*, 14, 20-39.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74-94.
- Baruch, Y., & Holtom, B. C. (2008). Survey response rate levels and trends in organizational research. *Human Relations*, 61(8), 1139-1160.
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (1993). *EQS/Windows user's guide*. Los Angeles, CA: BMDP Statistical Software.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Burke, P. J. (1991). Identity processes and social stress. *American Sociological Review*, 56, 836-849.
- Burke, P. J. (2004). Identities and social structure: The 2003 Cooley-Mead award address. *Social Psychology Quarterly*, 67(1), 5-15.
- Burke, P. J. (2006). Identity change. *Social Psychology Quarterly*, 69(1), 81-96.
- Burke, P. J., & Cast, A. D. (1997). Stability and change in the gender identities of newly married couples. *Social Psychology Quarterly*, 60(4), 277-290.
- Burke, P. J., & Harrod, M. M. (2005). Too much of a good thing? *Social Psychology*

*Quarterly*, 68(4), 359-374.

Burke, P. J., & Stets, J. E. (2009). *Identity theory*. New York, NY: Oxford University Press.

Burke, P. J., Stets, J. E., & Cerven, C. (2007). Gender, legitimation, and identity verification in groups. *Social Psychology Quarterly*, 70(1), 27-42.

Cast, A. D., & Burke, P. J. (2002). A theory of self-esteem. *Social Forces*, 80(3), 1041-1068.

Cast, A. D., Stets, J. E., & Burke, P. J. (1999). Does the self conform to the views of others? *Social Psychology Quarterly*, 62(1), 68-82.

Dillman, D. A., Smyth, J. D., & Christian, L. M. (2009). *Internet, mail, and mixed-mode surveys: The tailored design method* (3rd ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.

Ezer, H., Gilat, I., & Sagee, R. (2010). Perception of teacher education and professional identity among novice teachers. *European Journal of Teacher Education*, 33(4), 391-404.

Farmer, S. M., Tierney, P., & Kung-McIntyre, K. (2003). Employee creativity in Taiwan: An application of role identity theory. *Academy of Management Journal*, 46(5), 618-630.

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.

Geiser, C. (2013). *Data analysis with Mplus*. New York, NY: The Guilford Press.

Hamman, D., Gosselin, K., Romano, J., & Bunuan, R. (2010). Using possible-selves theory to understand the identity development of new teachers. *Teaching and Teacher Education*, 26, 1349-1361.

Hansen, J. (2008). Panel surveys. In W. Donsbach & M. W. Traugott (Eds.), *The Sage handbook of public opinion research* (pp. 330-339). Thousand Oaks, CA: Sage.

Hau, K. T., & Marsh, H. W. (2004). The use of item parcels in structural equation

- modeling: Nonnormal data and small sample size. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *57*, 327-351.
- Hong, J. Y. (2010). Pre-service and beginning teachers' professional identity and its relation to dropping out of the profession. *Teaching and Teacher Education*, *26*, 1530-1543.
- Jöreskog, K. G. (1979). Statistical estimation of structural models in longitudinal development investigations. In J. R. Nesselroade & P. B. Baltes (Eds.), *Longitudinal research in the study of behavior and development* (pp. 303-351). New York, NY: Academic Press.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications* (2nd ed.). Chicago, MI: SPSS.
- Kishton, J. M., & Widaman, K. F. (1994). Unidimensional versus domain respective parceling of questionnaire items: An empirical example. *Educational and Psychological Measurement*, *54*, 757-765.
- Lilly, F. R., & Bramwell-Rejskind, G. (2004). The dynamics of creative teaching. *Journal of Creative Behavior*, *38*(2), 102-124.
- McArdle, J. J., & Hamagami, F. (2001). Latent difference score structural models for linear dynamic analysis with incomplete longitudinal data. In L. M. Collins & A. G. Sayer (Eds.), *New methods for the analysis of change* (pp. 137-175). Washington, DC: American Psychological Association.
- Ng, T. W. H., & Feldman, D. C. (2007). The school-to-work transition: A role identity perspective. *Journal of Vocational Behavior*, *71*, 114-134.
- Ng, T. W. H., & Feldman, D. C. (2009). Personality, social relationships, and vocational indecision among college students: The mediating effects of identity construction. *Career Development International*, *14*(4), 309-332.
- Owens, T. J., Robinson, D. T., & Smith-Lovin, L. (2010). Three faces of identity. *Annual Review of Sociology*, *36*, 477-499.
- Ployhart, R. E., & Vandenberg, R. J. (2010). Longitudinal research: The theory, design, and analysis of change. *Journal of Management*, *36*(1), 94-120.

- Pratt, M. G. (1998). To be or not to be? Central questions in organizational identification. In D. A. Whetten & P. C. Godfrey (Eds.), *Identity in organizations: Building theory through conversations* (pp. 171-207). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Reilly, R. C., Lilly, F. R., Bramwell, G., & Kronish, N. (2011). A synthesis of research concerning creative teachers in a Canadian context. *Teaching and Teacher Education, 27*, 533-542.
- Robinson, D. T. (2007). Control theories in sociology. *Annual Review of Sociology, 33*, 157-174.
- Sawyer, R. K. (2006). Educating for innovation. *Thinking Skills and Creativity, 1*(1), 41-48.
- Stets, J. E., & Burke, P. J. (2000). Identity theory and social identity theory. *Social Psychology Quarterly, 63*(3), 224-237.
- Stets, J. E., & Burke, P. J. (2005). Identity verification, control, and aggression in marriage. *Social Psychology Quarterly, 68*(2), 160-178.
- Stets, J. E., & Cast, A. D. (2007). Resources and identity verification from an identity theory perspective. *Sociological Perspectives, 50*(4), 517-543.
- Stets, J. E., & Harrod, M. M. (2004). Verification across multiple identities: The role of status. *Social Psychology Quarterly, 67*(2), 155-171.
- Steyer, R., Eid, M., & Schwenkmezger, P. (1997). Modeling true intraindividual change: True change as a latent variable. *Methods of Psychological Research online, 2*(1), 21-33.
- Stryker, S., & Burke, P. J. (2000). The past, present, and future of an identity theory. *Social Psychology Quarterly, 63*(4), 284-297.
- Swann, W. B., Jr. (1987). Identity negotiation: Where two roads meet. *Journal of Personality and Social Psychology, 53*(6), 1038-1051.
- Swann, W. B., Jr., Johnson, R. E., & Bosson, J. K. (2009). Identity negotiation at work. *Research in Organizational Behavior, 29*, 81-109.
- Tierney, P., & Farmer, S. M. (2011). Creative self-efficacy development and creative

performance over time. *Journal of Applied Psychology*, 96(2), 277-293.

Tsushima, T., & Burke, P. J. (1999). Levels, agency, and control in the parent identity. *Social Psychology Quarterly*, 62(2), 173-189.

Turner, J. H., & Stets, J. E. (2006). Sociological theories of human emotions. *Annual Review of Sociology*, 32, 25-52.

Wang, A. C., & Cheng, B. S. (2010). When does benevolent leadership lead to creativity? The moderating role of creative role identity and job autonomy. *Journal of Organizational Behavior*, 31, 106-121.

Wilson, E., & Deaney, R. (2010). Changing career and changing identity: how do teacher career changers exercise agency in identity construction? *Social Psychology of Education*, 13, 169-183.

# **A Longitudinal Study of Creative Role Identity Verification for Beginning Teachers: An Identity Control Theory Perspective**

**Yu-Shu Chen\***    **Ya-Ling Chiang \*\***

The main purposes of this study were to explore the convergent effect of the discrepancy of creative teaching role identity verification, and to analyze how the discrepancy influences on the change of role identity standard and behavior of creative teaching. Using longitudinal research design, the data collected combines all four waves of data for the study. The researchers run Latent Change Model (LCM) and Latent Autoregression Model (LAM) to test hypotheses. The results revealed that the discrepancy of creative teaching role identity verification: (1) showed a convergent effect over time, (2) had positive effects on the change of creative teaching role identity standard, and (3) it (T2) had a negative effect on the change of creative teaching behavior (T3-T2).

Keywords: role identity verification, creative teaching role identity, creative teaching behavior, identity control theory

\* Corresponding Author: Yu-Shu Chen, Associate Professor, Department of Adult and Continuing Education, National Chung Cheng University

\*\* Ya-Ling Chiang, Assistant Researcher, Laboratory of Creativity, Department of Adult and Continuing Education, National Chung Cheng University

