

同儕互動行為 與農事指導員工作表現之研究

陸怡蕙*、丁仲緯**、方珍玲***

農會推廣部門相關研究議題過去在國內外學界並未獲得應有的重視，本研究選定農事指導員為研究母體，嘗試由產業組織領域近年有關工作場所同儕互動的研究方向切入，檢視農事指導員個人之工作表現及其主要的影響因素。過去國內外文獻在研究同儕間的互動關係時，僅考慮單向的互動關係。不同於過往文獻以單一變項代表同儕間的互動，本研究同時考慮主動與被動的雙向互動關係以建構同儕互動行為與績效表現的三維計量模型，並利用臺灣農會推廣部門人員問卷調查的初級資料，檢視同儕互動如何影響指導員指導之產銷班獲得優良產銷班獎項的機率。本研究之實證結果顯示，同儕提供協助之互動行為是顯著影響農事指導員工作表現的因素，而其影響方向則取決於工作團隊內有無從事相同業務性質之同儕。團隊內存在專業同儕將能提升指導員個人之績效表現；反之，則同儕間之互動可能產生工作時間的排擠效果，因而對其個人績效產生負向的影響。

關鍵詞：農事指導員、同儕互動、工作表現、優良產銷班

* 國立台灣大學農業經濟學系教授。

** 國立台灣大學農業經濟學系碩士。

*** 國立台北大學金融與合作經營學系教授，且為本文之通訊作者。Email: faling2010@gmail.com。本文承兩位匿名審查人提供寶貴意見以及國科會專題研究計畫 NSC 98-2410-H-002-057 之經費補助，謹此致謝。文中若有疏失之處，悉由作者負全責。

I、前言

在產業組織理論中，員工人力素質與工作環境是影響績效表現的重要因素，由於員工人力素質與其教育水準及工作經驗息息相關，因此過去之文獻多透過教育及做中學習所累積的人力資本，探討其對個人工作表現的影響。而考量現今社會公司組織內受雇員工團隊運作方式的重要性，近年來產業組織領域一個新的研究方向即是以工作場所中工作團隊成員之間的同儕互動為主要研究重點。本研究嘗試結合這兩個研究方向，由工作場所之同儕互動與個人工作經驗累積的角度切入，檢視其對農事指導員個人工作表現之影響。

工作環境對於員工績效表現的影響往往取決於工作團體內的同儕互動。Lazear (1998) 便指出，公司組織內之同儕互動關係對整體企業之產出深具影響。過去有關工作場所中之同儕效果的文獻多探討在不同薪獎制度下，工作團隊成員間協助同儕的努力程度 (Kandel & Lazear, 1992; Drago & Garvey, 1998)，如何恰當呈現同儕間之直接影響效果則在近年成為眾所關注的議題。近期國內之文獻如劉育昇與于若蓉 (2007) 即是探討有無團體獎金制度下，同儕績效表現對於個人表現之影響是否有所不同。該文之實證結果發現，工作同儕之平均業績對個人的業績具有顯著的正向影響效果，而在有團體獎金制度下之同儕效果則較沒有團體獎金制度者來的大。國外的文獻如 Yang 與 Yang (2009) 則分析工作團隊中之同儕平均薪資對其周遭員工薪資的影響程度，並發現同儕之影響效果存在異質性，亦即，績效較好、成長快速及國有企業內之個人受同儕的影響最為明顯。回顧這些文獻，在探討工作場所同儕的直接影響效果時，產業特性往往是影響其結果之關鍵因素。基於農會組織與推廣部門之特殊性及重要性，本研究擬將同儕互動納入考量，並就同儕專業性可能造成之同儕效果差異，一窺同儕互動對於農事指導員個人工作表現所產生的影響。

本研究對相關研究領域的貢獻有三。首先，過去分析或評估農會績效的相關研究多以信用部門做為研究對象（劉春初，2002；吳明哲，2003；彭雅惠，2004；簡明哲、陳鈺琪，2005），但探討影響農會推廣部門的相關文獻卻付之闕如。臺灣農會之產業特性相當特殊，農會組織為一非營利性質之法人團體，與一般追求利潤極大之企業組織有所不同。近年來農業正面臨著轉型及貿易自由化的衝擊，農會經營績效的評估有其必要性與即時性，而農民能否接受新技術與新知識進而與國際接軌，並接收其在地耕耘的豐碩成果，身處於與農民接觸第一線的農業推廣人員之重要性更是不言可喻，本研究選定之研究對象的獨特性實為本文對相關文獻的主要貢獻之一。

其二，過去探討工作場所中團體成員間之同儕效果的研究，均是在給定廠商條件下，研究廠商所制定之不同薪獎制度對於團體成員間之互動的影響（Drago & Garvey，1998；于若蓉、劉育昇，2004）。近期有關工作場所同儕效果之文獻則關注於同儕間之互動關係。最早探討工作場所同儕互動影響效果之文獻為 Falk 與 Ichino (2006)，該文利用實驗的方式衡量個人產出是否受到一同從事相同工作之同儕的影響，其結果顯示，同儕效果對於不同受試者之影響程度存在差異性，而低產出之受試者受同儕之影響最為明顯。自 Falk 與 Ichino (2006) 一文後，討論工作場所同儕影響效果的文獻多由實證分析的角度進行衡量，部分實證研究以固定效果模型進行（劉育昇、于若蓉，2007；Shvydko，2007；Mas & Moretti，2009；Yang & Yang，2009；Bandiera、Barankay & Rasul，2010），另有一些研究則採 Probit 模型（Norton、Lindrooth & Ennett，1998；Gaviria & Raphael，2001；Lundborg，2006）或藉由雙重差分估計法（difference-in-difference，DID）比較實驗組與對照組間的差異（Azoulay、Zivin & Wang，2010），以檢視同儕效果對個人績效表現的影響。雖然除了 Guryan、Kroft 與 Notowidigdo (2009) 一文以外，多數的研究結果顯示與優秀同儕一同工作對個人績效將產生正向的影響（註 1）；但前述研究在探討同儕互動行為對團隊成員工作表現之影響時，並未考慮某些無法觀察到的指

導員個人與服務農會特質除了直接影響指導員之工作表現，同時也會透過對於同儕互動行為之影響，而間接造成指導員工作表現之差異。因此，本研究援用 Genius、Pantzios 與 Tzouvelekas (2006) 及陸怡蕙等 (2010) 檢視技術採用行為之架構，建構同儕互動與工作努力 (work effort) 之三維計量模型，以檢視同儕互動與工作經驗累積對農事指導員獲得優良產銷班獎項之機率的影響。在相關研究領域，本研究建構之實證模型不僅是一項新的嘗試，亦為同儕效果的相關研究提出一方法論的修正方向，故研究方法的創新應是本文對相關研究領域的第二項主要貢獻。

過去國內外文獻在研究同儕之間的互動關係時，只考慮單向的互動關係，本研究與過往文獻的主要區隔之一在於同時考慮主動與被動的雙向互動行為。以一般企業組織團隊成員之間的同儕互動而言，過往文獻多專注於研究不同薪獎制度之下，團隊成員之同儕協助 (peer helping) 或破壞活動 (sabotage) 對於員工工作績效的影響，而無論是來自於同儕的協助或同儕的破壞活動，均屬於一種觀察對象的被動互動行為。舉例而言，Drago 與 Garvey (1998) 係以「受訪者之同儕拒絕他人使用機器、工具設備的頻率」衡量同儕協助的努力程度 (helping effort)，于若蓉與劉育昇 (2004) 則採用「受訪者與公司同仁同時獲知某一案件，是否會發生同仁與您搶工作的情況？」來衡量團隊成員破壞活動程度對於受訪者工作績效的影響。考量除了此種被動的互動行為，亦存在觀察對象主動展現與其同儕互動以獲得同儕工作上協助，並與其自身工作努力形成時間上的排擠關係之可能，本研究因此嘗試同時考慮主動與被動的互動關係。

為掌握不同組織同儕互動行為的基礎概念，進一步整理非營利組織與政府組織內同儕互動行為的相關文獻可以發現，過去探討非營利組織或政府組織同儕互動行為的相關文獻多是由知識分享的角度出發，分析同儕間彼此分享專業知識的影響因子 (夏道維，2007；鄭竣鴻、廖淑容，2007；Bock & Kim，2002；Liebowitz，2004)。所謂的知識分享，是組織內的員工在組織內或跨

組織之間，透過各種管道彼此交換、討論知識，而其目的即在透過知識的交流擴大知識的利用價值（林東清，2004），此與本研究探討同儕間透過主動與被動的雙向互動關係以分享彼此經驗，在概念上有所呼應。依此，本研究在研究設計上將指導員與同儕之互動行為分為兩種類型，其一為指導員主動對其同儕展現之互動行為，在問卷中以「我經常主動向同事詢問工作上的問題」之問項來衡量；另一種互動模式則為指導員被動地接受同儕在工作上提供的協助，在問卷中係以「同事經常主動提供我工作上的協助」的問項來衡量。對於同儕互動關係的更完整呈現，應為本文對相關實證文獻的第三項主要貢獻。

本文之結構如下，下一節為本研究模型設定之介紹，第三節為資料敘述與變數說明，第四節呈現本研究之實證結果並進行討論，最後，本文在第五節做一總結並提出相關政策建議。

II、模型設定

假設指導員之工作努力為 $e(s, z, I)$ ，工作努力水準會受到指導員個人社會特徵變數(s)、服務農會之特徵變數(z)與推廣團隊中同儕之互動行為(I)所影響；獲得優良產銷班獎項之工作努力門檻值則為 e^T 。由於指導員付出足夠工作努力因而獲得優良產銷班獎項之機率無法直接觀察，但指導員是否獲獎則可被觀察得到，本研究將其定義如下：

$$y_i = \begin{cases} 0, & e(s, z, I) - e^T \leq 0 \\ 1, & e(s, z, I) - e^T > 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中下標 i 代表第 i 個農事指導員，當 $y_i = 1$ 時，表示指導員付出足夠努力因而獲得優良產銷班獎項，而當 $y_i = 0$ 時，則表示指導員並未獲獎。進一步以下列線性方程式說明指導員之工作努力決策：

$$\begin{aligned}
 \Pr(y_i=1|s, z, I) &= \Pr(e(s, z, I) - e^T > 0) \\
 &= g_i(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha) - \nu_i \\
 &= \zeta s_i + \gamma z_i + \sum_{k=1}^2 \alpha_k I_{ki} - \nu_i; \quad i = 1, 2, \dots, n
 \end{aligned} \tag{2}$$

上式中， ζ 、 γ 、 α 為參數向量，而 ν 即為母體迴歸方程式中的干擾項，此干擾項包含了資料中無法觀察到的農事指導員個人與其服務之農會所具備的特質。本研究在研究設計上將指導員與同儕之互動行為分為兩種類型，對於指導員與同儕間之互動行為，我們設立指標 I_{ki} 以表示指導員是否採取第 k 種互動行為與其同儕互動：

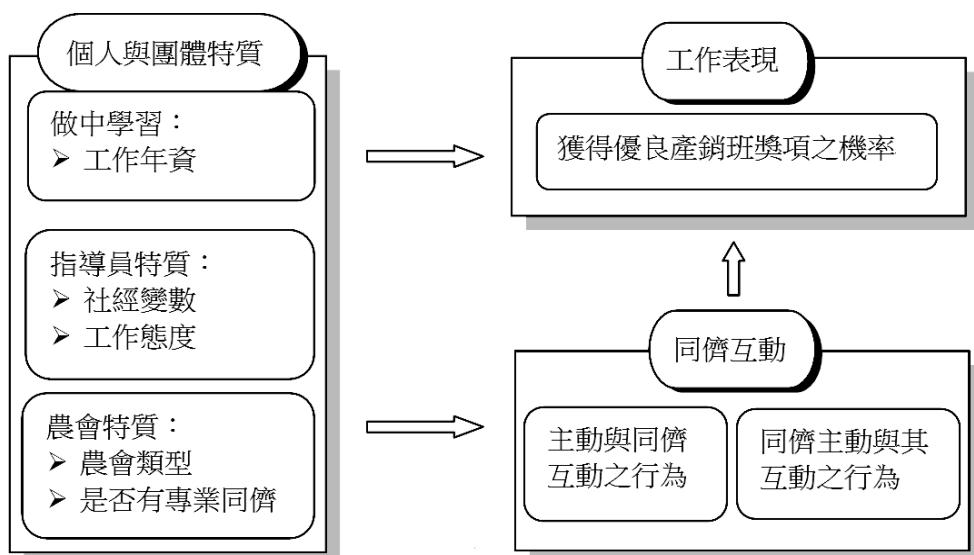
$$\begin{aligned}
 I_{1i} &= \begin{cases} 0, & \beta_1 x_{1i} - \varepsilon_{1i} \leq 0 \\ 1, & \beta_1 x_{1i} - \varepsilon_{1i} > 0 \end{cases} \\
 I_{2i} &= \begin{cases} 0, & \beta_2 x_{2i} - \varepsilon_{2i} \leq 0 \\ 1, & \beta_2 x_{2i} - \varepsilon_{2i} > 0 \end{cases}
 \end{aligned} \tag{3}$$

I_{ki} 在此表示第 i 個指導員的第 k 種互動行為。當 $I_{1i}=1$ 時，表示指導員透過主動互動的方式與其同儕進行互動； $I_{1i}=0$ 則表示指導員並未主動與其同儕進行互動。相同的，當 $I_{2i}=1$ 時，表示指導員是被動地接受同儕在工作上提供的協助； $I_{2i}=0$ 則表示指導員並未透過被動互動的方式與其同儕進行互動。

本研究利用下圖之實證模型架構來說明指導員工作表現及其同儕互動行為形成之聯立方程組。圖 1 說明某些個人與團體特質除了將直接影響個人的工作表現，亦將透過其對同儕互動的影響，而間接的對個人工作表現產生影響。

同時將(2)式之指導員工作表現式與(3)式之指導員同儕互動式進行估計時，由於無法觀察到的指導員個人與服務農會之特質均將影響同儕間之互動行為，同時也會對於指導員之績效表現有所影響，故(2)-(3)式之干擾項間存在相關性，造成模型之內生性問題，且將導致參數之估計不具一致性，估計結果亦將有所偏誤。陸怡蕙等 (2010) 指出，當內生變數為雙元結構時，由

於其並不服從常態分配，而非線性模型的相關係數通常不高，若以一般解決內生性問題的兩階段估計或工具變數法進行實證分析，將會產生弱工具變數的問題（weak instruments），因此無法解決參數估計不具一致性的問題。本研究因此依循該文的方法，採用 Wooldridge (2002) 建議之完全訊息最大概似估計法（full information maximum likelihood，以下簡稱 FIML）解決雙元模型之內生性問題。



資料來源：本研究。

圖 1 實證模型架構

在進行 FIML 的估計以前，我們假設(2)-(3)式中的 v_i 、 ε_{1i} 與 ε_{2i} 為相互影響的隨機干擾項且服從三維標準常態分配，因此將此聯合機率分配表示為 $(v_i, \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i} | s, z) \sim N_3(0, \Sigma)$ ，其中 Σ 為一正定共變異數矩陣。由於雙元模型中無法確認 (identify) 迴歸係數與殘差變異數，故將殘差變異數假設為 1。應用 FIML 聯立估計(2)-(3)式係分兩階段進行。首先根據三個雙元變數數值的組合將三維實數空間切割為 8 個互斥與互補的樣本子空間，推導指導員之每

一個雙元選擇變數所屬之樣本子空間的機率，藉此建立概似函數，再在第二階段利用概似函數極大化，以建構估計參數之估計量。基於樣本子空間之機率為三維標準常態累積機率密度函數，而三維常態分配並無封閉解，因此必須藉由模擬的方法才能求算機率值。本文採用 Hajivassiliou、McFadden 與 Ruud (1996) 建議之 Geweke-Hajivassiliou-Keane (GHK) 模擬方法，求算三維常態分配機率。依據三個雙元變數數值之組合將三維實數空間切割而成之 8 個互斥與互補的樣本子空間如下：

$$\begin{aligned}
 C_1 &= \{i : y_i = 1, I_{1i} = 1, I_{2i} = 1\} & d_{1i} &= \begin{cases} 1, & i \in C_1, \\ 0, & i \notin C_1; \end{cases} \\
 C_2 &= \{i : y_i = 1, I_{1i} = 1, I_{2i} = 0\} & d_{2i} &= \begin{cases} 1, & i \in C_2, \\ 0, & i \notin C_2; \end{cases} \\
 C_3 &= \{i : y_i = 1, I_{1i} = 0, I_{2i} = 1\} & d_{3i} &= \begin{cases} 1, & i \in C_3, \\ 0, & i \notin C_3; \end{cases} \\
 C_4 &= \{i : y_i = 1, I_{1i} = 0, I_{2i} = 0\} & d_{4i} &= \begin{cases} 1, & i \in C_4, \\ 0, & i \notin C_4; \end{cases} \\
 C_5 &= \{i : y_i = 0, I_{1i} = 1, I_{2i} = 1\} & d_{5i} &= \begin{cases} 1, & i \in C_5, \\ 0, & i \notin C_5; \end{cases} \\
 C_6 &= \{i : y_i = 0, I_{1i} = 1, I_{2i} = 0\} & d_{6i} &= \begin{cases} 1, & i \in C_6, \\ 0, & i \notin C_6; \end{cases} \\
 C_7 &= \{i : y_i = 0, I_{1i} = 0, I_{2i} = 1\} & d_{7i} &= \begin{cases} 1, & i \in C_7, \\ 0, & i \notin C_7; \end{cases} \\
 C_8 &= \{i : y_i = 0, I_{1i} = 0, I_{2i} = 0\} & d_{8i} &= \begin{cases} 1, & i \in C_8, \\ 0, & i \notin C_8; \end{cases}
 \end{aligned}$$

其中指標函數 d_{mi} 為 1 時，表示第 i 位農事指導員的決策落於 C_m (下標代表第 m 個樣本子空間) 切割空間。將 8 個樣本子空間之機率取對數加總，即可求得以下之對數概似函數：

$$L(\zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma | s, z, I, x) = \sum_{i=1}^n \sum_{m=1}^8 d_{mi} \cdot \log [P(i \in C_m; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma)] \quad (4)$$

解釋變數對於付出努力而獲獎之機率的直接影響方向可直接以(2)式估計係數之符號來判定，而解釋變數產生的間接影響之方向則必須考量到該變數對互動行為及對獲獎機率之綜合影響，方能進行判定。以個人工作年資為例，該變數將同時對個人工作表現產生直接與間接的影響，因此，我們進一步求算每一個變數的邊際效果，以檢視其平均的影響規模與方向。

假設 $P(y=1) = \Phi(g(\cdot)) = \Phi(g(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha))$ ，根據本研究之設定，邊際效果可分解如下：

$$\begin{aligned} & \frac{\partial P(y=1 | s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha)}{\partial w_i} \\ &= \frac{\partial \Phi(g(\cdot))}{\partial g(\cdot)} \left[\underbrace{\frac{\partial g(\cdot)}{\partial w_i}}_{(a)} + \underbrace{\frac{\partial g(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha)}{\partial I_1} \frac{\partial I_1}{\partial w_i}}_{(b)} + \underbrace{\frac{\partial g(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha)}{\partial I_2} \frac{\partial I_2}{\partial w_i}}_{(c)} \right] \\ &= \phi(g(\cdot)) \left\{ \zeta_i + [\alpha_1 \phi(\beta_1 x_1) \beta_1 + \alpha_2 \phi(\beta_2 x_2) \beta_2] \right\} \end{aligned}$$

其中 Φ 為常態分配的累積機率密度函數， ϕ 為常態分配的機率密度函數， ζ 為式中的係數， w_i 則代表出現在指導員個人或所服務農會特徵向量中的社會變數。 $\partial \Phi(g(\cdot)) / \partial g(\cdot)$ 與(a)項之乘積代表指導員個人或服務農會特徵變數對付出工作努力而獲獎之機率的直接影響，而 $\partial \Phi(g(\cdot)) / \partial g(\cdot)$ 與(b)及(c)項的乘積則分別代表該變數透過主動與同儕互動及被動與同儕互動而對獲獎機率所產生的間接影響。由於機率密度函數 $\phi(g(\cdot))$ 的數值必不為負，因此上式的最後一個等式很明顯說明直接影響的方向完全決定於 ζ 的正負號，而間接影響的方向則決定於 α_i (w_i 在工作表現式中的係數) 與 β_i (w_i 在同儕互動迴歸式中的係數) 的乘積。

III、資料概述與變數說明

本研究的分析資料取自針對農會推廣人員進行之問卷調查結果。本節將先敘述問卷設計之過程，而問卷設計強調雙向同儕互動，藉此瞭解農事指導員間之同儕互動關係，以及農事指導員與其服務推廣對象（農民）間的互動關係。我們除了依次敘明試訪問卷所進行之信度與效度的檢測結果以及研究對象與抽樣方式，並在下一節中針對實證模型的變數做一定義與說明，最後並將呈現問卷調查資料的基本統計值。

3.1 資料來源及處理

3.1.1 問卷設計

本研究之問卷設計架構包括指導員基本社經資料、工作相關資料、推廣業務相關資料、與鄰近鄉鎮農會推廣人員互動、指導產銷班表現、與農民及同儕互動、同儕互動頻率、推廣人員應具備之一般能力與輔導產銷班資訊等九類問項。其中在指導產銷班之表現部分係參考陳恆鈞與張國偉（2006）附錄之產銷班之組織績效問卷，將該文中有關經濟績效之問項加以修改，藉此衡量指導員所輔導之產銷班的成長表現情形；而在推廣人員所應具備之一般能力部分，則參考黃晶瑩（1998）中所列之農事指導員所需具備之專業能力，在問卷中將推廣人員應具備之專業能力區分為八個群集，包括推廣哲理、溝通協調與領導、生產銷售與輔導、組織規劃、設計與資料處理、計畫研擬與推動、農產品處理及作物栽培管理等，並從中歸納出指導員對於專業能力之認知，以利分析其與推廣人員工作表現之相關性。

3.1.2 問卷的信度與效度檢測

Boyd、Westfal 與 Stasch (1989) 指出，研究分析採用問卷調查進行資料蒐集時，為了保障問卷之可靠性及有效性，在正式進行問卷訪調前，應先對問卷進行試訪，並對試訪結果進行信度 (reliability) 與效度 (validity) 之分析，再根據分析結果進行問卷架構調整與問項篩選，以提升問卷的信度與效度。信度分析最早係由 Cronbach (1951) 提出，信度不僅代表測量問卷的可靠性 (trustworthiness)，且由於信度的測量分數可顯示問卷問項間是否互相符合，以及在調查的時點不同或目標群體不同時，問卷中問項前後的一致性，因此亦可用來判定測量結果的一致性。利用問卷對於受試者進行調查的目的在於以調查結果真實反映其個人特質，但在衡量的過程中，不免產生誤差，因此必須藉由問卷的信度檢測誤差的大小。若所得之信度係數愈高，代表衡量誤差愈小，反之則愈大。

本研究於 2010 年 11 月 25 日至 12 月 15 日間進行試訪問卷郵寄發放，試訪 30 位農會推廣部推廣人員，以檢測問卷之信度。受試推廣人員從北至南分別來自於宜蘭縣三星鄉、臺北市、桃園縣新屋鄉、苗栗縣三義鄉、苑裡鎮、彰化縣大村鄉、雲林縣斗六市、西螺鎮、嘉義市、太保市、臺南縣麻豆鎮、下營鄉、仁德鄉、高雄市、橋頭鄉、屏東縣里港鄉及花蓮縣光復鄉等地，從中分別選取一至八位不等共計 30 位推廣人員。根據 30 份試訪問卷的信度分析結果，本問卷整體信度係數 α (reliability coefficient alpha) 值達 0.7，顯示本研究設計問卷之內部一致性、對稱性與穩定性頗高，因此，並無進一步調整問卷結構及刪減問項的必要。

效度代表衡量結果的正確性，並可用來顯示確實測得所欲觀察者個人特質之程度。效度是問卷調查中最重要的條件，若不具備正確性，便無法發揮問卷調查之功能，故自行設計問卷進行正式訪調前，必須審慎評估其效度。在進行效度評估時，首先要確定測量之對象及目的，以便掌握測量目的與內

容相符合的程度。效度評估的方法分為判斷法 (informed judgment) 與實證法 (gathering of empirical evidence)，判斷法由研究者或相關專家學者對於問卷進行主觀的判讀，而實證法則根據相關量化指標來進行評估。從內容來看，效度的評估分為三種模式，分別為反映測量工具本身內容和範圍廣度的內容效度 (content validity)、從測量分數和外在標準間的配適程度所得出的效標關聯效度 (criterion-related validity)，以及檢驗測量工具能測得欲觀測之特質的程度 (邱皓政，2008)。

本研究係採判斷法以評估效度，經國內農業推廣學界專家學者及具備實務經驗之農會推廣部農事指導員，對於問項敘述是否語焉不詳及邏輯架構配置等提供意見，將各專家學者及指導員看法綜合整理後，修改本問卷內容及架構。國內外相關文獻亦不乏利用判斷法來評估效度者 (趙其娟、趙其順，2006；陸洛、高旭繁，2009；湯宗泰，2010；林清章，2012；馬剗芳等，2012；葉碧容、姜小鷹，2013；Berk，1990；Foxcroft *et al.*，2004；Phelan & Wren，2005)，其中林清章 (2012) 一文即指出，在尚未建立系統性相對權重以前，須藉重專家的意見以減輕研究的主觀性；而在國外文獻如 Berk (1990)、Foxcroft *et al.* (2004) 及 Phelan 與 Wren (2005) 中，判斷法亦被視為評估效度的重要方法之一。在相關專家學者及農事指導員的指正下，本研究問卷具備相當程度之內容效度，故問卷測量結果應能有效反映農會推廣部農事指導員之個人特質。

3.1.3 研究對象及抽樣方式

本研究以農會推廣部輔導產銷班之農事指導員做為問卷調查對象，根據 2010 年臺灣農業推廣學會編印之「2010 農業推廣工作人員名冊」中所列之農會推廣人員資料為母體，以縣市區域產銷班班數及班員人數分佈為樣本縣市區域分配之依據，於 2011 年 3 月間開始進行問卷調查。

臺灣農會推廣部業務內容分成農事、四健及家政等三類（註 2）（行政院農業委員會臺灣農家要覽增修訂三版策劃委員會，2005），但在工作人員名冊中，並未對個人負責業務有所標示，為了清查輔導產銷班之農事指導員總母體數，本研究首先以工作人員名冊為基礎，利用電話及電子郵件方式，統計各農會之農事指導員人數，最後確認全台 298 家農會 總計共有 456 位農事指導員。本研究進一步依農會推廣部門中農事指導員人數區分為僅有一位指導員及兩位以上農事指導員之兩樣本群，藉此比較有無專業同儕樣本間的同儕效果差異。僅有一位農事指導員之農會總計 149 位，兩位以上農事指導員共 115 位，無農事指導員及不願回覆則分別有 17 及 16 位。農會縣市別分配及調查樣本縣市分配請見表 1 及表 2。

本研究基於樣本代表性及調查經費考量，決定從 456 位推廣部門農事指導員母體中抽取 300 位進行問卷發放，先將問卷調查總份數平均分配於僅有一位農事指導員及兩位以上指導員兩樣本群，再依等比例進行抽樣。對於僅有一位指導員之農會，因樣本數僅 149 位，故採全抽樣之方式；兩位以上指導員之子母體則採取分層比例配置抽樣（stratified proportional allocation sampling）方式，分層抽樣適用於層內差異小，層間差異大的樣本，使各層子母體均有代表性樣本進入最終樣本內，以增加樣本的代表性。本研究以縣市區域做為分層依據，並根據各縣市產銷班數所占比例做為縣市樣本配置依據，產銷班分布集中在包括臺中市、彰化縣、南投縣以及雲林縣在內的中部地區為最多；其次則為包括嘉義縣市、臺南市、高雄市及屏東縣在內的南部地區。最終樣本分配結果為，兩位以上農事指導員之農會共計抽取 151 位指導員，僅有一位指導員之農會共計抽取 149 位農事指導員，總計寄發調查樣本數 300 份。問卷郵寄發放之後，經本研究一再催收，最後回收問卷共計 216 份，回收率達 71.5%，可供分析之有效樣本則有 209 份；其中，僅有一位農事指導員之農會樣本共回收 111 份，兩位以上則回收 105 份，最終回收樣本分配情況請見表 3。

表 1 農會縣市別分配表

縣市別	農會數	兩位以上指導員	一位指導員	無產銷班	無意願填寫
北部					
基隆市	1	1	0	0	0
臺北市	10	2	5	3	0
新北市	25	3	16	5	1
桃園縣	13	10	2	0	1
新竹縣市	13	5	8	0	0
合計	62	21	32	7	2
中部					
苗栗縣	18	6	7	1	4
臺中市	23	14	8	1	0
彰化縣	27	10	16	0	1
南投縣	14	5	8	0	1
雲林縣	21	6	14	1	0
合計	103	41	53	3	6
南部					
嘉義縣	19	12	4	1	2
臺南市	33	11	21	1	0
高雄市	27	11	12	2	1
屏東縣	24	3	17	0	4
合計	103	37	55	4	7
東部					
宜蘭縣	11	6	4	1	0
臺東縣	9	4	3	1	1
花蓮縣	10	6	3	1	0
合計	30	16	10	3	1
總計	298	115	150	17	16

資料來源：本研究整理自臺灣省農會 2010 年出版之「臺灣區各級農會年報，99 年版」。

表 2 調查樣本縣市分配表

縣市別	農會數		指導員數
	原始樣本分配	調查樣本分配	
北部			
基隆市	1	1	2
臺北市	10	7	9
新北市	25	19	24
桃園縣	13	12	27
新竹縣市	13	13	19
合計	62	53	84
中部			
苗栗縣	18	13	22
臺中市	23	22	49
彰化縣	27	26	37
南投縣	14	13	21
雲林縣	21	20	38
合計	103	94	167
南部			
嘉義縣市	19	16	40
臺南市	33	32	45
高雄市	27	24	41
屏東縣	24	20	24
合計	103	92	150
東部			
宜蘭縣	11	10	20
臺東縣	9	7	16
花蓮縣	10	9	19
合計	30	26	55
總計	298	265	456

資料來源：本研究。

註 1：原始樣本分配為全國 298 家農會縣市分配資料。

註 2：調查樣本分配為摒除無產銷班及無意願填寫之農會後之縣市分配資料。

表 3 縣市別問卷回收分配表

縣市別	一位指導員 樣本數	回收樣本數	兩位或兩位以上 指導員樣本數	回收樣本數
北部				
臺北市	5	4	2	2
新北市	16	13	4	4
桃園縣	2	1	7	4
新竹縣市	8	5	5	2
合計	29	23	22	13
中部				
苗栗縣	7	5	7	3
臺中市	8	8	23	12
彰化縣	16	13	11	11
南投縣	8	7	11	8
雲林縣	14	8	12	7
合計	53	41	66	41
南部				
嘉義縣市	4	2	18	13
臺南市	21	16	10	8
高雄市	12	11	12	6
屏東縣	17	12	5	5
合計	54	41	45	33
東部				
臺東縣	3	2	8	4
花蓮縣	3	2	7	5
宜蘭縣	4	2	8	7
合計	10	6	23	16
總計	149	111	151	105

資料來源：本研究。

註 1：一位指導員樣本數及兩位或兩位以上指導員樣本數係指無專業同儕分群與有專業同儕分群的寄發樣本數。

3.2 變數定義與說明

本研究之主要目的在於檢視同儕效果如何影響農事指導員之工作表現，因此我們分工作表現、同儕互動行為、指導員個人相關變數及推廣部門團隊變數四大類分別進行定義與說明。以下先就各類變數定義做進一步的說明。

3.2.1 個人工作表現

為加強輔導農業產銷班組織企業化、資訊化及制度化，並激勵各產銷班發揮創新經營之能力，農委會特訂定「全國十大績優農業產銷班」及「優良產銷班」（以下統稱優良產銷班）獎項。優良產銷班主要依據『農業發展條例』第 26 條暨『農業產銷班設立暨輔導辦法』辦理，至 2010 年為止已舉辦四屆。本研究以優良產銷班獲獎與否來衡量農事指導員的工作表現，與另一代表推廣部門團體績效的「金推獎」不同的是，優良產銷班可以用來衡量個別推廣人員的工作表現。由於農會本質為非營利組織，以是否獲得優良產銷班獎項來衡量農事推廣員在工作上的個人表現，應該會比用薪資更為恰當。本研究設定一虛擬變數來代表農事指導員是否獲得優良產銷班獎項，若農事指導員所輔導之產銷班在其輔導期間獲得優良產銷班的獎項，則該變數數值為 1，其他則為 0。

因優良產銷班評選方式中對於參選資格有所限制（註 3），曾獲選十大績優產銷班者，五年內不得再參加評選，三年內兩度獲選為優良產銷班者，三年內不得再參加評選，故本研究以行政院農業委員會農糧署網站（註 4）中之 2005 年至 2009 年期間共四屆、117 班優良產銷班獲獎名單（行政院農業委員會農糧署，2008a；2008b；2008c；2009）為依據，進一步比對農事指導員在本研究訪查問卷中所填答之從事推廣業務工作年資，及其填寫之輔導產銷班名單，整理出各產銷班在指導員指導期間的優良產銷班獲獎情形，做為衡量農事指導員工作表現之變數。

3.2.2 同儕互動行為變數

本研究之關注焦點—同儕互動情形，不僅是影響指導員工作表現的解釋變數，在本研究的設定中，更將其視為一應變數。我們將同儕互動情形分為兩種類型，其一為指導員主動對其同儕展現之互動，在問卷中以「我經常主動向同事詢問工作上的問題」之間項衡量之；另一種互動模式來自指導員與同儕的被動互動，本研究以問卷中「同事經常主動提供我工作上的協助」之間項衡量。指導員與其同儕之互動為類別變數，此問項選項依頻率依序為「時常」、「偶爾」、「很少」，若指導員填答為「時常」，該變數值為 1，若填答為「偶爾」或「很少」，則該變數之數值為 0。

3.2.3 指導員個人相關變數

本類解釋變數包含農事指導員個人之社經變數、工作特性、工作態度及教育程度等變數。在個人社經變數方面，包含農事指導員個人之年齡、性別、及育有子女數。本研究之所以選擇將育有子女數納入自變數中，是基於子女數對於個人可用之時間有明顯的排擠狀況，若個人可用之時間減少，將擠壓其在工作上及與同儕之互動時間，藉此突顯個人因子女數多寡而產生的工作可用時間之差異性。在教育程度方面，問卷資料中共區分為不識字、自學、國小、國中、高中、大學及研究所等七類，根據實際樣本呈現的分布狀況，本研究將教育程度區分為大學以上及其他，若教育程度為大學或研究所，該變數數值為 1，其他則為 0。

工作相關特性包含指導員從事推廣工作的工作年資、在農會推廣部門中擔任之職務、以及個人之工作態度等變數。本研究依循 Jackson 與 Bruegmann (2009) 中之分類，將工作年資區分為年資三年（含）以下者、年資四至九年者、年資十至二十四年者及年資達二十五年（含）以上者等四個虛擬變數，分別代表指導員在推廣工作上所累積的經驗程度；參考組為年資三年（含）以下。因工作年資在每年度之經驗上的累積差異並不大，本研究採虛

擬變數加以區隔之做法相較於直接納入年資之連續變數做為解釋變數，在工作經驗的程度表達上較為恰當。此外，由於農事指導員個人的年齡與其年資呈現高度相關，因此，在後續的實證分析中，我們並未納入年齡變數。由於指導員在農會推廣部門中擔任之職務可能影響其與團隊其他成員之間之互動，因此本研究以一虛擬變數來代表指導員職務之可能影響，若指導員為推廣部門之股長，該變數之值為 1，其他則為 0。

Judge *et al.* (2001) 指出，當個人對於工作抱持著正向的態度時，會有效促進其在工作上的表現，而個人在工作上的態度積極與否，除了可能直接對其工作表現產生影響，亦有可能透過其對於同儕互動之影響，進而對個人之工作表現產生間接的影響，故本研究在變數的選取上，亦將個人工作態度相關變數納入，以解釋同儕之互動行為及個人之工作表現。個人工作態度相關的資料來自問卷中之「與農民接觸次數」、「舉辦農會推廣活動次數」、與「鄰近農會互動頻繁」等三項問項；與農民接觸的次數越頻繁，代表指導員在農事指導工作上的表現越積極，而本身舉辦農會推廣活動次數之多寡則代表指導員在農業推廣工作上的積極程度。與鄰近農會推廣人員互動頻繁與否為一虛擬變數，若填答為是，則該變數值為 1，代表指導員在工作上的交流不僅止於其服務農會內的同儕互動，更與鄰近農會推廣人員互相交流，展現其在工作態度上的積極性，若此問項填答為否，則該變數數值為 0。

3.2.4 推廣部門團隊變數

推廣部門團隊統計變數包含農會類型及該推廣部門中是否有專業同儕等虛擬變數。由於指導員與其同儕的互動行為可能因服務農會的類型而有不同，本研究將農會類型分為都市型以及非都市型（註 5）等二類農會，若農會為都市型農會，則設變數數值為 1，否則為 0。此外，指導員與其專業或一般同儕的互動亦可能有所不同，因此我們進一步以農事指導員服務之農會推廣部是否有兩位或兩位以上的農事指導員做為推廣部門團隊之另一特徵變

數，即推廣部有兩位或兩位以上農事指導員的農會，其「專業同儕」虛擬變數等於 1，否則為 0。本研究將前述之變數定義整理於表 4。

表 4 變數之名稱與定義

變數名稱	變數定義與解釋
<u>指導員績效表現</u>	
優良產銷班	若產銷班獲優良產銷班，變數值為 1，否為 0
<u>互動行為</u>	
詢問問題	若主動向同事詢問工作上的問題，該值為 1，否為 0
同儕協助	接受同儕主動提供的工作上協助，該值為 1，否為 0
<u>指導員社經變數</u>	
男性	若為男性則變數值為 1，女性為 0
教育程度	若學歷為大學或大學以上，該值為 1，其他為 0
子女個數	指導員育有子女的個數
工作年資	從事推廣工作年資（單位：年）
年資 1	若工作年資小於或等於三年，該變數值為 1，其他為 0
年資 2	若工作年資介於四到九年，該值為 1，其他為 0
年資 3	若工作年資介於十到二四年，該值為 1，其他為 0
年資 4	若工作年資大於或等於二十五年，該值為 1，其他為 0
股長	若為推廣部門股長，該值為 1，其他為 0
<u>農會類型</u>	
都市型	若服務於都市型農會，該值為 1，其他為 0
<u>工作態度</u>	
接觸次數	每週與農民接觸次數
活動次數	過去一年舉辦農業推廣活動次數
互動頻繁	是否與鄰近指導員互動頻繁，是為 1，否則為 0

資料來源：本研究。

3.3 基本統計值

表 5 所列為本研究所用樣本的基本統計特性。就整體樣本而言，在有無專業同儕的推廣團隊特性方面，有專業同儕之樣本約占整體樣本 48.6%，無專業同儕則占 51.4%。在工作表現方面，調查樣本中有 12.96% 之指導員指導之產銷班曾獲優良產銷班的肯定。在個人特徵相關變數方面，整體推廣部門農事指導員以男性居多，占全體樣本 83.33%；推廣部門農事指導員平均育有子女個數為 1.83 個，而在教育程度方面，學歷為大學以上者之比例高達 71.3%。

農事指導員的平均工作年資為 12.47 年，其中，年資三年（含）以下者占 22%，四至九年者占 19.91%，十至二十四年者占 42.13%，達二十五年（含）以上者則占 15.28%。受調查的指導員中，有 24.07% 擔任推廣部門股長，而屬於都市型農會之樣本則占受調查農會樣本之 36.11%。在工作態度屬性的變數中，指導員每週平均與農民接觸次數為 13.54 次，過去一年舉辦的活動次數達 11.98 次，平均一個月舉辦一次，其中更有 71.8% 的指導員與鄰近農會指導員互動頻繁。

表 5 之統計值顯示，在互動行為方面，各推廣部門團隊中指導員主動向同儕詢問問題的比例高達 71.3%，接受同儕主動提供協助的比例亦占 63.0%。調查資料亦顯示，單一農會推廣部門擁有農事指導員個數最多者為臺中縣東勢鎮農會推廣部門（6 個），而該農會輔導產銷班班數（95 班）為全台農會中第二位，且班員數（2018 位）亦為全台第三多，此外，埔里鎮農會在產銷班班數及產銷班班員數皆為全台最多，其農事指導員數為三位，由此可知，農事指導員個數與各農會輔導產銷班班數及班員數之間應具有相當的正向相關。

本研究再依互動方式進行分群樣本之敘述統計分析。依互動方式，本研究之樣本可分為無互動行為子群、只採主動互動子群、只採被動互動子群及

表 5 變數敘述統計值

變數名稱	分群樣本		全樣本
	有專業同儕樣本	無專業同儕樣本	
<u>工作表現</u>			
優良產銷班	0.143 (0.352)	0.117 (0.323)	0.130 (0.337)
<u>互動行為</u>			
指導員互動	0.724 (0.449)	0.684 (0.467)	0.713 (0.453)
同儕互動	0.695 (0.463)	0.535 (0.501)	0.630 (0.484)
<u>指導員社經變數</u>			
男性	0.829 (0.379)	0.838 (0.370)	0.833 (0.374)
子女個數	1.591 (1.238)	2.063 (1.089)	1.833 (1.185)
大學以上	0.771 (0.422)	0.658 (0.477)	0.713 (0.453)
工作年資	11.203 (9.783)	13.695 (9.783)	12.473 (9.839)
年資 1	0.257 (0.439)	0.198 (0.401)	0.227 (0.420)
年資 2	0.210 (0.409)	0.189 (0.393)	0.199 (0.400)
年資 3	0.400 (0.492)	0.441 (0.499)	0.421 (0.495)
年資 4	0.133 (0.342)	0.171 (0.378)	0.153 (0.361)
股長	0.133 (0.474)	0.342 (0.476)	0.241 (0.429)
<u>工作態度</u>			
接觸次數	12.369 (15.957)	14.638 (16.407)	13.535 (16.185)
活動次數	11.272 (15.957)	12.651 (13.036)	11.981 (14.510)
互動頻繁	0.638 (0.483)	0.793 (0.407)	0.718 (0.451)
<u>農會類型</u>			
都市型	0.333 (15.942)	0.387 (0.489)	0.361 (0.481)

資料來源：本研究。

註 1：括號內為標準差。

既進行主動互動又進行被動互動之雙向互動子群。表 6 所列為依互動方式分群之變數敘述統計值。就獲得優良產銷班獎項之個人工作表現而言，雖然無互動行為子群之平均個人工作表現最佳，其餘依序為只採主動互動子群、只採被動互動子群及雙向互動子群；不過，此平均表現為尚未控制指導員個人社經特徵與其服務農會之特徵的結果，僅屬於初步的統計以供參考。我們若進一步就只採主動互動與只採被動互動兩個子群來比較，可以發現主動互動子群的平均個人工作表現略優於只採被動互動的子群。再比較這兩個子群的指導員個人社經特徵可以發現，主動互動子群中大學以上教育程度及推廣年資三年（含）以下推廣員的比例均較被動互動子群來得高，而主動互動子群的平均工作年資則較被動互動子群短了近三年半。就工作態度屬性的變數而言，被動互動子群在過去一年舉辦的活動次數方面遠遠不及主動互動子群，但在每週平均與農民接觸次數及與鄰近農會指導員互動頻率則相對高出許多。

IV、實證結果

在本研究之設定下，兩類型（主動與被動）之同儕互動行為與農事指導員之工作表現形成一個三維決策模型，故本研究首先以優良產銷班獲獎與否及指導員與同儕進行的主動與被動互動行為等三個被解釋變數，就指導員全體樣本進行 FIML 估計。由於有無專業同儕可能形成同儕效果之差異，故本節中亦進一步就有無專業同儕區分為兩組樣本以進行估計結果的討論。

4.1 全樣本估計結果

(2)-(3)式之全樣本估計結果詳列於表 6。在指導員主動向同事詢問工作上遭遇之問題的互動行為中，本研究之結果顯示工作年資是顯著影響指導員

主動互動行為的解釋變數，且愈資深者，其主動向同儕詢問工作上遭遇之問題的機率有較低的情形，顯示指導員對工作業務的熟悉度將左右其主動向同儕尋求協助的機率。雖然工作年資亦會降低指導員採取被動互動行為的機率，但並未通過顯著性檢定。由表 6 的邊際效果估計值可以看出，指導員年資對於其工作表現—指導產銷班獲選為優良產銷班—呈現顯著的正向影響。相較於未滿（含）三年之指導員，年資四年至九年、十年至二十四年及超過（含）二十五年者，其指導產銷班的獲獎機率分別高出 0.148、0.149 及 0.238，顯示正如做中學習理論之推論，工作經驗的累積能夠提高指導員對於專業知識與技能的掌握度，進而對其個人的工作表現產生正向的影響。

本研究以「與農民接觸次數」、「舉辦農會推廣活動次數」、及「與鄰近農會互動頻繁」等三項問項來檢視指導員個人工作態度與其互動行為之關連。根據表 6 之個別係數統計值，前述三項問項中，只有指導員舉辦推廣活動的次數會顯著影響其與同儕的主動互動。由於指導員舉辦推廣活動確實會對其主動與同儕的互動產生時間上的排擠效果，因此平均而言，農事指導員每多舉辦一次推廣活動，其主動向同儕詢問工作上之問題的機率將減少 0.006。但是，就農事指導員與同儕的被動互動行為而言，前述三項問項中，只有指導員與鄰近農會指導員之互動是否頻繁會產生顯著影響，指導員若與鄰近農會指導員互動頻繁，其接受同儕主動協助的機率會高於疏於互動者約 0.166。造成此結果之可能原因在於指導員若與鄰近鄉鎮指導員互動頻繁，代表該指導員願意主動與從事相同業務的指導員進行交流，與人相處也較為融洽，故其同儕較願意提供其工作上的協助。

表 7 的結果顯示，有無專業同儕對於指導員接受同儕主動協助的機率產生顯著的正向影響，亦即平均而言，服務於有同為農事指導員同儕農會之指導員，其接受同儕主動提供協助的機率較高。此結果與預期相當符合，因為若同儕從事的工作業務性質相同，其較可能就其工作上的專業技能提供協助，故若擁有專業同儕，接受同儕主動提供協助的機率也會較高。較出乎人

表 6 依互動方式分群之變數敘述統計值

變數名稱	互動行為			無互動樣本
	主動互動	被動互動	雙向互動	
<u>工作表現</u>				
優良產銷班	0.139 (0.351)	0.125 (0.342)	0.117 (0.322)	0.159 (0.370)
<u>指導員社經變數</u>				
男性	0.778 (0.422)	0.875 (0.342)	0.842 (0.367)	0.841 (0.370)
子女個數	1.833 (1.134)	1.938 (1.181)	1.800 (1.171)	1.886 (1.230)
大學以上	0.778 (0.422)	0.563 (0.512)	0.733 (0.444)	0.659 (0.479)
工作年資	11.219 (9.758)	14.813 (10.193)	12.257 (9.701)	13.225 (10.282)
年資 1	0.306 (0.467)	0.063 (0.250)	0.250 (0.435)	0.159 (0.370)
年資 2	0.167 (0.378)	0.313 (0.479)	0.192 (0.395)	0.205 (0.408)
年資 3	0.417 (0.500)	0.375 (0.500)	0.417 (0.495)	0.455 (0.504)
年資 4	0.111 (0.319)	0.250 (0.447)	0.142 (0.350)	0.182 (0.390)
股長	0.250 (0.439)	0.313 (0.479)	0.258 (0.440)	0.159 (0.370)
<u>工作態度</u>				
接觸次數	13.611 (12.207)	19.467 (25.025)	12.699 (15.181)	13.023 (17.612)
活動次數	16.528 (18.983)	9.063 (7.289)	11.962 (14.288)	9.337 (12.142)
互動頻繁	0.778 (0.422)	0.938 (0.250)	0.763 (0.427)	0.568 (0.501)

資料來源：本研究。

註 1：括號內為標準差。

意料之外的是，表 7 的結果也顯示，代表個人工作態度的三項問項雖然會影響指導員與同儕的互動，但這三項問項均未對指導員指導產銷班的獲獎機率產生顯著的影響。

就同儕互動行為及其他解釋變數對於獲獎與否之影響而言，表 7 的結果顯示，在指導員指導產銷班是否獲獎之迴歸式中，若指導員主動向同儕詢問工作上問題，其所指導之產銷班的獲獎機率將提高 0.183。農會類型也是一影響產銷班績效的顯著變數，根據表 6 的估計結果，指導員服務的農會若為農業人口比例低於 40% 的都市型農會，指導員指導產銷班的獲獎機率將較非都市型農會者低 0.088。

在本研究的模型設定中，影響同儕互動行為之部分解釋變數如性別、工作年資、子女個數、工作態度、農會類型及是否有專業同儕等，均可能對績效表現產生直接與間接的影響。以工作年資而言，表 7 中之估計結果顯示工作年資除了直接影響優良產銷班的獲獎機率，亦透過指導員與同儕的主動互動，進一步對指導產銷班的獲獎機率產生間接的影響。不過，由於工作年資將降低主動互動的機率，而指導員與同儕的主動互動又將提升其指導產銷班的獲獎機率，因此工作年資對指導產銷班獲獎機率的影響將低於之前所列的 0.15~0.24。

此外，根據表 7 中之估計結果，指導員舉辦推廣活動的次數雖然並未直接影響指導產銷班的獲獎機率（在表 7 優良產銷班迴歸式中的係數並不顯著），但由於指導員舉辦推廣活動確實對其主動與同儕的互動產生時間上的排擠效果，因此指導員舉辦推廣活動的次數會間接對指導產銷班的獲獎機率產生負面的影響。農會類型則正好相反，對於優良產銷班的獲獎機率只存在直接的影響而不存在間接的影響。再者，是否有專業同儕雖然會顯著提升指導員接受同儕主動協助的機率，但由於接受同儕主動協助並不影響指導產銷班的獲獎機率，因此，全樣本的估計結果顯示是否有專業同儕並不會在獲獎機率上有顯著的差異。

表 7 全樣本估計結果

變數名稱	估計值	標準差	邊際效果
<u>I1：主動詢問問題</u>			
性別	0.025	0.251	0.008
年資 2	-0.639**	0.301	-0.203
年資 3	-0.534*	0.293	-0.170
年資 4	-0.985***	0.381	-0.314
子女個數	-0.024	0.091	-0.008
股長	0.282	0.247	0.090
互動頻繁	0.205	0.221	0.065
接觸次數	0.006	0.006	0.002
活動次數	-0.018**	0.008	-0.006
都市型	0.042	0.199	0.014
專業同儕	0.171	0.204	0.054
截距項	0.599*	0.350	
<u>I2：接受同儕協助</u>			
性別	0.025	0.252	0.009
年資 2	-0.065	0.275	-0.023
年資 3	-0.085	0.248	-0.030
年資 4	-0.019	0.328	-0.007
子女個數	0.000	0.089	0.000
股長	0.370	0.228	0.133
互動頻繁	0.463**	0.219	0.166
接觸次數	-0.002	0.006	-0.001
活動次數	0.005	0.007	0.002
都市型	0.039	0.193	0.014
專業同儕	0.563***	0.189	0.202
截距項	-0.330	0.354	
<u>Y：優良產銷班</u>			
詢問問題	0.899*	0.481	0.183
同儕協助	-0.572	0.603	-0.117
性別	0.034	0.309	0.007
年資 2	0.721*	0.399	0.148
年資 3	0.726**	0.343	0.149
年資 4	1.163**	0.404	0.238
子女個數	0.016	0.105	0.003
大學以上	-0.356	0.217	-0.073
互動頻繁	0.329	0.314	0.067
接觸次數	-0.003	0.007	-0.001
活動次數	0.008	0.009	0.002
都市型	-0.432*	0.238	-0.088
專業同儕	0.182	0.245	0.037
截距項	-1.982***	0.513	
Log-likelihood ratio (樣本數)	296.206***(216)		

資料來源：本研究。

註 1：*、**、***分別代表在 10%、5%、1% 顯著水準下顯著。

4.2 分群樣本估計結果

表 8 呈現同儕互動與優良產銷班的估計結果。首先就主動向同事詢問工作問題同儕互動而言，有專業同儕的樣本中，工作年資、與鄰近鄉鎮農事指導員互動頻繁與否及每週與農民接觸次數都是顯著的影響變數。而表 8 中之結果更顯示，工作年資無論在有無專業同儕之分群樣本中，皆對指導員主動向同事詢問工作問題的機率產生負向的影響，相較於年資未滿（含）三年之農事指導員，資深者向同儕詢問問題的機率較低，此結果隱含，年資較淺之指導員因對工作不夠熟稔，故主動向同儕詢問問題的機率較資深者為高，此結果與一般呈現的互動模式吻合。

綜合表 8 中兩分群樣本的估計結果，代表個人工作態度的三項問項均會影響指導員與同儕之間的互動。指導員積極與鄰近鄉鎮農會指導員互動或與農民接觸頻繁者，其主動向同儕詢問工作上之問題的機率均較不積極者為高，而由於指導員在舉辦推廣相關活動時，往往需要很多的時間進行籌備，對其主動與同儕的互動產生時間上的排擠效果，因此，指導員舉辦農會推廣活動的次數愈多，將會降低其主動向同儕詢問問題的機率，此結果與前節中全樣本的估計結果頗為一致。另一個有趣的現象是，就指導員接受同儕的主動協助而言，由於指導員是被動的與同儕互動，舉辦農會推廣活動的次數並未造成工作時間的排擠效果，因此，當無專業同儕的指導員舉辦推廣活動的次數愈多，這種積極的工作態度將為其獲得更多同儕的主動協助。

根據全樣本估計結果，指導員是否擔任推廣部門之股長並不會對主動或被動的同儕互動造成顯著的影響。不過，在本研究進一步分別就有無專業同儕的分群樣本進行估計以後，在有專業同儕的分群樣本中，是否擔任推廣部門之股長對於指導員被動接受同儕協助的機率造成了顯著的差異。表 8 的估計結果說明，若指導員目前擔任推廣部門之股長，則相較於其他未擔任股長的指導員，其接受同儕主動提供工作上協助之機率約高出 0.16。這個結果隱

表 8 分群樣本估計結果－同儕互動

變數名稱	有專業同儕樣本			無專業同儕樣本		
	估計值	標準差	邊際效果	估計值	標準差	邊際效果
<u>I1：主動詢問問題</u>						
男性	-0.271	0.181	-0.073	0.479	0.385	0.142
年資 2	-0.849	1.140	-0.227	-0.647	0.463	-0.178
年資 3	-0.943	0.835	-0.252	-0.481	0.658	-0.132
年資 4	-1.329***	0.431	-0.355	-1.168	0.779	-0.321
子女個數	0.062	0.114	0.017	-0.234**	0.097	-0.064
股長	-0.278	0.231	-0.074	0.388	0.266	0.106
互動頻繁	0.785**	0.373	0.210	-0.011	0.415	-0.003
接觸次數	0.020*	0.012	0.005	0.001	0.005	0.000
活動次數	0.000	0.028	0.000	-0.055***	0.020	-0.015
都市型	-0.095	0.732	-0.025	0.110	0.507	0.030
截距項	1.585***	0.175		-0.523	0.614	
<u>I2：接受同儕協助</u>						
男性	0.172	0.239	0.054	0.014	0.308	0.005
年資 2	-0.144	0.518	-0.045	0.351	0.882	0.125
年資 3	-0.596	0.425	-0.186	0.432	0.709	0.154
年資 4	-0.552*	0.335	-0.173	0.319	1.090	0.113
子女個數	0.053	0.085	0.017	-0.018	0.074	0.006
股長	0.513*	0.277	0.160	0.378	0.629	0.134
互動頻繁	0.618***	0.136	0.193	0.764	0.488	0.272
接觸次數	0.010**	0.005	0.003	-0.011**	0.004	-0.004
活動次數	-0.006	0.014	-0.002	0.020***	0.002	0.007
都市型	-0.053	0.442	-0.017	0.388	0.398	0.138
截距項	0.433*	0.239		-1.144*	0.696	

資料來源：本研究。

註 1：*、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 顯著水準下顯著。

註 2： $df = 90$ ： $\chi^2_{0.05} = 113.145$, $\chi^2_{0.025} = 118.136$, $\chi^2_{0.01} = 124.116$, $\chi^2_{0.001} = 128.299$ ；

$df = 100$ ： $\chi^2_{0.05} = 124.342$, $\chi^2_{0.025} = 129.561$, $\chi^2_{0.01} = 135.807$, $\chi^2_{0.001} = 140.169$ 。

含，是否擔任推廣部門之股長會影響指導員與其同儕的被動互動行為。在工作年資方面，工作年資超過（含）25 年之指導員，相較於工作年資未滿（含）三年者，同儕主動提供其工作上協助的機率低了 0.173。

表 9 為同儕互動行為及其他解釋變數對指導員指導之產銷班獲得優良產銷班之機率的邊際效果估計值。表 9 的數據顯示，同儕提供協助之互動行為是顯著影響指導員個人工作表現的重要因素，而其影響方向則取決於工作團隊內有無從事相同業務性質之同儕。工作團隊內若存在專業同儕，則同儕提供協助之互動行為將能有效提升指導員個人之工作表現，接受同儕之主動協助大約能提升指導員輔導產銷班 0.167 的獲獎機率。反之，若工作團隊內僅存在一般的同儕，則同儕間之互動可能產生工作時間的排擠效果，因而對其個人工作表現產生負向的影響，在無專業同儕的樣本中，接受一般同儕提供的協助反將降低指導員輔導產銷班獲得優良產銷班獎項 0.179 的機率。會產生此差異的原因可能在於同儕所能提供協助的內容，在有專業同儕的農會內，同儕可提供指導產銷班相關協助，但在無專業同儕的農會推廣團隊內，同儕提供的協助可能是非農事指導相關業務，不僅對於指導產銷班之績效表現並無益，且排擠指導員用於農事推廣業務相關工作上的時間，故在不同的樣本中會產生不同方向的影響效果。

互動行為以外的變數，如舉辦活動次數以及與農民接觸次數，分別對有專業同儕及無專業同儕的指導員，產生了正向的影響。平均而言，每增加 1 次舉辦活動或與農民之接觸次數，分別提升指導員輔導產銷班 0.009 以及 0.005 的獲獎機率。至於工作年資對於指導員輔導產銷班獲得優良產銷班的獲獎機率而言，工作年資無論是在有無專業同儕的分群樣本中，皆呈現正向的影響，但其中僅專業同儕的分群樣本中有一顯著的係數。根據表 9 邊際效果的計算，工作團隊內若存在專業同儕，則相較於未滿（含）三年之指導員，年資超過（含）二十五年者，其輔導產銷班之獲獎機率高出近 0.5。

表 9 分群樣本估計結果－優良產銷班

變數名稱	有專業同儕樣本			無專業同儕樣本		
	估計值	標準差	邊際效果	估計值	標準差	邊際效果
Y：優良產銷班						
主動詢問問題	-1.311	0.826	-0.224	1.246	0.929	0.243
接受同儕協助	0.981***	0.307	0.167	-1.056***	0.213	-0.179
男性	0.040	0.740	0.007	-0.290	0.584	-0.049
年資 2	1.358	1.453	0.231	0.314	0.750	0.053
年資 3	2.561	1.735	0.435	0.339	0.860	0.057
年資 4	2.907*	1.617	0.494	0.513	0.710	0.087
子女個數	0.099	0.102	0.017	-0.073	0.253	-0.012
大學以上	0.180	0.258	0.031	-0.493	0.577	-0.083
互動頻繁	0.050	0.461	0.008	0.939	0.957	0.159
接觸次數	-0.001	0.014	0.000	0.031*	0.016	0.005
活動次數	0.053***	0.013	0.009	-0.002	0.010	0.000
都市型	-0.562	0.877	-0.095	-0.551	0.620	-0.093
截距項	-2.345	1.423		-1.550	1.177	
Log-likelihood (樣本數)	116.654** (105)			128.118** (111)		

資料來源：本研究。

註 1：*、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 顯著水準下顯著。

註 2： $df = 90$ ： $\chi^2_{0.05} = 113.145$, $\chi^2_{0.025} = 118.136$, $\chi^2_{0.01} = 124.116$, $\chi^2_{0.001} = 128.299$ ；

$df = 100$ ： $\chi^2_{0.05} = 124.342$, $\chi^2_{0.025} = 129.561$, $\chi^2_{0.01} = 135.807$, $\chi^2_{0.001} = 140.169$ 。

兩類（主動與被動）同儕互動行為中，只有接受同儕提供協助的同儕互動行為對指導員個人工作表現具顯著影響，而影響此被動同儕互動的解釋變數同樣對優良產銷班獲獎機率存在直接與間接的影響，我們將其影響方向及量化值系統性地整理於表 10 中。表 10 中的結果顯示，在有專業同儕的樣本中，工作年資超過（含）二十五年之指導員，相較於未滿（含）三年者，其指導產銷班獲獎的機率高出 0.465；擔任股長相較於未擔任股長者，則提升

了 0.027；若與鄰近農會指導員互動頻繁則其獲獎機率亦上升 0.032。在與農民接觸次數方面，與農民接觸次數增加則獲獎機率僅略微增加。另外在無專業同儕之分群樣本方面，與農民接觸次數及舉辦活動次數同為顯著影響獲獎機率的變數，平均而言，每增加一次與農民接觸次數或舉辦活動次數，將分別提升 0.006 及降低 0.001 的優良產銷班獲獎機率。

表 10 直接與間接效果彙整表

變數名稱	直接效果	間接效果		總效果
		詢問問題	同儕協助	
有專業同儕				
年資 4	0.494	0	-0.029	0.465
股長	NA	0	0.027	0.027
互動頻繁	0	0	0.032	0.032
接觸次數	0	0	0.001	0.001
活動次數	0.009	0	0	0.009
無專業同儕				
接觸次數	0.005	0	0.001	0.006
活動次數	0	0	-0.001	-0.001

資料來源：本研究。

註：「NA」代表該變數不是迴歸式中的解釋變數；「0」代表該變數在迴歸式中的係數不顯著。

V、結論與建議

農會在臺灣發展的歷程中一直扮演著重要的角色，而農會推廣部門身處於與農民接觸的第一線，猶如臺灣農業之舵手，其重要性更是不言可喻。近年來農業正面臨著轉型及貿易自由化的衝擊，經營策略的調整及績效的評估有其必要性，然儘管過去探討農會績效影響因素之文獻眾多，但多以農會信

用部門做為研究對象，幾無針對推廣部門的相關研究。臺灣農會推廣部門主要區分成農事、四健及家政等三類工作業務，其中農事推廣員肩負臺灣農業生產力之提升及政府相關農業政策施行之重任，故本文選定農會推廣部門之農事指導員為研究之母體，探討影響農事指導員工作表現的關鍵因素。本研究之主要研究結果整理如下。

首先，在主動向同儕詢問工作上之問題方面，工作年資無論是在有無專業同儕樣本及不同的模型中，皆為一顯著負向影響變數。較資深的農事指導員相較於年資未滿（含）三年者，向同儕詢問問題的機率較低，這個結果隱含，年資較淺之指導員因對其工作不夠熟稔，故主動向同儕詢問問題的機率較資深同儕為高，此結果亦與一般呈現的互動模式吻合。此外，在舉辦活動次數變數方面，推廣員舉辦的活動次數愈多，主動詢問問題的機率會愈低，可能原因是，指導員在舉辦農會推廣活動時，往往需很多的時間進行籌備，與同儕相處的時間因而減少，故向同儕詢問問題的機率也較低。

全體樣本之估計結果顯示，服務於有同為農事指導員同儕農會之指導員，其接受同儕主動提供協助的機率較高，此項結果與預期相當符合，若同儕從事的工作業務性質相同，較可能就其工作上的技能提供協助，故若擁有專業同儕，接受同儕主動提供協助的機率也會較高。而與鄰近農事指導員互動頻繁的話，在全體樣本中的優良產銷班估計結果及有專業同儕樣的分群樣本，皆為一顯著的正向影響變數，可能之原因在於若該指導員與鄰近鄉鎮指導員互動頻繁，代表該指導員願意主動與從事相同業務的指導員進行交流，與人相處也較為融洽，故其同儕亦較願意提供其工作上的協助。

總括而言，同儕互動行為對於個人績效表現存在顯著的影響；在全體樣本中，主動向同儕詢問工作上問題的同儕互動模式則對優良產銷班獲獎機率產生統計上正向的顯著影響。這結果可能是由於獲頒優良產銷班獎項代表指導員個人之績效，若農事指導員主動向同儕詢問工作上的問題，有極大的可能是詢問輔導產銷班的相關問題，故主動詢問問題將提升輔導產銷班的績

效。此外，與農民接觸次數在無專業同儕樣本中是一顯著的正向影響變數，在有專業同儕樣本中則不顯著，顯示農會中若無同為農事指導員之同儕，該農事指導員必須增加與農民接觸之次數，以增進其自身對於農事推廣業務的熟悉度，累積工作經驗，進而提升推廣部門整體之績效表現。

在優良產銷班獲獎之估計結果部分，同儕主動提供協助則在不同樣本群中呈現相反的結果。在有專業同儕的樣本中，若同儕主動提供工作上的協助，將提升指導員之個人績效，反之，在無專業同儕樣本中，則將降低指導產銷班獲獎的機率，會產生此差異的原因可能在於同儕所能提供協助的內容，在有專業同儕的農會內，同儕可提供指導產銷班相關協助，但在無專業同儕的農會推廣團隊內，同儕提供的協助可能是非農事指導相關業務，不僅對於指導產銷班之績效表現並無益，且排擠指導員用於農事推廣業務相關工作上的時間，故在不同的樣本中會產生不同方向的影響效果。而與農民接觸次數方面，無專業同儕樣本中與農民接觸次數為一顯著正向影響變數，但在有專業同儕樣本中並不顯著，再次驗證若農事指導員無從事相同工作業務之同儕，則必須增加與農民接觸之次數，方能增進自我農事指導相關能力，提升個人推廣工作的績效表現。

就代表做中學習效果的工作年資變數而言，對於全體樣本的獲獎機率及有專業同儕樣本部分，皆呈現顯著的正向影響，此結果顯示，做中學習效果存在於農事指導員指導產銷班的工作表現中，隨著經驗的累積，指導員對於工作業務更為熟稔，個人績效表現也會有所提升。

綜觀言之，同儕互動在農會推廣部門中是影響績效表現的重要因素，整體團隊互動融洽，同儕間不吝互相提供協助，對於個人或是團體績效皆有顯著的正向影響。工作年資雖然能提升個人績效表現，然較為資深之指導員與同儕進行互動的機率較低，故農會推廣部門之主管或工作團隊之領導者應加強整體團隊之互動關係，增加同儕間之互動與交流，以提升整體團隊之績效。

附註

1. 有別於多數文獻，Guryan、Kroft 與 Notowidigdo (2009) 發現同儕效果對於高爾夫選手之球賽勝負表現的影響並不明顯。
2. 根據台北市士林區農會（2010）指出，農會推廣部門業務主要分為農事、四健與家政等三類業務，主要業務內容為：(1) 農事指導員主要負責業務為一般的田間工作包括新品種、新耕作技術、新農業資材引進、共同行銷、農業生產指導、示範、農業推廣、訓練，推行農業機械化、共同經營、家庭農場發展、代耕業務、資材補助、農民教育、產銷班組訓、新品種、技術、資材及經營管理新知推廣、有機農業、觀光農業、休閒農業及市民農園推廣、產品優良形象的塑造與識別品牌的建立、農產品展示促銷、產業整合與特色農業的建立等工作的推廣與輔導，以及執行政府農業政策；(2) 四健指導員主要負責業務為農村青少年組訓、農村草根大使交流、作物栽培研究、農村青年創業、農業旅遊及農村休閒事業、四健作業組訓、四健作業組共同作業及個人作業觀摩研習、講習訓練、經驗發表、成果展示等等；(3) 家政指導員主要負責業務為社會服務及農村文化、醫療衛生、福利、農民第二專長訓練（丙級餐飲、烘焙、看護等證照輔導）、農家婦女技能訓練、烹飪技藝、親職教育、衛生保健、手工藝、高齡者生活輔導、休閒生活輔導及家政組訓活動等等事項。此外，臺北市農會（2010）指出，因應現代人對休閒文化的重視及政府鼓勵發展休閒農業，另有農會（如臺北市農會、美濃區農會等）除以上農事、四健及家政指導員外，將農業旅遊及農村休閒等業務獨立劃分至農業休旅業務，以推廣地方特產及文化，並增加農村收入及轉型。
3. 根據「全國十大績優農業產銷班評選實施計畫」中參選資格第二項之規定：曾經獲選為十大績優產銷班並接受表揚者，五年內不得再參加本計畫之評選；三年內有二年獲選為優良產銷班者，從第二次獲獎之次年起三年後始得再參加評選（行政院農業委員會農糧署，2006）。若僅採用最近一年之獲獎名單將有所偏誤，故本研究將 2005 年至 2009 年間之獲獎名單納入考量。
4. 取自 <http://www.afa.gov.tw/index.asp>。
5. 本研究引用盧永祥與傅祖壇（2005）之農會類型分類標準，將農會依地區總人口數與農業人口比例加以區分。當地區總人口數高於 50,000 人、農業人口比例低於 40%，稱為都市型農會；當地區總人口數低於 50,000 人、農業人口比例高於 40%，稱為鄉村型農會；未包含於上述兩類型之農會，統稱為混合型農會。

參考文獻

- 于若蓉、劉育昇，2004。「薪獎制度在工作團隊內的誘因效果—臺灣房屋仲介業的實證分析」，『經濟論文叢刊』。32 卷，4 期，395-416。
- 台北市士林區農會，2010。「農會組織系統」。取自 <http://www.slfa.org.tw/indexin.htm>。
- 行政院農業委員會，2005。「農業推廣機關（構）評鑑獎勵辦法簡介」，『農政與農情』。157 期。臺北：行政院農業委員會。取自 <http://www.coa.gov.tw/view.php?catid=9387>。
- 行政院農業委員會，2010。「第三屆金推獎得獎單位名單」。臺北：行政院農業委員會。取自 <http://aoe.cpc.org.tw/award99roster.htm>。
- 行政院農業委員會農糧署，2006。「全國十大績優農業產銷班評選實施計畫」。臺北：行政院農業委員會農糧署。取自 http://www.afa.gov.tw/tenclassic_index.asp?CatID=43。
- 行政院農業委員會農糧署，2008a。「94 年全國十大績優農業產銷班及優良產銷班名單」。臺北：行政院農業委員會農糧署。取自 http://www.afa.gov.tw/tenclassic_index.asp?CatID=9。
- 行政院農業委員會農糧署，2008b。「95 年全國十大績優農業產銷班及優良產銷班名單」。臺北：行政院農業委員會農糧署。取自 http://www.afa.gov.tw/tenclassic_index.asp?CatID=5。
- 行政院農業委員會農糧署，2008c。「96 年全國十大績優農業產銷班及優良產銷班名單」。臺北：行政院農業委員會農糧署。取自 http://www.afa.gov.tw/tenclassic_index.asp?CatID=97。
- 行政院農業委員會農糧署，2009。「98 年全國十大績優農業產銷班及優良產銷班名單」。臺北：行政院農業委員會農糧署。取自 http://www.afa.gov.tw/tenclassic_index.asp?CatID=127。
- 行政院農業委員會臺灣農家要覽增修訂三版策劃委員會，2005。『臺灣農家要覽—綜合篇（企劃與輔導）』。臺北：行政院農業委員會。
- 吳明哲，2003。「臺灣地區農會信用部經營效率之評估」，『產業金融季刊』。

- 119 期，41-62。
- 邱皓政，2008。『量化研究與統計分析』。臺北：五南。
- 林東清，2004。『知識管理』。臺北：智勝文化。
- 林清章，2012。「幼兒園教師專業能力指標之建構」，『幼兒教保研究期刊』。8 期，53-79。
- 陸怡蕙、黃芳玟、張竣翔、簡毓寧，2010。「創新技術採用之影響因素研究—以香蕉生產者之知識累積與資訊取得為例」，『農業經濟叢刊』。16 卷，1 期，33-77。
- 陸洛、高旭繁，2009。「臺灣民眾對老人的態度—量表發展與信效度初探」，『教育與心理研究』。32 期，147-171。
- 陳恆鈞、張國偉，2006。「組織協力與組織績效之研究—以雲林縣蔬菜產銷班為例」，『公共行政學報』。19 期，1-54。
- 馬剗芳、雷燕妮、趙性泉、王文治、王擁軍，2012。「LAPSS 對院外診斷卒中的信度與效度的研究」，『中國急救復蘇與災害醫學雜誌』。7 卷，5 期，426-427。
- 夏道維，2007。「公部門人員知識分享行為之初探」，『人文社會學報』。3 期，73-120。
- 湯宗泰，2010。「創新採用行動加值服務接受模式的徑路比較」，『中華管理評論國際學報』。13 卷，1 期，1-23。
- 彭雅惠，2004。「臺灣金融機構效率之評估—銀行業之購併效率與生產力分析及農會信用部之績效評估與影響因素」。博士論文，交通大學管理科學研究所。
- 黃晶瑩，1998。「基層農會推廣人員專業能力之需求評估」，『中華農學會報』。182 期，111-123。
- 葉碧容、姜小鷹，2013。「護理本科生就業能力評價量表的信度與效度研究」，『護理研究』。27 卷，8 期，2415-2417。
- 臺北市農會，2010。『今日的臺北市農會』。臺北：臺北市農會。
- 趙其娟、趙其順，2006。「大學英語成績測試中的信度和效度」，『吉首大學學報』。3 期，159-162。
- 鄭竣鴻、廖淑容，2007。「鄉村產業之知識管理之研究—以民雄鳳梨產業為例」發

- 表於第四屆農村規劃學術研討會。臺中：中興大學。5 月 18 日。
- 臺灣省農會，2010。『臺灣區各級農會年報，99 年版』。臺中：臺灣省農會。
- 臺灣農業推廣學會，2010。『2010 農業推廣工作人員名冊』。臺中：臺灣農業推廣學會。
- 劉育昇、于若蓉，2007。「工作團隊內的同儕效果—臺灣房屋仲介經紀人的分析」，『經濟論文叢刊』。35 卷，2 期，183-212。
- 劉春初，2002。「臺灣地區農會信用部風險管理與效率評估之研究」，『農業經濟半年刊』。71 期，2-18。
- 盧永祥、傅祖壇，2005。「臺灣地區農會整體經營效率之分析」，『農業經濟叢刊』。11 卷，1 期，35-64。
- 簡明哲、陳鈺琪，2005。「臺灣基層農會信用部之經營績效分析—金融重建基金設置前後之比較」，『存款保險資訊季刊』。18 卷，2 期，55-74。
- Azoulay, P., J. S. G. Zivin, and J. Wang, 2010. "Superstar Extinction," *Quarterly Journal of Economics*. 125(2): 549-589.
- Bandiera, O., I. Barankay, and I. Rasul, 2010. "Social Incentives in the Workplace," *Review of Economic Studies*. 77(2): 417-458.
- Berk, R. A., 1990. "Importance of Expert Judgment in Content-Related Validity Evidence," *Western Journal of Nursery Research*. 12(5): 659-671.
- Bock, G. W. and Y. Kim, 2002. "Breaking the Myths of Rewards: An Exploratory Study of Attitudes About Knowledge Sharing," *Information Resources Management Journal*. 15(2): 14-21.
- Boyd, H. W. Jr., R. Westfall, and S. F. Stasch, 1989. *Marketing Research: Text and Cases*. Homewood, IL: Richard D. Irwin Inc.
- Cronbach, L. J., 1951. "Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests," *Psychometrika*. 16(3): 297-334.
- Drago, R. and G. Garvey, 1998. "Incentives for Helping on the Job: Theory and Evidence," *Journal of Labor Economics*. 16(1): 1-25.
- Falk, A. and A. Ichino, 2006. "Clean Evidence on Peer Effects," *Journal of Labor Economics*. 24(1): 39-58.

- Foxcroft, C., H. Paterson, N. le Roux, and D. Herbst, 2004. "Psychological Assessment in South Africa: A Needs Analysis: The Test Use Patterns and Needs of Psychological Assessment Practitioners: Final Report," Human Sciences Research Council. available from: http://www.hsrc.ac.za/research/output/outputDocuments/1716_Foxcroft_Psychological_assessmentin%20SA.pdf.
- Gaviria, A. and S. Raphael, 2001. "School-Based Peer Effects and Juvenile Behavior," *Review of Economics and Statistics*, 83(2): 257-268.
- Genius, M., C. J. Pantzios, and Y. Tzouvelekas, 2006. "Information Acquisition and Adoption of Organic Farming Practices," *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 31(93): 93-113.
- Guryan, J., K. Kroft, and M. Notowidigdo, 2009. "Peer Effects in the Workplace: Evidence from Random Groupings in Professional Golf Tournaments," *American Economic Journal. Applied Economics*. 1(4): 34-68.
- Hajivassiliou, V., D. McFadden, and P. Ruud, 1996. "Simulation of Multivariate Normal Rectangle Probabilities and Their Derivatives Theoretical and Computational Results," *Journal of Econometrics*. 72(1-2): 85-134.
- Jackson, C. K. and E. Bruegmann, 2009. "Teaching Students and Teaching Each Other: The Importance of Peer Learning for Teachers," *American Economic Journal: Applied Economics*. 1(4): 1-27.
- Judge, T. A., J. E. Bono, C. J. Thoresen, and G. K. Patton, 2001. "The Job Satisfaction-Job Performance Relationship: A Qualitative and Quantitative Review," *Psychological Bulletin*. 127(3): 376-397.
- Kandel, E. and E. Lazear, 1992. "Peer Pressure and Partnerships," *Journal of Political Economy*. 100(4): 801-817.
- Lazear, E. P., 1998. *Personnel Economics for Managers*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Liebowitz, J., 2004. "Will Knowledge Management Work in the Government?" *Electronic Government, an International Journal*. 1(1): 1-7.
- Lundborg, P., 2006. "Having the Wrong Friends? Peer Effects in Adolescent Substance

- Use," *Journal of Health Economics*. 25(2): 214-233.
- Mas, A. and E. Moretti, 2009. "Peers at Work," *The American Economic Review*. 99(1): 112-145.
- Norton, E. C., R. C. Lindrooth, and S. T. Ennett, 1998. "Controlling for the Endogeneity of Peer Substance Use on Adolescent Alcohol and Tobacco Use," *Health Economics*. 7(5): 439-453.
- Phelan, C. and J. Wren, 2005. Exploring Reliability in Academic Assessment, UNI Office of Academic Assessment. 取自 <http://www.uni.edu/chfasoa/reliabilityandvalidity.htm>
- Shvydko, T., 2007. "Interactions at the Workplace: Peer Effects in Earnings," Job Market Paper, UNC-Chapel Hill.
- Wooldridge, J. M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.
- Yang, R. and J. Yang, 2009. "Why Has Top Executive Compensation Increased So Much in China: A Explanation of Peer-Effects," *Pacific Economic Review*. 14(5): 705-716.

A Study on Peer Interaction and Work Performance of the Farming Extension Personnel

Yir-Hueih Luh*, Chung-Wei Ding**, and Chen-Ling Fang***

Topics on the extension department of the farmers' association did not receive much attention in the literature. Taking the farming extension personnel as the research population, this study attempts to examine the extension personnel's work performance and its major determinants, with a special focus on peer interaction at the workplace. Depart from past literature associating one-way interaction with work performance; this study considers a two-way interaction involving both active and passive peer interaction in the workplace. To this end, a trivariate probit model is specified and applied to the survey data of farming extension personnel in Taiwan's farmers' association. The empirical results suggest that although peer helping is a key factor in influencing agricultural extension personnel's work performance, its impact depends on whether there are peers with similar expertise. It is found that the presence of professional peers does improve individual's performance; however, due to possible crowding-out effect of peer interaction, peer interaction might lower the extension personnel's award winning probability in the absence of professional peers.

Keywords: extension personnel, peer interaction, work performance, best production and marketing groups

* Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

** Master of Science, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

*** Professor, Department of Finance and Cooperative Management, National Taipei University. (Corresponding author) Email: faling2010@gmail.com. The authors are indebted to the two anonymous referees for their valuable comments and the National Science Council for the research funding support (Project No. NSC 98-2410-H-002-057). Any remaining errors are our own.