

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

陸怡蕙^{*}、黃芳玫^{**}、張竣翔^{***}、簡毓寧^{****}

本研究嘗試將生產者之知識累積與資訊取得納入基轉技術採用行為的分析之中，並檢視影響其採用行為的主要因素。實證結果顯示，資訊取得對於技術採用之影響隨著資訊取得來源之不同而有所不同，農民若自社會網絡取得新技術的資訊，則其採用基轉技術的意願或機率較高。在本文之實證模型設定下，影響資訊取得之因素可能直接或間接的影響技術的採用，我們並以農民之年齡代表其一般農業知識的累積，而以種植該種作物的時間代表其農作專業知識的累積。結果顯示，隨著農民年齡的增長，其一般農作的經驗雖然會增加，但較年輕而缺乏農作經驗的農民有可能由於進行長期的規劃，因此較有可能採用新的技術，而農作專業知識資本累積對於技術採用率的影響，則由於直接效果與間接效果的方向相反，無法判定總效果之影響方向。此外，本研究的實證結果亦說明基轉作物的抗病性技術特性以及增加作物風味的產品屬性也是顯著影響技術採用率的重要因素。

關鍵詞：知識累積、資訊取得、技術採用、基因轉殖作物

* 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副教授。本文之通訊作者。

*** 國立台灣大學農業經濟學系博士候選人。

**** 國立台灣大學農業經濟學系博士生。

本文承行政院國科會專題研究計畫 NSC97-2410-H-002-015 之經費補助，以及第一作者指導之行政院國科會大專學生參與專題研究計畫 96-2815-C-002-075-H 執行同學在文獻整理的協助，特此致謝。

I、前 言

農業生物技術在二十世紀末與二十一世紀初分別歷經一次重要的變革，歷史上稱為綠色革命 (Green Revolution)。第一波綠色革命 (First-wave Green Revolution) 始於 1950 與 1960 年代，當時成功研發出小麥與稻米的高產量品種 (High Yielding Variety，以下簡稱 HYV)，配合較為密集的肥料、農藥使用以及灌溉用水，使得糧食穀物的產量大幅增加。由於採用 HYV 的高報酬率，這些新品種很快在亞洲與拉丁美洲擴散開來，並且成為農業技術創新史上傳播最為快速且最為成功的例子 (Hayami & Ruttan, 1985)。開發中或低度開發國家多以農業維生，新的農業生物技術正是這些國家確保糧食不虞匱乏以及追求永續成長的重要因素，而第一次綠色革命成功的解決了鄉村貧困人口的糧食匱乏問題，因此，有關農業創新技術採用的研究，一直是農業經濟學領域一個重要的研究課題。

國外過去有關農業創新技術採用的研究多將研究的重點擺在傳統影響因素的探討，我們如果將這些文獻做一系統性的整理，不難發現影響農業生物技術採用行為的因素不外乎：(1) 農場規模 (Fuglie & Kascak, 2001; Amsalu & de Graaff, 2007)；(2) 預期所得或利潤的不確定性 (Baerenklau, 2005; Koundouri *et al.*, 2006)、成本與要素價格的不確定性 (Pavlova, 2001; Baerenklau & Knapp, 2007)，以及農家本身償債能力的不確定性 (Diederer *et al.*, 2002)；(3) 教育 (Fuglie & Kascak, 2001; Daberkow *et al.*, 2003; Daberkow & McBride, 2003; Knight *et al.*, 2003)；(4) 勞力結構 (Feder *et al.*, 1985; Amsalu & de Graaff, 2007; Nassa *et al.*, 2002)；以及 (5) 資本限制 (El-Osta & Morehart, 1999; Abdulai & Huffman, 2005)。在這些傳統的影響因素中，農民的教育程度是最常被討論的因素，因此，這些文獻對於透過人力資本所累積的生產知識較

傾向於採取較為狹義的解釋。同樣在「知識是可以累積的」概念下，如果我們採取較為廣義的解釋，則在農業生產經濟領域中經常被討論的學習效果、經驗累積、研究發展、甚至於推廣部門所提供的免費服務，都是知識累積的可能途徑，而技術採用的部分文獻（Besley & Case，1993；Foster & Rosenzweig，1995；Cameron，1999）亦已證實廣義人力資本累積對於技術採用的重要性，因此，從較為廣義的角度來討論人力資本在技術採用所扮演的角色，應該能更為完整地刻劃生產知識累積對於技術採用行為的影響。本研究的主要目的之一即為同時考慮一般農業知識人力資本累積與藉由做中學學習（Learning by Doing）所累積的農作專業知識資本，從較為廣義的人力資本角度來檢視知識累積對於創新技術採用行為的影響。

農業生物技術在 1990 年代末期的另一項重大突破是基因轉殖作物（Genetically Modified Crops）的出現，該種作物的研發成功與商業化應用在農業創新史上被視為第二波綠色革命（Second-wave Green Revolution）。自基因轉殖作物在 1996 年首次商業種植以來，其種植面積每年以兩位數在迅速成長，而基因轉殖作物在農業生技產業的重要性亦逐年在增加中（潘子明，2006）；不過，在國外的農業經濟文獻中，有關基因轉殖作物採用行為的相關探討卻相對稀少，僅 Hubbell *et al.*（2000）、Qaim 與 de Janvry（2003）、Fernandez-Cornejo 與 McBride（2002）、以及 Breustedt *et al.*（2008）等。至目前為止，國內文獻在農民採用基轉技術方面的探討亦僅限於利用統計方法來檢視農民新技術採用的各種影響因素（謝雨生，1990；許文耀，1987），尚缺乏以經濟理論為基礎設定的計量模型探討農民對於基轉技術採用的態度，因此，本研究擬以香蕉農民對於基轉技術的採用態度為例，分析影響其採用行為的主要因素。從應用的層面來看，本研究不僅可做為國內相關實證文獻的補充，實證結果亦可以充分說明農民對基轉技術的態度與採用意願，並可進一步提供政府部門擬定相關政策時之參考依據。

我國對於基因轉殖作物的研發，絕大多數是經由公部門在國家型計畫下進行基因轉殖品種的育成，目前主要的研發對象包括水稻、馬鈴薯、番茄、苦瓜、白菜、甘藍菜、青花菜、木瓜、香蕉、火鶴花、菊花、文心蘭、彩色海芋等（註 1）。本研究之所以選定以香蕉生產者為例，探討其對於創新技術的採用行為，主要是基於兩點考量。首先，台灣目前研發的基因轉殖果類作物以香蕉與木瓜為主，根據表 1 的近十年統計，香蕉不論是就種植面積或產值而言，在國內 29 種水果中均屬前五名，而以外銷果品金額與重量的排序（表 2-3）來看，香蕉在 27 種外銷果品中，也一直是位居前三名的水果，因此，香蕉無論是在供應國內消費或賺取果品外匯方面，都具備一定的重要性。其次，亞洲及拉丁美洲盛產的長型香蕉由於基因過於單一化（註 2），經常面臨各種菌類和蟲類侵害的威脅，而國內基因轉殖技術的發展主要即是朝向抗蟲、抗病毒、以及協助野生香蕉對抗葉斑病侵蝕等方向發展，且在抗病的同時，亦可相當程度的紓解化學農藥的殘留問題。本研究針對香蕉生產者採用基因轉殖技術的意願做一初步探討，對於未來基因轉殖香蕉的量產與商業化，應該會有重要的參考價值。

本研究與國內外技術採用現存文獻的主要不同在於將資訊取得納入基因轉殖技術採用行為的分析之中。資訊取得之所以成為分析技術採用行為時的重要考量，主要是由於新技術採用時所涉及的不確定性與風險。在 1980 年代以前，將風險因素納入考量的文獻多將技術採用者對新技術的不熟悉所導致的產量不確定性視為一種主觀性的風險；由於風險與不確定性較難估計，這些早期的文獻多半僅從理論的角度討論風險與不確定性的影響（Feder，1980）。直到 1980 年代以後，方才陸續出現一些將農民風險認知（Risk Perceptions）納入技術採用行為分析的文獻（Pavlova，2001；Diederer *et al.*，2002；Baerenklau，2005；Koundouri *et al.*，2006；Baerenklau & Knapp，2007），但仍僅止於以不同指標衡量風險與不確定性，以檢視其對技術採用的影響。

表 1 香蕉種植面積與產值近十年排序

年度	種植面積	香蕉面積排名	產 值	香蕉產值排名
2000	10,031.39	5	2,480,688	7
2001	10,262.89	6	2,456,687	5
2002	10,353.25	6	2,491,734	5
2003	10,277.72	6	2,027,628	9
2004	10,184.48	6	3,015,618	5
2005	10,542.12	6	3,271,740	5
2006	12,176.57	3	3,749,844	6
2007	11,946.65	5	3,299,602	6
2008	11,761.97	4	4,536,205	5
2009	12,348.76	3	4,400,020	5

資料來源：農委會網站資料，本研究整理。

註：1. 種植面積單位：公頃。

2. 香蕉面積排名：香蕉種植面積在果品類排名。

3. 種植產值單位：千元。

4. 香蕉產值排名：香蕉產值在果品類排名。

5. 果品類水果共計二十九類：檳榔、芒果、荔枝、龍眼、香蕉、鳳梨、梅、梨、柳橙、椪柑、蓮霧、番石榴、文旦柚、番荔枝、可可椰子、桶柑、李、其他雜柑、木瓜、葡萄、柿、桃、楊桃、棗、檸檬、枇杷、蘋果、白柚以及其他類。

資訊取得對於技術採用行為的影響可以分從兩方面來說明。首先，生產者的創新能力（Innovative Ability）是其決定新技術採用與否的重要因素，而創新能力又與生產者的教育程度（Welch, 1970）、過去經驗（Hoffmann *et al.*, 2007），以及資訊累積（Marra *et al.*, 2001；Genius *et al.*, 2006）等影響生產者資源配置能力的特質息息相關，因此，透過對於資源配置能力以及對於技術採用有效性的影響，資訊的取得很有可能提高新技術採用的機率。其次，由於農民有可能從不同的來源蒐集一些技術面的訊息，根據 Wozniak（1993）以及 Gervais *et al.*（2001）的推論，技術採用的決定因素可能會隨著資訊取得的管道不同而改變。從這兩個方面來看，分析農民的技術採用行為時，如果不將其相關資訊取得納入考量，很有可能會產生計量分析時所謂的設定偏誤（Specification Bias）的問題。因此，本文在學術上的參考價值

源自於沿用 *Genius et al.* (2006) 檢視有機農作 (Organic Farming) 的架構，成功地將資訊取得納入基轉技術採用行為的分析之中，這在基轉技術採用的國內外文獻中均是一項新的嘗試，對於相關研究而言，應可產生一些學術影響力。

本文的結構如下。下一節為相關文獻的回顧，第三節為納入資訊取得的基轉技術採用模型之介紹，第四節為資料敘述與變數說明，第五、六節則分別為實證結果的討論以及最後的總結。

表 2 近十年出口果品出口值前十名排序

單位：千美元

出口值	2000年		2001年		2002年		2003年		2004年	
其他產品	41,735.1	其他產品	40,945.3	其他產品	32,121.3	其他產品	38,274.3	其他產品	41,141.0	
香 蕉	30,770.4	其他柑桔	18,034.0	香 蕉	13,298.1	香 蕉	19,566.7	其他柑桔	13,372.6	
荔 枝	5,973.8	香 蕉	14,494.6	其他柑桔	12,842.9	其他柑桔	18,140.4	香 蕉	10,298.8	
其他柑桔	5,039.4	荔 枝	4,832.0	荔 枝	4,964.3	荔 枝	4,847.9	芒 果	5,599.2	
梅	2,611.5	梅	2,829.2	梅	3,199.9	芒 果	4,395.8	荔 枝	5,096.7	
葡 萄	1,722.2	芒 果	1,661.6	芒 果	2,438.9	梅	3,552.6	梅	3,864.2	
芒 果	1,605.0	鳳 梨	1,297.2	鳳 梨	691.5	鳳 梨	1,544.9	鳳 梨	2,193.4	
鳳 梨	823.8	葡 萄	1,228.9	蘋 果	676.3	葡 萄	1,222.8	葡 萄	1,044.8	
檳 榔	739.9	檳 榔	549.8	葡 萄	660.7	橙 類	1,063.0	葡 萄 柚	925.8	
檳 榔	487.0	檳 榔	502.4	橙 類	632	檳 榔	745.5	橙 類	800.9	
出口值	2005年		2006年		2007年		2008年		2009年	
其他產品	43,707.1	其他產品	51,564.1	其他產品	50,442.4	其他產品	48,178.6	其他產品	58,858.4	
香 蕉	10,456.7	香 蕉	15,540.8	香 蕉	16,637.1	其他柑桔	16,922.5	香 蕉	12,649.2	
其他柑桔	10,015.0	其他柑桔	12,381.3	其他柑桔	12,665.8	香 蕉	15,724.2	其他柑桔	11,722.8	
芒 果	4,807.7	芒 果	5,791.5	芒 果	11,340.8	芒 果	11,610.0	芒 果	11,276.5	
荔 枝	4,273.5	荔 枝	3,112.7	葡 萄	2,911.5	葡 萄	3,023.8	葡 萄	4,656.8	
梅	2,648.1	梅	2,808.5	荔 枝	2,753.4	荔 枝	2,648.3	荔 枝	2,234.1	
葡 萄	1,870.9	葡 萄	2,186.4	梅	2,253.2	梅	2,183.7	梅	1,859.9	
鳳 梨	1,482.9	鳳 梨	817.1	葡 萄 柚	1,116.0	橙 類	1,019.4	鳳 梨	1,642.5	
杏 仁	1,375.3	杏 仁	783.4	橙 類	1,050.6	葡 萄 柚	984.6	橙 類	1,519.2	
葡 萄 柚	618.4	葡 萄 柚	648.0	鳳 梨	764.7	蘋 果	954.0	葡 萄 柚	1,175.0	
出口值	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
香蕉排名	2	3	2	2	3	2	2	2	3	2

資料來源：農委會網站資料，本研究整理。

註：出口果品共計二十七類：香蕉、荔枝、其他柑桔、梅、葡萄、芒果、鳳梨、檳榔、蘋果、柚子、龍眼、椰子、葡萄柚、桶柑、杏仁、橙類、梨、棗、桃、腰果、櫻桃、李、奇異果、柿子以及其他產品。

表 3 近十年出口果品出口量前十名排序

單位：公噸

出口量	2000年		2001年		2002年		2003年		2004年	
香 蕉	42,619.74	其他產品	34,807.32	其他產品	30,951.15	其他產品	34,071.49	其他產品	34,828.69	
其他產品	30,324.99	香 蕉	25,644.09	香 蕉	24,757.68	香 蕉	33,161.04	香 蕉	18,140.94	
荔 枝	4,204.42	其他柑桔	16,213.38	其他柑桔	12,888.46	其他柑桔	24,335.01	其他柑桔	17,733.80	
其他柑桔	3,883.27	荔 枝	4,064.47	芒 果	5,876.03	芒 果	13,271.75	芒 果	5,472.32	
芒 果	2,741.11	芒 果	3,493.20	荔 枝	3,890.12	荔 枝	6,785.02	荔 枝	3,946.42	
檳 柑	1,459.78	鳳 梨	1,292.77	橙 類	2,482.56	橙 類	3,565.58	橙 類	2,658.12	
鳳 梨	981.76	檳 柑	1,125.26	蘋 果	1,291.00	鳳 梨	1,646.95	鳳 梨	2,321.75	
梅	729.19	梅	837.05	梅	1,060.79	梅	1,181.40	葡 萄 柚	1,236.62	
葡 萄	714.26	蘋 果	830.64	鳳 梨	683.32	蘋 果	999.38	梅	1,190.81	
蘋 果	477.08	葡 萄	627.9	葡 萄 柚	558.93	葡 萄 柚	922.75	蘋 果	662.26	
出口量	2005年		2006年		2007年		2008年		2009年	
其他產品	31,536.08	其他產品	37,116.57	其他產品	37,180.22	其他產品	32,497.32	其他產品	42,849.86	
香 蕉	15,234.86	香 蕉	16,326.81	香 蕉	19,433.42	其他柑桔	13,283.66	其他柑桔	9,436.82	
其他柑桔	10,975.92	其他柑桔	11,959.12	其他柑桔	11,157.87	香 蕉	9,154.97	香 蕉	8,885.05	
荔 枝	2,627.84	芒 果	3,278.48	芒 果	5,480.99	芒 果	3,842.98	芒 果	5,057.72	
芒 果	1,538.64	荔 枝	1,633.15	荔 枝	2,115.79	橙 類	1,515.38	葡 萄	2,312.28	
鳳 梨	1,517.42	葡 萄	1,088.19	橙 類	1,773.04	葡 萄	1,389.26	橙 類	2,016.35	
蘋 果	895.91	梅	870.63	葡 萄	1,352.37	荔 枝	1,317.38	鳳 梨	1,925.13	
葡 萄	811.92	葡 萄 柚	763.64	葡 萄 柚	1,148.06	蘋 果	1,053.12	荔 枝	1,449.10	
葡 萄 柚	802.85	蘋 果	716.59	蘋 果	889.16	鳳 梨	977.51	蘋 果	1,039.46	
梅	674.52	鳳 梨	705.68	鳳 梨	828.86	葡 萄 柚	874.69	葡 萄 柚	945.57	
出口量	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
香蕉排名	1	2	2	2	2	2	2	2	3	3

資料來源：農委會網站資料，本研究整理。

註：出口果品共計二十七類：香蕉、荔枝、其他柑桔、梅、葡萄、芒果、鳳梨、檳柑、檳榔、蘋果、柚子、龍眼、椰子、葡萄柚、桶柑、杏仁、橙類、梨、棗、桃、腰果、櫻桃、李、奇異果、柿子以及其他產品。

II、文獻回顧

Feder *et al.* (1985)、Feder 與 Unali (1993)、Sunding 與 Zilberman (2001)、以及 Beasley 與 Case (1993) 等曾針對技術採用的文獻與實證模型進行詳細的回顧，由於較少文獻以技術採用的影響因素做為回顧主軸進行整理，因此，本研究針對技術採用之現存文獻進行影響因素之橫向彙整，期透過此種整理方式，瞭解在目前之相關文獻與實證結果中，主要影響技術採用之重要因子。

2.1 廠商規模或農場規模

綜合 Fabiani *et al.* (2005) 與 Diederer *et al.* (2002) 中關於 Schumpeter (1947) 假說的論述，大規模廠商之所以較小規模廠商具有創新的優勢，大致可分為三項原因。首先，基於財力上的優勢，相較於小規模廠商，大規模廠商在承擔風險與不確定性方面的能力較強，因此，在給定採用成本及採用風險的前提下，大規模廠商較易採用新技術。其次，由於創新技術通常具有規模報酬遞增之特性，因此大規模廠商能夠充分利用這類優勢，以降低研發新技術之成本。除了前述兩項因素，我們若從人力資源的角度來看，由於大規模廠商的分工層級較多，更能進行專業化生產，因此，長期而言，大規模廠商在處理技術採用及企業發展的相關問題時，往往擁有較為充足的人力資源。

近期之文獻在將農場或廠商規模納入技術採用行為的分析之後，多獲得農場規模與採用率之間存在顯著正向關係的結論 (Fuglie & Kascak, 2001; Daberkow *et al.*, 2001; Diederer *et al.*, 2003; Daberkow & McBride, 2003; Amsalu & de Graaff, 2007)。以基轉技術的採用而言，Hubbell *et al.* (2000); Fernandez-Cornejo 與 McBride (2002)、Qaim 與 de Janvry (2003)

以及 Breustedt *et al.* (2008) 等，均進一步證實農場規模與採用率之間存在顯著的正向關係。

2.2 人力資本

許多探討影響技術採用的文獻以教育程度來衡量人力資本，由於教育程度較高的農民較能接受前瞻性的概念，並降低配置的錯誤 (Allocation Mistake) (Welch, 1970)，且教育程度較高的農民不僅可經由創新獲得較高的報酬，其在創新時所面臨的風險亦相對較低 (Rahm & Huffman, 1984)，因此，教育程度與新技術的採用率之間可能存在正向的相關。此外，亦有一些學者指出，人力資本投資對技術採用可能產生一種互補的影響 (Goldin & Katz, 1996; Bartel & Lichtenberg, 1987)。Chander 與 Thangavelu (2004) 則提出教育程度與技術採用互為因果的新觀點。教育程度與技術採用之所以互為因果，主要是因為教育固然可提高個人學習及吸收新知或新技術的能力，個人能力的提高卻也會促使個人採用新技術，因此一旦廠商採用新技術以後，對此方面人才的需求亦會增加，因而間接刺激了對於教育的需求 (Krusell *et al.*, 2000)。

以人力資本來解釋技術採用行為的文獻相當多，如 Fuglie 與 Kascak (2001)、Daberkow *et al.* (2003)、Daberkow 與 McBride (2003)、以及 Knight *et al.* (2003) 等。Fuglie 與 Kascak (2001) 將農民依教育程度分為高中以下、高中、以及大學以上三個群組，分析教育程度對新技術採用率的影響。結果發現，農民的教育程度與三種新技術－耕種方式、整合害蟲管理、以及土壤肥沃度測試的採用率之間呈現正向關係。Daberkow *et al.* (2003) 以年齡與教育程度衡量農民所累積的人力資本，其研究顯示教育程度對農民的採用會產生正向且顯著的影響。Daberkow 與 McBride (2003) 則以農民的教育程度及其對電腦操作的熟悉程度衡量累積的人力資本，結果發現，農民的教育程度及其對電腦操作的熟悉程度對新技術的採用呈現明顯的正向影

響；然而農民本身的教育程度則對採用率並無顯著的影響。Knight *et al.* (2003) 以衣索比亞的農家為例，探討農民教育程度與其風險趨避程度之間的關係，並分析農民的教育程度及風險偏好在技術創新上的重要性，結果亦顯示農民的教育程度與新技術採用率之間呈現顯著的正向關係。

農民的教育程度是基轉技術採用相關文獻長久以來強調的重要社經變數，不過，有關農民教育程度與基轉技術採用率之關係的實證結果並不一致。Fernandez-Cornejo 與 McBride (2002)、Marra *et al.* (2001) 以及 Breustedt *et al.* (2008) 等，均證實農民的教育程度與基轉採用率之間存在顯著的正向關係，但 Weaver (2005) 針對美國基轉黃豆技術採用率的研究卻發現農民的教育程度愈高，其採用基轉技術的意願愈低。

2.3 勞力結構

強調勞力結構的學者認為，農民是否採用新技術通常與其性別及年齡有關 (Feder *et al.*, 1985)。Amsalu 與 de Graaff (2007) 以農民的年齡與性別來檢視勞力結構與技術創新之間的關連，結果發現農民的年齡對其在決定是否採用及續用新技術的決策上均會產生正向的影響，然而農民的性別對於新採用者及續用者而言，則皆無顯著的關係。Daberkow *et al.* (2003) 則以農民的年齡來衡量勞力結構，其實證結果顯示，農民的年齡與新技術的採用率之間亦呈現正向且非線性之關係。

較為近期的文獻則將年齡對於技術採用率的影響視為結合農作經驗與規劃時間 (Planning Horizon) 的綜合效果。Genius *et al.* (2006) 提出年齡與技術採用率之間並非絕對正向關係的論點。該文指出，由於年齡與農作經驗之間存在高度相關，因此，年齡對於技術採用率的影響是農作經驗與規劃時間的一個綜合結果；農作經驗固然可增加農民做正確決策所需的知識，而因此對於技術採用產生正向的影響，但較年輕因而缺乏農作經驗的農民卻較有可能進行長期的規劃，也因此而較有可能採用新的技術。

2.4 專業化生產之程度

過去有關技術採用的文獻較少討論農民專兼業別與技術採用率之間的關係，不過 *Genius et al.* (2006) 卻指出，專業化生產農民所需的技術上協助較少，而且由於他們會持續的更新資訊，所以較不需要進行資訊的蒐集，而種植單一作物的農民則可能由於採用新技術的風險較高而缺乏意願。*Genius et al.* (2006) 的觀點事實上與文獻中探討在面對風險與不確定下，一個風險趨避者會採取的投資行為是一致的。

1980 年代以前，將風險因素納入考量的技術採用文獻，多將風險來源區分為主觀性風險 (Subjective Risk) 及客觀性風險 (Objective Risk)。主觀性風險通常起因於生產者對新技術的不熟悉而導致其對產量不確定性的疑慮；客觀性風險則常見於氣候變化、病蟲防治、投入要素的折舊率等。1980 年代以後，方才陸續出現將農民風險認知與生產不確定性納入考量，以探討技術採用的文獻。這些文獻多半嘗試以不同的指標來衡量風險與不確定性，再檢視其對技術採用的影響。如果我們從所得的不確定性來思考這個問題，則由於專業化生產農民的主要所得來自種植單一作物，因此，相較於非專業化生產的農民，專業化生產農民採用新技術所面臨的所得不確定性相對高得多，以一個對所得不確定性採風險趨避態度的農民而言，其採用新技術的機率也較低。

以基轉技術的採用而言，雖然並未檢視專業化生產與基轉技術採用率之間的關係，不過，仍有部分文獻從基轉作物在所得所佔之份額來檢視農民的基轉技術採用行為。沿用前述的農民之風險趨避態度，該種基轉作物的生產在所得所佔份額愈高，將隱含採用基轉技術所面臨的所得風險愈高，因此，由於農民為風險趨避者，其採用基轉技術的機率也較低，*Hubbell et al.* (2000) 以及 *Breustedt et al.* (2008) 等的實證結果均證實此推論的有效性。不過，亦有學者指出，若從採用基轉技術的固定成本（如資訊蒐集、學

習等)可能隨基轉作物之所得份額而遞減的角度來思考,則基轉作物生產在所得所佔的份額愈高,農民採用基轉技術的意願會跟著提高,Marra *et al.* (2001)的實證結果即證實此推論的有效性。

2.5 技術特性 (Technology Traits)

Fuglie 與 Kascak (2001)曾指出,影響新技術推廣的因素通常不在於技術本身,而是與之相關的周遭誘因,類似的觀點如新技術的採用常受限於農家本身所處的商業環境,而此限制可能包括新技術的費用過高、消費者對於基轉產品存在排斥心態等(Diederer *et al.*, 2003),以及農家在採用新技術的過程中,可能面臨的風險往往導致農家不願意採用或採用意願低落(Daberkow & McBride, 2003)。這類觀點似乎普遍存在研究技術採用的學者之間,也因此,技術採用的相關文獻長久以來都是在強調農民的異質性以及其他影響技術採用的社經因素,而忽略技術本身之特性在農民採用新技術決策過程中的重要性。Useche *et al.* (2009)提出這個重要的議題,並成功建構將技術特性納入基轉技術採用的決策模型中。該研究之實證結果不僅再一次證實教育在農民技術採用決策過程中的重要性,並且進一步說明由於基轉玉米的勞力節省特性,許多純粹以自家勞力進行生產的家庭農場是較其他以雇工為主的農家有可能採用基轉技術。

III、模型設定

根據 Wozniak (1993)以及 Gervais *et al.* (2001)的推論,技術採用的決定因素可能會隨著資訊取得的管道不同而改變,因此,本文沿用 Genius *et al.* (2006)檢視有機農作(Organic Farming)的架構,將資訊取得納入基轉技術採用行為的分析之中。本節依循 Genius *et al.* (2006)的基本設定,假

設農民採用基轉技術的決策受其基轉技術資訊取得管道的影響，並以預期利潤極大化的概念為基礎，建構農民基轉技術採用決策以及資訊取得行為的四維決策行為計量模型。

本文設定之計量模型與 *Genius et al.* (2006) 之模型有兩項最主要的差異。首先，農民之資訊取得主要分為三種管道，一為學術單位、政府機關以及育成中心，二為農漁會合作社與產銷組織，三為報章雜誌、電視媒體、網際網路以及親朋好友，因此，這三種訊息來源與農民採用基轉作物之決策形成一個四維決策行為模型，在模型的估計上，需先求得此四維變數之聯合機率分配 (Joint Probability)，並進行四維積分；然而，*Genius et al.* (2006) 的模型將訊息取得行為分為兩類，一為主動取得資訊，另一為被動取得資訊，其被解釋變數包括此二種訊息取得行為以及農民對有機作物採用之決策，為三維決策行為模型，在模型的估計上，僅需進行三維積分，因此，本研究無法直接套用 *Genius et al.* (2006) 的三維積分模型 (註 3)。此外，在本研究之計量模型中，基轉作物採用行為為一雙元選擇 (Binary Choice) 模型，而 *Genius et al.* (2006) 之有機作物採用行為則為次序選擇 (Ordered Probit) 模型。以下分別就農民之資訊取得、基轉技術採用行為、與聯立估計模型逐一討論。

3.1 資訊取得行為

農民對基轉技術之資訊可透過農漁會組織、學術或政府單位、以及社會網絡等多元管道取得。假設農民從第 k 種管道所取得的基轉技術資訊水準為該農民之人力資本與農場社經特質等變數之函數，則透過第 k 種管道取得之資訊水準可表達如下：

$$I_k^* = i_k(x_k) \quad (1)$$

上式中的 I_k^* 代表經由第 k 種管道取得之資訊水準，而 $\mathbf{x}$ 則為會影響農民資訊取得的人力資本以及農場社經特質變數所形成的向量。 $\mathbf{x}$ 向量包括兩群組變數，第一群組變數為農民的人力資本變數，人力資本變數包括農民之學歷、由年齡所代表的農民之一般農作經驗，以及種植作物之時間長短所代表之農作專業知識的人力資本累積。第二群組變數為農場之社經特性，此類變數包括農民之專兼業別，以及以農民的作物種植面積代表之農場規模。農民透過第 k 種管道取得的資訊水準(I_k^*)為無法觀察之變數，然而，當農民取得的資訊水準超過某個門檻水準(i_k^T)時，農民可從第 k 種管道獲得充份訊息 (Well-informed)。假設農民的第 k 種管道取得資訊之門檻水準， i_k^T ，亦為該農民之人力資本特質變數以及其農場社經變數之函數，則農民從第 k 種管道取得訊息之行爲可表達如下：

$$i_k(x_k) - i_k^T = \beta_k x_k - \varepsilon_k \geq 0 \quad (2)$$

其中， x_k 為可觀察之農民人力資本特質以及其農場社經變數， β_k 為 x_k 之係數，而 ε_k 為干擾項，代表不可觀察之農民人力資本特質以及農場社經特質。我們可以經由指標 I_k 來代表農民是否透過第 k 種管道搜集訊息： $I_k = 1$ 代表農民透過第 k 種管道搜集訊息； $I_k = 0$ 則代表農民不透過第 k 種管道進行訊息的搜集。亦即

$$\begin{aligned} I_{1i} &= \begin{cases} 0, & \beta_1' x_{1i} - \varepsilon_{1i} < 0 \\ 1, & \beta_1' x_{1i} - \varepsilon_{1i} \geq 0 \end{cases} \\ I_{2i} &= \begin{cases} 0, & \beta_2' x_{2i} - \varepsilon_{2i} < 0 \\ 1, & \beta_2' x_{2i} - \varepsilon_{2i} \geq 0 \end{cases} \\ I_{3i} &= \begin{cases} 0, & \beta_3' x_{3i} - \varepsilon_{3i} < 0 \\ 1, & \beta_3' x_{3i} - \varepsilon_{3i} \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (3)$$

3.2 基轉技術採用行為

接下來我們以預期利潤極大化的概念來說明農民的創新技術採用決策行為。如果 π^C 與 π^N 分別代表農民在目前技術狀態下之未來利潤現值以及在新技術狀態下之未來利潤現值，則未來利潤現值受到新技術資訊管道、以新技術生產的產品特徵、以及農民個人與農場社經特質變數之影響。目前技術狀態與新技術狀態下之利潤現值期望值差異可表示為以下的線性方程式：

$$E_i(\pi^N - \pi^C) = g_i(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha) - v_i \quad (4)$$

$$= \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_{k=1}^3 \alpha_k I_{ki} - v_i ; i = 1, 2, \dots, n$$

上式中的 E_i 為第 i 個農民在某資訊水準下的條件期望值，下標 i 代表第 i 個農民，下標 k 表示從第 k 個資訊管道獲取資訊， ζ, γ, α 為參數向量， s 代表可能影響農民採用行為的個人與農場社經特質變數所形成之向量， z 代表以新技術生產的產品之特徵向量， I 代表新技術資訊來源，而 v 則為母體迴歸方程式中的干擾項，此干擾項包含一些資料中沒有觀察到的新技術生產的產品特徵、以及沒有觀察到的個人與農場社經特質變數（註 4）。當利潤現值期望值的差大於零時，農民會選擇採用基轉技術；反之，當利潤現值期望值的差小於零時，農民寧可採用目前技術。設一指標函數 y_i 以判別農民是否願意採用新技術， $y_i = 1$ 表示農民願意採用新技術， $y_i = 0$ 時表示農民不願採用新技術，則我們可以下列方程式描述農民的新技術採用行為：

$$y_i = \begin{cases} 0, & g_i(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha) - v_i < 0 \\ 1, & g_i(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha) - v_i \geq 0 \end{cases} \quad (5)$$

3.3 內生選擇模型之估計

由於無法觀察到的農民個人與農場特質會同時影響取得新技術資訊的管道以及農民是否採用基轉新技術，因此式(3)與式(5)的干擾項之相關係數不為零， $\rho(\varepsilon_k, \nu) \neq 0$ ，造成新技術資訊來源變數的內生性。當模型存在內生性問題時，式(5)之參數估計不具一致性，估計結果會產生偏誤。解決式(5)內生性問題的一般方法為兩階段估計或工具變數法。但是當內生變數為雙元結構時，由於它不服從常態分配，且非線性模型的相關係數通常不高，將會產生弱工具變數（Weak Instruments）的問題，而使用弱工具變數估計所得的參數估計不具一致性。因此，傳統方法無法應用在雙元內生變數的模型上，因為其估計式無法達到一致性（Maddala, 1983；Chao & Swanson, 2005），故 Wooldridge（2002）建議以完全資訊最大概似估計法（Full Information Maximum Likelihood，以下簡稱 FIML）解決式(5)的雙元模型內生問題，利用此法得到的估計參數將具有一致性與效率性。

(3)式與(5)式中， $(\nu_i, \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}, \varepsilon_{3i} | s, z) \sim N_4(0, \Sigma)$ 。當 $I_{ki} = 1$ 時，表示第 i 個農民從第 k 個資訊管道吸取基轉技術的相關知識；當 $I_{ki} = 0$ ，表示第 i 個農民未從第 k 個資訊管道吸取基轉技術的相關知識。基於式(5)中 I_1 、 I_2 與 I_3 的內生性，假設 $(\nu_i, \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}, \varepsilon_{3i})$ 為相互影響的隨機干擾項，並服從四維標準常態分配， Σ 為一正定共變數矩陣。由於在雙元模型中，無法確認（Identify）迴歸係數與殘差變異數，因此在模型中我們假設殘差項之變異數為 1。迴歸模型之殘差項變異數矩陣可表示如下：

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{\nu\varepsilon_1} & \rho_{\nu\varepsilon_2} & \rho_{\nu\varepsilon_3} \\ \rho_{\nu\varepsilon_1} & 1 & \rho_{\varepsilon_1\varepsilon_2} & \rho_{\varepsilon_1\varepsilon_3} \\ \rho_{\nu\varepsilon_2} & \rho_{\varepsilon_1\varepsilon_2} & 1 & \rho_{\varepsilon_2\varepsilon_3} \\ \rho_{\nu\varepsilon_3} & \rho_{\varepsilon_1\varepsilon_2} & \rho_{\varepsilon_2\varepsilon_3} & 1 \end{pmatrix}$$

以 FIML 聯立估計(3)與(5)式，基本上有兩個步驟。首先，依據四個雙元變數數值的組合將四維實數空間切割成 16 個互斥 (Mutually Exclusive) 與互補 (Mutually Exhaustive) 的樣本子空間，求算每一位農民四個雙元選擇變數所落在的樣本子空間之機率乘積，可求得概似函數，再極大化概似函數，以求得參數之估計值。此一估計方法能解決基轉技術資訊來源的內生性，因此參數之估計具一致性，且較其它估計方法更具效率性與穩健性 (Rivers & Vuong, 1988)。

定義四個雙元變數切割而成的 16 個互斥與互補樣本子空間為 $\mathcal{C}_m \in \mathcal{R}_+^4$ (下標 m 代表第 m 個樣本子空間)，而式(3)與式(5)之二元選擇則可利用指標函數 δ_m 定義於 $\mathcal{C}_m$ 空間上。 δ_m 為 1 時，農民的選擇結果落於 $\mathcal{C}_m$ 的切割空間，則農民願意採用基轉農作物($y_i=1$)的 8 個子空間為：

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

以此類推，可得農民選擇不採用基轉農作物($y_i = 0$)的 8 個子空間， $\mathcal{C}_9, \mathcal{C}_{10}, \dots, \mathcal{C}_{16}$ 。將每一位農民的 16 個樣本子空間之機率取對數加總，即可求得對數概似函數：

$$\ell(\zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma | s, z, I, x) = \sum_{i=1}^n \sum_{m=1}^{16} \delta_m \cdot \log [P(i \in C_m; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma)] \quad (6)$$

樣本子空間之機率 $P(\cdot)$ 為四維標準常態累積機率密度函數，有關 16 個樣本子空間之個別機率 $P(\cdot)$ 詳見數學附錄。由於四維常態分配無封閉解 (Closed-form Solution)，因此必須採用模擬方法求算機率值。Hajivassiliou *et al.* (1996) 比較眾多的模擬方法，其模擬結果顯示 Geweke-Hajivassiliou-Keane (以下簡稱 GHK) 模擬是求解多維常態分配機率最為精確與可靠的模擬方法，因此本研究利用 GHK 模擬法求算四維常態分配機率。

IV、資料敘述與變數說明

本研究分析資料為 2006 年 107 位香蕉農民的問卷調查 (註 5)，主要訪查的議題為蕉農對香蕉基轉科技之訊息認知、取得管道、以及採用意願。問卷調查採配額抽樣的方式，即根據香蕉作物的各縣別種植面積所佔比例進行樣本數的分配，其設計架構包括一蕉農的基本資料、對新訊息的態度、對基因轉植作物的認知、以及對基轉作物的種植意願。香蕉作物的縣別種植面積與調查樣本的分配數請見表 4。香蕉的生產主要集中在包括嘉義縣、台南縣、高雄縣、以及屏東縣在內的南部地區為最多；其次則為包括台中縣、彰化縣、南投縣、以及雲林縣在內的中部地區；其中又以南投縣、屏東縣與高雄縣分配的樣本數最多。

表 4 縣別調查樣本分配

縣 別	種植面積（公頃）	百分比	原始樣本分配	實際調查戶數
中部				
台中縣	641	6.35	9	10
彰化縣	116	1.15	2	0
南投縣	2,974	29.44	44	50
雲林縣	94	0.93	1	0
合 計	3,825	37.87	57	60
南部				
嘉義縣	288	2.85	4	0
台南縣	478	4.73	7	1
高雄縣	2,094	20.53	31	30
屏東縣	2,790	27.62	41	40
合 計	5,630	55.74	84	71
東部				
台東縣	161	1.59	2	5
花蓮縣	365	3.61	5	5
宜蘭縣	28	0.28	0	0
合 計	554	5.48	8	10
總 計	10,101	100.00	150	141

資料來源：行政院農委會補助計畫「作物基因轉殖技術服務平台之建置」（2006）。

依據問卷調查的結果，本研究進一步歸納出影響農民採用基轉作物之因素。其中的變數包含農民的基本資料與基轉作物之相關變數兩類，變數設定如表 5 所示。由於農民之性別、專兼業別、以及種植作物方式等皆屬於質的變數，故以虛擬變數的設定為處理方式；農民年齡亦是影響採用意願的重要變數之一，本研究設定其為二十一歲至八十歲之間，並以每十歲為一區間，實證分析取各區間之中位數，轉變為數值變數進行分析；種植作物時間代表農民的種植經驗，由於問卷調查時間為 2000 年 6 月，因此以該時點為基

準，並以月份為單位，計算農民的作物種植時間。農民的平均教育程度亦依國小（6 年），國中（9 年），高中（12 年），大學（專）（16 年），以及研究所（18 年）轉變為數值變數。

表 5 相關變數定義

變 數 名 稱	變 數 定 義 與 解 釋
農民基本資料之相關變數	
農家組織型態	個別農家為 1，公司為 0
農民性別	男性為 1，女性為 0
農民年齡	分為 25 歲、35 歲、45 歲、55 歲、65 歲以及 75 歲等
農民教育程度	國小（6 年）、國中（9 年）、高中（12 年）、大學（專）（16 年）、以及研究所（18 年）
農民專兼業別	專業為 1，兼業為 0
種植作物時間	以月份計算
種植作物方式	單一種植為 1，混合種植為 0
作物種植面積	單位為公頃
香蕉基轉作物訊息來源	
I_1 －學術單位、政府機關、育成中心	「是」為 1，「否」為 0
I_2 －農漁會合作社、產銷組織、農村協會	「是」為 1，「否」為 0
I_3 －報章雜誌、電視媒體、網際網路、親朋好友	「是」為 1，「否」為 0
香蕉基轉作物應具備的優點	
可抗病	「是」為 1，「否」為 0
可抗蟲害	「是」為 1，「否」為 0
可提高營養價值	「是」為 1，「否」為 0
可增加作物風味	「是」為 1，「否」為 0

資料來源：本研究。

表 6 為香蕉農民之敘述統計。就農家型態而言，約 92 位為個別農民，占全部受訪者的 86%，7%的受訪者為農企業組織農民。農民的平均教育程度為國中，其種植香蕉作物時間平均約為 206 個月，相當於 17 年，作物平均種植面積為 1.69 公頃。女性農民約占全部受訪者的 9%，而男性農民則占 91%；農民之平均年齡為 54 歲，最年輕農民的年齡群為 25 歲，最年長族群則為 75 歲。受訪者中專業農民占 67%，兼業農民則占 33%。至於生產者認為基轉香蕉作物所應具備之優點中，可抗病約占 64%，可抗蟲害約佔 79%，可提高營養價值約占 79%，而可增加作物風味則約佔 67%（註 6）。

實證模型的四個依變數分別為是否採用基轉作物、由學術與推廣單位（學術單位、政府機關、育成中心）取得新技術資訊、由農民組織（包括農漁會合作社、產銷組織、農村協會）取得資訊、以及由社會網絡（包括報章雜誌、電視媒體、網際網路、親朋好友）取得資訊。願意採用基轉作物之農民約佔 72%。三種不同管道取得資訊之比例分為學術與推廣單位（31%），農民組織（37%），社會網絡（49%）（註 7）。

本研究之實證模型架構如圖 1 所示，首先依據農民特質、農場特質以及基轉香蕉特質等大類選定可能的影響變數，其次再加入新技術資訊取得管道之相關變數，以進行農民基轉作物種植意願之探討。

表 6 樣本敘述統計值

變 數 名 稱	平均值	標準差	最小值	最大值
數值變數				
農民年齡	53.90	10.61	25.00	75.00
農民教育程度	9.45	4.13	4.00	16.00
種植作物時間	206.21	167.27	2.00	606.00
作物種植面積	1.69	1.86	0.05	13.10
虛擬變數				
農家組織型態				
個別農家	0.86			
公司	0.07			
農民性別				
男性	0.91			
女性	0.09			
農民專兼業別				
專業農	0.67			
兼業農	0.33			
採用基轉作物				
願意採用	0.72			
不願意採用	0.28			
香蕉基轉作物訊息來源				
I_1 －學術單位、政府機關、育成中心	0.31			
I_2 －農漁會合作社、產銷組織、農村協會	0.37			
I_3 －報章雜誌、電視媒體、網際網路、親朋好友	0.49			
香蕉基轉作物應具備的優點				
可抗病	0.64			
可抗蟲害	0.79			
可提高營養價值	0.79			
可增加作物風味	0.67			

資料來源：本研究。

註：農民年齡與種植作物時間之相關係數為 0.38。

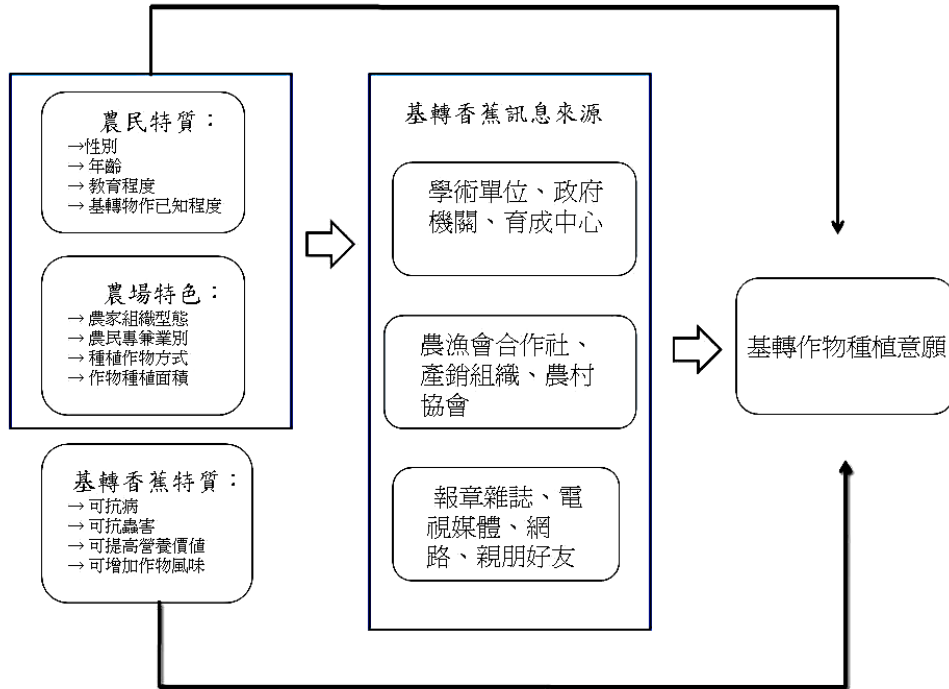


圖 1 實證模型設計架構

資料來源：本研究。

V、實證結果

本研究以最大概似法估計(3)至(5)式的實證計量模型，估計的結果詳列於表 7。就學術與推廣單位（學術單位、政府機關、育成中心）提供的新技術資訊而言，應變數 I_1 的主要影響因素（註 8）包括農民年齡、農民年齡平方項以及農民性別（註 9）。表 7 的結果顯示，農民年齡與從學術與推廣單位獲得新技術資訊的機率之間存在非線性的關係，不過，比較年齡與年齡平方項的係數之後，我們可以發現，香蕉農民自學術單位、政府機關與育成中心獲得新資訊的機率是隨著農民年齡的增加而呈現遞增的現象，這與從社會

網絡獲得新技術資訊的情形恰好相反。所謂的社會網絡包括報章雜誌、電視媒體、網際網路、親朋好友等，由應變數 I_3 之農民年齡與其平方項之估計係數（分別為 0.54 與 -3.63）可以發現，香蕉農民自報章雜誌、電視媒體、網際網路、親朋好友取得新技術資訊的機率是隨著農民年齡的增加而呈現遞減的現象。

表 7 的結果顯示，影響蕉農資訊取得的顯著變數，除了農民年齡以外，農民的性別亦是影響從學術與推廣單位取得資訊的重要因素。相較之下，女性的香蕉生產者較有可能自學術與推廣單位取得新技術的有關資訊。就農民組織（包括農漁會合作社、產銷組織、農村協會）提供的資訊而言，會造成顯著差異的因素是從事香蕉生產時間的長短，由於作物種植時間在農民組織資訊來源迴歸式中的估計係數為負，因此，隱含生產經驗愈豐富的農民，其自農漁會合作社、產銷組織、農村協會等農民組織取得新技術資訊的機率越低。此外，農民專兼業別以及作物種植面積等因素也會影響蕉農自社會網絡取得資訊的可能性。表 7 的結果亦顯示，專業農民或種植面積較小的蕉農，其自報章雜誌、電視媒體、網際網路、親朋好友等處取得新資訊的可能性較兼業農民或種植面積較大的農民為大。

資訊取得對於技術採用之影響隨著資訊取得來源之不同而有所差異。由表 7 的結果，我們可以發現，即使農民可循不同管道取得新技術的相關資訊，不同管道取得的資訊，均會對農民基轉技術的採用意願產生統計上顯著的影響。表 7 的結果顯示，農民若自學術與推廣單位（學術單位、政府機關、育成中心）或農民組織（農漁會合作社、產銷組織、農村協會）取得新技術的資訊，則其採用基轉技術的意願或機率愈低；反之，農民自報章雜誌、電視媒體、網路、與親朋好友等社會網絡取得的資訊則會對其採用基轉技術的意願產生正面的影響。這個結果顯示，不同的訊息來源可能因所提供的訊息內容不盡相同，因此對於生產者的技術採用意願造成不同的影響。報章雜誌、電視媒體與網際網路等對於基轉作物提供的訊息可能較為正面，因而從該管道知道基轉作物的農民可能傾向於種植，而從學術單位、政

府機關、農漁會合作社、產銷組織及協會提供的訊息則較為負面（註 10），因此降低了香蕉農民種植基轉作物的可能性。

本文實證模型的優勢在於將資訊取得納入技術採用行為之分析上，因此，影響資訊取得之因素對技術的採用將同時產生直接與間接的影響。所謂直接的影響是由該變數在技術採用式中的係數來反映，而間接的影響則是透過該變數對 I_1 、 I_2 或 I_3 等三式之影響再間接影響技術採用的機率。根據本文的設定，邊際效果可分解如下：

假設 $P(y=1) = \Phi(g(\cdot)) = \Phi(g(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha))$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial P(y=1|s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha)}{\partial w_i} \\ &= \frac{\partial \Phi(g(\cdot))}{\partial g(\cdot)} \left[\frac{\partial g(\cdot)}{\partial w_i} + \frac{\partial g(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha)}{\partial I_1} \frac{\partial I_1}{\partial w_i} + \frac{\partial g(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha)}{\partial I_2} \frac{\partial I_2}{\partial w_i} + \right. \\ & \quad \left. \frac{\partial g(s, z, I; \zeta, \gamma, \alpha)}{\partial I_3} \frac{\partial I_3}{\partial w_i} \right] \\ &= \phi(g(\cdot)) \left\{ \zeta_i + \left[\alpha_1 \phi(\beta_1' x_1) \beta_1 + \alpha_2 \phi(\beta_2' x_2) \beta_2 + \alpha_3 \phi(\beta_3' x_3) \beta_3 \right] \right\} \end{aligned}$$

上式中 w_i 為同時出現在 s 與 x 向量中的農民或農場社經變數， Φ 為常態分配的累積機率密度函數， ϕ 則為常態分配的機率密度函數， ζ_i 為解釋變數在新技術採用式的係數。中括號前的偏微分 $\partial \Phi(g(\cdot))/\partial g(\cdot)$ 等於常態分配的機率分配函數（註 11）。 $\partial \Phi(g(\cdot))/\partial g(\cdot)$ 與中括號中的第一項的乘積代表 w_i 對技術採用的直接影響，該項與中括號中的第二、三、四項的乘積則代表 w_i 對技術採用的間接影響。因此，解釋變數對於技術採用率的直接影響方向可以直接由解釋變數在技術採用式的係數符號來判定，而解釋變數對於技術採用的

間接影響則必須綜合該變數在三種資訊取得方程式 (I_1 、 I_2 、 I_3) 中的係數與三種資訊取得在技術採用式中的係數再行判定。本研究對於直接效果與間接效果影響方向的系統性整理列於表 8。

表 7 的結果顯示，農民年齡、農民年齡平方項、農民教育程度、農民專兼業別、從事香蕉生產時間的長短、以及作物種植面積等因素中，只有農民年齡、農民年齡平方項、以及作物種植面積等因素未對農民採用基轉技術的意願產生統計上顯著的直接影響，但分析各解釋變數對技術採用率的影響方向時，必須同時考慮直接與間接的效果。

我們由表 7 的結果可以發現，農民的教育程度雖然並不影響農民自何種管道取得新技術的相關資訊（在表 8 的間接效果為零），但由於農民的教育程度直接對於農民的基轉技術採用產生了正面的影響，因此，綜合直接效果與間接效果，本研究的結果顯示，教育程度越高的香蕉農民，其採用基因轉殖技術的機率越高，而此結果亦與多數技術採用文獻中的論述一致（Krusell *et al.*, 2000；Knight *et al.*, 2003），由於教育可提高個人學習及吸收新知或新技術的能力，因此，對於新技術之採用率會有提昇的效果。

技術採用的文獻一般認為農民之年齡與其種植經驗之間存在正向之關係，而部份的文獻亦認為年齡可以代表農民的種植經驗（Daberkow *et al.*, 2003），因此，隨著農民年齡的增長，農作的經驗也增加，其採用新技術的機率亦會提升，但 Genius *et al.*（2006）卻提出年齡與技術採用率之間並非絕對正向關係的論點。該文指出，由於年齡與農作經驗之間存在高度相關，因此，年齡對於技術採用率的影響是農作經驗與規劃時間（Planning Horizon）的一個綜合結果；農作經驗固然可增加農民做正確決策所需的知識，而因此對於技術採用產生正向的影響，但較年輕因而缺乏農作經驗的農民卻較有可能進行長期的規劃，也因此而較有可能採用新的技術。本文的研究結果顯示，年齡對於技術採用率的直接影響雖然為正，但這個效果在統計上並不顯著；不過，由於年齡會提高農民經由學術與推廣單位（ I_1 ）取得資

訊的機率，並降低其自社會網絡（ I_3 ）取得資訊的機率，考慮 I_1 與 I_3 在技術採用式中的係數（分為-1.02 與 0.80），表 8 的結果顯示農民的年齡對於技術採用率的總影響為負，因此，本研究的結果顯示年輕的農民較有可能採用新的技術，這個結果與 Genius *et al.*（2006）中的結果不謀而合。

由於農作經驗亦會影響資訊的取得，因此，其對技術採用率的影響為直接效果與間接效果的綜合結果。表 7 的結果顯示農作經驗這個變數對技術採用率產生顯著負向的影響，不過，考慮農作經驗透過影響資訊取得，再進一步影響技術採用的間接效果而言，影響的方向正好相反，因此，根據表 8 的結果，農作經驗對於技術採用究竟是正向與負向的影響並無法判定。

表 7 的結果顯示，農民專兼業別也是影響蕉農是否採用基轉技術的重要因素。過去的文獻雖然較少討論農民專兼業別與技術採用率之間的關係，但 Genius *et al.*（2006）卻對於專業化生產為何可能影響技術採用率提出了一個合理的解釋。該文指出，專業化生產（註 12）農民所需的技術上協助較少，而且由於他們會持續的更新資訊，所以較不需要進行資訊的蒐集，而種植單一作物的農民則可能由於採用新技術的風險較高而缺乏意願。本研究實證模型中的農民專兼業別雖然是指專業農或兼業農，但由於專業農民的主要所得來自農作，因此相較於兼業農民，專業農民採用新技術所面臨的風險較高，可能採用新技術的機率也較低，但這是未考慮專業別的間接影響之結果。表 7 的結果顯示農民兼業別在新技術採用式的係數顯著為負，亦即在不考慮農民取得相關資訊的情形下，專業農民採用基轉技術的意願會較低。但若考慮專兼業別的間接影響，則由於專業農民較有可能自社會網絡取得相關資訊，而自社會網絡取得的資訊會對其技術之採用產生正向的影響，進而提升採用新技術的機率，因此，在考慮農民取得相關資訊的情形下，我們無法判定專兼業別對於農民基轉技術採用意願的影響。

本研究以作物種植面積代表農場的規模，表 8 的彙整表顯示，農場規模雖然並未直接影響技術採用率，但由於農場規模大的農民自社會網絡取得基

因轉殖技術相關訊息的機率較低，因此，農場規模對於技術採用率會產生負向的間接效果。綜合農場規模的直接與間接效果，本研究的結果顯示農場規模會降低香蕉生產者的新技術採用率。過去在技術採用的文獻中，亦曾發現類似的結果，如 Perrin 與 Winkelmann (1976)、Putler 與 Zilberman (1984) 以及 Genius *et al.* (2006) 等，均指出由於大規模農場較缺乏尋求可改善財務狀況的新技術之原動力，因此，農場規模對於新技術採用會產生負向的影響。

技術特性曾被納入基轉技術採用的決策模型中 (Useche *et al.*, 2009)，但技術特性與所謂的產品屬性 (Attributes of Products) 有所不同，新技術可能具有某些技術面的特性，如勞力節省、防病蟲害等，而以新技術生產的產品則可能具有某些屬性，如營養價值的提高以及作物風味的增加等。本研究實證模型中有關生產者「認為基轉香蕉所應具備的優點」，實包括技術特性與產品屬性。香蕉生產者認為「基轉作物」應具備的優點如抗病、抗蟲害、抗寒害、加快生長速度、耐長途運送、抗除草劑、以及延長保存期限等，均屬於技術特性；提高營養價值、增加作物風味、以及具醫療效果等，則屬於產品屬性。調查資料所做的統計結果顯示，抗病與抗蟲害是農民普遍認為基轉作物應具備的優點，能提高營養價值與增加作物風味的產品屬性則較為次要。表 7 的估計結果與此統計結果一致，顯示基轉作物的抗病/抗蟲害性技術特性以及增加作物風味的產品屬性也是顯著影響技術採用率的重要因素 (註 13)，且這些技術特性 / 產品屬性均可提高蕉農採用基轉技術的機率。這個結果不僅與 Useche *et al.* (2009) 的結果相呼應，並可進一步證實應將產品屬性納入基轉技術採用的決策模型之中。

表 7 最後六欄所列的相關係數代表 I_1 、 I_2 、 I_3 與 Y 四式之樣本殘差項的相關程度。透過不同管道取得資訊的兩兩相關係數只有經由學術/推廣單位以及社會網絡取得的資訊呈現統計上顯著的正相關，隱含這兩類資訊之間存在一種互補的關係。

表 7 實證模型估計結果

變數名稱	估計值	t 值	Approx Pr > t
I_1 ：新技術資訊來源			
截距項	-1.444	-0.930	0.353
農民年齡	-1.010 *	-1.610	0.107
農民年齡平方項	10.577 *	1.620	0.105
作物種植面積	-0.007	-0.540	0.590
農民性別	-0.531 **	-2.580	0.010
I_2 ：新技術資訊來源			
截距項	-0.081	-0.190	0.852
農民教育程度	0.013	0.360	0.719
農民專兼業別	0.015	0.160	0.871
種植作物時間	-0.185 **	-2.300	0.021
I_3 ：新技術資訊來源			
截距項	2.279 **	3.200	0.001
農民年齡	0.544 **	2.280	0.023
農民年齡平方項	-3.631 *	-1.840	0.066
農民專兼業別	0.372 **	10.760	0.0001
作物種植面積	-0.020 *	-1.630	0.103
Y ：新技術採用			
截距項	1.426	1.060	0.290
新技術資訊來源 I_1	-1.020 **	-17.620	<.0001
新技術資訊來源 I_2	-0.101 **	-2.210	0.027
新技術資訊來源 I_3	0.797 **	7.730	<.0001
農民年齡	-0.077	-0.130	0.894
農民年齡平方項	0.337	0.060	0.955
農民教育程度	0.035 **	2.580	0.010
農民專兼業別	-0.201 **	-2.480	0.013
種植作物時間	-0.176 **	-9.830	<.0001
作物種植面積	-0.023	-0.780	0.438
可抗病	0.958 **	9.900	<.0001
增加作物風味	0.355 **	2.980	0.003
_Rho.Y.I1	0.692 **	115.250	<.0001
_Rho.Y.I2	-0.277 **	-1.990	0.047
_Rho.Y.I3	-0.655 **	-103.400	<.0001
_Rho.I1.I2	-0.120	-0.750	0.453
_Rho.I1.I3	0.092 **	6.930	<.0001
_Rho.I2.I3	0.227	1.460	0.143

資料來源：本研究。

註：1. I_1 包括學術單位、政府機關、育成中心； I_2 包括農漁會合作社、產銷組織、農村協會； I_3 包括報章雜誌、電視媒體、網際網路、親朋好友。

2. 「*」代表在 10% 顯著水準下顯著，「**」代表在 5% 顯著水準下顯著；農民年齡與農民年齡平方之 P-value 值雖微幅大於 0.10，但十分接近 10% 之顯著水準，因此，仍標示為顯著。

表 8 直接效果與間接效果影響方向彙整表

變數	直接效果		間接效果		總效果
	$\frac{Y}{\zeta_i}$	$\frac{I_1}{\alpha_1 \times \beta_{1i}}$	$\frac{I_2}{\alpha_2 \times \beta_{2i}}$	$\frac{I_3}{\alpha_3 \times \beta_{3i}}$	
農民年齡	(0)	(-)(+)	(-)(NA)	(+)(-)	(-)
農民教育程度	(+)	(-)(NA)	(-)(0)	(+)(NA)	(+)
農民專業業別	(-)	(-)(NA)	(-)(0)	(+)(+)	(±)
種植作物時間	(-)	(-)(NA)	(-)(-)	(+)(NA)	(±)
作物種植面積	(0)	(-)(0)	(-)(NA)	(+)(-)	(-)

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；「+」代表顯著正向效果；「-」代表顯著負向效果；「±」代表影響方向不確定。

VI、結論與建議

生產者的創新能力是決定新技術採用與否的重要因素，而創新能力又與生產者的知識資本累積、以及資訊取得等影響生產者資源配置能力的特質息息相關，因此，透過對於資源配置能力的影響，生產者的知識累積以及資訊取得均有可能提高新技術採用的機率。有鑒於生產者對新技術的認知與種植意願是在強化新技術商品化能力時極重要的一環，本研究嘗試將知識累積與資訊取得納入基轉技術採用行為的分析之中，並檢視影響其採用行為的主要因素。

本研究的主要結果可分四方面說明。首先，香蕉農民自學術單位、政府機關與育成中心獲得新資訊的機率隨著農民年齡的增加而呈現遞增的現象，這與從社會網絡獲得新技術資訊的情形恰好相反，而資訊取得對於技術採用

之影響則會隨著資訊取得來源不同而有所不同。農民若自學術與推廣單位或農民組織取得新技術的資訊，則其採用基轉技術的意願或機率較低；反之，農民自社會網絡取得的資訊則會對其採用基轉技術的意願產生正面的影響。其次，農民的教育程度雖然並未影響農民自何種管道取得新技術的相關資訊，但一如人力資本理論所預期的，我們發現農民的教育程度對於農民的基轉技術採用意願確實產生了正面的影響。再者，本研究以農民之年齡代表其一般農業知識的累積，並以種植該種作物的時間代表其農作專業知識的累積，結果顯示，隨著農民年齡的增長，其一般農作的經驗雖然會增加，但由於較年輕而缺乏農作經驗的農民有可能由於進行長期的規劃，較有可能採用新的技術，因此，年齡對於農民的技術採用率會產生負向的影響。至於農作專業知識的人力資本累積對於技術採用率的影響，則由於直接效果與間接效果的方向相反，無法判定總效果之影響方向。最後，本研究的實證結果亦顯示，基轉作物之某些技術與產品特性，如可抗病性以及增加作物風味，也是顯著影響技術採用率的重要因素。

由本研究的實證結果可以引申兩項主要政策意涵。首先，基轉作物的技術研發與生產可以在世界人口逐年攀升的過程中，確保全球糧食供應的不虞匱乏，並且將有助於紓解開發中國家的貧窮問題，因此，瞭解影響農民採用基轉技術的因素，可作為推廣新技術的依據，並能為糧食安全的議題開發更多的討論空間。其次，雖然 Fuglie 與 Kascak（2001）曾指出，影響新技術推廣的因素通常不在於技術本身，而是與之相關的周遭誘因，本研究對於基轉香蕉作物的分析顯示，基轉作物之某些技術與產品特性，如可抗病性以及增加作物風味，不僅是顯著影響技術採用率的重要因素，且亦可提高蕉農採用基轉技術的機率，這個結果進一步說明，產官學界的密切合作將是基轉技術能否順利推廣與商業化生產的主要關鍵因素之一。

附 註

1. 有關我國基因轉殖作物主要研發對象，請前往台灣大學農藝學系「GMO 面面觀」網站查詢：<http://gmo.agron.ntu.edu.tw>。
2. 比利時科學家表示，長型香蕉由於是單一蕉種種植，缺乏基因多樣性，致使其自然競爭能力大幅減弱，因此，利用基因轉殖技術研發出能抵禦病蟲害的新品種，對於許多以香蕉為主食之一的熱帶貧窮國家而言，具有重大的意義，有關基因轉殖香蕉之討論，請前往 BBC Online Network 網站查詢：http://news.bbc.co.uk/hi/chinese/news/newsid_2665000/26658132.stm。
3. 一般軟體對於三維之標準常態分配，可直接利用其累積機率分配函數求算三維積分值，而在四維之標準常態分配，則需靠模擬 (Simulated) 的方式來求算四維積分。因此，本研究利用 16 個聯合機率函數，建構估計時的概似函數 (Likelihood Function)，並透過 Geweke-Hajivassiliou-Keane (GHK) 模擬求算四維常態分配之累積機率函數值，並以 SAS 的模擬最大概似估計法 (Simulated Maximum Likelihood Estimation Method) 進行模型中所有參數之估計。
4. 就研究方法而言，方程式(4)所列的殘差項前是個減號，一般教科書中有些是以減號來表達，有些卻是以正號來表達，兩種方式皆可。由於本研究設定之模型為四個內生變數的聯立方程式，每一個變數皆為 0-1 變數，我們假設特徵變數 (Latent Variable) 的殘差項皆為標準常態分配，因此殘差項之數值範圍為 $-\infty$ 到 $+\infty$ 之實數，故殘差項前之符號為正或負，其應變數為 1 之機率皆相同，因此，估計結果並無不同。本研究在附錄中之模型推導皆以此設定為基礎進行推導。
5. 本研究所用初級資料取自行政院農委會補助計畫「作物基因轉殖技術服務平台之建置」之問卷調查，該次調查之香蕉農民樣本數總計 141 份，有效樣本僅 107 份。
6. 由於本問項為複選，因此生產者認為香蕉基轉作物所應具備優點之比例總和不等於 100。
7. 由於本問項為複選，因此由不同管道取得資訊之比例總和不等於 100。
8. 資訊取得來源之解釋變數主要包括兩群，一為人力資本變數，另一為農民之社經特性，農民新技術採用的解釋變數則主要包括資訊取得管道、人力資本變數、農民之社經特質變數、以及基轉香蕉的特質變數。四條迴歸模型之解釋變數皆一致地包含這四個群組，只是每一個群組中之變數組合可能有所不同，最主要之依據為配適度之好壞，表 7 所列之實證模型估計結果即為配適度最高之模型的估計值。本研究是依據對數概數函數比值 (Log-likelihood Ratio) 做為模型設定的標準，該類統計值是在 χ^2 分配下，對於所有解釋變數進行的聯合顯著性檢定，因此，也可用來代表整個迴歸模型的配適度。

9. 農民年齡與年齡平方之相關係數並不高，並無所謂共線性之問題。
10. 作者請教過一些農會的農事推廣員以及農改場的育種專家，部分專家對於基轉作物仍持相當保留的態度，這些較為負面的訊息可能循政府機關與農漁會合作社等管道傳送給農民。
11. 詳見 Greene, W. H., 2003. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall Press. pp.667-668。
12. Genius *et al.* (2006) 係以 Herfindahl 指數量化農民專業化生產的程度。
13. 「農民認為基轉香蕉應該具備的優點」可能存在共線性的問題。因為我們在問卷設計時將該問項設定為複選，因此，部分特質在農民回答時的重疊性很高。附表 1 為四種產品特性的相關係數，其中「抗蟲性」與「抗病性」的相關係數，以及「提高營養價值」與「增加作物風味」的相關係數，均呈現高度相關（相關係數分別為 0.87 與 0.92），因此，迴歸模型中只包含「抗病性」與「增加作物風味」兩變數，是因為「抗病性」與「增加作物風味」之相關係數最低（0.51）。

參考文獻

- 徐世勳、陸怡蕙，2006。「作物基因轉殖技術服務平台之建置」。行政院農委會補助研究計畫。95 農科-6.1.3-糧-Z1 (19)。國立台灣大學農業經濟學系。
- 許文耀，1987。「農民採用技術創新物行爲的影響因素探討」。碩士論文，國立台灣大學農業推廣研究所。
- 潘子明，2006。「全球基因改造作物之生產現況與台灣對基因改造產品之管理」，『科技發展政策報導』。9504 期，341-365。
- 謝雨生，1990。「農家採用不同農業技術的影響因素」，『農業推廣學報』。8 期，105-146。
- Amsalu, A. and J. de Graaff, 2007. "Determinants of Adoption and Continued Use of Stone Terraces for Soil and Water Conservation in an Ethiopian Highland Watershed," *Ecological Economics*. 61: 294-302.
- Abdulai, A. and W. E. Huffman, 2005. "The Diffusion of New Agricultural Technologies: The Case of Crossbred-Technology in Tanzania," *American Journal of Agricultural Economics*. 87: 645-659.
- Bartel, A. and F. Lichtenberg, 1987. "The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technologies," *Review of Economics and Statistics*. 69: 1-11.
- Baarenklau, K. A., 2005. "Toward an Understanding of Technology Adoption: Risk, Learning, and Neighborhood Effects," *Land Economics*. 81: 1-19.
- Baarenklau, K. A. and K. C. Knapp, 2007. "Dynamics of Agricultural Technology Adoption: Age Structure, Reversibility, and Uncertainty," *American Journal of Agricultural Economics*. 89: 190-201.
- Besley, T. and A. Case, 1993. "Modeling Technology Adoption in Developing Countries," *American Economic Review*. 83: 396-402.
- Breustedt, G., J. Muller-SchneeBel, and U. Latacz-Lohmann, 2008. "Forecasting the Adoption of GM Oilseed Rape: Evidence from a Discrete Choice Experiment in Germany," *Journal of Agricultural Economics*. 59: 237-256.

- Cameron, L. A., 1999. "The Importance of Learning in the Adoption of High-Yielding Variety Seeds," *American Journal of Agricultural Economics*. 81(1): 83-94.
- Chander, P. and S. M. Thangavelu, 2004. "Technology Adoption, Education and Immigration Policy," *Journal of Development Economics*. 75: 79-94.
- Chao, J. C. and N. R. Swanson, 2005. "Consistent Estimation with a Large Number of Weak Instruments," *Econometrica*. 73: 1673-1692.
- Daberkow, S., J. Fernandez-Cornejo, and P. James, 2003. "Factors Affecting the Likelihood of Corn Rootworm Bt Seed Adoption," *AgBioForum*. 6: 79-86.
- Daberkow, S. G. and W. D. McBride, 2003. "Farm and Operator Characteristics Affecting the Awareness and Adoption of Precision Agriculture Technologies in the US," *Precision Agriculture*. 4: 163-177.
- Daberkow, S., J. Fernandez-Cornejo, and D. M. William, 2001. "Decomposing the Size Effect on the Adoption of Innovations: Agrobiotechnology and Precision Agriculture," *AgBioForum*. 4: 124-136.
- Diederer, P., H. Van Meijl, and W. Arjan, 2002. "Modernisation in Agriculture: What Makes a Farmer Adopt an Innovation?," *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology*. 2: 328-342.
- Diederer, P., H. Van Meijl, A. Wolters, and K. Bijak, 2003. "Innovation Adoption in Agriculture: Innovators, Early Adopters and Laggards," *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*. 67: 29-50.
- El-Osta, H. S. and M. J. Morehart, 1999. "Technology Adoption Decisions in Dairy Production and the Role of Herd Expansion," *Agricultural and Resource Economics Review*. 28: 84-95.
- Fabiani, S., F. Schivardi, and T. Sandro, 2005. "ICT Adoption in Italian Manufacturing Firm-Level Evidence," *Industrial and Corporate Change*. 14: 225-249.
- Feder, G., 1980. "Farm Size, Risk Aversion and the Adoption of New Technology under Uncertainty," *Oxford Economic Papers*. 32: 263-283.
- Feder, G., R. E. Just, and Z. David, 1985. "Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries: A Survey," *Economic Development and Cultural Change*. 33: 255-98.
- Feder, G. and D. L. Umali, 1993. "The Adoption of Agricultural Innovations: A Review,"

- Technological Forecasting and Social Change*. 43: 215-239.
- Fernandez-Cornejo, J. and W. D. McBride, 2002. "Adoption of Bioengineered Crops," Washington, DC: United States Department of Agriculture, Agricultural Economic Report Number 810. Economic Research Service.
- Fuglie, K. O. and C. A. Kascak, 2001. "Adoption and Diffusion of Natural-Resource-Conserving Agricultural Technology," *Review of Agricultural Economics*. 23: 386-403.
- Foster, A. D. and M. R. Rosenzweig, 1995. "Learning by Doing and Learning from Others: Human Capital and Technical Change in Agriculture," *Journal of Political Economy*. 103: 1176-1209.
- Genius, M., C. J. Pantzios, and V. Tzouvelekas, 2006. "Information Acquisition and Adoption of Organic Farming Practices," *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 31: 93-113.
- Gervais, J. P., R. Lambert, and F. Boutin-Duffrense, 2001. "On the Demand for Information Services: An Application to Lowbush Blueberry Producers in Eastern Canada," *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 49: 217-232.
- Goldin, C. and L. Katz, 1996. "Technology, Skill, and the Wage Structure: Insights from the Past," *American Economic Review*. 86: 252-257.
- Greene, W. H., 2003. *Econometric analysis*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall Press. pp. 667-668.
- 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: 85-134.
- Hayami, Y. and V. W. Ruttan, 1985. *Agricultural Development*, Baltimore, MD: The John Hopkins University Press. p. 6.
- Hoffmann, V., K. Probst, and A. Christinck, 2007. "Farmers and Researchers: How Can Collaborative Advantages be Created in Participatory Research and Technology Development?" *Agriculture and Human Values*. 24: 355-368.
- Hubbell, B. J., M. C. Marra, and G. A. Carlson, 2000. "Estimating the Demand for a New Technology: Bt Cotton and Insecticide Policies," *American Journal of Agricultural Economics*. 82: 118-132.

- Knight, J., S. Weir, and W. Tassew, 2003. "The Role of Education in Facilitating Risk-Taking and Innovation in Agriculture," *The Journal of Development Studies*. 39: 1-12.
- Koundouri, P., C. Nauges, and T. Vangelis, 2006. "Technology Adoption under Production Uncertainty: Theory and Application to Irrigation Technology," *American Journal of Agricultural Economics*. 88: 657-670.
- Krusell, P., L. E. Ohanian, J. V. Rios-Rull, and G. L. Violante, 2000. "Capital– Skill Complementarity and Inequality: a Macroeconomic Analysis," *Econometrica*. 68:1029- 1053.
- Maddala, G. S., 1983. *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. New York: Cambridge University Press.
- Marra, M. C., B. J. Hubbell, and G. A. Carlson, 2001. "Information Quality, Technology Depreciation, and Bt Cotton Adoption in the Southeast," *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 26: 158-175.
- Nassa, S., J. A. Nianogo, S. Sanou, and S. Jacques, 2002. "Soil Fertility Management and Socio-Economic Factors in Crop-Livestock Systems in Burkina Faso: A Case Study of Composting Technology," *Ecological Economics*. 43: 176-183.
- Pavlova, A., 2001. "Adjustment Costs, Learning-by-Doing, and Technology Adoption under Uncertainty," Massachusetts Institute of Technology (MIT), Sloan School of Management, Working papers: 4369-01.
- Perrin, R. and D. Winkelmann, 1976. "Impediment to Technical Progress on Small versus Large Farms," *American Journal of Agricultural Economics*. 58: 888-894.
- Putler, D. S. and D. Zilberman, 1984. "Computer Use in Agriculture: Evidence from Tulare County, California," *American Journal of Agricultural Economics*. 70: 790-802.
- Qaim, M. and A. de Janvry, 2003. "Genetically Modified Crops, Corporate Pricing Strategies, and Farmer's Adoption: The Case of Bt Cotton in Argentina," *American Journal of Agricultural Economics*. 85: 814-828.
- Rahm, M. and W. Huffman, 1984. "The Adoption of Reduced Tillage: The Role of Human Capital and Other Variables," *American Journal of Agricultural Economics*. 66: 405-413.
- Rivers, D. and Q. H. Vuong, 1988. "Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models," *Journal of Econometrics*. 39: 347-366.

- Schumpeter, J. A., 1947. "The Creative Responses in Economic History," *The Journal of Economic History*. 7: 149-159.
- Sunding, D. and D. Zilberman, 2001. "The Agricultural Innovation Process: Research and Technology Adoption in a Changing Agricultural Sector," In *Handbook of Agricultural Economics*. Edited by B. L. Gardner and G. Rausser. New York: Elsevier. pp. 208-250.
- Useche, P., B. L. Barham, and J. D. Foltz, 2009. "Integrating Technology Traits and Producer Heterogeneity: A Mixed-Multinomial Model of Genetically Modified Corn Adoption," *American Journal of Agricultural Economics*. 91: 444-461.
- Weaver, R., 2005. "Ex Post Evidence on Adoption of Transgenic Crops: US Soybeans," In *Environmental Costs and Benefits of Transgenic Crops*. Edited by J. H. H. Wesseler. Dordrecht: Springer. pp.125-141.
- Welch, F., 1970. "Education in Production." *Journal of Political Economics*. 8: 35-59.
- Wooldridge, J. M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: the MIT Press.
- Wozniak, G. D., 1993. "Joint Information Acquisition and New Technology Adoption: Late versus Early Adoption," *Review of Economics and Statistics*. 75: 438-445.

附 錄

附表 1 基因轉殖香蕉作物應具備優點之相關係數矩陣

香蕉基轉作物應 具備的優點	可抗病	可抗蟲害	可提高營養價值	可增加作物風味
可抗病	1.0000			
可抗蟲害	0.8673	1.0000		
可提高營養價值	0.5507	0.6172	1.0000	
可增加作物風味	0.5075	0.5776	0.9213	1.0000

資料來源：本研究。

數學附錄：子空間機率 (Cell Probabilities)

基於以下設定：

$$y_i = \begin{cases} 0, \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki} - v_i < 0 \\ 1, \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki} - v_i \geq 0 \end{cases}$$

$$I_{1i} = \begin{cases} 0, \beta'_1 x_{1i} - \varepsilon_{1i} < 0 \\ 1, \beta'_1 x_{1i} - \varepsilon_{1i} \geq 0 \end{cases}$$

$$I_{2i} = \begin{cases} 0, \beta'_2 x_{2i} - \varepsilon_{2i} < 0 \\ 1, \beta'_2 x_{2i} - \varepsilon_{2i} \geq 0 \end{cases}$$

$$I_{3i} = \begin{cases} 0, \beta'_3 x_{3i} - \varepsilon_{3i} < 0 \\ 1, \beta'_3 x_{3i} - \varepsilon_{3i} \geq 0 \end{cases}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(v) & \text{cov}(v, \varepsilon_1) & \cdots & \text{cov}(v, \varepsilon_3) \\ \text{cov}(\varepsilon_1, v) & \text{var}(\varepsilon_1) & \cdots & \text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(\varepsilon_3, v) & \text{cov}(\varepsilon_3, \varepsilon_1) & \cdots & \text{var}(\varepsilon_3) \end{bmatrix}$$

其中， $\text{var}(v) = \text{var}(\varepsilon_1) = \text{var}(\varepsilon_2) = \text{var}(\varepsilon_3) = 1$

(一) 當 $i \in C_1$

$$\begin{aligned} & P(y_i = 1, I_{1i} = 1, I_{2i} = 1, I_{3i} = 1) \\ &= P(\zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki} - v_i \geq 0, \beta'_1 x_{1i} - \varepsilon_{1i} \geq 0, \beta'_2 x_{2i} - \varepsilon_{2i} \geq 0, \beta'_3 x_{3i} - \varepsilon_{3i} \geq 0) \\ &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right) \\ &= \int \int \int \int_{C_1} \phi_4(v, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) dv d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3 \\ & C_1 = \left\{ (v_i, \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}, \varepsilon_{3i}) \left| v \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i} \right. \right\} \end{aligned}$$

其中 Φ_4 為四維標準常態累積機率密度函數， ϕ_4 為四維標準常態機率密度函數。

(二) 當 $i \in C_2$

$$\begin{aligned} & P(i \in C_2; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\ &= P(y_i = 1, I_{1i} = 1, I_{2i} = 1, I_{3i} = 0) \\ &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right) \end{aligned}$$

(三) 當 $i \in C_3$

$$\begin{aligned} & P(i \in C_3; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\ &= P(y_i = 1, I_{1i} = 1, I_{2i} = 0, I_{3i} = 1) \\ &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right) \end{aligned}$$

(四) 當 $i \in C_4$

$$\begin{aligned} & P(i \in C_4; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\ &= P(y_i = 1, I_{1i} = 1, I_{2i} = 0, I_{3i} = 0) \\ &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right) \end{aligned}$$

(五) 當 $i \in C_5$

$$\begin{aligned} & P(i \in C_5; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\ &= P(y_i = 1, I_{1i} = 0, I_{2i} = 1, I_{3i} = 1) \\ &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right) \end{aligned}$$

(六) 當 $i \in C_6$

$$\begin{aligned}
& P(i \in C_6; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
&= P(y_i = 1, I_{1i} = 0, I_{2i} = 1, I_{3i} = 0) \\
&= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
\end{aligned}$$

(七) 當 $i \in C_7$

$$\begin{aligned}
& P(i \in C_7; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
&= P(y_i = 1, I_{1i} = 0, I_{2i} = 0, I_{3i} = 1) \\
&= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
\end{aligned}$$

(八) 當 $i \in C_8$

$$\begin{aligned}
& P(i \in C_8; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
&= P(y_i = 1, I_{1i} = 0, I_{2i} = 0, I_{3i} = 0) \\
&= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
\end{aligned}$$

(九) 當 $i \in C_9$

$$\begin{aligned}
& P(i \in C_9; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
&= P(y_i = 0, I_{1i} = 1, I_{2i} = 1, I_{3i} = 1) \\
&= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
\end{aligned}$$

(十) 當 $i \in C_{10}$

$$\begin{aligned}
 & P(i \in C_{10}; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
 &= P(y_i = 0, I_{1i} = 1, I_{2i} = 1, I_{3i} = 0) \\
 &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
 \end{aligned}$$

(十一) 當 $i \in C_{11}$

$$\begin{aligned}
 & P(i \in C_{11}; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
 &= P(y_i = 0, I_{1i} = 1, I_{2i} = 0, I_{3i} = 1) \\
 &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
 \end{aligned}$$

(十二) 當 $i \in C_{12}$

$$\begin{aligned}
 & P(i \in C_{12}; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
 &= P(y_i = 0, I_{1i} = 1, I_{2i} = 0, I_{3i} = 0) \\
 &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
 \end{aligned}$$

(十三) 當 $i \in C_{13}$

$$\begin{aligned}
 & P(i \in C_{13}; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
 &= P(y_i = 0, I_{1i} = 0, I_{2i} = 1, I_{3i} = 1) \\
 &= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
 \end{aligned}$$

(十四) 當 $i \in C_{14}$

$$\begin{aligned}
& P(i \in C_{14}; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
&= P(y_i = 0, I_{1i} = 0, I_{2i} = 1, I_{3i} = 0) \\
&= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
\end{aligned}$$

(十五) 當 $i \in C_{15}$

$$\begin{aligned}
& P(i \in C_{15}; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
&= P(y_i = 0, I_{1i} = 0, I_{2i} = 0, I_{3i} = 1) \\
&= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
\end{aligned}$$

(十六) 當 $i \in C_{16}$

$$\begin{aligned}
& P(i \in C_{16}; \zeta, \gamma, \alpha, \beta, \Sigma) \\
&= P(y_i = 0, I_{1i} = 0, I_{2i} = 0, I_{3i} = 0) \\
&= \Phi_4 \left(v_i \leq \zeta' s_i + \gamma' z_i + \sum_k \alpha_k I_{ki}, \varepsilon_{1i} \leq \beta'_1 x_{1i}, \varepsilon_{2i} \leq \beta'_2 x_{2i}, \varepsilon_{3i} \leq \beta'_3 x_{3i}; \Sigma \right)
\end{aligned}$$

Determinants of Biotechnology Adoption: The Case of Genetically-Modified Seeds in Taiwan

Yir-Hueih Luh^{*}, Fung-Mey Huang^{**}, Jhung-Shian Chang^{***},
and Yu-Ning Chien^{****}

This study presents an integrated analysis of the effects of knowledge accumulation, information acquisition, as well as technology/product attributes on farmers' adoption of genetically-modified (GM) banana seeds in Taiwan. It is found that information acquired through social network such as media, internet and friends provides a positive incentive to producers' adoption of the GM seeds. Consistent with literature on technology adoption, education enhancing producers' managerial ability increases the probability of adoption of GM seeds; however, the effect of farming experience on the adoption probability does not work in a decisive direction. Our results suggest younger and less experienced farmers are more long-term-planning oriented and thus incline to adopting GM technology. Finally, the disease-resistant technology trait and flavor-enriching product attribute of GM bananas are also found to be important determinants that might impact the adoption rate of GM seeds in Taiwan.

Keywords: Knowledge Accumulation, Information Acquisition, Technology Adoption, Genetically-modified Seeds

^{*} Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

^{**} Associate Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University. (Corresponding Author)

^{***} Ph.D. Candidate, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

^{****} Ph.D. Student, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

This research was partly supported by the National Science Council of the Republic of China (Project number: NSC97-2410-H-002-015, NSC96-2815-C-002-075-H). The authors are grateful to the funding from the National Science Council.