

私有地主參與造林獎勵政策之決策行為分析

林國慶*、柳婉郁**

平地景觀造林政策自 2001 年 8 月 31 日經行政院核定實施，由 2002 年 1 月 1 日開始執行，政策執行至 2007 年 12 月 31 日結束。平地景觀造林之政策美意頗受好評，但在實際執行過程中仍有許多困難，如專業造林技術不足、私有地主參與意願不高、獎勵金不足等，皆為未來繼續推動造林政策之隱憂。本研究選擇屏東縣為抽樣地區，從參加平地景觀造林與未參加平地景觀造林農民的樣本中，分析私有地主對於獎勵造林政策之看法，以及地主實際參加與否與農地及地主特性之關聯性，以了解平地景觀造林政策對於個人選擇造林之決策的誘因效果。影響私有地主參與造林政策機率之可能因素包括地主特性、農地特性與政策因素。根據本研究之結果顯示，在地主特性中，地主之年紀與家庭年所得與參與機率有顯著正相關，與教育程度有顯著負相關，即較年長、家庭所得較高、教育程度較低之地主，其參加機率較高；在農地特性中，參與造林政策機率與農地面積有顯著正相關，與農地價格及農地坵塊數有顯著負相關，顯示農地面積較大之地主，價格較低之農地，以及農地坵塊數較少之地主，參加平地景觀造林政策之機率較高。現在政府實施類似的綠色造林政策，目前尚無文獻對於現行綠色造林政策進行成效分析，然根據本研究實地瞭解與訪談得知，在高額造林獎勵金之下，休耕農地推動此政策仍有所困難，農民對於政策仍持續觀望與質疑。本研究與前人文獻不同處在於問卷分析對象為實際上已參加與未參加平地景觀造林政策之農地地主，而非調查未參加地主造林意願高低，因此更能瞭解其已參加平地景觀造林政策地主之影響決策因素與政策誘因效果，在實證結果上期能提供我國政府目前推動綠色造林政策之參考。

關鍵詞：林業政策、決策行為、造林獎勵、平地景觀造林

* 國立台灣大學農業經濟學系專任教授。

** 真理大學自然資源應用學系助理教授。本文之通訊作者。
本文初稿承蒙兩位匿名評審提供諸多寶貴意見，特此致謝。

I、前言

政府爲了國土保安、水土保持與環境綠化等目的，加上造林又必須經過長時間才能收穫，且私有地主籌措此長期投資之資金不易，因此世界各國普遍訂有造林貸款辦法與造林補貼機制。相關獎勵政策包含免費提供種苗、造林貸款優惠、租稅優惠以及提供造林獎勵金等（註 1）。私有地主具有決定是否參與造林的權利，地主會選擇對其最有利的方式來利用土地。一般而言，在平原地區之農地作爲農業用途之收益高於林業用途。獎勵農地造林爲世界林業政策的主要趨勢之一，在目前的林業發展政策上扮演重要的角色。就台灣而言，保育森林之生態意識抬頭，在人民生活水準提昇之下，對於森林的需求日增；然而台灣在過去之農地政策中偏重於農地之農業生產功能，農地多用於農業生產，平地森林十分缺乏，再加上農地休耕面積逐年增加，農地利用效率偏低，因此平地景觀造林政策若能將部分農地予以造林，將能提昇農地之利用效率（林國慶、王亞男，2003、2004）。

政府從 1951 年即開始推行造林獎勵政策，來提高人民參與造林之意願。台灣省政府爲獎勵已淪荒廢之保安林地造林，於 1951 年公布「台灣省營造保安林獎勵辦法及施行細則」，以免納租金、主副林產物之收入免稅，獎勵民間投資營造保安林。政府當時爲推廣民營造林，訂有「私有林實施要點」與「私有林造林獎勵實施細則」等辦法；至 1974 年，政府訂定「台灣省造林貸款基金收支保管及運用辦法」；在 1983 年，政府爲培育森林資源，加強輔導私人造林，特訂定「台灣省獎勵私人造林實施要點」，每公頃提供獎勵金額爲 1,200 元；在 1991 年政府修正「台灣省獎勵私人造林實施要點」，並訂定「獎勵農地造林要點」，輔導邊際農地進行造林，以合理利用土地資源，獎勵金額增加爲每公頃 3.2 萬元。1994 年再次修正，將獎勵金提高至每公頃 15 萬元。1996 年八月賀伯颱風侵襲台灣，對台灣造成重大傷

害。政府爲了恢復林地水土保持的功能，推動「全民造林運動」以達成綠化造林與涵養水源之目標。造林獎勵金提高爲每公頃 20 年共計 53 萬元；在 2001 年 8 月，爲因應加入世界貿易組織之國際農產貿易自由化所帶來的衝擊，政府提高休耕給付，增加休耕面積，減少稻米產量，以達到稻米供需平衡，穩定稻米市場，穩定稻農收入之目標。爲有效利用休耕農地，政府決定將部分農地轉作造林，以增加平地之森林面積。政府於 2001 年 8 月 31 日核定實施平地景觀造林政策（註 2），並於 2002 年 1 月 1 日開始執行，至 2007 年 12 月 31 日止政策結束。政府提供造林獎勵金與直接給付，每公頃 20 年共計 161 萬元，獎勵對象以一般農業區之邊際農地爲主（林國慶、王亞男，2004）。

至 2007 年底，平地造林政策共實施六年，實際造林面積爲 8,919.18 公頃，其中台糖公司造林 7,960 公頃（其中公共服務面積爲 2,450.83 公頃），佔總平地造林面積之 86.22%；而農民於私有農地執行之造林面積爲 869.18 公頃，佔總平地造林面積之 9.75%；國公有地執行之平地造林面積爲 90 公頃，佔總平地造林面積之 1.01%（註 3）。整體而言，雖然平地景觀造林之政策美意頗受好評，但在實際執行過程中仍有許多困難，如農民參與平地造林之比率不高，參與平地造林之農地大多屬台糖公司，有違政府當初制訂政策之美意。根據林國慶與王亞男（2004），在私有農地執行率偏低之原因包括專業造林技術不足、私有地主參與意願不高、獎勵金不足等因素。政府於 2009 年開始執行綠色造林計畫，將私有農地之造林獎勵金由 20 年 161 萬元提昇爲 20 年 240 萬元，並降低造林地之面積限制，以提昇私有農地地主參與平地造林之誘因。由政府決定繼續推動平地造林，顯見對平地造林之重視，因此爲提升農民參與平地造林之誘因，有必要對於私有地主參與造林獎勵政策之決策行為進行分析，此爲政府亟需重視之課題。

表 1 台灣平地景觀造林政策之造林面積 (2002-2007 年)

單位：公頃

年 份	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	合計
私有農地(NIPF) ¹	227.60	132.08	174.83	145.10	124.40	65.17	869.18
台糖公司(IPF) ¹	1,361.40	3,940.09	1,150.00	877.00	263.63	367.88	7,960.00
國公有地 ²	0.00	0.00	0.00	0.00	72.89 ¹	17.00	90.00
總 計	1,589.00	4,072.17	1,324.83	1,022.10	460.92	450.05	8,919.18

資料來源：根據行政院農業委員會林務局提供 (2008) 整理而得。

註 1：NIPF 為 Nonindustrial Private Forest，IPF 為 Industrial Private Forest。

註 2：此造林地乃為內政部營建署的土地，故屬於國公有地，由台東林管處負責造林業務。

國外文獻指出，私有地主在土地使用之決策上僅能達到私人利潤極大之目標，一般沒有達到土地生產潛能與效率，或社會福利極大，因此，需藉公共政策之介入來使私有地主之土地利用決策達到社會福利極大（註 4）。公共政策之主要目的為使私人目標與社會目標達成一致（Hardie & Parks，1991；Zhang & Flick，2001）。如表 2，許多研究顯示，政府若實施各種獎勵補貼政策與相關技術指導，對於地主造林之參與誘因有正面影響；然而若政府對於造林政策規範越多，則對於地主參與造林政策之誘因有負面影響。

根據 Hardie 與 Parks (1991) 指出，成本分擔政策與技術指導之提供對於私有地主之造林決策有顯著的正面影響。該文也針對技術指導之提供與成本分擔政策進行交叉效果之分析，結果顯示成本分擔政策之效果顯著高於技術指導之提供。Cubbage (2003) 提出政府執行公共政策或提供技術指導將會提升林主之造林收益以及提升林地管理之品質。另外亦有許多文獻分析造林計畫的參與行為，主要探討對象以成本分擔政策為主。例如 English *et al.* (1997) 發現，所得越高以及造林成本越低將會提升參與造林獎勵政策之機率；Nagubadi *et al.* (1996) 之研究顯示年紀越大、土地面積越大皆會提升參與造林之機率；然而 Stevens *et al.* (1999) 之研究亦顯示年紀越大將會減少

參與造林之機率，但是所得增加將會提升造林之機率；Megalos（2000）及 Lorenzo 與 Beard（1996）表示地主所持有的土地面積較大及職業為非農民者參與造林之機率較高。Esseks 與 Moulton（2000）對於私有地主（NIPF）參加造林管理計畫（Forest Stewardship Program，以下簡稱 FSP）與造林管理獎勵計畫（Stewardship Incentives Program，以下簡稱 SIP）進行分析，此兩項計畫均列為森林土地強化計畫（Forest Land Enhancement Program）中之系列計畫，此系列計畫包括農地造林（Afforestation）、再植造林（Reforestation）、林地改善（Forest Improvement）、林地管理計畫（Forest Stewardship Plan）、混農林政策（Agroforestry Policy）、土壤與水品質維護（Soil and Water Quality）以及濕地維護（Wetlands）等。其研究顯示，若政府採用提供獎勵金方式吸引地主參與造林，其政策效果相當顯著。

表 2 政府相關政策對於私有地主之造林與砍伐決策之影響

政 府 之 政 策	對決策之影響		相 關 文 獻
	對造林決策之影響	對砍伐決策之影響	
成本分擔計畫 Cost-Share Program	正面影響	正面影響	Royer（1987） Hyberg 與 Holthausen（1989） Hardie 與 Parks（1991） Megalos（2000） Zhang 與 Flick（2001）
相關技術指導 Public Technical Assistance	正面影響	正面影響	Royer（1987） Hyberg 與 Holthausen（1989） Hardie 與 Parks（1991） Zhang 與 Flick（2001）
政府法規規範 Regulation	負面影響	無相關文獻	Boyd 與 Hyde（1989） Zhang 與 Flick（2001）

資料來源：Cubbage *et al.*（2003）。

我國在 2002 年至 2007 年間執行平地景觀造林政策，執行成果並不如預期，究竟私有農地地主參與平地景觀造林政策行為之影響因素為何，實為我

國目前亟需研究之重要課題，哪些因素會影響我國私有農地地主之造林行為？關於國內造林政策之參與行為文獻中，包括曾鈺惠（1993）、陳阿興等（2002）、林國慶（2005、2008）、許惠瑜（2003）、吳俊賢等（2005）、林國慶與柳婉郁（2004、2006）、林國慶與王亞男（2004）、柳婉郁（2008）、林怡諄（2008）、顏添明等（2008）、王煒翰等（2010）等。大部分的文獻指出影響農地地主參與造林意願之因素，主要為其農地之機會成本太高、未來造林之預期收入低與存在不確定性、以及農地面積限制等。在過去的造林獎勵政策實施過程中（1991 年至 2007 年），農地面積限制必須要擁有毗連兩公頃以上或毗鄰五公頃以上之農地才可參加，被認為是一項阻礙私有地主參與造林之主要因素（林國慶，2008；林國慶、柳婉郁，2006）；亦有文獻指出（林俊成、李國忠，2005a、2005b；林俊成、李國忠、林裕仁，2000；林俊成等，2002；吳俊賢等，2005；李久先等，2007；顏添明等，2008），造林政策時間為 20 年過長，可能造成私有地主不願參與，加上農地地主年紀偏高，且受技術與習慣影響，亦不願意將土地改以造林。

根據過去的文獻顯示，對於農地地主之決策行為，大部分文獻均採用詢問地主之參與造林獎勵政策意願，進而探討未參加造林獎勵政策之地主，其參與意願高低之影響因素，此多為「決策前」之因素，而目前尚未有文獻直接針對參加與不參加造林獎勵政策之農地地主進行決策行為影響因素之分析。直接對於實際參加造林獎勵政策地主進行探討，更能客觀分析其參加造林之影響因素，亦即就「決策後」分析其參加機率之影響因子，據此，本研究之主要目的為分析我國已參加與未參加平地景觀造林政策之決策行為，以及分析影響其參與造林獎勵政策之因素，本研究之理論與實證結果將能提供我國林業部門，在制訂相關造林獎勵政策決策之參考。本研究分成四部分，除前言之外，第二節為私有地主造林決策行為之理論模型，第三節為私有地主造林決策之實證結果分析，第四節為結論與建議。

II、私有地主造林決策行為之理論模型

2.1 地主造林決策之理論模型

關於地主之土地利用決策行為，許多國外學者如 Rahm 與 Huffman (1984) 與 Nagubadi *et al.* (1996) 均曾提出地主追求效用極大化之一般性模型。本研究將其文獻中一般化模型套入在我國私有農地地主是否參與平地景觀造林政策之決策模型中進行分析，令 t 為決策行為結果，選擇參與平地造林政策為 $t=1$ ，未參與平地景觀造林政策為 $t=0$ ，則第 i 個私有地主之效用函數定義為 $U(H_{ii}, M_{ii})$ ，其中 H_{ii} 為代表地主特徵之因素，包括年紀、教育、所得及職業等； M_{ii} 為代表管理特性之因素，包括資訊來源、地主意向、現有土地利用等。

$U(H_{ii}, M_{ii})$ 效用函數之形式如下式：

$$U_{ii} = \alpha_i F_i(H_{ii}, M_{ii}) + e_{ii} \quad t=1,0 \quad i=1,2,\dots,n \quad (1)$$

此式並沒有限制為線性式 (Linear Function)，其中 U_{ii} 為隨機函數，因此當 $U_{1i} > U_{0i}$ 時，即 $U_{1i} - U_{0i} > 0$ 時，則第 i 個地主會參與平地景觀造林 ($t=1$)；其他情況時，則第 i 個地主不會參與平地景觀造林 ($t=0$)。

令 y_i^* (即 $U_{1i} - U_{0i}$) 為無法觀察之地主造林傾向變數，可觀察之地主造林決策變數 (y_i) 可表示如下：

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

其中 $y_i=1$ ，代表地主 i 會選擇參與造林計畫， $y_i=0$ 則否。因此第 i 個地主參與平地景觀造林之機率 P_i 如下：

$$\begin{aligned}
P_i &= P_r(y_i = 1) = P_r(U_{1i} > U_{0i}) \\
&= P_r[F_{1i}(\alpha_1, H_{1i}, M_{1i}) + e_{1i} > F_{0i}(\alpha_0, H_{0i}, M_{0i}) + e_{0i}] \\
&= P_r[e_{1i} - e_{0i} > F_{ii}(\alpha_0 - \alpha_1, H_{ii}, M_{ii})] \\
&= P_r[\mu_i > F_{ii}(\beta, H_{ii}, M_{ii})] \\
&= F(X_i' \beta)
\end{aligned} \tag{3}$$

上式之 P_i 為地主 i 參與平地景觀造林政策之機率， $\mu_i = e_{1i} - e_{0i}$ 為隨機干擾項 (Random Disturbance Term)， $\beta = \alpha_0 - \alpha_1$ 為預測參數之向量， X_i' 為解釋變數之向量， $F(X_i' \beta)$ 為累積分配函數。上式若無 $F(X_i' \beta)$ 之函數形式，則無法直接預測，依據 $\mu_i = e_{1i} - e_{0i}$ 之分配來決定 $F(X_i' \beta)$ 之形式。私有農地之地主根據以上決策模式來決定是否參加造林計畫，由於應變數包含參加與不參加兩者，Probit 模型與 Logistic 模型可以用來分析此類型之問題。

2.2 二分選擇模型

二分選擇模型 (Binary Choice Model) (註 5) 乃假定代表性個人要在兩項事物中選擇其一，一般線性的機率模型之迴歸形式如下：

$$\begin{aligned}
Y_i &= \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \\
Y_i &= \begin{cases} 1 & \text{if "Yes"} \\ 0 & \text{if "No"} \end{cases}
\end{aligned} \tag{4}$$

上式中的 Y_i 為二元選擇變數， X_{ji} 為自變數， ε_i 為誤差項。因為 Y_i 只代表兩個數值，即 1 與 0，因此可令 $P_i = P_r(Y_i=1)$ 與 $1 - P_i = P_r(Y_i=0)$ 來解釋 Y 的機率分配。其期望值為：

$$E(Y_i) = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_j X_{ji} = P_i \tag{5}$$

將(4)化為估計式得

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_j X_{ji} \quad (6)$$

(6)式之線性機率模型乃以 Y 的觀察值作為機率，在 $0 \leq Y_i \leq 1$ 的限制條件下估計參數 α 與 β ，根據不等式的限制條件，決定最小平方參數估計值，是一種非線性的估計方式。線性機率模型上存在模型中有些變異數不能由模型來解釋的問題。為了解決線性機率模型的問題，過去研究乃透過數值由 0 到 1 的轉換機率，即使用累積的機率函數做變數轉換，其機率分配一般形式如下式：

$$P_i = F(\alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_j X_{ji}) = F(Z_i) \quad (7)$$

使用上式來作變數轉換，則會產生限制條件的機率模型。利用不同累積機率函數來作變數轉換，將有不同的機率模型。若透過累積的對數機率函數變數轉換而成的機率模型稱為 Logistic 模型，如(8)式：

$$P_i = F(Z_i) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} \quad (8)$$

$$\log\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = Z_i, Z_i = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_j X_{ji}$$

上式中， P_i 為第 i 個私有地主參加造林之機率， α 為截距， β_j 為自變數 X_{ji} 係數。由(8)式，可估計出自變數變動一單位，則應變數之機率改變值如下：

$$\frac{\partial P}{\partial X} = \frac{\partial F(Z_i)}{\partial X} = f(Z_i) \beta_j \quad (9)$$

對於本研究以下將針對上述之理論模型進行實證分析。本研究在後續實證中將利用第(9)式之偏微分，即可得到自變數（如個人特性、農地特性與對政策看法之變數）變動一單位對於農民參與平地景觀造林政策機率之影響，此影響稱之為邊際效果（Marginal Effect）。

III、私有地主參與造林決策之實證模型與結果分析

3.1 實證模型與變數說明

國外文獻中有許多分析私有地主 (Nonindustrial Private Forest Landowner) 參與造林之決策行為 (Royer, 1987; Alig *et al.*, 1990; Hardie & Parks, 1991; Nagubadi *et al.*, 1996; Zhang & Flick, 2001; Sills & Abt, 2003)。根據 Sills 與 Abt (2003) 之實證分析, 影響私有地主參與造林之可能因素包括地主特性 (Landowner Characteristics, 以下簡稱 OC)、農地特性 (Cropland Characteristics, 以下簡稱 CC) 與地主對政策看法之因素 (Opinion on Forestry Programs, 以下簡稱 OFP)。地主特性包括性別、家庭年收入、職業、年齡、家庭人數等; 農地特性包括農地價格、農地租金、農地離市區之距離、農地面積、農地坵塊數等; 以及地主對政策看法之因素, 包括造林獎勵金額度、造林獎勵期限、毗連與毗鄰面積規定等因素。因此, 本研究以上述變數建立下列模型來檢視地主造林決策選擇:

$$PP=f[OC, CC, OFP] \quad (10)$$

根據上式, PP 為參與平地景觀造林政策與否 (若地主參與則 PP 為 1, 地主不參與, 則 PP 為 0); OC 為私有地主之特性; CC 為地主所擁有農地之特性; OFP 為地主對政策看法之因素 (註 6)。

本研究依據第(10)式列出模型中變數的定義, 如表 3, 造林決策的解釋變數分為三種類型, 包括地主特性變數 (OC)、農地特性變數 (CC) 以及地主對政策看法之變數 (OFP)。地主特性變數包括性別、年齡、教育程度、職業、家庭收入、家庭人數等六個變項。農地特性變數包括農地總經營面積、農地地租 (註 7)、農地地價 (註 8)、農地離鄉鎮公所距離、農地離縣

政府距離（註 9）、農地丘塊數（註 10）等六個變項。最後關於地主對政策看法之變數，包括地主認為造林政策毗鄰與毗連面積規定是否合理、地主認為造林獎勵金規定是否合理；地主認為契約時間規定是否合理（例如參加平地景觀造林使未來的土地失去彈性、參加平地景觀造林可能會降低農地變更使用的機會、或是不清楚 20 年後之造林木的價值等）。

表 3 模型中使用變數之說明

變數類型	變數名稱	變數說明	預期方向
決策應變數 (PP)	參加獎勵造林與否	參加為 1，未參加為 0	
個人特性變數 (OC)	性別 (SEX)	男性為 1，女性為 0	+
	年齡 (AGE)	地主之年齡 (年)	+
	教育程度 (EDU)	國中以下為 0，高中職以上為 1	?
	職業 (OCC)	農業為 1，非農業為 0	+
	家庭年收入 (INC)	地主之家庭年收入 (萬元/年)	+
農地特性變數 (CC)	家庭人數 (POP)	地主之家庭人數 (人)	?
	農地面積 (ALAND)	地主之農場總經營面積 (分)	+
	農地地租 (RLAND)	地主之農地地租 (萬元/公頃/年)	-
	農地地價 (PLAND)	地主之農地地價 (萬元/公頃)	-
	農地離縣政府距離 (LOCA1)	地主之農地離縣政府之距離 (公里)	+
	農地離鄉公所距離 (LOCA2)	地主之農地離鄉公所之距離 (公里)	+
	擁有農地丘塊數 (NLAND)	地主之農地丘塊數 (個)	-
對政策看法變數 (OFP)	獎勵造林規範 (REG)	地主對於農地面積需符合毗鄰毗連規定認為合理者為 1，否則為 0	+
	獎勵造林期限 (YSUB)	地主認為平地景觀造林規定造林期限為 20 年合理者為 1，否則為 0	+
	獎勵造林金 (ASUB)	地主認為平地景觀造林給付之獎勵金合理為 1，否則為 0	+

資料來源：本研究。

3.2 抽樣範圍與資料來源

根據前述之表 1，台灣平地造林政策之執行成果中，農民於私有農地造林之面積為 869.18 公頃，佔總平地造林面積之 9.75%。其中屏東縣為台灣西部地區中造林面積最大之縣市，在 2002 年至 2007 年之六年間共造林 294 公頃，且每年均有私有地主參與平地造林，為台灣西部區域中唯一六年均有參加平地景觀造林政策之地區。故本研究以屏東縣為例，進行問卷抽樣調查，以分析參加與不參加平地景觀造林政策農民之決策行為。

問卷對象包括參加平地景觀造林與未參加平地景觀造林之農民。屏東縣共 33 個鄉鎮，本研究由此 33 個鄉鎮中以亂數隨機抽樣抽取 11 個鄉鎮，包括屏東鄉、麟洛鄉、九如鄉、高樹鄉、萬巒鄉、內埔鄉、新埤鄉、枋寮鄉、新園鄉、崁頂鄉、林邊鄉。本研究透過內政部主計處之幫忙，取得屏東縣一般農業區地主之資料，再從此 11 個鄉鎮中，依據其一般農業區之面積大小決定各鄉鎮之抽樣數，這些抽樣資料均為位於一般農業區內之農地，包括屏東市 38 份、麟洛鄉 15 份、九如鄉 21 份、高樹鄉 115 份、萬巒鄉 74 份、內埔鄉 57 份、新埤鄉 43 份、枋寮鄉 71 份、新園鄉 16 份、崁頂鄉 15 份、林邊鄉 16 份，總抽樣數共計 481 份，有效樣本數為 304 份。由於參加平地景觀造林政策之農民並不多，且資料取得困難，本研究透過林務局之幫忙，取得實際參加平地景觀造林政策之屏東縣農民資料，並採取普查方式，對於已參加平地景觀造林之農民進行面訪，總計共有 39 份，其鄉鎮分佈為屏東市 5 份、內埔鄉 2 份、竹田鄉 1 份、牡丹鄉 3 份、車城鄉 2 份、佳冬鄉 2 份、長治鄉 3 份、高樹鄉 5 份、新埤鄉 3 份、萬巒鄉 2 份、滿州鄉 1 份、瑪家鄉 3 份、潮州鎮 2 份、麟洛鄉 2 份、以及鹽埔鄉 3 份。

3.3 地主參與平地景觀造林政策與否之分析

地主不參加平地景觀造林政策之原因可能是不知道平地景觀造林政策，根據調查結果，這部份比例高達六成，參見表 4；而在知道該政策後仍然選擇不參加的比例也有 68.9%。在知道平地景觀造林政策卻仍選擇不參加之可能原因中，『本身的農地無法符合造林政策毗鄰與毗連之面積規定、而要與其它人共同申請參加亦不容易』的比例佔 25.0%為最高，其次為『認為參加平地景觀造林使未來的土地失去彈性』佔 20.0%，第三為『認為參加平地景觀造林可能會降低農地變更使用的機會』，佔 18.9%，其他如『不熟悉造林工作』或『不熟悉造林價值』等原因所佔比例較低。由此結果推測主要不參加平地景觀造林政策之原因在於面積規定（此政策限制在 2009 年之綠色造林政策中已經放寬）以及擔心契約期間為 20 年之限制會使得農地失去利用彈性及農地變更權益受損等原因。

表 4 目前沒有參加平地景觀造林政策之地主分析

不知道平地景觀造林政策 (60%)	知道後會參加平地景觀造林政策 (31.1%)	不參加之理由：
	知道後不會參加平地景觀造林政策 (68.9%)	1.農地不符合面積規定 (25.0%) 2.契約期 20 年土地利用失去彈性 (20.0%) 3.降低農地變更使用機會 (18.9%) 4.不熟悉 20 年後造林木價值 (13.1%) 5.對造林工作不熟悉 (11.8%) 6.造林獎勵金過低 (11.2%)
知道平地景觀造林政策仍選擇不參加 (40%)		

資料來源：本研究。

3.4 造林決策之解釋變數平均值與顯著性

解釋變數 (Independent Variables) 之平均值與標準差詳如表 5。平均而言，無論有無參加平地景觀造林政策，受訪者均以男性居多；而參加平地景觀造林之地主年紀高於未參加平地景觀造林之地主，此結果與 Ervin 與 Ervin (1982)、Korsching *et al.* (1983)、McNamara *et al.* (1991)、Nagubadi *et al.* (1995) 提出年紀較大之老年人較傾向參加造林計畫之研究結果相符。另外根據本研究之調查結果，參加平地景觀造林政策地主之教育程度顯著低於未參加地主之教育程度，此結果與 Boyd (1984)、Hammett *et al.* (1992)、Nagubadi *et al.* (1996) 提出教育程度較高者會傾向參加造林計畫並不相同。就家庭年收入而言，已參加之地主則顯著高於未參加平地景觀造林政策之地主。而在參加平地景觀造林政策之地主中，31% 之職業為農業，在未參加平地景觀造林政策之地主中，53% 之職業為農業，表示未參加平地景觀造林政策地主職業類別為農業之比例較參加者高；未參與平地景觀造林政策之地主，其家庭人數較參與平地景觀造林政策者多，但並不顯著。另一方面，參加平地景觀造林政策之地主擁有的農地面積大於未參加平地景觀造林政策之地主，此結論與 Napier *et al.* (1984)、Korsching *et al.* (1983)、McNamara *et al.* (1991)、Nagubadi *et al.* (1996) 相同。至於農民農地之年租金與農地價格，則參加與未參加平地景觀造林政策者間並無太大差異，不過未參加平地景觀造林政策者之年租金與地價之差異性較大。而參加平地景觀造林之地主所擁有之農地，距離縣政府之距離較未參加者遠，可能原因在於平地景觀造林計畫限制造林區位在一般農業區，而這些地方距離市區較特定農業區遠。而已參加平地景觀造林地主擁有之農地則顯著較為完整，未參加平地景觀造林之地主，其所擁有之農地坵塊數較多。另外，關於政策面之變數而言，參加平地景觀造林之地主較為認同當前政策之設計，而未參加平地景觀造林之地主，除多數本身之農地面積不符合毗連毗鄰之規定外，對於平地景觀造林政策之獎勵金與獎勵期限也較不認同，這部分多數受訪者希望能增加獎勵金與縮短獎勵期限。

表 5 模型中解釋變數之平均值與標準差

解釋變數	參與平地景觀造林 <i>n</i> =39		未參與平地景觀造林 <i>n</i> =304		F 值
	平均數	標準差	平均數	標準差	
SEX	0.87	0.34	0.80	0.40	1.07
AGE	56.67	10.87	55.77	12.82	0.18
EDU	0.28	0.46	0.57	0.50	11.78**
OCC	0.31	0.47	0.53	0.50	6.91**
INC	55.05	45.15	51.88	46.51	0.16
POP	4.18	1.94	4.69	2.50	1.53
ALAND	3.65	4.70	1.16	1.76	41.30**
RLAND	5.18	3.99	5.18	7.85	0.10
PLAND	592.19	416.41	566.71	690.90	0.05
LOCA1	27.86	19.15	24.88	13.87	1.45
LOCA2	4.35	1.24	4.44	6.50	0.01
NLAND	1.18	0.60	2.51	1.76	22.01**
REG	1.00	0.00	0.51	0.50	32.27**
YSUB	1.00	0.00	0.78	0.42	11.17**
ASUB	1.00	0.00	0.49	0.50	40.87**

資料來源：本研究。

註：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

3.5 造林決策行為之決策模型分析

3.5.1 造林決策模型之整體配適度分析

首先，就本研究設定 Logistic 模型之整體配適度（Goodness of Fit）而言，本研究根據學者 Hair *et al.*（1998）之建議，整體配適度檢定須同時使用數種方法，作綜合判斷較為客觀。首先透過對數概似函數（Log Likelihood Function）（註 11）來觀察，該值越大表示此迴歸模型之適合度愈

好。本研究計算出來該值為 93.715，表示模型適合度佳。其次，根據 Hosmer-Lemeshow 指標顯示（註 12），其 Hosmer-Lemeshow 之 χ^2 值為 1.074，顯著性為 0.998 並不高，顯示出本研究建立之模型整體配適度良好。再者，Nagelkerke（1991）修正 Cox 與 Snell 在 1989 年所提出的 R^2 定義，提出 Nagelkerke R^2 數值，本研究之該數值為 0.695，即表示此模型之預測能力不錯，模型之迴歸能力良好，可達 69.5%。

另外，透過模型係數的 Omnibus 檢定，可作為判斷此迴歸模型對於預測私有地主參與平地景觀造林政策是否有幫助。此檢定之虛無假設（ H_0 ）為「所推估之 Logistic 迴歸式對預測沒有幫助」，本研究檢定模式係數的 Omnibus 檢定之 χ^2 值為 148.774，顯著程度為 0.000，即表示此模型對預測參加平地景觀造林政策是有幫助。另外以本研究所建立之 Logistic 模型而言，如表 6 所示，正確預估不參與平地景觀造林之機率為 98.0%，正確預估參與平地景觀造林之機率為 71.8%，整體預估準確率為 95%，其預測效果良好。

表 6 Logistic 模型預測正確值之統計表

實際群屬 \ 預測群屬	預測群屬		
	PP=0	PP=1	總和
PP=0	296	6	302
PP=1	11	28	39
正確率（%）	98.0 %	71.8%	95.0 %

資料來源：本研究。

3.5.2 造林決策行為之實證結果分析

根據不同變數引入產生不同的估計結果，由於模型中虛擬變數較多，為求更精確之估計，將 AGE、INC、RLAND、PLAND、LOCA1、LOCA2 等取自然對數之後，將所得之值代入模型。本研究接著進行 Logistic 模型分析，

其結果如表 7。在三類因素中，以農地特性因素對於參加平地景觀造林政策機率之影響達 5% 以上顯著水準之變數較多，包括農地面積、農地價格與農地丘塊數三項變數。就本研究之實證結果顯示，若將變數符號方向與表 3 之預期方向相比較，除農地距縣政府之距離因素以及家庭人數與預期不符合外，其餘均符合預期。在地主特性中，達顯著水準之因素，包括年紀（+）、教育程度（-）、與家庭年所得（+），以及未達顯著水準之因素，包括性別（+）與職業（+），部分與過去文獻之結果相符（Cubbage, 2003）。另一方面，農地特性中，達顯著水準之因素包括農地面積（+）、農地價格（-）、與農地丘塊數（-），以及未達顯著水準之因素包括農地租金（-）與農地距鄉鎮之距離（-）均符合理論之預期方向。政策因素中，三項因素包括對造林獎勵金額度之看法（+）、對造林獎勵期限之看法（+）、對毗連與毗鄰面積規定之看法（+）均未達顯著水準，但符號與預期方向相符。

就地主特性而言，影響參加平地景觀造林與否之決策中，在百分之五之顯著水準下，年紀、教育程度、與家庭年所得之影響因素均為顯著。年紀越大，則私有地主參加平地景觀造林政策之機率越高，且年紀增加一歲，則參加平地景觀造林之機率將會增加 3.5%；此正向關係與 Nagubadi *et al.* (1996) 提出之結論相同，與 Stevens *et al.* (1999) 之結果相反；其次，本研究亦發現教育程度越高，則地主參與平地景觀造林政策之機率越低，其差異程度達 $\alpha=5\%$ 之水準，而根據本研究之估計結果顯示，教育程度由國中以下增加至高中以上時，則參加平地景觀造林之機率會下降 6.4%；而家庭年所得越高，參與平地景觀造林之機率越低，達百分之五之顯著水準，且家庭年所得增加一萬元，參加平地景觀造林之機率將增加 6.9%；此正向結果與 English *et al.* (1997) 之結論相同；Megalos (2000) 及 Lorenzo 與 Beard (1996) 之研究結果，顯示職業為非農民者，其參與造林之機率較高，本研究顯示職業變數顯著性不高，其方向不符合上述文獻之結論，然而仍印證 Binkley (1981) 以及 Dennis (1989) 所提出的私有地主之行爲決策效用模

型中之職業因子為較間接的因素。不過，整體而言，地主特性顯著影響參加平地景觀造林政策之機率。

就農地特性而言，影響參加平地景觀造林與否之因素中，農地面積、農地價格、與農地坵塊數等三個因素最為顯著，農地面積越大，則地主參與平地景觀造林政策之機率越高，且農地面積增加 0.1 公頃，則參加平地景觀造林之機率將增加 3.3%；此正向關係與 Megalos (2000) 以及 Lorenzo 與 Beard (1996) 之結論相同。另外，根據表 7 可知，農地價格越高，則地主參與平地景觀造林政策之機率越低，此符合機會成本理論的預期。研究亦顯示，在農地價格增加一萬元時，則參加平地景觀造林之機率將會減少 5.5%，顯示農地價格對於私有地主參與平地景觀造林之決策影響十分顯著。而根據表 7 亦可知，農地坵塊數越多，則地主參與平地景觀造林政策之機率越低，此與參加平地景觀造林必須毗連二公頃或毗鄰五公頃以上之規範有關，且本研究顯示，當農民之農地坵塊數增加一塊時，則參加平地景觀造林之機率將會減少 7.4%。另外本研究之結果顯示，農地距離鄉鎮或縣政府之距離因素並不顯著。

地主對政策看法之變數包括地主對於獎勵金、獎勵期限、以及獎勵政策之規範看法等，本研究結果顯示，雖然未達顯著水準，但此三個變數與參加平地景觀造林之機率間呈正向關係，此三變數均顯示，越認同政策設計者，包含對獎勵金看法、獎勵期限看法與獎勵政策規範看法，其參加平地景觀造林之機率越高，此結果符合理論預期。

表 7 Logistic 模型之分析結果

變 數	係 數	標準差	Wald 值	P 值	機率變動值
INTERCEPT	-21.38	31.16	0.16	0.693	-
OC					
SEX	0.77	0.77	1.01	0.136	0.035
ln AGE	2.23	1.36	2.70	0.012*	0.080
EDU	-1.23	0.69	3.15	0.016*	-0.064
OCC	0.50	0.58	0.75	0.187	0.017
ln_INC	0.58	0.31	3.58	0.026*	0.069
POP	-0.14	0.15	0.95	0.330	-0.063
CC					
ALAND	0.402	0.15	7.36	0.007***	0.033
ln_RLAND	-0.31	0.60	0.28	0.600	-0.056
ln_PLAND	-1.00	0.38	6.97	0.008***	-0.055
ln_LOCA1	0.37	0.39	0.90	0.343	0.051
ln_LOCA2	-0.09	0.49	0.04	0.852	-0.010
NLAND	-1.70	0.47	13.29	0.000***	-0.074
PF					
REG	9.28	42.52	0.05	0.827	0.079
YSUB	9.38	56.13	0.03	0.867	0.080
ASUB	9.66	42.34	0.05	0.820	0.079
-2 Loglikelihood	93.715				
整體模型優劣	Cox-Snell R square=0.354，Nagelkerke R square=0.695				
整體模式檢定	模式係數的 omnibus 檢定 Chi-square=148.774，顯著性為 0.000				
配適度檢定	Hosmer-Lemeshow 檢定 Chi-square=1.074，顯著性為 0.998				

資料來源：本研究。

註：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

IV、結論與建議

平地景觀造林政策自 2001 年 8 月 31 日經行政院核定實施，自 2002 年 1 月 1 日開始執行，至 2007 年 12 月 31 日結束，平地景觀造林政策共實施六年，且面積逐年減少，這六年之實際造林面積為 8,919.18 公頃，其中臺糖公司造林 7,960 公頃（其中公共服務面積為 2,450.83 公頃），佔總平地景觀造林面積之 86.22%，其目標達成率超過 100%；而私有農民執行之造林面積為 869.18 公頃，僅佔總平地景觀造林面積之 9.75%。平地景觀造林政策當初政策美意頗受好評，但在實際執行過程中遭遇許多困難，致使執行成果不如預期。專業造林技術不足、私有地主參與意願不高、獎勵金不足等問題，皆為未來繼續推動造林政策之隱憂。

過去我國有關造林之相關文獻大多以未參加造林獎勵政策之私有地主作為抽樣樣本，詢問其參與造林之意願，並統計分析影響其參與意願之因素。本研究以「已參加」與「未參加」平地景觀造林政策之地主樣本，進行統計分析，以瞭解已參加與未參加群體之差異性。本研究以私有地主參與平地景觀造林面積較多之屏東縣作為抽樣地區，針對有無參加平地景觀造林之私有地主造林決策行為，進行 Logistic 模型之實證分析，分別就參加與未參加平地景觀造林農民的樣本作比較，並分析其參加平地景觀造林與否之決策因素。影響私有地主參與平地景觀造林政策機率之因素包括地主特性、農地特性與對於政策看法等三大類因素。

根據本研究之實證結果顯示，影響私有農地地主參加平地景觀造林與否之決策中，顯著影響因素為年紀、教育程度與家庭年所得。根據研究結果，年紀越大，教育程度越低，家庭年所得越高，則參與平地景觀造林之機率高，此結果與 Nagubadi *et al.* (1996) 結果相同。就農地特性而言，影響私有農地地主參加平地景觀造林與否之因素中，其統計上顯著因素包括農地面積、農地價格與農地丘塊數三個因素。農地面積越大，農地價格越低，農地

丘塊數越少，則地主參與平地景觀造林政策之機率越高，此結果與 Megalos (2000) 及 Lorenzo 與 Beard (1996) 之結果相同。

根據本研究之實證結果，在地主特性方面，年紀、教育程度、與家庭年所得之影響因素均為顯著，年紀越大，則私有地主參加平地景觀造林政策之機率越高，且年紀每增加一歲，參加平地景觀造林之機率將會增加 3.5%；教育程度越高，則地主參與平地景觀造林政策之機率越低，且教育程度由國中以下增加至高中以上時，參加平地景觀造林之機率會下降 6.4%；而家庭年所得較高之農民參與造林機率較高，且年所得增加一萬元參加平地景觀造林之機率將增加 6.9%。另外，根據本研究之實證結果，在農地特性方面，農地面積較大、農地丘塊數較少以及農地價格較低者，參與平地景觀造林之機率較高。實證結果顯示農地丘塊數增加一塊時，則參加平地景觀造林之機率將會減少 7.47%，另外農地面積增加 0.1 公頃，則參加平地景觀造林之機率將增加 3.3%；而每公頃農地價格增加一萬元，則參加平地景觀造林之機率將會減少 5.5%。若為提升政策執行效率，有效增加造林面積，政府可以針對符合這些參加機率較高之特性交集之農地地主，多加以宣導，鼓勵該部分之農民參加平地造林政策。

過去平地景觀造林政策目標僅為七年內造林 2.5 萬公頃，實際造林面積僅達成近三分之一，而目前實施的綠色造林政策，獎勵金為平地景觀造林政策之 1.5 倍，而造林面積目標比過去平地景觀造林政策之目標更高，預計八年間造林 6 萬公頃，是平地景觀造林政策目標之 2.5 倍。根據過去政府在執行平地景觀造林政策之經驗，要完成綠色造林之政策目標，的確有其困難度。根據本研究之調查結果發現，在過去沒有參加平地景觀造林政策之農民中，不知道平地景觀造林政策者之比例為 60%，而過去知道平地景觀造林政策卻仍不參加的農民，除了主要農地面積不符合規定外，認為 20 年之契約期限過長、農地價值與木材用途不確定性之農民佔五成以上，而認為獎勵金過低的比例並不高，僅一成左右，顯示農民對於 20 年之契約期間以及農地價值會受影響有所疑慮，政府必須解決這些問題以有效提高農民參與平地景

觀造林政策之誘因。因此爲了提升私有農地地主參與造林獎勵政策之誘因，政府應更積極進行宣導，與建立相關推廣獎勵機制予以鼓勵，尤其是第一線的縣政府與鄉公所單位，更應該積極輔導與推動。

目前政府仍繼續推動在農地上造林之綠色造林獎勵政策，且造林獎勵金是歷年之最，也是世界之冠，然而推動上仍有許多困難，農民仍有許多觀望與質疑。本研究對於實際參加與未參加造林獎勵政策之地主進行分析，其所得到的造林決策行爲實證研究成果，應可做爲政府推動與改進相關造林獎勵政策之參考。

附 註

1. 根據 Nagubadi *et al.* (1996) 指出，美國政府之相關獎勵造林政策可分爲兩種，第一種爲直接給付政策，包括免稅、直接提供獎勵金以及免費技術指導等，印第安那州之獎勵造林政策即屬於此種政策；第二種爲成本分擔政策，即政府補貼私有農民參與造林之部分成本，換言之，私有農地地主造林所產生的成本包括新植造林、撫育造林與管理造林之費用的 50-75% 由政府補貼。美國許多林業政策均屬於此類政策，包括林業獎勵計畫 (Forestry Incentive Program, 以下簡稱 FIP)、管理獎勵計畫 (Stewardship Incentive Program, 以下簡稱 SIP)、農業保育計畫 (Agricultural Conservation Program, 以下簡稱 ACP) 以及保育計畫 (Conservation Reserve Program, 以下簡稱 CRP) 等 (Nagubadi *et al.*, 1996)。
2. 台灣之平地景觀造林政策之構想已醞釀許久，主要是因爲台灣平地綠資源不足，又適逢我國加入世界貿易組織 (World Trade Organization, 以下簡稱 WTO)，大量農地須持續休耕以減產，因此政府積極推動平地景觀造林政策，除了可減少休耕面積外，亦能達到美化景觀、增加碳吸存、及提昇環境品質的目的。
3. 此造林地乃爲內政部營建署的土地，故屬於國公有地，由台東林管處負責造林業務。
4. 當市場資訊不完全時，各國政府對於森林管理或是林木砍伐皆有建立相關之制度或政策。由於造林投資之作業時間較長，且具有外部成本 (水污染) 與外部效益 (碳吸存)，故政府會介入私有木材生產市場，大部分國家均有對於國有林與私有林之研究、教育輔導、補貼獎勵制度 (Cubbage & Haynes, 1988)。
5. 二元選擇的問題即爲結果只有兩種可能的問題，例如考試是否錄取、是否罹患疾病、

是否參與造林等，這些都屬於二分類變數（Binary or Dichotomous），而機率模型（Probit Model）及 LR 模型（Logit Model）皆可用來分析此種二元選擇的問題。

6. 根據 Binkley（1981）針對私有地主造林管理之實證研究，地主的特性包含地主所得、職業（主要分為農業與非農業）、居住型態（當地居民或是外來居民）、教育程度以及年紀。根據 Cubbage（2003）之研究，最重要的地主特性是「所得」，因所得越高，則造林之誘因也越高。Alig *et al.*（1990）則指出，地主特性中對於砍伐決策之影響將遠大於對於造林之決策影響。此機率隱含著地主特性對於市場直接的反應（砍伐的收入）會有更直接的影響。另外根據 Binkley（1981）以及 Dennis（1989）提出的私有地主之行為決策效用模型中，「職業」因子一般是較為間接的因素；另外 Romm *et al.*（1987）指出，長久居住之當地地主，有更高的機率選擇造林行為，而短暫居住之居民，選擇造林之機率較低。另外 Romm *et al.*（1987）亦指出，年紀較大之老人將減少投資行為，但 Zhang 與 Flick（2001）指出，年紀大小與否對於造林選擇沒有顯著相關。另外，關於農地特性方面，農地面積與參與造林之機率有顯著正相關；同樣地，林地比例越高，則參與造林之機率也越高；而長期居住之當地居民之造林機率也較高。
7. 農民不參加平地景觀造林政策，其中之原因可能為該土地之機會成本很高，因此，調查已參加與未參加造林農民之農地年租金。
8. 農民不參加平地景觀造林政策，其中之原因可能為該土地本身價格很高，因此農民在等待出售之機會，避免因為參加造林而失去土地利用彈性。因此，調查已參加與未參加造林農民之農地價格。
9. 根據屠能圈理論，土地越靠近都市，由於機會成本越高，因此被用來生產農作物之機率，比被用來生產林產物的機率高，因此本研究試圖調查未參加造林之農地，距離都市之距離，是否比已參加造林之農地更近。本研究將『市區』定義為兩種，一為該縣之縣政府，一為該鄉之鄉公所。
10. 平地景觀造林執行不佳的原因之一為台灣小農較多，農地較為零碎，符合平地景觀造林政策之資格者並不多。根據內政部統計年報，2007 年底我國農戶共計 751,338 家，而依據農業統計年報，2007 年底我國耕地面積共計 825,947 公頃，亦即平均每戶農家擁有 1.10 公頃之耕地（行政院農業委員會，2007）。為進一步瞭解台灣已參加及未參加造林農民之農地零碎程度，因此本研究設計調查農民擁有的農地共有幾個坵塊。
11. 概似函數即為在一定參數估計條件下得到該觀測結果之機率。
12. 根據 1989 年 Hosmer 與 Lemeshow 提出一種對 Logistic 模型適合度檢定的方法，稱為 Hosmer and Lemeshow 指標，其虛無假設為所求的 Logistic 迴歸式是合適的，對立假設表示 Logistic 迴歸式不合適（Hosmer & Lemeshow，1989）。

參考文獻

- 王煒翰、吳柏宏、陳正豪，2010。「農地地主對於綠色造林政策看法之研究—以臺南縣為例」。學士論文，真理大學自然資源應用學系。
- 行政院農業委員會，2007。『農業統計年報』。台北：行政院農業委員會。
- 行政院經濟建設委員會，2008。『綠色造林計畫草案』。台北：行政院經濟建設委員會。
- 行政院農業委員會林務局，2008。『愛臺 12 建設-綠色造林計畫草案』。臺北：行政院農業委員會林務局。
- 李久先、顏添明、許哲維，2007。「私有林主對於造林獎勵政策認知及政策態度之探討--以臺中縣為例」，『林業研究季刊』。29 卷 4 期，43-53。
- 吳俊賢、陳溢宏、林俊成、許秋雁，2005。「私有林農對國土復育策略方案暨行動計畫之意向分析--以南投縣為例」，『國立臺灣大學生物資源暨農學院實驗林研究報告』。19: 301-314。
- 林怡諄，2008。「農地地主參與造林獎勵政策之決策行為分析」。碩士論文，國立臺灣大學農業經濟研究所。
- 林俊成、李國忠，2005a。「都市森林對二氧化碳減量的貢獻」，『臺灣林業』。31 卷 4 期，11-14。
- 林俊成、李國忠，2005b。「京都議定書生效後之森林資源碳吸存策略」，『臺灣林業』。31 卷 3 期，12-19。
- 林俊成、李國忠、林裕仁，2000。「森林收穫與林產品使用之二氧化碳流動與貯存效果初步分析」，『中華林學季刊』。33 卷，53-64。
- 林俊成、鄭美如、劉淑芬、李國忠，2002。「全民造林運動二氧化碳吸存潛力之經濟效益評估」。『台灣林業科學』。17 卷 3 期，311-321。
- 林國慶，2005。「京都議定書與平地景觀造林政策之研究」。行政院農業委員會林務局委託研究計畫。94-00-5-01。國立臺灣大學農業經濟研究所。
- 林國慶，2008。「因應國際溫室氣體減量臺灣森林資源經營管理政策之調整(III)」。行政院農業委員會委託研究計畫。97 農科-7.2.1-務-e1 (2)。國立臺灣大學農業經濟研究所。

- 林國慶、王亞男，2003。「平地景觀造林政策評估及林木生長等監測分析」。行政院農業委員會林務局委託研究計畫。92-00-5-10。國立台灣大學農業經濟研究所。
- 林國慶、王亞男，2004。「平地景觀造林政策評估」。行政院農業委員會林務局委託研究計畫。93-00-5-09。國立台灣大學農業經濟研究所。
- 林國慶、柳婉郁，2004。「平地造林政策之執行成果與實證分析」，發表於臺灣農村經濟學會年會暨學術研討會。臺北：國立臺灣大學。12月18日。
- 林國慶、柳婉郁，2006。「私有地主參與平地造林政策之行爲分析」，發表於2006年臺灣經濟學會與北美華人經濟學會2006年聯合年會。臺北：國立政治大學。12月11日。
- 柳婉郁，2008。「地主參與碳匯方案與機制之經濟分析」。博士論文，國立臺灣大學生物資源暨農學院農業經濟學系。
- 許惠瑜，2003。「平地景觀造林計畫之研究」。碩士論文，中興大學森林學研究所。
- 陳阿興、蕭英倫、李建霖、何湘梅，2002。「91年平地景觀造林之執行現況及問題分析」，發表於臺灣之造林現況與展望研討會。臺北：臺灣大學。11月21日。
- 曾鈺惠，1993。「臺灣地區農地造林政策與經濟效益分析」。碩士論文，國立臺灣大學森林學研究所。
- 顏添明、李久先、許哲維，2008。「私有林主之參與經驗與造林獎勵政策關係之探討--以臺中縣為例」，《林業研究季刊》。30卷3期，53-63。
- Alig, R. J., K. J. Lee, and R. J. Moulton, 1990. "Likelihood of Timber Management on Nonindustrial Private Forests: Evidence from Research Studies," General Technical Report SE-60. U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Southeastern Forest Experiment Station, Asheville, North Carolina.
- Binkley, C. S., 1981. "Timber Supply from Nonindustrial Forests," Bulletin No. 92, New Haven, CT: Yale University School of Forestry and Environmental Studies.
- Boyd, R., 1984. "Government Support of Nonindustrial Production: The Case of Private Forests," *Southern Economic Journal*. 51: 89-107.
- Boyd, R. and W. Hyde, 1989. *Forestry Sector Intervention: The Impacts of Public Regulation on Social Welfare*. Iowa City: Iowa State University Press, Ames, IA.
- Cubbage, F. W., 2003. "The Value of Foresters," *Forest Landowner*. 62(1): 16-19.
- Cubbage, F. W. and R. W. Haynes, 1988. "Evaluation of the Effectiveness of the Market Responses to Timber Scarcity Problems," Marketing Research Report No. 1149. U.S.D.A. Forest Service, Washington, 171-179.

- Dennis, D. F., 1989. "An Economic Analysis of Harvest Behavior: Integrating Forest and Ownership Characteristics," *Forest Science*. 35(4): 1088-1104.
- English, B. C., C. D. Bell, G. R. Wells, and R. K. Roberts, 1997. "Stewardship Incentives in Forestry: Participation Factors in Tennessee," *The Southern Journal of Applied Forestry*. 21(1): 5-10.
- Ervin, C. A., and D. E. Ervin, 1982. "Factors Affecting the Use of Soil Conservation Practices: Hypotheses, Evidence, and Policy Implications," *Land Economics*. 58: 277-292.
- Esseks, J. D. and R. J. Moulton, 2000. "Evaluating the Forest Stewardship Program through A National Survey of Participating Forestland Owners," Report prepared for USDA Forest Service. The Center for Governmental Studies, Social Science Research Institute at Northern Illinois University: DeKalb, IL.
- Hammett, A. L., F. W. Cubbage, and W. G. Luppold, 1992. "A Logistic Regression Model of Southern Hardwood Lumber Export Participation," *Wood and Fiber Science*. 24(3): 315-329.
- Hair, J.R., R. E. Anderson, R. L. Tatham, and W. C. Black, 1998. *Multivariate Data Analysis*, 5th Ed. New Jersey: Prentice Hall Englewood Cliffs.
- Hardie, I. W. and P. J. Parks, 1991. "Individual Choice and Regional Acreage Response to Cost-Sharing in the South, 1971-1981," *Forest Science*. 37(1): 175-190.
- Hosmer, D. W. and S. Lemeshow, 1989. *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Hyberg, B. and D. Holthausen, 1989. "The Behavior of Nonindustrial Private Forestlandowners," *Canadian Journal of Forest Research*. 19: 1014-1023.
- Korsching, P. F., C. W. Stofferahn, P. J. Nowak, and D. Wagener, 1983. "Adoption Characteristics and Adoption Patterns of Minimum Tillage: Implication for Soil Conservation Program," *Journal of Soil and Water Conservation*. 38: 428-430.
- Lorenzo, A. B. and P. Beard, 1996. "Factors Affecting the Decisions of NIPF Owners to Use Assistance Programs," In *Learning from the past, prospects for the future*. Edited by M. J. Baughman. Washington DC: Minnesota Extension Service conference.
- McNamara, K. T., M. E. Wetzstein, and G. K. Douce, 1991. "Factors Affecting Peanut Producer Adoption of Integrated Pest Management," *Review of Agricultural Economics*. 13(1): 129-139.

- Megalos, M. A., 2000. "North Carolina Landowner Responsiveness to Forestry Incentives," Unpublished Ph.D. dissertation, North Carolina State University, Raleigh, NC.
- Nagelkerke, N., 1991. "A Note on A General Definition of the Coefficient of Determination," *Biometrika*. 78(3): 691-692.
- Nagubadi, V., 1995. "Private Landowner Forestry Program Participation Behavior," Unpublished M.S. thesis, Purdue University.
- Nagubadi, V., K. T. McNamara, W. L. Hoover, and W. L. Miller, 1996. "Program Participation Behavior of Nonindustrial Forest Landowners: A Probit Analysis," *Journal of Agricultural and Applied Economics*. 28(2): 323-336.
- Napier, T. L., C. S. Thraem, A. Gore, and W. R. Goe, 1984. "Factors Affecting Adoption of Conventional and Conservation Tillage Practices in Ohio," *Journal of Soil and Water Conservation*. 38: 205-205.
- Rahm, M. R. and W. E. Huffman, 1984. "The Adoption of Reduced Tillage: The Role of Human Capital and Other Variables," *American Journal of Agricultural Economics*. 66: 405-413.
- Romm, J., R. Tuazon, and C. Washburn, 1987. "Relating Forestry Investment to the Characteristics of Nonindustrial Private Forestland Owners in Northern California," *Forest Science*. 33(1): 197-209.
- Royer, J., 1987. "Determinants of Reforestation Behavior among Southern Landowners," *Forest Science*. 33(3): 654-667.
- Sills, E. O. and K. L. Abt, 2003. *Forests in a Market Economy*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Stevens, T. H., D. Dennis, D. Kittredge, and M. Rickenbach, 1999. "Attitudes and Preferences toward Co-Operative Agreements for Management of Private Forestlands in the Northeastern United States," *Journal of Environment Management*. 55(2): 81-90
- Zhang, D. and W. Flick, 2001. "Sticks, Carrots and Reforestation Investment," *Land Economics*. 77(3): 443-456.

A Study on Afforestation Program Participation Behavior of Private Landowners in Taiwan

Kuo-Ching Lin* and Wan-Yu Liu**

To response the Kyoto Protocol, the Plain Landscape Afforestation Program (PLAP) was certified by Executive Yuan in Taiwan on Aug. 31, 2001 and has been implementing for six years since Jan. 1, 2002. Although the PLAP has received a lot of positive comments, still, there are many difficulties during the process of implementation, such as insufficient technology for afforestation, private landowners' low interests in participating in PLAP, insufficient subsidies, and so on, which are potential threats that hinder the PLAP from moving forward in future. In this paper, selecting Ping-Tung County in Taiwan as a sample region and targeting those private landowners with and without intention to participate in the PLAP, respectively, we conduct an empirical analysis based on the Logit model to investigate the factors that determine whether those private landowners join the PLAP, so as to realize the incentive effects of the PLAP upon the personal decision on afforestation. The possible factors that might determine private landowner's participation in the PLAP include landowner's characteristics, cropland characteristics, as well as policy factors. Among them, the policy factors include afforestation subsidy amount, duration of afforestation subsidy, the rules on adjoining and adjacent areas, and so on, which do not reach the remarkable level in statistics though, but the directions of variable

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

** Assistant Professor, Department of Applied Natural Resources, Aletheia University.
(Corresponding Author)

signs are consistent with the intuition behind the policy. As for the landowners' characteristics, each of age, education level, and annual household income variables reaches 5% of the remarkable level in statistics; as for the cropland characteristics, each of cropland area, cropland price, and the number of cropland parcels reaches 5% of the remarkable level in statistics. In light of the above, the cropland characteristics are the dominate factor that determines the probability of landowner's participation in the PLAP. The empirical result of this paper expects to help the implementation of the afforestation programs in Taiwan.

Keywords: *Forestry Policy, Decision Behavior, Afforestation Subsidy, Plain Landscape Afforestation Policy*