

放流水排放管制對產業成長的影響 ——以我國毛豬產業為例

陸怡蕙*

養豬業素為本省最重要的畜產事業。由早期的「量重於質」的家庭副業經營型態，以至於今日的企業化大規模生產，毛豬產業無論在繁榮農村經濟、提供國民消費或爭取外銷收益上都一直扮演著極重要的角色。然而，隨著經營型態的改變，養豬場豬糞尿排泄對本島整體環境所造成的污染致使豬糞尿廢水處理成為刻不容緩的問題。由於在做好環保的同時，部分資源必須由生產具經濟價值的毛豬移轉至投資設置不具生產價值的防治設備上，因此極可能對毛豬產業的成長造成負面的影響。過去國內的文獻多偏重在從生產與防治成本、社會福利或出口貿易的層面來討論污染防治對毛豬產業的影響，本研究的主要目的則是針對放流水排放管制對毛豬產業產出成長的影響進行量化分析，進而檢視整個產業在成長上所受的衝擊。本研究先以業者未受限制的產出與確實產出的差異為基礎，建立一既能考量管制強度隨時間而有的差異，又能將業者確實受限的程度納入模型的管制強度變數，繼而將此變數納入產業成長的模型，最後利用毛豬產業的生產成本資料進行實證分析，評估污染防治、技術進步與規模經濟等效果對毛豬業產出成長的個別影響。

關鍵字：放流水排放管制、毛豬產業、產出成長

1. 前言

民國八十二年可說是我國環境保護的又一新階段。政府於八十二年

* 清華大學經濟系教授。
本文文稿審查作業之執行由傅祖壇編輯負責。

實施多項環保新標準，雖能更為落實我國的環境保護政策，卻也使製造污染的產業面臨更大的壓力。對本省養豬產業而言，已實施五年的放流水標準已被更為嚴格的標準取代，同時執行對象亦已擴大至所有養豬戶。

過去國內對於養豬業者與相關污染問題的研究多偏重在從生產與防治成本、社會福利或出口貿易的層面來討論污染防治對毛豬產業的影響。如陳育信(1987)與夏良宙(1989)兩人的研究就曾對本省養豬業的豬糞尿廢水處理的投資效益進行分析，並進一步估算污染防治成本，而李慧曦(1987)及李孟芬(1991)則以模擬的方法分析在不同的排放標準下，不同規模別的養豬戶會進行何種規模的調整。除此之外，則有王葳與胡士文(1991)對污染成本內生化經濟效果的討論，與陸怡蕙與黃宗煌(1992)就環保政策對本省毛豬出口影響所做的模擬分析。在養豬業因應環境保護的策略研究中，陳明健(1993)更對提供大高雄地區自來水水源的東港溪進行個案研究。然而，就整體的毛豬產業而言，由於在做好環保的同時，部分資源必需由生產具市場價值的毛豬移轉至投資設置或更新防治設備上，新的放流水標準不僅極可能提高養豬的成本，影響個別業者的生產行為；從長期發展的觀點來看，對整體毛豬產業的成長極可能造成負面的影響；究竟這個影響的程度有多大？如何將這個影響加以量化，以做為政府擬定產業政策及污染防治政策的參考？這些問題均有待作進一步客觀而平實的經濟評估。

有關排放管制對成本或產業的影響，國外文獻雖有廣泛的討論；但似乎尚無以毛豬產業為研究對象者。國外的文獻大致可分為兩類。由於環保法規的制定與施行被認為是造成一般先進國家生產力成長趨緩的主要因素，部分學者即嘗試針對環保法規的影響以不同的方法來調整傳統的產出指數(productivity index)。Denison(1979)採用的方法是先估測由於環保標準造成的成本增額，再以此量化管制對平均單位產出的影響。同期之研究如Norsworthy et. al.(1979)則基於污染防治投入並無生產貢獻之考量，將總資本投入中之污染防治資本去除，並以此解釋環保管制

造成生產力成長趨緩的事實。至於 Pittman (1983) 則採用與前述兩個研究不同的方法，在建立產出指數時，將不想要的產出 (undesirable outputs) (即污染物) 與想要的產出都包含在內，但是 Pittman 則是以污染物的影子價格 (shadow price) 來評量污染物。另一類的研究是以計量模型的估測來探討環保法規的負面影響。Gollop and Roberts (1983) 以美國政府對電力事業的空氣污染管制為例，建立一計量模型來評估管制對生產力成長的影響。

本文將 Gollop and Roberts 的產出成長模型應用在台灣的毛豬產業上，對相關研究領域的貢獻有三。其一，本研究為該類模型首次在毛豬產業的應用，為一方法的新嘗試。其二，在 Gollop and Roberts 的計量模型中，管制對成本與生產力的影響是透過一衡量管制強度 (regulatory intensity) 的變數來反映。Gollop and Roberts 建立的管制強度變數是排放標準、確實排放量與未受限排放量的函數。若將 Gollop and Roberts 提出的管制強度變數直接應用在毛豬產業會產生兩大問題。第一，過去資料的蒐集雖嘗試調查毛豬業者的確實排放量，卻往往由於業者本身並不確定，能蒐集到的樣本極為有限，且差異極大，無法使用在計量模型的估測中 (陸怡蕙、黃宗煌，1992)，這個問題主要是源自於發電業與毛豬生產事業在污染源的偵測上所有的差異。第二個問題與未受限排放量的計算有關。Gollop and Roberts 中，未受限排放量是直接利用發電廠使用之燃油與產生硫化物之平均比值計算。以毛豬生產事業而言，豬隻製造的豬糞尿污染極難直接利用業者的投入 (如飼料) 來加以估算。因此，在毛豬產業的應用分析上，無法將未受限排放量納入考量。針對上述兩個問題，本研究提出以業者未受限制的產出與確實產出的差異為基點，建立一既能考量管制強度隨時間而有的差異，又能將業者確實受限的程度納入模型的管制強度變數。在我們的模型中，業者追求利潤極大的理性行為會將排放管制對其造成的影響納入考量。因此，業者的確實產出水準 (Q) 即代表受限下的產出，將之與未受限的產出 (Q^*) (代表不考慮

放流水排放管制，毛豬業者在追求利潤極大的理性行為下所決定的產出水準)比較，即可大概了解業者確實受限的程度。這個衡量管制強度新方法的提出應為本研究的主要貢獻。其三，本研究不僅檢視自放流水排放管制實施後，毛豬產業的生產力變動；再者，對毛豬產業的生產力進行分解 (decomposition) 後，可以了解排放管制與一般純粹的市場因素對整個產業生產力的影響。

2. 研究目的及方法

本研究的主要目的在提出一個衡量管制強度的新方法，針對放流水標準的實施對毛豬業者生產成本的影響作一深入探討，並以此為依據，檢視整個毛豬產業在成長上所受的衝擊。研究過程中所使用的方法分述於下：

- (1) 利用考慮排放管制的產業成長模型來檢視自放流水排放管制實施後，毛豬產業的生產力變動；其次，以對偶成本函數為基礎對產業的生產力進行分解 (decomposition)，將排放管制與一般純粹的市場因素對整個產業生產力的影響區分出來。
- (2) 在衡量管制強度時，以業者未受限制的產出 (unconstrained output) 與確實產出 (actual output) 的差異為基礎，建立一既能考量管制強度隨時間而有的差異，又能將業者確實受限的程度納入模型的管制強度變數。這種考慮管制強度的方法可克服過去在文獻中使用虛擬變數或排放標準的缺點。
- (3) 利用毛豬產業的生產成本資料進行實證分析，並評估污染防治、技術進步與規模經濟等效果對毛豬業產出成長的個別影響。
- (4) 由於在研究期間新頒布的放流水排放標準正處於宣導階段，一般環保機關的稽查仍以舊標準為檢視是否違規的基準，因此基於政策實際上尚未執行的考量，我們就新標準實施後對毛豬產業成長可能造成的影響

進行模擬分析，評估在新標準實施後整個產業生產力成長率的變動。

3. 排放管制與生產力成長

假設生產成本 (C) 是一二次連續可微的函數，則生產成本是 W ， Q ， t 與 R 的函數。在此 W 代表投入要素的價格向量， Q 為產出， t 代表時間， R 則代表管制強度 (regulatory intensity)。成本函數 $C = C(W, Q, R, t)$ 具有下列性質：

(A1) 若 $W > 0$ ， $Q > 0$ 則 $C(W, Q, R, t) > 0$ ；

(A2) 若 $W' > W$ ，則 $C(W', Q, R, t) \geq C(W, Q, R, t)$ ；

(A3) $C(W, Q, R, t)$ 是 W 的嚴格凹函數；

(A4) $C(\lambda W, Q, R, t) = \lambda C(W, Q, R, t)$ ；

(A5) 若 $Q > Q'$ ，則 $C(W, Q, R, t) \geq C(W, Q', R, t)$ ；

(A6) 若 $R > R'$ ，則 $C(W, Q, R, t) \geq C(W, Q, R', t)$ 。

(A1) 至 (A5) 是生產理論中成本函數的標準性質，(A6) 則代表在排放管制的考量下，成本函數對管制強度的非遞減性 (nondecreasing in R)。當放流水排放標準提高後，管制強度增強，毛豬業者的生產成本往往會隨之提升。因此，本文假設生產成本對管制強度的一階導數大於或等於零。

衡量總要素生產力成長率的對偶方法是以加總成本函數 (aggregate cost function) 為出發點再進行總要素生產力成長率的分解。假設有 m 種投入要素，將加總成本函數 $C = g(w_1, \dots, w_m, Q, R, t)$ 對時間全微並除以總成本 C 可得

$$\begin{aligned} \frac{1}{C} \frac{dC}{dt} = & \sum_{i=1}^m \frac{\partial g(w_1, \dots, w_m, Q, R, t)}{\partial w_i} \frac{1}{C} \frac{dw_i}{dt} + \frac{\partial g(w_1, \dots, w_m, Q, R, t)}{\partial Q} \frac{1}{C} \frac{dQ}{dt} \\ & + \frac{\partial g(w_1, \dots, w_m, Q, R, t)}{\partial R} \frac{1}{C} \frac{dR}{dt} + \frac{1}{C} \frac{\partial g(w_1, \dots, w_m, Q, R, t)}{\partial t} \quad (1) \end{aligned}$$

定義下列符號

$$V_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_i}, \quad V_R = \frac{\partial \ln C}{\partial R}, \quad \varepsilon_{CQ} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q}, \quad V_t = -\frac{\partial \ln C}{\partial t}$$

則上式關係可重新表示為

$$\frac{d \ln C}{dt} = \sum_{i=1}^m V_i \frac{d \ln w_i}{dt} + V_R \frac{dR}{dt} + \varepsilon_{CQ} \frac{d \ln Q}{dt} - V_t \quad (2)$$

若以“ \wedge ”代表比例成長率，並令 \hat{B} 代表成本函數的比例變動率 ($\hat{B} = \frac{\partial C}{\partial t} \frac{1}{C}$)， ε_{CQ} 代表成本彈性，則利用 Shephard's lemma ($\frac{\partial g(\cdot)}{\partial w_i} = X_i$)，(1) 式可表示為

$$\hat{B} = \hat{C} - \sum_{i=1}^m \frac{w_i X_i}{C} \hat{w}_i - \frac{\partial \ln C}{\partial R} \frac{dR}{dt} - \varepsilon_{CQ} \hat{Q} \quad (3)$$

將 $C = \sum_{i=1}^m w_i X_i$ 對時間全微並除以 C 可得，

$$\hat{C} = \sum_{i=1}^m \frac{w_i X_i}{C} \hat{X}_i + \sum_{i=1}^m \frac{w_i X_i}{C} \hat{w}_i \quad (4)$$

將 (4) 式代回 (3) 式可得下列關係式

$$\begin{aligned} -\hat{B} &= \varepsilon_{CQ} \hat{Q} - \sum_{i=1}^m \frac{w_i X_i}{C} \hat{X}_i + \frac{\partial \ln C}{\partial R} \frac{dR}{dt} \\ &= \varepsilon_{CQ} \hat{Q} - \hat{F} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln R} \frac{dR}{dt} \end{aligned}$$

上式中 \hat{F} 代表以投入要素成本份額為權數加權平均而得的總要素 (total factor) 成長率。利用 (4) 式，我們可以建立總要素生產力成長率的對偶分解指數 (dual divisia index)。由總要素生產力的定義， $T\hat{F}P = \hat{Q} - \hat{F}$ ，並利用 (4) 式，總要素生產力的成長率可表示為

$$T\hat{F}P = \hat{Q} - \hat{F}$$

$$\begin{aligned}
 &= \hat{Q} - \left(\hat{C} - \sum \frac{w_i X_i}{C} \hat{w}_i \right) \\
 &= \hat{Q} - \hat{C} + \sum \frac{w_i X_i}{C} \hat{w}_i
 \end{aligned} \tag{5}$$

在(5)式中，傳統的總要素生產力成長率的對偶分解指數可表示為

$$T\hat{F}P = -\frac{d\ln C}{dt} + \frac{d\ln Q}{dt} + \sum_{i=1}^m V_i \frac{d\ln w_i}{dt} \tag{6}$$

將(2)式的關係帶入(5)式，總要素生產力的成長可分解為

$$T\hat{F}P = -V_R \frac{dR}{dt} + (1 - \varepsilon_{CQ}) \frac{d\ln Q}{dt} + V_t \tag{7}$$

(7)式中右式各項代表的是總要素生產力成長的各個構成要素；右式中第一項衡量的是放流水排放管制對產業生產力造成的直接影響，這個影響是管制的邊際成本 $(\partial \ln C / \partial R)$ 與管制強度變動率 (dR/dt) 的乘積；右式中的第二項代表的是規模報酬的效果，這種規模報酬的效果決定於成本彈性 $(\partial \ln C / \partial \ln Q)$ 與產出的成長率 $(d\ln Q/dt)$ 。右式中的第三項衡量的就是技術進步的效果。值得注意的是，前面所述的三種效果，雖都會造成生產力的變動，但是其影響卻可能是反應在平均成本曲線的移動或沿著平均成本曲線的移動，管制與技術進步的效果屬於前者，規模報酬的效果則屬於後者。

4. 毛豬產業的實證分析

養豬事業雖有提供國民主要肉類消費來源、繁榮農村經濟、與爭取外銷收益等三項重要貢獻，但在這些正面貢獻的同時，由於養豬事業的經營型態已經轉變為企業化大規模的經營，養豬業產生的大量副產品—豬糞尿排泄物，卻對居住與生產環境造成了相當的污染。有鑒於此，政府在民國七十二年五月間修訂完成水污染防治法，將畜牧業廢水排放正

表一 樣本各期之規模（成豬出售頭數）基本統計量

生產期	樣本數	平均	標準差	最小值	最大值
77年4月	60	33.6166667	32.2832232	5.0000000	199.0000000
77年10月	60	27.8666667	13.0234035	8.0000000	60.0000000
78年4月	89	29.4831461	22.7491820	7.0000000	172.0000000
78年10月	86	28.8139535	21.7831622	9.0000000	178.0000000
79年4月	85	30.1529412	22.4040312	8.0000000	174.0000000
79年10月	86	29.9534884	17.5398082	8.0000000	98.0000000
80年4月	86	27.2906977	14.4896444	8.0000000	98.0000000

式納入管理範圍之內。在民國七十六年亦頒佈了相關法令，制定放流水的排放標準，並在民國八十二及八十七年擴大執行對象的範圍與執行更嚴格的放流水標準。由於國內外的相關研究均指出放流水排放管制會提高製造污染生產事業的成本，究竟放流水排放管制提高了多少養豬的成本，而養豬成本的提高又對整體毛豬產業的成長有多少負面的影響，本節將針對這些問題作一些量化的說明。

4.1 資料來源

本文採用行政院農委會與台灣省農林廳合辦的「毛豬生產成本調查」的記帳資料對毛豬產業的成本結構與生產力變動進行分析。調查期間為七十七年四月至八十年四月，每年分四月與十月兩期。有關實証分析所用之樣本數與規模別的相關統計值請見表一。

4.2 模型設定

一般而言，選擇函數形式有下面四個標準：

- (1) 一個函數形式只應該包含與既定假設 (maintained hypothesis) 一致的參數數目。

- (2) 儘量選擇參數具有直接經濟意義或容易解釋的函數形式。
- (3) 選擇容易估算的函數形式（如 linear-in-parameter 的函數）。
- (4) 選擇允許對既定假設進行假設檢定的函數形式。

本研究擬採用超越對數的成本函數主要是基於下列考量：

- (1) 超越對數函數的係數具有直接的經濟意義。如 $\partial \ln C / \partial \ln w_i$ 代表第 i 種投入的成本份額， $\partial \ln C / \partial \ln Q$ 代表成本彈性等。
- (2) 由於超越對數函數可以是任意成本函數 (any arbitrary cost function) 的二次泰勒逼近式 (second-order Taylor expansion)，因此，超越對數函數為一具有可伸縮性的函數形態 (flexible functional form)。除此之外，超越對數函數的一階導數具有 linear-in-parameter 的特性，因此較容易估測。
- (3) 超越對數的成本函數允許對規模報酬、技術偏向與管制效果是否顯著等假說進行統計檢定。

4.2.1 成本函數與行為方程組

依據台灣農產品生產成本調查報告，毛豬生產事業的主要投入要素為勞動 (X_1)，飼料 (X_2) 與幼畜 (X_3)。若以 w_i 代表投入要素的市場價格， $i = 1$ 代表工資， $i = 2$ 代表飼料價格， $i = 3$ 代表仔豬價格，則生產成本是 $w_i (i = 1, 2, 3)$ ， Q ， t 與 R 的函數。考慮超越對數 (translog) 的成本函數如下：

$$\begin{aligned}
 \ln C = & A_0 + \sum_{i=1}^3 A_i \ln w_i + 0.5 \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 G_{ij} \ln w_i \ln w_j + P_1 \ln Q + 0.5 P_2 (\ln Q)^2 \\
 & + \sum_{i=1}^3 P_{1i} \ln w_i \ln Q + A_t \cdot t + 0.5 A_{t2} (t)^2 + \sum_{i=1}^3 T_i \ln w_i \cdot t + P_t (\ln Q) (t) \\
 & + A_R \cdot R + 0.5 A_{R2} (R)^2 + \sum_{i=1}^3 R_i \ln w_i \cdot R + R_Q (\ln Q) (R) + R_t (R) (t)
 \end{aligned} \tag{8}$$

給定 (8) 式的成本函數後，將 (8) 式對要素價格微分即可得各投入要素的成本份額，

$$V_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_i} = A_i + G_{ii} \cdot \ln w_i + \sum_{j \neq i}^3 G_{ij} \ln w_j + P_{1i} \ln Q + T_i \cdot t + R_i \cdot R \quad (9)$$

成本函數具有一階齊次的特性，因此對各份額方程式必須加上如下的限制式：

$$\sum A_i = 1, \sum_{j=1}^3 G_{ij} = \sum_i^3 G_{ij} = 0, \\ \sum_{i=1}^3 P_{1i} = 0, \sum_{i=1}^3 T_i = 0, \sum_{i=1}^3 R_i = 0$$

由於 $V_i = \frac{w_i X_i}{C}$ ，代表 i 種要素的成本份額，因此， $\sum w_i X_i = C$ 的重要經濟含義即要素的成本份額總合為 1，亦即 $\sum V_i = 1$ ，典型的線性重合 (multicollinearity) 問題因而產生。為了避免線性重合的問題，在估測時必須將一投入要素成本份額式自估測方程組 (system of equations) 中去除。

在量化總要素生產力的各個構成要素時，必須先建立 V_R ， ε_{CQ} 與 V_t 的估計值；在 (8) 式的函數設定下， V_R ， ε_{CQ} 與 V_t 的估計值可經由下列各式加以計算，

$$V_R = A_R + A_{R2} \cdot R + \sum_{i=1}^3 R_i \ln w_i + R_Q \ln Q + R_t \cdot t \quad (10)$$

$$\varepsilon_{CQ} = P_1 + P_2 \ln Q + \sum_{i=1}^3 P_{1i} \ln w_i + P_t \cdot t + R_Q \cdot R \quad (11)$$

$$-V_t = A_t + A_{t2} \cdot t + \sum_{i=1}^3 T_i \ln w_i + P_t \ln Q + R_t \cdot R \quad (12)$$

4.2.2 管制強度的衡量

過去在文獻中對放流水排放管制的處理方法主要有兩種。一是以一虛擬變數 (dummy variable) 來表示放流水排放管制前後的結構性變化。虛擬變數的值為 1，即代表排放標準存在的事實；為 0 則表示排放標準並不存在。這種處理方法的最主要缺點是忽略了管制強度隨時間或業者的不同而會有相當的差異。處理排放管制的第二個方法是將法定的排放標準正式納入模型中；雖然這個方法可以將因時間而產生的差異列入考量，但是卻仍然無法將排放標準對業者確實造成的限制納入模型中。基於以上兩種方法的缺失，我們在衡量管制強度時，是以業者未受限制的產出 (unconstrained output) 與確實產出 (actual output) 的差做基礎，建立一既能考量管制強度隨時間而有的差異，又能將業者確實受限的程度納入模型的管制強度變數。

本文有關管制對成本函數的影響係參考 Gollop and Roberts (1983) 對美國電力事業研究中的架構。不過 Gollop and Roberts 設定的管制強度變數係依

$$R_t = \left(\frac{E_t^* - S_t}{E_t^*} \right) \left(\sum_{i=t-1}^t \frac{1}{2} \frac{E_t^* - E_i}{E_i^* - S_i} \right)$$

來衡量。其中 S_t 代表排放標準，由州政府訂定， E_t 代表確實排放量， E_t^* 代表未受限排放量，直接由發電廠使用之燃油與產生硫化物之平均比值計算。若將 Gollop and Roberts (1983) 提出的管制強度變數直接應用在毛豬產業會產生前言中所述之兩大問題。因此，針對這兩個問題，本研究提出另一個衡量管制強度的指標，

$$R = \frac{Q^* - Q}{Q^*} \quad (13)$$

其中， Q^* 代表業者未受限的產出水準，而 Q 則代表個別業者的確實產

出水準。

根據 (13) 式中的設定，管制強度是一介於 0 與 1 之間的比例值，當放流水排放標準不存在時，未受限的產出水準等於受限的產出水準，因此，管制強度達它的最小值，0。雖然確實產出亦有可能大於未受限產出；但這種情形只是表示業者的產出行為並未受到排放管制的限制，亦即管制強度為 0。因此，在我們的實証模型中，如果 $Q \geq Q^*$ ，管制強度亦達其最小值，而設定為 0。隨著放流水排放標準的提升，業者的確實產出水準與未受限產出水準間的差異會增加，管制強度的值會趨近上限值。

在衡量管制強度之前，必須先定義業者的未受限產出水準。在本節中，未受限的產出水準是指不考慮放流水排放管制，毛豬業者在追求利潤極大的理性行為下所決定的產出水準；因此，我們是以以下的追求利潤極大的問題，利用利潤函數與生產函數間的對偶性求得未受限的產出水準 Q^* ：

$$\begin{aligned} & \underset{Q, X_1, X_2, X_3}{\text{Maximize}} \quad pQ - \sum_{i=1}^3 w_i X_i \\ & \text{subject to} \quad Q = f(X_1, X_2, X_3, t) \end{aligned} \quad (14)$$

將上列問題的最適解 $Q^*(p, w_1, w_2, w_3, t)$ 與 $X_i^*(p, w_1, w_2, w_3, t)$ 代回目標函數，可求得利潤函數 $\pi(p, w_1, w_2, w_3, t)$ 。業者的未受限產出水準可利用 Hotelling's lemma 求得，

$$\frac{\partial \pi(p, w_1, w_2, w_3, t)}{\partial p} = Q^*(p, w_1, w_2, w_3, t)$$

考慮超越對數的利潤函數，

$$\ln \pi = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \beta_1 \ln p + 0.5 \beta_2 (\ln p)^2 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \alpha_{ij} \ln w_i \ln w_j$$

$$+ \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} \cdot \ln w_i \cdot \ln p + \sum_{i=1}^3 \beta_{2i} \cdot \ln w_i \cdot t + \gamma \cdot \ln p \cdot t \quad (15)$$

將利潤函數對外生的價格變數偏微即可得產出的收益利潤比與各投入要素的支出利潤比

$$\frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p} = \frac{\partial \pi}{\partial p} \frac{p}{\pi} = \frac{pQ}{\pi} = \beta_1 + \beta_2 \ln p + \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} \ln w_i + \gamma \cdot t \quad (16)$$

$$\frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln w_i} = \frac{\partial \pi}{\partial w_i} \frac{w_i}{\pi} = -\frac{w_i X_i}{\pi} = \alpha_i + \alpha_{ii} \ln w_i + \sum_{j \neq i}^3 \alpha_{ij} \ln w_j + \beta_{1i} \cdot \ln p + \beta_{2i} \cdot t$$

$$\text{(在此 } \alpha_{ij} = \alpha_{ji} \text{)} \quad (17)$$

利用反覆似無相關 (iterative seemingly unrelated regression, ITSUR) 的方法對 (16)–(17) 式進行估測，計量估測的結果與相關統計值分別列於表二與表三。表二中的結果可用來計算未受限的產出水準，

$$Q^* = \left(\beta_1 + \beta_2 \ln p + \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} \ln w_i + \gamma \cdot t \right) \frac{\pi}{p} \quad (18)$$

表四所列為業者的確實產出、未受限產出水準與管制強度的平均值；平均而言，確實與未受限的產出水準差異並不大，因此以 77 至 80 年四年的平均值來看，管制強度約在 0.046 左右。以下將分排放管制、規模報酬與技術變動等三方面來討論毛豬產業的實證結果。除此之外，利用計量估測的結果，我們進一步就毛豬產業成長的各構成要素進行量化分析，並模擬新標準可能對產業造成的影響。

表二 未考慮管制的行為方程組估測結果

參數 (Parameter)	估計值 (Estimate)	近似標準差 (<i>Approx.</i> <i>StdErr</i>)	t 值	近似機率值 (<i>Approx.</i> <i>Prob > T </i>)
α_1	0.045345	0.01789	2.53	0.0115* ^a
α_2	1.598743	0.02113	75.68	0.0001*
α_3	-0.642682	0.01871	-34.34	0.0001*
α_{11}	0.041787	0.0070077	5.96	0.0001*
α_{22}	0.195755	0.0067627	28.95	0.0001*
α_{33}	0.188533	0.0045994	40.99	0.0001*
α_{12}	-0.026577	0.0059866	-4.44	0.0001*
α_{13}	-0.016043	0.0044123	-3.64	0.0003*
α_{23}	-0.191557	0.0040093	-47.78	0.0001*
β_1	-0.015461	0.0054640	-2.83	0.0048*
β_2	-0.070704	0.0017605	-40.16	0.0001*
β_{11}	-0.00072907	0.0014654	-0.50	0.6190
β_{12}	0.018713	0.0014122	13.25	0.0001*
β_{13}	0.018958	0.0012140	15.62	0.0001*
γ	0.00373541	0.0006680	5.59	0.0001*
β_{21}	0.00359457	0.0029225	1.23	0.2192
β_{22}	-0.00771654	0.0025404	-3.04	0.0025*
β_{23}	0.00113668	0.0022698	0.50	0.6167

a. * 表示在 5% 的顯著水準下該參數的估計值顯著異於 0。

資料來源：本研究估測結果

表三 未考慮管制的行為方程組估測結果相關統計值

方程式 ^a	標準差平方 (SSE)	標準差平均 (MSE)	R ² 值	調整後 R ² (Adjusted R ²)
$-\frac{w_1 X_1}{\pi}$	0.8719	0.001581	0.2172	0.2122
$-\frac{w_2 X_2}{\pi}$	0.9225	0.001673	0.7708	0.7693
$-\frac{w_3 X_3}{\pi}$	0.6253	0.001134	0.8653	0.8644
$\frac{pQ}{\pi}$	0.0464	0.0000842	0.7172	0.7154

a. w_1 , w_2 與 w_3 分別為勞動、飼料與仔豬的單位價格； X_1 , X_2 與 X_3 分別為勞動、飼料與仔豬的用量； p 為每單位產出的價格， Q 則代表

出售頭數； $\pi = pQ - \sum_{i=1}^3 w_i X_i$ 。

資料來源：本研究估測結果

表四 產出水準與管制強度的平均值^a

生產期	Q	Q*	$R = \frac{Q^* - Q}{Q^*}$
77年4月	33.6166667 (32.2832232)	34.6284151 (32.3089397)	0.0561491 (0.0610583)
77年10月	27.8666667 (13.0234035)	27.5071434 (12.7397097)	0.0333880 (0.0543929)
78年4月	29.4831461 (22.7491820)	28.8242369 (22.1103038)	0.0263461 (0.0357166)
78年10月	28.8139535 (21.7831622)	29.6626831 (20.6225004)	0.0675141 (0.0651381)
79年4月	30.1529412 (22.4040312)	30.6789317 (20.8973412)	0.0592570 (0.0647795)
79年10月	29.9534884 (17.5398082)	29.4491613 (17.6638837)	0.0267928 (0.0376258)
80年4月	27.2906977 (14.4896444)	27.2943254 (14.0511336)	0.0502169 (0.0741777)
77年至80年	29.4873188 (21.0961807)	29.5871927 (20.5509865)	0.0456212 (0.0594283)

a. () 中為標準差 (standard deviation)； Q 與 Q^* 之單位均為成豬出售頭數，頭/戶；如果 $Q \geq Q^*$ ，即確實產出大於或等於未受限產出， R 之值設定為 0。

資料來源：本研究估測結果

4.3 實證結果

4.3.1 排放管制

利用反覆似無相關的方法對超越對數的成本函數參數進行估測，計量估測的結果與相關統計值分別列於表五與表六。在 (7) 式中，排放管制對總要素生產力成長的影響是由 V_R 來衡量。如果 $V_R = 0$ ，則顯示放流水排放管制對總要素生產力的變動不產生任何影響。對這個假說的檢定可透過下列的跨式參數限制 (across-equation constraint) 來進行，

$$H_0 : R_1 = R_2 = R_3 = A_R = A_{R2} = R_Q = R_t = 0。$$

如果上面的虛無假設不成立，則我們可以進一步量化放流水排放管制對要素需求的影響；將 (9) 式的投入要素份額對變數 R 偏微可得 $\frac{\partial V_i}{\partial R} = R_i$ 。因此， $R_i = 0$ 顯示排放管制沒有要素使用 (factor-using) 或要素節省 (factor-saving) 的特性，而 R_i 為正（或負）則顯示排放管制有要素使用（或節省）的特性。相關的假設檢定，可以透過下列的跨式參數限制進行，

$$H_0 : R_1 = R_2 = R_3 = 0。$$

相關假說的統計值與 χ^2 臨界值則列於表七。

就放流水排放管制的效果而言，表七的結果顯示排放管制對生產成本不產生影響的虛無假設有相當大的統計值，因此，我們的實證結果顯示排放管制對毛豬業者的生產成本確實產生相當顯著的影響。表八中所列為管制、規模報酬與技術變動對業者生產成本的影響的估測值，平均而言，當管制強度變動一單位，將使毛豬業者的生產成本增加 1.31%。為便於解釋， V_R 的估測值可轉變為管制強度的彈性值，即

$$\frac{\partial C}{\partial R} \frac{R}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial R} \cdot R = V_R \cdot R。$$

表五 考慮管制影響的超越對數成本函數估測結果

參數 (Parameter)	估計值 (Estimate)	近似標準差 (Approx.) (StdErr)	t 值	近似機率值 (Approx.) (Prob > T)
A_1	-0.833955	0.08777	-9.50	0.0001 ^a
A_2	1.941276	0.03291	37.29	0.0001*
A_3	-0.107321	0.00975	-11.00	0.0001*
G_{11}	0.022151	0.02481	-5.67	0.0001*
G_{22}	0.169057	0.01200	16.07	0.0001*
G_{33}	0.052094	0.00251	48.09	0.0001*
G_{12}	-0.069557	0.00668	-10.40	0.0001*
G_{13}	0.047406	0.00513	9.22	0.0001*
G_{23}	-0.099500	0.00238	-41.67	0.0001*
P_1	1.088156	0.04093	26.59	0.0001*
P_2	0.017289	0.00687	2.52	0.0122*
P_{11}	0.017554	0.00707	2.48	0.0134*
P_{12}	0.012602	0.00280	4.49	0.0001*
P_{13}	-0.030156	0.00205	-2.82	0.0050*
P_t	-0.011999	0.00546	-2.19	0.0286*
T_1	-0.005687	0.00980	-0.58	0.5622
T_2	0.039057	0.00266	9.59	0.0001*
T_3	-0.033370	0.00210	-15.86	0.0001*
R_1	-0.114838	0.13519	-0.85	0.3960
R_2	0.473386	0.03071	0.03	0.9788
R_3	-0.358548	0.02238	-16.02	0.0001*
A_0	4.549644	0.10806	42.10	0.0001*
A_R	1.758048	0.31228	5.63	0.0001*
A_t	0.142721	0.03123	4.57	0.0001*
A_{R2}	-2.014657	0.73047	-2.76	0.0060*
A_{t2}	0.053010	0.00657	8.06	0.0001*
R_Q	-0.067802	0.05450	-1.24	0.2141
R_t	0.286196	0.04386	6.53	0.0001*

a. * 者代表在 5% 顯著水準下該參數的估計值顯著異於 0。

資料來源：本研究估測結果

表六 超越成本函數估測結果相關統計值^a

方程式	標準差平方 (SSE)	標準差平均 (MSE)	R^2 值	調整後 R^2 (Adjusted R^2)
$\ln C$	3.5301	0.006652	0.9800	0.9792
$\frac{w_2 X_2}{C}$	0.9398	0.001713	0.7275	0.7263
$\frac{w_3 X_3}{C}$	0.5496	0.001002	0.8595	0.8589

a. w_1 , w_2 與 w_3 分別為勞動、飼料與仔豬的單位價格； X_1 , X_2 與 X_3 分別為勞動、飼料與仔豬的用量； $C = \sum_{i=1}^3 w_i X_i$

資料來源：本研究估測結果

表七 毛豬產業生產結構的假設檢定

假說	χ^2 統計值	χ^2 臨界值
管制效果		
對生產成本不造成影響 ($R_1 = R_2 = R_3 = A_R = A_{R2} = R_Q = R_t = 0$)	923	18.4753 ($df = 7$)
對要素使用不具偏向效果 ($R_1 = R_2 = R_3 = 0$)	446	11.3449 ($df = 3$)
規模經濟		
固定規模報酬 ($P_1 = 1, P_{11} = P_{12} = P_{13} = P_2 = P_t = R_Q = 0$)	25	18.4753 ($df = 7$)
生產技術		
無技術變動 ($T_1 = T_2 = T_3 = P_t = A_t = A_{t2} = R_t = 0$)	652	18.4753 ($df = 7$)

資料來源：本研究估測結果

表八 管制、規模報酬與技術變動對成本的影響

生產期	排放管制 (V_R)	規模報酬 ($\frac{1}{\varepsilon_{CQ}}$)	技術變動 ($-V_t$)
77年4月	0.8900399 (0.1428586) ^a	1.0686669 (0.0124721)	0.0283458 (0.0236577)
77年10月	1.0159858 (0.1508881)	1.0724365 (0.0099739)	0.0314272 (0.0207777)
78年4月	1.2505385 (0.1148460)	1.0606233 (0.0109826)	0.0774423 (0.0144706)
78年10月	0.9779252 (0.1310558)	1.0681379 (0.0117423)	0.0749594 (0.0232754)
79年4月	1.3474885 (0.1396656)	1.0583551 (0.0118543)	0.1313059 (0.0244896)
79年10月	1.4511972 (0.1104965)	1.0609847 (0.0110707)	0.1250422 (0.0139099)
80年4月	1.9985417 (0.1680899)	1.0508875 (0.0114177)	0.2136906 (0.0309405)
77年至80年	1.3061143 (0.3772337)	1.0621426 (0.0131390)	0.1036545 (0.0632173)

a. () 中為標準差 (standard deviation)

資料來源：本研究估測結果

在表九中，排放管制的成本彈性很明顯的有逐年增加的趨勢；平均而言，管制強度增加1%，會使毛豬業者的生產成本增加0.05%。

排放管制之所以對生產成本造成影響，主要是由於排放管制有所謂投入要素偏向 (input biasing) 的特性。在表七中，排放管制對要素使用不具偏向效果的虛無假設使完整模型的解釋能力降低了非常多，因此，

表九 排放管制的成本與要素需求彈性

生產期	管制的成本彈性		管制的要素需求彈性		
	$(V_R * R)$		$\left(\frac{\partial \ln X_i}{\partial \ln R}\right)$	勞動	仔豬
77年4月	0.0431258 (0.0426060) ^a	-0.1521003 (0.2441723)	0.0431992 (0.0426828)		-0.0230233 (0.0389654)
77年10月	0.0277644 (0.0386359)	-0.1556208 (0.7118996)	0.0278034 (0.0386905)		-0.0222395 (0.0598113)
78年4月	0.0300400 (0.0393728)	-0.0677117 (0.1918489)	0.0300728 (0.0394165)		-0.0025403 (0.0081847)
78年10月	0.0582258 (0.0517996)	-0.0557336 (0.0902279)	0.0583224 (0.0518905)		-0.0136624 (0.0285845)
79年4月	0.0726042 (0.0756196)	-0.0118696 (0.0549041)	0.0726829 (0.0757036)		-0.0035804 (0.0198251)
79年10月	0.0356779 (0.0474238)	-0.0168691 (0.0725030)	0.0357132 (0.0474726)		0.0023349 (0.0065056)
80年4月	0.0935511 (0.1327592)	0.0384709 (0.1113958)	0.0936079 (0.1328432)		-0.0750331 (0.1760469)
77年至80年	0.0529338 (0.0740641)	-0.0515106 (0.2738447)	0.0529928 (0.0741303)		-0.0193355 (0.0786044)

a. () 中為標準差 (standard deviation)

資料來源：本研究估測結果

我們的實證結果顯示排放管制對業者的要素使用確實具有偏向效果。究竟排放管制的實施促使業者的要素使用做何種方向的調整（如增加或減少某種要素的使用），而這種調整在不同要素間的影響大小程度有何差異？這些問題我們可以藉由計算管制的要素需求彈性來加以回答。我們定義管制的要素需求彈性為當管制強度變動一個百分比後，業者對某種投入要素需求量變動的百分比，因此管制的要素需求彈性 = $\frac{\partial \ln X_i}{\partial \ln R}$ 。由

$X_i = \left(\frac{C}{w_i}\right) V_i$ 可知

$$\frac{\partial \ln X_i}{\partial \ln R} = \frac{\partial (\ln C + \ln V_i - \ln w_i)}{\partial R} \cdot R = \left(V_R + \frac{\partial V_i}{\partial R} \frac{1}{V_i} \right) R = \left(V_R + \frac{R_i}{V_i} \right) R$$

由上式可知，當更嚴格的排放管制促使第 i 種投入的成本份額提高時 ($R_i > 0$)，我們會觀察到生產者對該種投入的需求會隨之增加 ($\frac{\partial \ln X_i}{\partial \ln R} > 0$)；但是當更嚴格的排放管制促使第 i 種投入的成本份額降低時 ($R_i < 0$)，生產者對該種投入的需求則可能呈現正反動的變動 ($\frac{\partial \ln X_i}{\partial \ln R} \geq 0$)。管制的要素需求彈性估計值列於表九。一般而言，排放管制的實施使得毛豬業者增加飼料的使用量並且減少勞動與仔豬的雇用。這種變化方向並不令人覺得意外，因為飼料是業者三種主要投入要素中最便宜的一種。當排放管制使得業者的生產成本提高時，一個理性的反應就是用較便宜的投入來替代相對昂貴的投入以降低成本。再就彈性大小而言，排放管制對要素雇用的影響程度並不是十分嚴重。值得一提的是，排放管制不僅使得業者多使用飼料，少雇用勞動與仔豬，同時也使得飼料費佔總變動成本的份額增加 ($R_2 > 0$)，並且使得其他兩種投入的份額降低 ($R_1 < 0, R_3 < 0$)。

4.3.2 規模報酬

與規模報酬有關的假說，最重要的是檢視生產技術是否呈現固定規模報酬的現象。當生產技術呈現固定規模報酬時，業者的平均成本函數是一水平線，因此，產出水準的變動，對平均成本以及總要素生產力的成長都不會造成任何影響。在我們的模型中，固定規模報酬代表成本彈性 $\varepsilon_{CQ} = 1$ ，因此固定規模報酬的參數限制，可由 $\varepsilon_{CQ} = P_1 + P_2 \ln Q + \sum_{i=1}^3 P_i \ln w_i + P_t \cdot t + R_Q \cdot R = 1$ 的關係式建立。檢定固定規模報酬的跨式參數限制是

$$H_0: P_1 = 1, P_{11} = P_{12} = P_{13} = P_2 = P_t = R_Q = 0。$$

依據表七的檢定結果，固定規模報酬的虛無假設在 5% 的顯著水準下被棄卻。但依據表八的估測結果可知本省養豬業目前的生產結構仍十分接近固定規模報酬。平均而言，規模報酬的估計值約等於 1.06，與固定規模報酬的水準所差無幾。除此之外，我們可以利用表四中的幾個特定參數值來說明擴大規模與要素雇用或管制強度間的關連性。首先，若將 i 種投入的成本份額對 $\ln Q$ 偏微可得

$$\frac{\partial V_i}{\partial \ln Q} = P_{1i},$$

因此， P_{1i} 的符號可用來說明業者在擴大規模後在要素雇用方面的變動。表五的結果顯示擴大規模對毛豬業者的三種主要投入的雇用雖均有相當顯著的影響；但是業者在擴大規模後會增加勞動與飼料的雇用並且減少仔豬的用量；這個結果可能仍與仔豬是三種投入中最昂貴者有關。其次，若將 (11) 式對 R 偏微即得

$$\frac{\partial \varepsilon_{CQ}}{\partial R} = R_Q.$$

表五中， R_Q 的估計值小於 0，而且不顯著；因此，雖然我們的結果顯示增加管制強度會使大規模經營者的成本優勢增加，或是會提高規模經濟的程度，但是這個效果並不顯著。

4.3.3 技術變動

在 (8) 式的超越成本函數中，代表時間的變數 (t) 有相當重要的經濟意義。在傳統的生產理論中，時間變數往往被用來表示隨時間過去生產技術的變動，而將 t 包含在成本函數中，則可用來表示在其他條件不變之下，生產成本隨時間過去而產生的變動。在許多先進國家技術變動往往被視為一個產業成長或衰退的原動力，因此對技術是否確實發生變動所做的假設檢定往往是在一般相關產業供給面的研究時一個必要的分析程序。在本研究的設定中，技術變動的影響主要是由 V_t 這一項來衡量，

因此，無技術變動的跨式參數限制則為

$$H_0 : T_1 = T_2 = T_3 = P_t = A_t = A_{t2} = R_t = 0。$$

如果無技術變動的虛無假設成立，則技術變動對總要素生產力的成長並沒有任何的顯著貢獻。表七的結果顯示，無技術變動的虛無假設有相當大的統計值，這個觀察可用來說明技術變動是毛豬產業成長的一個重要因素。

技術變動對業者生產成本的影響估計值粗列於表八。依據估計值的符號可知毛豬產業自放流水排放管制實施後，現有的生產技術已不足以因應較差條件的經濟環境，因此而有技術衰退 (technical regression) 的現象；由於技術的衰退，業者的生產成本不僅在逐年提高，同時，提高的幅度也有逐年增加的趨勢。平均而言，自放流水排放管制實施後，業者的生產成本每年有大約 10% 的漲幅。

4.3.4 產業成長的各構成要素

再就毛豬產業生產力的變動而言，由於 (7) 式中所定義的各組成要素是以一種連續時間 (continuous time) 的比例變動率形式來表示，而一般所觀察到的資料卻具有間斷 (discrete) 的性質，因此，我們必須對各組成要素建立間斷的概算式。利用 Diewert 的二次概算補助定理 (quadratic approximation lemma)，(7) 式中的總要素生產力成長指數可表示為任意兩個時點，如 t 與 $t-1$ 間的平均成長率。因此，平均成長率

$$T\bar{F}P = -\bar{V}_R[R(t) - R(t-1)] + (1 - \bar{\varepsilon}_{CQ})[\ln Q(t) - \ln Q(t-1)] + \bar{V}_t，$$

$$\bar{V}_R = \frac{1}{2}[V_R(t) + V_R(t-1)]，\bar{\varepsilon}_{CQ} = \frac{1}{2}[\varepsilon_{CQ}(t) + \varepsilon_{CQ}(t-1)]，$$

$$\bar{V}_t = \frac{1}{2}[V_t(t) + V_t(t-1)]。$$

表十 毛豬產業總要素生產力成長率與各組成要素的平均變動率

生產期	總要素生產力			
	成長率 (\bar{TFP})	排放管制 ^a	規模報酬 ^b	技術變動 (\bar{V}_t)
77年04月-77年10月	-0.03835	-0.021692	0.013235	-0.02989
77年10月-78年04月	-0.05866	-0.007980	0.003751	-0.05443
77年-78年年成長率	-0.05157	-0.00187	0.003349	-0.05305
78年04月-78年10月	-0.07931	-0.004587	0.001478	-0.07620
78年10月-79年04月	-0.05986	-0.009601	0.002873	-0.05313
78年-79年年成長率	-0.06501	-0.00459	0.001772	-0.06219
79年04月-79年10月	-0.00832	-0.015429	0.000396	-0.06817
79年10月-80年04月	-0.12457	-0.020404	0.005208	-0.10937
79年-80年年成長率	-0.09010	-0.01238	0.005050	-0.08277
平均年成長率	-0.07776	-0.00628	0.00339	-0.07487

a. 排放管制 = $-\bar{V}_R[R(t) - R(t-1)]$

b. 規模報酬 = $(1 - \bar{\epsilon}_{CQ}[\ln Q(t) - \ln Q(t-1)])$

資料來源：本研究估測結果

表十中所列為根據上列公式計算得到的(7)式中各組成要素與總要素生產力的平均成長率估計值。由總要素生產力的變動率來看，毛豬產業的生產力有逐年遞減的趨勢，在民國77年至80年間分別出現5.15%，6.50%與9.01%的負成長率。而從這幾年的比較，更顯示出生產力降低的趨勢有日趨嚴重的現象。

儘管毛豬產業的生產力有降低的傾向，但是由表十中所反應的事實是，放流水排放管制雖然對毛豬產業的成長有負面的影響，但是整個成長的趨勢並不能純粹由管制的強度來決定，尚須視規模報酬與技術變動的程度而定。平均而言，放流水排放管制的實施使得毛豬產業的生產力成長減少了0.628個百分點。若從影響程度上來區分，自民國76年頒布

實施以來，影響程度愈到後來愈見明顯，民國 79 至 80 年間排放管制的負面影響達到最大，排放管制措施使得整體毛豬產業的生產力成長減少了 1.24 個百分點，而在 77 至 78 與 78 至 79 年間，排放管制的影響較小，分別使產業生產力的成長率降低了 0.187 與 0.459 個百分點。

規模經濟的正面影響雖然促使毛豬產業的生產力成長率平均而言提高了 0.339 個百分點，但是這個正面的效果無法抵消由排放管制所造成的負成長。從 77 年至 80 年間，由於規模經濟所促成的成長率分別增加了 0.33，0.18 與 0.51 個百分點，這幾個數字均較同期由於排放管制所造成的負面影響要小。除此之外，技術變動似乎是造成毛豬產業生產力衰退的主要原因。平均而言，自排放管制實施後，技術衰退使得毛豬產業的生產力成長每年減少了 7.49 個百分點。而這種技術衰退的負面影響亦有日趨嚴重的趨勢。在民國 77 年至 80 年間，由於技術衰退，毛豬產業生產力的成長率逐年降低了 5.44，6.22 與 8.28 個百分比。一般而言，由於技術衰退造成產業生產力成長率降低的幅度較排放管制與規模報酬大的多，因此我們認為在面對日益嚴苛的環保法規之下，毛豬產業的自救途徑應是在增加研究發展以促使生產技術的創新，藉由技術的改良來降低生產成本，並藉以提高整個產業的產能與生產力。

4.3.5 模擬分析新標準對產業的影響

本研究的主要目的除在瞭解放流水排放管制實施後，業者在成本面所受到的衝擊，更希望能分析新標準實施對毛豬產業成長的影響，俾為農政單位擬定相關政策的參考。由於在本文研究期間新頒布的放流水排放標準正處於宣導階段，一般環保機關的稽查仍以舊標準為檢視是否違規的基準，因此基於政策實際上尚未執行的考慮，以下所做的分析是利用計量估測的結果來進行政策效果的一種模擬分析 (simulation analysis)。模擬分析的結果希望能有助農政單位擬定兼顧環保及合理產業發展政策之參考。

表十一 模擬分析新標準的影響

成長率	總要素生產力			
	成長率 (\bar{TFP})	排放管制 ^a	規模報酬 ^b	技術變動 ^c \bar{V}_t
81年-82年年成長率 (管制強度增加10%)	-0.15097	-0.012118	0.0033540	-0.14221
81年-82年年成長率 (管制強度增加20%)	-0.16378	-0.024185	0.0033378	-0.14293

a. 排放管制 = $-\bar{V}_R[R(t) - R(t-1)]$

b. 規模報酬 = $(1 - \bar{\epsilon}_{CQ})[\ln Q(t) - \ln Q(t-1)]$

c. 產出成長率為10%

資料來源：本研究模擬結果

表十一所列為我們就新標準實施後對毛豬產業成長可能造成影響的模擬分析。若是在新標準實施後，毛豬產業仍以舊有技術生產，而同期的產出成長率達到10%，則就增加10%的管制強度來考慮，毛豬產業的總要素生產力會減少15.10個百分點，與舊標準下的年平均成長率來比較，新標準實施後整個產業生產力的成長率更降低了許多，但是生產力降低的主要因素還是由於技術相對衰退所造成的負面影響。另一個可能是毛豬產業仍以舊有技術生產，而同期的產出成長率仍達到10%，則就增加20%的管制強度來考慮，毛豬產業的總要素生產力會減少16.38個百分點，總要素生產力的變動並不因管制強度的不同而有明顯的差異，因此，我們的結果相當穩定。

5. 結論與建議

養豬業素為本省最重要的畜產事業，由早期的「量重於質」的家庭副業經營型態，以至於今日的企業化大規模生產，毛豬產業無論在繁榮農

村經濟、提供國民消費或爭取外銷收益上都一直扮演著極重要的角色。然而，隨著經營型態的改變，原先量少而分散的毛豬生產副產品——豬糞尿排泄物一趨於大量集中排放，因而導致河川水質的污染，甚而對下游養殖漁業造成了相當大的負面影響。養豬場豬糞尿排泄對本島整體環境所造成的污染致使豬糞尿廢水處理成為刻不容緩的問題。

在進行豬糞尿廢水處理的同時，部分資源必須由生產具經濟價值的毛豬移轉至投資設置不具生產價值的防治設備上，因此放流水排放管制極可能對毛豬產業的成長造成負面的影響。本研究先以業者未受限制的產出與確實產出的差異為基礎，建立一既能考量管制強度隨時間而有的差異，又能將業者確實受限的程度納入模型的管制強度變數，繼而將此變數納入產業成長的模型，最後利用毛豬產業的生產成本資料進行實證分析，評估污染防治、技術進步與規模經濟等效果對毛豬業產出成長的個別影響。確認放流水排放管制對毛豬產業成長的影響不僅可對環保法規與各有助養豬業成長因素間的互動關係做深入的了解，並可為政府相關部門擬定兼顧環境保護與合理產業發展政策時之參考依據。茲將主要研究結果歸納於下：

- (1) 在排放管制對毛豬產業成長的影響分析中，結果顯示排放管制、規模報酬與技術變動等，對毛豬產業的成長均有顯著的影響。平均而言，管制強度增加 1%，會使毛豬業者的生產成本增加 0.05%。而排放管制之所以對生產成本造成影響，是因排放管制對業者的要素使用確實具有偏向效果。一般而言，排放管制的實施使得毛豬業者增加飼料的使用量並且減少勞動與仔豬的雇用量。
- (2) 平均而言，毛豬產業規模報酬的估計值約等於 1.06，與固定規模報酬的水準非常相近，同時，業者在擴大規模後會增加勞動與飼料的雇用並且減少仔豬的用量。
- (3) 技術變動是毛豬產業成長的一個重要因素。毛豬產業自放流水排放管制實施後，現有的生產技術已不足以因應較差條件的經濟環境，因此

而有技術衰退的現象；由於技術的衰退，業者的生產成本每年有大約10%的漲幅。同時，提高的幅度也有逐年增加的趨勢。

- (4)由總要素生產力的變動率來看，毛豬產業的生產力不僅有逐年遞減的趨勢，同時，生產力降低的趨勢有日趨嚴重的現象。放流水排放管制雖然對毛豬產業的成長有負面的影響，但是整個成長的趨勢並不能純粹由管制的強度來決定，尚須視規模報酬與技術變動的程度而定，本研究的結果顯示技術變動似乎是造成毛豬產業生產力衰退的主要原因。
- (5)本研究曾就新標準實施後對毛豬產業成長可能造成的影響進行模擬分析。結果顯示，若是在新標準實施後，毛豬產業仍以舊有技術生產，則同期毛豬產業的總要素生產力會減少15至16個百分點。

根據上述的結果，本研究有如下的建議：

- (1)在理論上，有部分經濟學者曾建議由進口飼料中附加污染捐作為專款專用的基金，如此一來，不僅可將養豬事業製造的污染成本內生化，同時也可以透過輔導業者建立污染處理系統或提供相關的貸款利息補貼以降低污染的程度。本研究的實證結果顯示，排放管制的實施使得毛豬業者增加飼料的使用量並且減少勞動與仔豬的雇用量，同時也使得飼料費佔總變動成本的份額增加，並且使得其他兩種投入的份額降低。因此，若是對進口飼料課徵污染捐，由於業者對飼料投入的依賴日重，課徵污染捐對業者的影響有待作進一步審慎的經濟評估。
- (2)本省養豬業目前的生產結構已十分接近固定規模報酬。就政策面的考量，養豬綜合調整方案中已明確指示養豬的規模不宜再擴大，以免污染的情形日益嚴重。事實上，從經濟面的考量，既然養豬業目前已失去規模經濟的優勢，由於生產結構上的限制，業者亦不宜再擴大生產規模。
- (3)由總要素生產力的變動率來看，毛豬產業的生產力有逐年下降的趨勢，儘管放流水排放管制對毛豬產業的成長有負面的影響，技術衰退似乎是造成毛豬產業生產力衰退的主要原因。由於技術衰退造成產業生產

力成長率降低的幅度較排放管制與規模報酬大的多，因此我們認為在面對日益嚴苛的環保法規之下，毛豬產業的自救途徑應是在增加研究發展以促使生產技術的創新，藉由技術的改良來降低生產成本，並藉以提高整個產業的產能與生產力。

- (4) 本研究結果顯示在新標準實施後，若是毛豬產業仍以有技術生產，則雖然同期的產出維持固定比例的成長，仍會使毛豬產業的生產力減少 15 至 16 個百分點，主要的原因是新的更嚴格的標準實施後，現有的生產技術更無法因應條件愈來愈差的經濟環境。技術變動在許多先進國家往往被視為一個產業成長或衰退的原動力，最主要的原因是在多變的經濟環境下，唯有透過技術的創新或改進方能使產業維持持續性的成長。因此，面對日益高漲的環保意識與競爭力日差的毛豬外銷條件，能兼顧環境品質與合理產業發展的產業政策重點應在促進毛豬產業的研究發展與創新，以提高整個產業的生產力。

參考文獻

- 王蕙、胡士文 (1991) 「臺灣毛豬產業污染成本內部化之試析」，臺灣經濟，169，89-105。
- 李慧曦 (1987) 臺灣養豬事業與環境污染之經濟分析，台大農經所碩士論文。
- 李孟芬 (1991) 環保政策對養豬產業之衝擊，台大農經所碩士論文。
- 陳育信 (1987) 「豬糞尿廢水處理投資效益分析」，台灣土地金融季刊，94，33-46。
- 陸怡蕙、黃宗煌 (1992) 環保政策對毛豬生產與出口的影響，行政院農委會委託計畫報告。
- 夏良宙 (1989) 豬糞尿處理對台灣養豬數量影響之探討，環保署委託計畫報告。
- 陳明健 (1993) 台灣養豬業因應環境保護之策略研究，農委會委託計畫報告。
- Denison, E.F. (1979) "Accounting for Slow Economic Growth: The United States

in the 1970's," The Brookings Institution, Washington D.C.

Gollop, F.M. and M.J. Roberts (1983) "Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-Fueled Electric Power Generation," Journal of Political Economy, 654-673.

Norsworthy, J.R., M.J. Harper and K. Kunze (1979) "The Slowdown in Productivity," Brookings Papers on Economic Activity, 387-421.

Pittman, R.W. (1983) "Multilateral Productivity Comparisons with Undesirable Output," The Economic Journal, 883-891.

An Econometric Analysis of the Impact of Emission Control : The Evidence on Productivity Growth of the Hog Industry

Yir-Hueih Luh

Department of Economics, National Tsing Hua University

An important issue that is overlooked by past research on environmental regulations is the productivity consequences of emission controls. Imposition of environmental regulations has often been suggested as the major cause of productivity slowdown in most industrialized countries during the past two decades. It would be interesting to see if productivity of the hog industry is experiencing the same downturn trend, and if so, to what extent it is due to the imposition of environmental regulations.

The objective of this paper is to analyze the effect of emission controls on the productivity growth of the hog industry. Specifically, emphasis is placed upon disentangling the regulatory and the pure market determinants of productivity performance. Based on the dual cost framework, the productivity growth model is applied to the production data of the hog industry. The application allows us to examine the productivity consequence of the environmental regulations and to find out which factor, scale economies or rate of technological progress, is responsible for most of the improvement in productivity growth .

Keywords: *emission controls, hog industry, productivity growth*