

# 誠實申報條件再檢視與 政府查核努力合理性評估 —以台灣固體廢棄物管理為例

李堅明\*、吳孟兒\*\*、Ever Romel Rosalez\*\*\*

如何提高自測自報的誠實申報誘因？一直是環境與資源管理制度關心的課題。本文認為傳統文獻之徵收費率等於期望罰金，僅是誠實申報的必要條件。本文透過學理分析，提出誠實申報的充分與必要條件。台灣固體廢棄物管理採自測自報制度，為提高責任業者與處理業者的誠實申報誘因，每年花費在認證稽核的費用，大約是監督查核費用的兩倍，是否具政策合理性？本文以十五年（1998 年-2012 年）資料，進行實證分析，獲得政府監督查核（或認證稽核支出）與廠商誠實申報真正相關性，驗證比較靜態之結果，說明政府稽核努力的確有助誠實申報，以及政府在認證稽核支出高於監督查核支出之合理性。

**關鍵詞：**固體廢棄物管理、自測自報、誠實申報、監督查核支出

\* 李堅明，國立台北大學自然資源與環境管理研究所副教授，新北市 23741 三峽區大學路 151 號。電話：(02) 26748189-67335；傳真：(02) 25039083；E-mail: lee@mail.ntpu.edu.tw。

\*\* 吳孟兒，行政院環境保護署資源回收管理基金管理委員會副執行秘書；E-mail: mrwu@sun.epa.gov.tw。

\*\*\* 聯繫作者：Ever Romel Rosalez 為國立台北大學自然資源與環境管理研究所博士生，新北市 23741 三峽區大學路 151 號。電話：(02) 26748189-67335；傳真：(02) 25039083；E-mail: everros@yahoo.com。

作者感謝兩位匿名評審提供非常有用的寶貴意見，然而，作者仍負本文錯誤之責。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 21:1-2(2015), 111-149。

臺灣農村經濟學會出版

## I、前 言

基於環境保護與自然資源保育的考量，如何有效回收再利用？提高資源使用效率，提高人民生活福祉，已成為政府的主要施政課題（Carvalho & Marques, 2014）。都市固體廢棄物管理已成為全球重要環境問題（Marshall & Farahbakhsh, 2012），且固體廢棄物與經濟成長呈正相關（McCarthy, 1994），因此，如何加強固體廢棄物管理，提高資源化價值，將是固體廢棄物管理的重要挑戰（Meylan、Seidl & Spoerri, 2013）。Kwerel (1977) 最早提出自測自報（self-reporting）制度下，應加強誠實申報誘因機制，提高廢棄物管理效率；Harford (1987) 認為適當的罰金型態（或設計）將是影響廠商匿報的關鍵因子。Malik (2002) 則強調適當的監督查核制度，可以降低政府的執行成本（enforcement cost）；Kaplow 與 Shavell (1994) 提出政府可以透過徵收費率、匿報處罰及監督查核三種配套措施，提升誠實申報誘因，以及降低執行成本，成為各國固體廢棄物管理自測自報制度的依據。

Livernois 與 McKenna (1999) 延申 Kaplow 與 Shavell (1994) 的結論，認為政府如果能夠隨機查驗廠商的申報量，將可以有效提高廠商誠實申報誘因；Macho-Stadler 與 Pérez-Castrillo (2006) 指出，政府的最適查核策略是優先查核最容易監測的廠商（the easiest – to – monitor firms），然而，除非政府的查核資源相當豐富，否則廠商均會有匿報行為；Dijkstra 與 Rübelke (2013) 研究指出，個體（individual agents）與群體（group agents）對誠實誘因機制的反應不一，認為個體相對較誠實申報。國內也有相關文獻探討誠實申報制度設計問題，例如黃宗煌與楊東海 (1997) 討論政府如何建立「立即」與「誠實」申報制度，認為可透過提高查核機率及徵收費等措施，促進誠實申報制度的成本有效性；郭瑞基、王泰昌與王瑞君 (2007) 納入廠商申報成本，及透過差別徵收費率誘因策略，探討對政府監督及執行成本降低的影響。

台灣於 1998 年基於延長生產者責任 (Extended Producer Responsibility, 以下簡稱 EPR)，開始實施都市固體廢棄物管理制度，針對政府公告之特定產品製造或輸入業者（以下簡稱責任業者）徵收回收清除處理費（以下簡稱徵收費），政府並將徵收費再補貼回收處理業者（以下簡稱處理業者）（註 1），反映該活動的外部效益，目的在於提高回收處理率（註 2）。由於我國固體廢棄物回收制度，亦採行自測自報方式，因此，為提高業者的誠實申報誘因，政府每年編制龐大監督查核（對責任業者）與認證稽核（對處理業者）預算，目的在扼阻責任業者短（匿）申報繳費，及處理業者虛（溢）申領補貼之情形，以維持整體制度之公平與效率性。近十五（1998 年－2012 年）來，政府約已累計支出 35.3 億元於監督查核（約 10.6 億元）與認證稽核（約 24.7 億元）業務上，約占廢棄物管理年度非營業基金支出總額的 22%，比例相當高（註 3）。然而，政府的監督查核與認證稽核努力（或支出），是否達到提升業者誠實申報誘因之效果？一直受到各界關注。

傳統文獻大都以徵收費等於期望罰金，如 Kaplow 與 Shavell (1994) 及 Macho-Stadler 與 Pérez-Castrillo (2006)（註 4），作為誠實申報的充分與必要條件，然而，Friesen 與 Gangadharan (2013) 進行實驗研究 (experimental study)，卻發現大部分的申報量都不真實。造成上述問題的原因為何？是否政府的監督查核制度執行不力，導致期望罰金低於徵收費率？抑或徵收費率太高，提高業者匿報邊際效益？抑或徵收費等於期望罰金，並不是「真實」(genuine) 的誠實申報誘因條件？本研究認為，徵收費等於期望罰金作為誠實申報的誘因條件，可能不完備。原因是該條件忽略業者本業（或產品）的收益，由於本業收益亦是業者思考是否匿報的重要因素之一。因此，以傳統文獻之徵收費等於期望罰金條件，討論如何透過查核機制與費率手段，提升誠實申報誘因，均不會達到「真實」的誠實申報量，如 Friesen 與 Gangadharan (2013) 的研究。

綜合上述，可以歸納無法達到誠實申報誘因之原因有三：(1) 最適費率

不易訂定，或費率偏離最適費率；(2) 政府沒有努力查核，或罰金制度沒有嚇阻作用；(3) 傳統文獻討論之誠實申報誘因條件不完備。其中，原因(1)與(2)屬於實證問題；原因(3)則為理論問題。本研究針對原因(2)與(3)進行討論。爰此，本研究擬依據我國固體廢棄物管理制度的特色，分別建立責任業者與處理業者誠實申報理論模型，再檢視傳統文獻誠實申報條件。此外，政府每年投入不少費用於監督查核與稽核認證費用，然而，是否真的促進業者誠實申報？稽核認證費用大約是監督查核的兩倍，是否具成本效益合理性？亦即是否可以提升廠商誠實申報量？均是本研究關心的課題。由於政府查核支出與業者誠實申報量之關係為實證問題，因此，本研究利用台灣近十五年（1998 年－2012 年）之環保署查核與稽核認證支出資料，檢視政府查核支出與業者誠實申報量之關係，並驗證理論模型的推論。

本研究內容安排如下，第一節為本文的研究動機與目的；第二節探討固體廢棄物之責任業者誠實申報徵收費率；第三節分析固體廢棄物之處理業者誠實申報補貼率；第四節為政府查核與稽核認證努力與業者誠實申報實證分析；最後一節為本文之結論。

## II、責任業者之最適決策行為

代表性責任業者面臨政府的廢棄物清除處理收費制度，以及監督查核下，追求期望利潤（expected profit）最大之最適生產與申報量決策（參考 Macho-Stadler 與 Pérez-Castrillo (2006) 之模型）如下：

$$\text{Max } E\pi^i = (1-\beta)[\sum_{j=1}^J p_j^i q_j^i - t_j q_{rj}^i - c_j^i(q_j^i)] + \beta[\sum_{j=1}^J p_j^i q_j^i - t_j q_{rj}^i - c_j^i(q_{rj}^i) - F(q_{sj}^i)] \quad (1)$$

$$\text{s.t. } q_{sj}^i = q_j^i - q_{rj}^i \geq 0 \quad (2)$$

其中， $\pi^i$ 為市場上第*i*家責任業者之利潤函數（註 5）； $p_j^i$ 為第*i*家責任業者生產第*j*種財貨的市場價格，假設外生固定； $q_j^i$ 為第*i*家責任業者生產第*j*種財貨之市場銷售量（註 6）； $t_j$ 為第*j*種財貨的單位徵收費（註 7），用以反映責任業者的外部成本（externality cost）（註 8）； $q_{rj}^i$ 為第*i*家責任業者之第*j*種財貨申報量； $q_{sj}^i$ 為匿（短）報量（註 9），等於銷售量與申報量之差額，倘若 $q_{sj}^i = 0$ 代表誠實申報， $q_{sj}^i > 0$ 表示有匿報現象，見(2)式； $c_j^i(q_j^i)$ 為第*i*家責任業者生產第*j*種財貨的成本函數，假設為生產量的凸函數（convex function），亦即 $\partial c_j^i / \partial q_j^i > 0$ ，且 $\partial^2 c_j^i / \partial q_j^{i2} > 0$ ； $\beta(q_{sj}^i, G_1)$ 為政府查獲責任業者匿報之機率（註 10），假設為匿報量的凸函數，亦即 $\partial \beta / \partial q_{sj}^i > 0$ ， $\partial^2 \beta / \partial q_{sj}^{i2} > 0$ ，表示責任業者的匿報量愈高，愈容易被政府查核匿報行為；及政府查核努力（ $G_1$ ）的凹函數（concave function）（註 11）， $\partial \beta / \partial G_1 > 0$ ， $\partial^2 \beta / \partial G_1^2 < 0$ （註 12），表示政府愈努力查核，愈容易查核到責任業者的匿報行為； $F(q_{sj}^i)$ 為責任業者遭查獲匿報的懲罰函數，假設匿報處罰費用採累進費率（參考 Macho-Stadler 與 Pérez-Castrillo，2006 之設定），亦即 $\partial F / \partial q_{sj}^i > 0$ ，且 $\partial^2 F / \partial q_{sj}^{i2} > 0$ 。

假設代表性責任業者為風險中立（risk neutrality）者，則(1)式可以縮減為：

$$\text{Max} \quad \pi^i = \sum_{j=1}^J [p_j^i q_j^i - t_j q_{rj}^i - c_j^i(q_j^i) - \beta(q_{sj}^i, G_1) F(q_{sj}^i)] \quad (1a)$$

上述最適問題的一階條件如下（本文假設 $q_j^i > 0$ ， $q_{rj}^i > 0$ ）：

$$p_j^i = \partial c_j^i / \partial q_j^i + F \partial \beta / \partial q_{sj}^i + \beta \partial F / \partial q_{sj}^i \quad (3)$$

$$t_j = F \partial \beta / \partial q_{sj}^i + \beta \partial F / \partial q_{sj}^i \quad (4)$$

其中， $F \partial \beta / \partial q_{sj}^i + \beta \partial F / \partial q_{sj}^i > 0$ 為責任業者匿報之邊際期望罰金，因此，(3)式之經濟意義指出，責任業者的最適生產量，決定於生產之邊際收益（商品

價格( $p_j^i$ )與邊際期望成本(邊際生產成本( $\partial c_j^i / \partial q_j^i$ )與邊際期望罰金之和)相等之處。(4)式即是傳統文獻誠實申報條件，其經濟意義指出，代表性廠商的最適申報量(或匿報量)，決定於匿報量的邊際收益(以少繳徵收費 $t_j$ 表示)等於邊際期望成本(以邊際期望罰金表示)。透過(4)式(傳統文獻如Kaplow 與 Shavell (1994)之方法)僅能獲得責任業者的最適申報量，然而，該最適申報量未必等於責任業者的最適生產量(由(3)式決定)，易言之，誠實申報的充分與必要條件應同時滿足(3)式與(4)式。爰此，將(4)式代入(3)式可獲得：

$$p_j^i - \partial c_j^i / \partial q_j^i = t_j \quad (5)$$

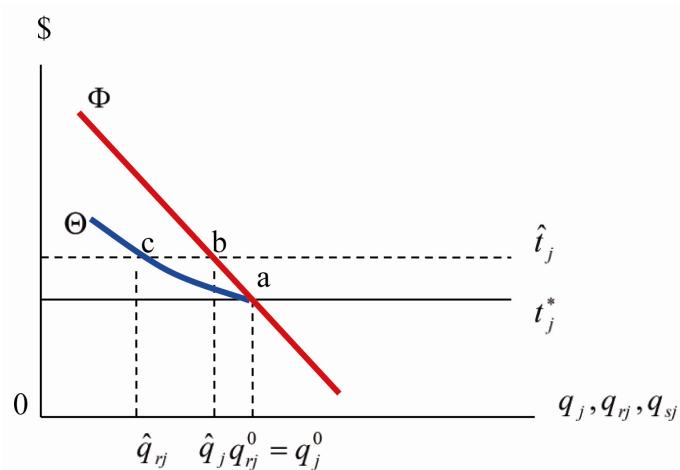
(5)式可視為(3)式與(4)式聯立求解，亦即責任業者真實誠實申報( $q_j^i = q_{rj}^i$ )的充要條件。(5)式指出，具有真實誠實申報誘因之徵收費費率( $t_j^*$ )應等於責任業者的單位淨收入(商品價格扣除邊際生產成本)(令 $\Phi = p_j^i - \partial c_j^i / \partial q_j^i$ )，而非僅等於期望罰金。

換言之，責任業者真實誠實申報條件，必須責任業者的單位淨收入曲線、邊際期望罰金曲線(令 $\Theta = F\partial\beta / \partial q_{sj}^i + \beta\partial F / \partial q_{sj}^i$ )與單位徵收費費率曲線等，三條曲線相交之處，如圖 1 之 a 點所示(詳細證明見附錄一)。經濟意義說明如后：由於 $\Phi = p_j^i - \partial c_j^i / \partial q_j^i$ 是 $q_j^i$ 的線性函數(linear function)(註 13)，且 $\Theta = F\partial\beta / \partial q_{sj}^i + \beta\partial F / \partial q_{sj}^i$ 為 $q_{rj}^i$ 的凸函數(註 14)。因此，圖 1 之 a 點表示，政府訂定之最適徵收費費率(如 $t_j^*$ 所示)，如果恰好等於(3)式與(4)式相交之處，即可誘使責任業者誠實申報(註 15)。然而，如果政府訂定之單位徵收費(或實際徵收費)( $\hat{t}_j$ )高於誠實申報誘因徵收費費率( $t_j^*$ )，則責任業者最適生產量為 $\hat{q}_j$ ，如 b 點所示；最適申報量則為 $\hat{q}_{rj}$ ，如 c 點所示，即會產生 $\hat{q}_{sj} = \hat{q}_j - \hat{q}_{rj} > 0$ 的匿報量。

綜合上述分析，傳統文獻之誠實申報條件為 $t = \Theta$ (本文之(4)式)，將存在無窮多組解，不確保廠商誠實申報。由圖 1 可知， $t_j^*$ 為責任業者誠實申

報的最適徵收費率水準，可稱為「保留徵收費率」(reservation impose fee)，亦即責任業者誠實申報的最高徵收費率，抑或不誠實申報的最低徵收費率。如果政府訂定的徵收費率高於  $t_j^*$ ，將產生匿報現象，且費率愈高，則匿報量愈大（註 16）。反之，政府訂定的徵收費率不必低於  $t_j^*$ ，因為，徵收費率為  $t_j^*$  時，已誘發責任業者誠實申報動機。由此可謂，傳統文獻之誠實申報條件， $t = \Theta$ ，僅是誠實申報的必要條件。如果再加上， $\Theta = \Phi$ ，亦即  $t = \Phi$ （本文(5)式）是誠實申報的充分條件。（此結果可以回應 Friesen 與 Gangadharan (2013) 認為自測自報制度設計非常重要的觀點）獲得本文命題 1 如下：

**[命題 1]** 徵收費率等於邊際期望罰金是責任業者誠實申報的必要條件；徵收費率等於廠商淨收入是責任業者誠實申報的充分條件。



資料來源：本研究。

圖 1 責任業者真實誠實申報示意圖

責任業者最適決策的比較靜態分析結果（註 17），彙整如表 1 所示。經濟意義分述如下：

表 1 責任業者最適行為的比較靜態分析<sup>1</sup>

外生變數 $x$	$dq_j^i/dx$	$dq_{rj}^i/dx$	$dq_{sj}^i/dx$
$p_j^i$	$> 0$	$> 0$	0
$t_j$	$< 0$	$< 0$	$> 0$
$G_1$	0	$> 0$	$< 0$

資料來源：本研究。

註 1：「0」表示不影響；「 $> 0$ 」表示正向影響；「 $< 0$ 」表示負向影響。

## 2.1 財貨價格改變之影響

產品價格與生產量及申報量呈現同向變化關係，表示責任業者之產品價格愈高，將提高其邊際效益，提高生產誘因。且產品價格提高，增加責任業者總收益，在  $p > t$  的情況下，降低徵收費占總收益的份額 (share)，因而，也提高廠商申報量誘因。若加總式上述兩兩效果，可獲得（註 18）：

$$dq_{sj}^i/dp_j^i = dq_j^i/dp_j^i - dq_{rj}^i/dp_j^i = 0 \quad (6)$$

(6)式表示產品價格對生產量與申報量的影響效果相同，隱含產品價格提高，將等幅提高生產量與申報量，換言之，不會影響責任業者誠實申報行為。

## 2.2 單位徵收費改變之影響

單位徵收費與責任業者生產量及申報量呈現反向變化關係。易言之，提高單位徵收費，將增加責任業者邊際社會成本，導致生產量降低，並提高責任業者匿報誘因。

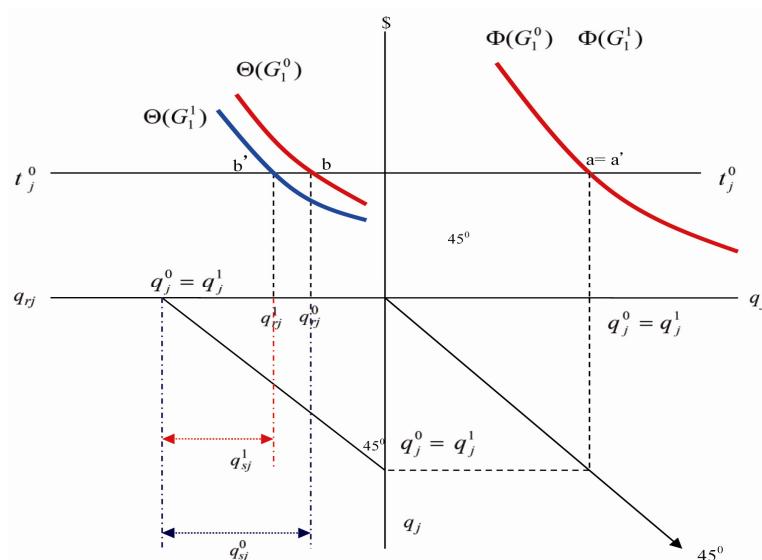
## 2.3 政府投入責任業者稽查成本（或努力）之影響

政府提高查核努力，將提高責任業者匿報的期望處罰成本，一方面不影響生產量（見(3)式），另一方面，提高申報量（見(4)式），易言之，將提高責任業者誠實申報誘因。

由表 1 的比較靜態分析結果，產品價格變動不影響廠商匿報行為，然而，徵收費與查核努力變動，將影響責任業者的匿報行為。獲得本文的結果 1 如下：

**[結果 1]** 政府查核努力將降低責任業者匿報誘因，然而，政府徵收費則會提高責任業者匿報誘因。隱含在政府既定徵收費水準下，政府查核努力要足夠高，則可降低責任業者匿報誘因。

結果 1 可以用圖 2 說明之，圖 2 為一個標準的四象限圖，第一象限為最適生產量決策模型（見(3)式）；第二象限為  $45^\circ$  轉換線；第三象限為(2)式限制式；第四象限為最適申報量決策模型（見(4)式）。假設在既定  $t_j^0$  徵收費率下，政府在  $G_1^0$  政府查核努力下，均衡產出、申報量與匿報量分別為  $q_j^0$ 、 $q_{rj}^0$ ，及  $q_{sj}^0 = q_j^0 - q_{rj}^0$ ，如圖 2 之 a 點與 b 點所示。倘若政府提高查核努力至  $G_1^1$ ，依據表 1 之比較靜態結果，不改變生產量，亦即  $q_j^0 = q_j^1$ ，如圖 2 之 a'（或 a'）點；導致  $\Theta$  曲線左移，提高申報量至  $q_{rj}^1$ （如 b' 點所示），易言之，降低匿報量至  $q_{sj}^1$ 。



資料來源：本研究。

圖 2 政府查核執行努力提高，降低責任業者匿報誘因

### III、處理業者最適決策問題

代表性處理業者面臨政府廢棄物回收處理補貼制度，以及稽核認證下，追求期望利潤 (expected profit) 最大之最適回收處理與申報量決策如下：

$$\text{Max } E\pi^k = (1 - \alpha)[\sum_{l=1}^L r_l^k \theta_l q_l^k + s_l q_{rl}^k - c_l^k(q_l^k)] + \alpha[\sum_{l=1}^L r_l^k \theta_l q_l^k + s_l q_{rl}^k - c_l^k(q_l^k) - H(q_{sl}^k)] \quad (7)$$

$$\text{s.t. } q_{sl}^k = q_{rl}^k - q_l^k \quad (8)$$

其中， $E\pi^k$  為市場上第  $k$  家處理業者之期望利潤函數， $r_l^k$  為第  $k$  家處理業者再生處理第  $l$  種廢棄物之單位資源化價值（亦即廢棄物處理後轉變為二次料的市場價格），假設固定； $\theta_l$  為廢棄物回收處理後轉變成為資源物質之轉換率，假設固定； $q_l^k$  為第  $k$  家處理業者實際回收處理第  $l$  種廢棄物的數量； $s_l$  為第  $l$  種廢棄物單位補貼費； $q_{rl}^k$  為第  $k$  家處理業者回收處理第  $l$  種廢棄物之申報量（用以申領補貼費之費基）； $q_{sl}^k$  為虛（溢）報量，等於回收處理量與申報量之差額，見(8)式； $c_l^k(q_l^k)$  為第  $k$  家處理業者對第  $l$  種廢棄物之回收處理成本函數，假設回收處理成本具凸性 (convex function)，亦即  $\partial c_l^k / \partial q_l^k > 0$ ，且  $\partial^2 c_l^k / \partial (q_l^k)^2 > 0$ ；假設  $\alpha(q_{sl}^k, G_2)$  為虛（溢）申報的凸函數，亦即  $\partial \alpha / \partial q_{sl}^k > 0$  及  $\partial^2 \alpha / \partial (q_{sl}^k)^2 > 0$ ；假設為政府稽核認證努力的凹函數，亦即  $\partial \alpha / \partial G_2 > 0$ ，且  $\partial^2 \alpha / \partial (G_2)^2 < 0$ ； $H(q_{sl}^k)$  為查獲處理業者虛（溢）申報的懲罰函數，假設虛（溢）報處罰費用採累進費率（參考 Macho-Stadler 與 Pérez-Castrillo (2006) 之設定），亦即  $\partial H(q_{sl}^k) / \partial q_{sl}^k > 0$ ，且  $\partial^2 H(q_{sl}^k) / \partial (q_{sl}^k)^2 > 0$ 。

假設代表性處理業者為風險中立 (risk neutral) 者，則(7)式可以縮減為：

$$\text{Max } \pi^k = \sum_{l=1}^L r_l^k \theta_l q_l^k + s_l q_{rl}^k - c_l^k(q_l^k) - \alpha H(q_{sl}^k) \quad (7a)$$

上述最適問題的 Kuhn Tucker 條件如下（本文假設  $q_l^k > 0$ ， $q_{rl}^k > 0$ ）：

$$\theta_l r_l^k = \partial c_l^k / \partial q_l^k - (H \partial \alpha / \partial q_{sl}^k + \alpha \partial H / \partial q_{sl}^k) \quad (9)$$

$$s_l = H \partial \alpha / \partial q_{sl}^k + \alpha \partial H / \partial q_{sl}^k \quad (10)$$

其中， $H \partial \alpha / \partial q_{sl}^k + \alpha \partial H / \partial q_{sl}^k > 0$  為代表性處理業者溢報之邊際期望罰金，因此，(9)式之經濟意義指出，代表性回收處理責任業者的最適回收處理量，決定於回收處理之邊際效益（轉換率與二次料單位資源化價值之乘積（ $\theta_l r_l^k$ ））與邊際成本（等於 $\partial c_l^k / \partial q_l^k$  與邊際期望罰金之和）相等之處。(10)式即是傳統文獻誠實申報條件，其經濟意義指出，代表性廠商的最適申報量（或溢報量），決定於溢報量的邊際收益（以多領取補貼費表示）等於邊際成本（以邊際期望罰金表示）。

透過(10)式僅能獲得處理業者的最適申報量，然而，該申報量未必等於處理業者的最適生產量（由(9)式決定），易言之，誠實申報的充分與必要條件應同時滿足(9)式與(10)式。爰此，將(10)式代入(9)式可獲得：

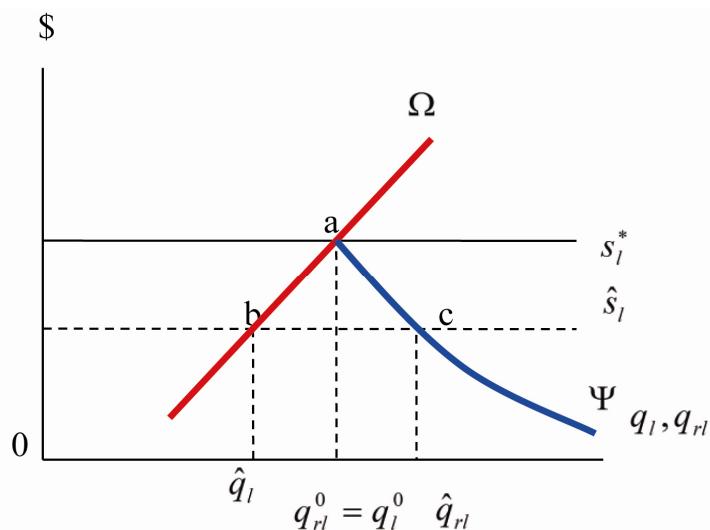
$$s_l = \partial c_l^k / \partial q_l^k - \theta_l r_l^k \quad (11)$$

(11)式可視為(9)式與(10)式聯立求解，亦即處理業者真實誠實申報( $q_l^k = q_{rl}^k$ )的充要條件。(11)式指出，具有真實誠實申報誘因之補貼費率( $s_l^*$ )應等於處理業者的單位淨成本（邊際生產成本扣除回收處理之邊際效益）（令 $\Omega = \partial c_l^k / \partial q_l^k - \theta_l r_l^k$ ），而非僅等於期望罰金。換言之，處理業者真實誠實申報條件，必須處理業者的單位淨成本曲線、邊際期望罰金曲線（令 $\Psi = H \partial \alpha / \partial q_{sl}^k + \alpha \partial H / \partial q_{sl}^k$ ）與單位補貼費率曲線三條曲線相交之處，如圖3之a點所示。經濟意義說明如后：由於 $\Omega = \partial c_l^k / \partial q_l^k - \theta_l r_l^k$ 是 $q_l^k$ 的線性函數（註19），且 $\Psi = H \partial \alpha / \partial q_{sl}^k + \alpha \partial H / \partial q_{sl}^k$ 是 $q_{rl}^k$ 的凸函數（註20）。因此，圖3之a點表示，如果政府訂定之最適補貼費率( $s_l^*$ )，恰好等於(9)式與(10)式相交之處，即可誘使處理業者誠實申報（註21）。然而，如果政府訂定之補貼費率( $\hat{s}_l$ )低於誠實申報誘因補貼費率( $s_l^*$ )，則處理業者最適處理量為 $\hat{q}_l$ ，如b

點所示；最適申報量則為  $\hat{q}_{rl}$ ，如 *c* 點所示，即會產生  $\hat{q}_{sl} = \hat{q}_{rl} - \hat{q}_l > 0$  的匿報量。

綜合上述分析，傳統文獻之誠實申報條件為  $s = \Psi$ （本文之（10）式），將存在無窮多組解，並不確保誠實申報存在。由圖 3 可知， $s_l^*$  即為處理業者誠實申報的最適補貼率，可稱為「保留補貼率」（reservation subsidy rate），亦即處理業者誠實申報的最低補貼率，抑或不誠實申報的最低補貼率。如果政府訂定的徵收費費率低於  $s_l^*$ ，將產生匿報現象，且補貼率愈低，匿報量愈大（註 22）。易言之，政府訂定的補貼率不必高於  $s_l^*$ ，因為，處理業者將誠實申報。由此可謂，傳統文獻之誠實申報條件， $s = \Psi$ ，僅是誠實申報的必要條件。如果再加上， $\Omega = \Psi$ ，亦即  $s = \Omega$ （本文（11）式），則是誠實申報的充分條件。獲得本文命題 2 如下：

**[命題 2]** 補貼費率等於邊際期望罰金是處理業者誠實申報的必要條件；補貼費率等於廠商淨收入是處理業者誠實申報的充分條件。



資料來源：本研究。

圖 3 處理業者真實誠實申報示意圖

處理業者最適決策的比較靜態分析結果（註 23），彙整如表 2 所示。比較靜態的經濟意義說明如表 2。

表 2 處理業者最適行為的比較靜態分析<sup>1</sup>

外生變數 $y$	$dq_l^k/dy$	$dq_{rl}^k/dy$	$dq_{sl}^k/dy$
$r_l^k$	$> 0$	$> 0$	0
$s_l$	$> 0$	$> 0$	$> 0$
$G_2$	0	$< 0$	$< 0$

資料來源：本研究。

註 1：「0」表示不影響；「 $> 0$ 」表示正向影響；「 $< 0$ 」表示負向影響。

### 3.1 二次料單位資源化價值改變之影響

二次料單位資源化價值分別與回收處理量與申報量呈現同向變化關係。表示處理業者之二次料單位資源化價值愈高，提高其邊際效益，將增加回收處理。且二次料單位資源化價值提高，增加處理業者的總收益，在  $\theta r > s$  的情況下，降低補貼費占總收益的份額（share），從而也提高廠商申報量誘因。加總上述兩效果如下（註 24）：

$$dq_{sl}^k/dr_l^k = dq_{rl}^k/dr_l^k - dq_l^k/dr_l^k = 0 \quad (12)$$

(12)式表示二次料資源化價值對回收處理量與申報量的影響效果相同，隱含二次料資源化價值提高，將等幅提高回收處理量與申報量，換言之，沒有改善誠實申報誘因。

### 3.2 單位補貼費改變之影響

補貼費率與處理業者之回收處理量與申報量均呈現正向變化關係。單位補貼費提高，一方面降低處理業者回收處理廢棄物之邊際成本，致提高回收

處理量；另一方面，則增加申報量，提高溢報誘因。易言之，補貼費率與溢報量呈現正向的關係，意即補貼費率愈高，溢報的誘因就愈高。

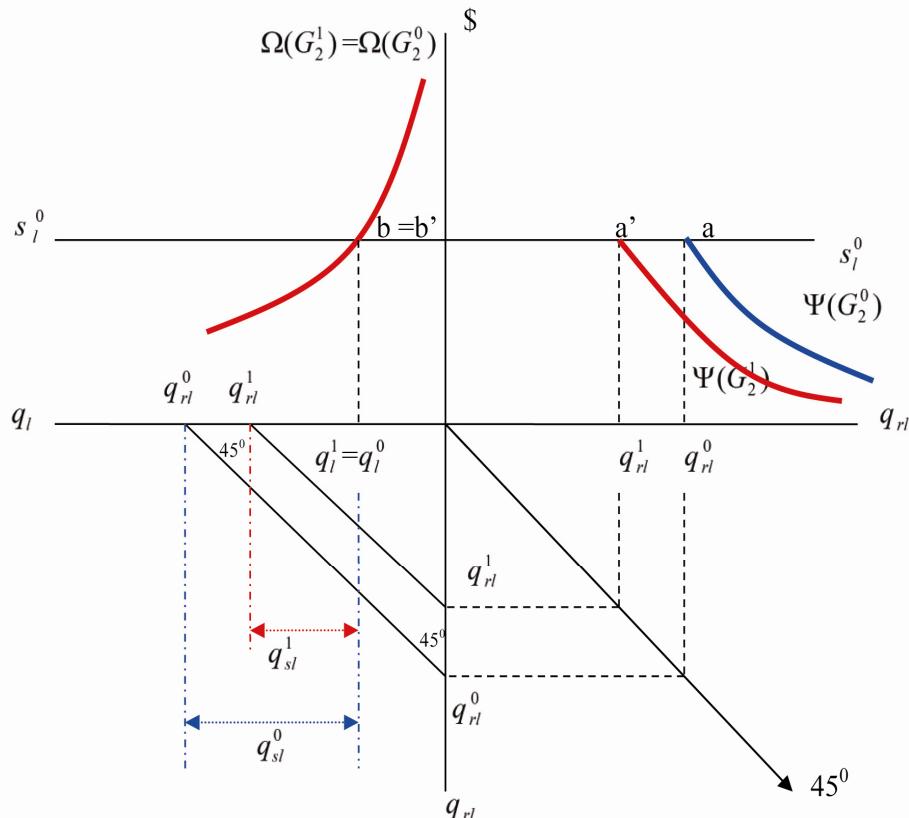
### 3.3 政府投入處理業者稽核認證成本（或努力）改變之影響

政府稽核認證努力並不影響回收處理量。然而，若政府執行努力程度愈高，提高了處理業者溢報的期望處罰成本，降低了溢報誘因，減少其申報量。換言之，若政府執行努力提高，可以有效抑制處理業者的溢報誘因。

由表 2 的比較靜態分析結果可知，二次料資源化價值變動不影響廠商匿報行為，然而，補貼費與稽核認證查核努力變動，將影響處理業者的匿報行為。獲得本文的結果 2 如下：

**[結果 2]** 政府稽核努力降低處理業者匿報誘因，然而，政府補貼費提高處理業者匿報誘因。在既定補貼費下，如果政府稽核努力足夠高，則可達到降低處理業者匿報誘因。

結果 2 可以圖 4 說明之，圖 4 為一標準的四象限圖，第一象限為最適申報量決策（見(10)式）；第二象限為  $45^\circ$  轉換線；第三象限為(8)式限制條件；第四象限為最適處理量決策（見(9)式）。假設在政府既定補貼率  $s_l^0$ ，政府在  $G_2^0$  政府稽核努力下，均衡產出、申報量與匿報量分別為  $q_l^0$ 、 $q_{rl}^0$ ，及  $q_{sl}^0 = q_l^0 - q_{rl}^0$ ，如圖 4 之 a 點與 b 點所示。倘若政府提高稽核努力至  $G_2^1$ ，依據表 2 之比較靜態分析結果，不改變處理量，亦即  $q_l^0 = q_l^1$ ，如圖 4 之 a'（或 a'）點；導致  $\Psi$  曲線左移，降低申報量至  $q_{rl}^1$ （如 b' 點所示），易言之，降低匿報量至  $q_{sl}^1$ 。



資料來源：本研究。

圖 4 政府稽核認證執行努力提高，降低處理業者溢報誘因

#### IV、保留徵收費費率及保留補貼率分析

綜合前文分析可知，保留徵收費費率與保留補貼率訂定是影響誠實申報的關鍵因子。爰此，本節擬利用前文誠實申報條件，例如  $q_j^i = q_{rj}^i$  (責任業者) 與  $q_l^k = q_{rl}^k$  (處理業者)，進一步探討保留徵收費費率與保留補貼率訂定問題。

## 4.1 保留徵收費率分析

為求得保留徵收費率的清爽解，本研究假設，責任業者生產成本為  $c_j^i = (q_j^i)^2 / 2$  (符合凸函數)，因此，淨收入曲線為  $\Phi = p_j^i - q_j^i$  (符合  $\Phi$  為  $q_j^i$  的線性函數)；期望罰金函數設定為  $\Theta = q_{rj}^2 (G_1 / IJ)^{1/2}$  (符合  $\Theta$  為  $q_{rj}^i$  的凸函數，及  $G_1$  的凹函數)， $I$  為責任業者家數， $J$  為責任業者應申報繳交徵收費的產品型態總數， $IJ$  為每年所有責任業者應申報繳交徵收費的總產品數，因此， $G_1 / IJ$  代表政府每年平均分配至每一個應申報繳交徵收費產品的查核費用。利用(3)式，且假設達到誠實申報條件( $q_j^i = q_{rj}^i$ )，可獲得下式：

$$p_j^i - q_{rj}^i = q_{rj}^2 (G_1 / IJ)^{1/2} \quad (13)$$

求解(13)式，可以獲得最適（或誠實）申報量（註 25）：

$$q_{rj}^* = \frac{-1 + \sqrt{1 + 4p_j(G_1 / IJ)^{1/2}}}{2(G_1 / IJ)^{1/2}}$$

再將上式代入(5)式，可以獲得最適保留徵收費率( $t^*$ )為：

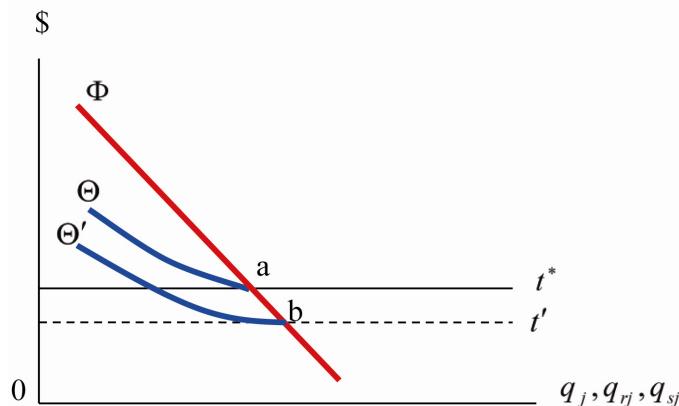
$$t_{rj}^* = \frac{[2p_j(G_1 / IJ)^{1/2} - 1] - \sqrt{1 + 4p_j(G_1 / IJ)^{1/2}}}{2(G_1 / IJ)^{1/2}} \quad (14)$$

(14)式即是保留徵收費率水準，決定於責任業者單位商品價格及單位政府監督查核努力水準。由於  $2p_j(G_1 / IJ)^2$  遠大於 1，因此，(14)式可以再縮減為：

$$t_{rj}^* = p_j^i - \frac{(p_j^i)^{1/2}}{(G_1 / IJ)^{1/4}} \quad (14a)$$

由(14a)式可知，商品價格愈高，保留徵收費率可以提高( $\partial t^* / \partial p_j > 0$ )；

政府監督查核努力提高，將提高申報量與降低匿報量（見表 1 之比較靜態），因此，為維持責任業者誠實申報誘因，可以降低保留徵收費率 ( $\partial t^* / \partial G_1 < 0$ )，如圖 5 所示，保留徵收費率可由  $t^*$  下降至  $t'$ 。



資料來源：本研究。

圖 5 責任業者真實誠實申報示意圖

## 4.2 保留補貼率分析

為求得保留補貼率的清爽解，本研究假設，處理業者生產成本為  $c_l^k = (q_l^k)^2 / 2$  (符合凸函數)，因此，淨成本曲線為  $\Omega = q_l^k - \theta_l r_l$  (符合  $\Omega$  為  $q_l^k$  的線性函數)；期望罰金函數為  $\Psi = q_{rl}^2 (G_2 / LK)^{1/2}$  (符合  $\Theta$  為  $q_{rl}^k$  的凸函數，及  $G_2$  的凹函數)， $K$  為處理業者家數， $L$  為處理業者可申請補貼費的產品型態總數， $LK$  為每年所有處理業者可申請補貼費的總產品數，因此， $G_2 / LK$  代表政府每年平均分配至每一個申請補貼費產品的稽核認證費用。利用(9)式，且假設達到誠實申報條件 ( $q_l^k = q_{rl}^k$ )，可獲得下式：

$$q_l - \theta_l r_l = q_{rl}^2 (G_2 / LK)^{1/2} \quad (15)$$

求解(15)式，可以獲得最適（或誠實）申報量（註 26）：

$$q_{rl}^* = \frac{1 + \sqrt{1 - 4\theta_l r_l (G_2 / LK)^{1/2}}}{2(G_2 / LK)^{1/2}} \quad (15a)$$

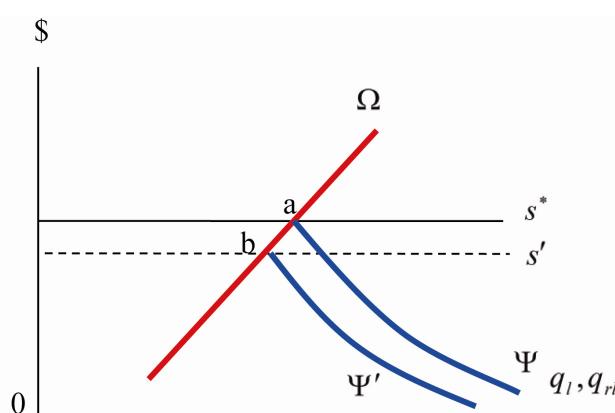
再將上式代入(11)式，可以獲得最適保留補貼率( $s^*$ )為：

$$s_{rl}^* = \frac{[1 - \theta_l r_l 2(G_2 / LK)^{1/2}] + \sqrt{1 + 4\theta_l r_l (G_2 / LK)^{1/2}}}{2(G_2 / LK)^{1/2}} \quad (16)$$

(16)式即是保留補貼率水準，決定於處理業者單位二次料資源化價值及單位政府認證稽核努力水準。由於  $2\theta_l r_l 2(G_2 / LK)^{1/2}$  遠大於 1，因此，(16)式可以再縮減為：

$$s_{rl}^* = \frac{(\theta_l r_l)^{1/2}}{(G_2 / LK)^{1/4}} - \theta_l r_l \quad (16a)$$

由(16a)式可知，二次料資源化價值愈高，保留補貼率可以降低( $\partial s^* / \partial r < 0$ )；政府稽核認證努力提高，將降低申報量與溢報量(見表 2 之比較靜態)，因此，為維持處理業者誠實申報誘因，應該降低保留補貼率( $\partial s^* / \partial G_2 < 0$ )，如圖 6 所示，保留徵收費費率應由  $s^*$  下降至  $s'$ 。



資料來源：本研究。

圖 6 處理業者真實誠實申報示意圖

## V、政府監督查核與稽核認證努力支出合理性分析

近十五年（1998 年－2012 年）來，政府已累計支出 28 億元於監督查核與認證稽核業務上，且稽核認證費用 ( $G_2$ ) (平均每年約 164,800 千元) 大約是監督查核費用 ( $G_1$ ) (平均每年約 82,200 千元) 的兩倍，其成本效益的合理性為何？亦即政府投入的成本是否提升足夠的申報量，需要進一步討論。由於政府監督查核與認證稽核主要目的在於降低匿（溢）報量，因此，可由提高誠實申報量或降低匿（溢）報量之績效，判斷  $G_1$  與  $G_2$  水準的合理性。爰此，本研究依據比較靜態分析（註 27），可以獲得：

$$\frac{dq_{rj}}{dG_1} = \frac{F\beta_{q_s G_1} + \beta_{G_1} F_{q_s}}{2F_{q_s} \beta_{q_s} + \beta F_{q_s q_s}} \quad (17)$$

$$\frac{dq_{rl}}{dG_2} = -\frac{H\alpha_{q_s G_2} + \alpha_{G_2} H_{q_s}}{2H_{q_s} \alpha_{q_s} + \alpha H_{q_s q_s}} \quad (18)$$

(17)式與(18)式即是政府監督查核與認證稽核支出之績效，可知，決定於：

(1) 罰金水準（如  $F$  或  $H$ ）；(2) 處罰機制設計（如  $F_{q_s}$ ,  $F_{q_s q_s}$  或  $H_{q_s}$ ,  $H_{q_s q_s}$ ）：例如累進或固定費率；(3) 監督查核與認證稽核效率（如  $\beta_{q_s}$ ,  $\beta_{q_s G_1}$ ,  $\beta_{G_1}$  或  $\alpha_{q_s}$ ,  $\alpha_{q_s G_2}$ ,  $\alpha_{G_2}$ ）。綜合上述， $G_1$  與  $G_2$  水準的合理性，無法由先驗之制度設計判斷，將屬於實證問題。

### 5.1 實證資料說明

臺灣地區現行資源回收收費補貼制度係自 1998 年起實施，本研究蒐集行政院環境保護署資源回收管理基金管理委員會（2013）1998 年至 2012 年

之決算資料得知，近十五年來，責任業者申報營業量及處理業者回收處理量，詳見表 3。表 3 之營業量係由責任業者自行申報，未經政府查核，為本研究所稱責任業者申報量  $q_{rj}^i$ ，而回收處理量係經政府執行稽核認證作業後加以確認，並將查獲之雜質或非允收補貼之物質，自業者原申報之回收處理量中加以扣除，故為本研究所稱處理業者回收誠實申報量  $q_{rl}^k$ （註 28）。

政府歷年各項應回收廢棄物收費費率及補貼費率，分別以  $t_j$  與  $s_l$  表示，詳見表 3（註 29）。由表 3 可知，近十五年來，平均徵收費率及平均補貼費率，分別為 51.89 元/公斤，及 46.36 元/公斤，可見，平均徵收費率略高於平均補貼費率，顯示，政府執行固體廢棄物管理是採行量入為出，及自足性的財務管理方式。責任業者及處理業者之監督查核及認證稽核作業支出，分別以  $G_1$  與  $G_2$  表示，詳見表 3。由表 3 可知， $G_1$  與  $G_2$  呈現變化波動現象，近十五年來的累計支出，分別達到 10.6 億元及 24.7 億元，平均每年的監督查核支出為 82.2 百萬元及認證稽核支出為 164.8 百萬元，可知政府的認證稽核支出規模高於監督查核支出，顯示政府對處理業者的補貼作業採行更謹慎的作業程序。

## 5.2 單根與共整合檢定

由於本研究的資料為時間序列 (time series) 資料，為確保時間序列資料為長期定態 (steady state)，及避免假性迴歸（註 30）。本研究利用 Eviews 計量經濟分析軟體，進行單根檢定 (unit root test) 及共整合檢定 (co-integration test)。單根檢定在確認指標之時間序列值是否具定態，而共整合檢定的目的則是確認兩項變數是否具長期穩定關係。

### 5.2.1 單根檢定

本文採用「擴充的 DF 檢定」，也就是 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定方法（註 31），其檢定結果詳見附錄三之附表 3-1。由附表 3-1 可

知，各指標項目 ADF 統計值於一階差分後皆拒絕虛無假設，表示各項指標間具一階差分共整合關係。

表 3 1998 年 – 2012 年資源回收監督管理一覽表

時間	$q_{rj}^i$ (申報營業量/ 公斤)	$q_{rl}^k$ (申報處理量/ 公斤)	$t$ (元/公斤)	$s$ (元/公斤)	$G_1$ (仟元)	$G_2$ (仟元)
1998	508,575,325	144,016,464	35.25	32.80	8,762 <sup>1</sup>	90,076 <sup>1</sup>
1999	979,437,982	491,123,492	35.25	32.80	30,410 <sup>2</sup>	215,831 <sup>2</sup>
2000	1,178,708,915	563,490,026	35.25	32.80	43,296 <sup>3</sup>	184,843 <sup>3</sup>
2001	1,041,899,476	703,233,515	48.91	52.08	85,657	163,397
2002	1,171,118,140	693,505,955	54.23	48.92	65,619	134,423
2003	1,254,961,323	739,139,279	54.39	48.58	77,924	156,462
2004	1,359,497,406	736,546,278	57.23	49.50	90,195	163,147
2005	1,461,249,762	755,734,915	59.90	45.43	100,854	183,834
2006	1,288,405,311	876,832,359	61.58	52.51	82,519	183,397
2007	1,278,374,430	912,458,723	52.19	51.02	87,531	175,431
2008	1,148,717,501	893,824,562	54.79	47.83	70,548	199,234
2009	1,165,615,765	878,690,376	50.41	45.62	56,007	214,276
2010	1,262,798,902	940,656,784	58.29	50.20	105,048	217,241
2011	1,324,386,348	944,422,529	63.44	53.31	75,463	193,887
2012	1,301,479,700	910,685,872	57.30	51.98	82,163	181,677
平均	-	-	51.89	46.36	82,200	164,800

資料來源：本研究整理自行政院環境保護署資源回收管理基金管理委員會，2013。

註 1：僅計 1999 年度決算數 1/2，故僅係半年期間之經費支用數。

註 2：係以 1999 年上半年及 2000 年度決算數 1/3 加 1999 年度決算數 1/2 計之。

註 3：係以 1999 年下半年及 2000 年度決算數 2/3 計之。

### 5.2.2 共整合檢定

共整合的意義，就是一組非定態時間序列變數的線性組合變成定態，其中線性組合結果的階次，以階次最大者為共整合階次。前小節所做的指標單根檢定結果，發現大部分指標值具單根特性，因此，為探討指標間的長期穩定關聯性，必須進一步進行共整合檢定。共整合檢定結果詳見附錄三之附表 3-2，由附表 3-2 可知，營業申報量與處理申報量與其他變數之間具一階差分共整合關係。

### 5.3 監督查核與認證稽核及徵收費與補貼費率對申報量實證分析

#### 5.3.1 監督查核與認證稽核對申報量迴歸分析

為確認政府監督查核支出（或努力）( $G_1$ )與認證稽核支出（或努力）( $G_2$ )對責任業者申報量( $q_{rj}$ )及處理業者回收處理量( $q_t$ )之影響，本研究利用表 3 資料，進行迴歸分析（註 32），迴歸結果彙整如表 4 所示。由表 4 可以發現， $G_1$ 與 $G_2$ 之迴歸係數相當顯著，達到 99% 可信賴，且迴歸係數（彈性值）分別為 0.46 與 1.314，均大於零，隱含政府的監督查核與認證稽核的努力，的確有助於提高業者的申報量，或提高業者誠實申報誘因。此外，認證稽核支出彈性值高於監督查核支出彈性值，顯示處理業者的申報量對政府的稽核認證的誠實申報誘因相對較顯著，易言之，政府在認證稽核支出的政策效果較佳。這也可以驗證，政府認證稽核支出，雖然僅是監督查核支出兩倍（詳見表 3），然而，彈性值卻大約增加 3.5 倍。顯示認證稽核努力具有規模報酬遞增的效果。

#### 5.3.2 徵收費與補貼費率對申報量迴歸分析

表 4 顯示，徵收費的迴歸係數雖然不顯著，然而，與營業申報量呈反向關係，與前文之比較靜態結果吻合。補貼費費率與處理業者的誠實申報量，則呈現高度顯著性（99%可信賴）與正向關係，同樣符合前文比較靜態結果。同時，補貼率迴歸係數（1.592），大約是徵收費率迴歸係數（0.159）的 10 倍，顯示，補貼費對處理業者的匿報誘因的確有高於責任業者的匿報誘因的傾向。分析結果，可以支撐政府在認證稽核支出高於監督查核支出之政策措施的合理性。

表 4 查核與稽核認證努力之迴歸分析<sup>1</sup>

迴歸方程式	$R^2$
監督查核努力與責任業者申報量之迴歸方程式 $\ln q_{rj}^i = 18.34 + 0.46 \ln G_1 - 0.159 \ln t_j^i$	0.870
認證稽核努力與處理業者處理量之迴歸方程式 $\ln q_{rl}^k = -33.768 + 1.314 \ln G_2 + 1.592 \ln s_l^k$	0.932

資料來源：本研究。

註 1：括號內數字為  $t$  值；\*\*\*表示迴歸係數 1% 顯著（或 99% 可信賴）。

## VI、結論

如何提高自測自報的誠實申報誘因？一直是環境與資源管理制度關心的課題。本文認為傳統文獻，以徵收費率等於期望罰金作為誠實申報條件，由於缺乏對申報者本業產品收益的考量，因此，僅是誠實申報的必要條件。本文透過學理分析，以及台灣固體廢棄物管理制度的特性，分別針對責任業者徵收制度及處理業者補貼制度，補充一個充分條件，提出「真正」誠實申報的充分與必要條件。由於台灣固體廢棄物管理制度相當成功，政府每年也花費龐大的監督查核與認證稽核費用，目的在於提高責任業者與處理業者的誠實申報誘因，促進固體廢棄物管理制度的效率性與公平性。然而，認證稽核費用大約是監督查核的兩倍，是否具政策合理性？爰此，本文以近十五年資料，進行實證分析，分別檢視政府監督查核與認證稽核費用的誠實申報誘因效果，以及徵收費與補貼費之誠實申報效果。實證結果發現：(1) 各項變數之迴歸係數符號，符合理論模型的比較靜態效果；(2) 處理業者對政府的認證稽核努力及補貼率較敏感（相較於責任業者對監督查核努力及徵收費），驗證政府在認證稽核支出高於監督查核支出的合理性。

本研究的實證分析涉及龐大資料的整理，因此，過去甚少進行相關議題的研究，這是本研究的主要價值之一。此外，實證結果除了驗證比較靜態分析結果，同時，由徵收費與責任業者申報量呈負相關，及補貼費與處理業者處理量呈正相關可知，適當徵收費費率及補貼費費率訂定的重要性，政策意涵指出，政府必須動態檢討費率訂定的合理性，以利提高廠商誠實申報誘因。

本文假設徵收費與補貼費率為外生固定，然而，在台灣現行固體廢棄物管理制度，是在預算平衡基礎下，考量徵收費率與補貼費率，因此，兩者應具連動性。然而，如果考量整體社會福利最大化下，則最適徵收費率與補貼費率應如何訂定？此外，在現行補貼制度下，主要補貼對象為處理業者，然而，對提升回收處理量有實質幫助者，卻是都市固體廢棄物產生源，亦即決定於家戶民眾是否能夠做好源頭分類，然而，現行政策尚未將補貼機制擴及家戶端對垃圾分類的誘因上。實證上，本文以加總資料進行分析，喪失個別廠商行為特徵，這是本研究限制。上述問題，攸關台灣固體廢棄物管理制度的健全性，均是未來可以進一步研究的課題。

投稿日期：2015 年 7 月 7 日

接受日期：2015 年 10 月 6 日

## 附註

1. 近十五年（1998–2012）來，責任業者繳交金額約達 778.4 億元；回收業者接受補貼金額約達 695.4 億元。（行政院環境保護署資源回收管理基金管理委員會，2013）。
2. 近十五年（1998–2012 年）來，台灣的固體廢棄物處理已產生極大績效，每人每日固體廢棄物量由 1997 年的 1.14 公斤，下降至 2012 年的 0.4 公斤，成為全球的典範（行政院環境保護署資源回收管理基金管理委員會，2013）。
3. 政府回收基金徵收金額約達 756 億元，其中，信託基金之用途為補貼廢棄物之回收處理，收入預算編列計約 599 億元，實際支出約 540 億元；另非營業基金之用途則係支應行政管理、宣導推廣、獎勵補（捐）助及查核與稽核認證等各項業務，收入編列約 157 億元，實際支出約 127 億元。
4. 徵收費可視為匿報的邊際效益，期望罰金則是匿報的邊際成本。
5. 文獻上對誠實申報問題有多種處理方式，例如利用期望罰金模型或預期效用模型（或展望理論）等，由於前者較普遍與分析方便，因此，本研究擬以期望罰金模型探討廠商誠實申報問題，相關方法與文獻可參閱 Van Egteren 與 Weber (1996) 及 Stranlund 與 Dhanda (1999) 等。
6. 在現行制度下，政府對責任業者的收費費率，隨其產品而不同，包括鐵容器、PTE 容器、機車、汽車、洗衣機、電腦主機、PVC 塑膠容器、冷暖氣機及監視器等。因此，本研究必須區分產品類別。且本文假設生產量等於銷售量，沒有存貨問題。
7. 徵收費之費基為商品數量，與廠商別無關，因此，徵收費率沒有上標廠商別符號。
8. 在現行台灣回收制度下，費率固定不變。
9. 一般而言，申報量小於或等於生產量，因此，匿報量大於或等於零，如果是後者，則稱誠實申報。
10. 抑可稱為政府查核廠商匿報的困難度，因此，愈小，表示廠商有較高的匿報能力，或政府辨視廠商匿報能力愈低 (Macho-Stadler、Pérez-Castrillo, 2006)。
11. 本研究以政府每年查核支出作為政府查核努力的代理變數，由於政府查核支出愈高，隱含政府查核件數及到廠查訪次數愈多等。本文基於後續實證分析的方便性，因此，以政府查核支出代表政府查核努力。

12. 假設政府查核努力成效遞減。
13. 由於本文依據一般經濟學原理，假設成本函數是生產量的二次凸函數，因此， $\partial\Phi/\partial q_j^i < 0$ ； $\partial^2\Phi/\partial(q_j^i)^2 = 0$ ，隱含  $\Phi$  是  $q_j^i$  的線性函數（詳細證明見附錄一）。
14.  $\partial\Theta/\partial q_{rj}^i < 0$ ； $\partial^2\Theta/\partial(q_{rj}^i)^2 < 0$ ，隱含  $\Theta$  是  $q_{rj}^i$  的凹函數（詳細證明見附錄一），且存在一個最高申報量（ $q_{rj}^0$ ），見圖 1。
15. 由於申報量不可能大於生產量，因此，邊際期望罰金曲線的定義域（domain）為 $0 \leq q_{rj}^i \leq q_j^i$ ，如圖 1 之  $\Theta$  曲線所示。
16. 此現象符合直覺，亦可證明圖 1 的合理性。
17. 基於文章篇幅考量，比較靜態詳細推導過程不贅述，有興趣的讀者可向聯繫作者索取。
18. 同註 16 之說明。
19.  $\partial\Omega/\partial q_l^k < 0$ ； $\partial^2\Omega/\partial(q_l^k)^2 = 0$ ，隱含  $\Omega$  是  $q_l^k$  的線性函數（詳細證明見附錄二）。
20.  $\partial\Psi/\partial q_{rl}^k < 0$ ； $\partial^2\Psi/\partial(q_{rl}^k)^2 > 0$ ，隱含  $\Psi$  是  $q_{rl}^k$  的凸函數（詳細證明見附錄二），且存在一個最低申報量（ $q_{rl}^0$ ），見圖 3。
21. 由於申報量不可能小於回收處理量，因此，邊際期望罰金曲線的定義域（domain）為 $q_{rl}^k \geq q_l^k$ ，如圖 3 之  $\Psi$  曲線所示。
22. 此現象符合直覺，亦可證明圖 3 的合理性。
23. 基於文章篇幅考量，比較靜態詳細推導過程不贅述，有興趣的讀者可向聯繫作者索取。
24. 說明同註 22。
25. 需滿足  $q_{rj}^i \geq 0$ 。
26. 需滿足  $q_{rl}^k \geq 0$ 。
27. 基於文章篇幅考量，比較靜態詳細推導過程不贅述，有興趣的讀者可向聯繫作者索取。
28. 本文僅就責任業者申報量選擇鐵容器、PET 容器、機車、汽車及洗衣機等 5 項；以及回收處理業者回收申報量選擇洗衣機、電腦主機、PVC 容器、冷暖氣機及監視器等 5 項，進行實證分析。
29. 計數轉換為計重之換算比為：機車 60kg/輛，汽車 800kg/輛，輪胎 9kg/條，電視機 25kg/台，洗衣機 40kg/台，電冰箱 50kg/台，冷暖氣機 60kg/台，電風扇 4kg/台，筆記型電腦 4kg/件，電腦主機 12kg/件，監視器 12kg/件，印表機 9kg/件，鍵盤 1kg/件；潤滑油自 91 年 7 月起收費費率為 0，略不計入；農藥及特殊環境衛生用

- 藥廢容器係從原體進口價格或從成品重量收費，且占比極小，略不計入。
- 30. 非定態變數間，可能會出現所謂「假性迴歸」(spurious regression) 現象，也就是在迴歸方法檢定的時候，如果採用的時間序列變數不是定態，則迴歸結果很有可能使原本毫無因果關係的變數之間卻出現假的因果關係（楊奕農，2009）。
  - 31. ADF 檢定是用來確認資料是否存在單根，而 ADF 修正殘差項降低 DF 檢定力的問題，使其檢定結果符合實際情形。
  - 32. 對數迴歸分析之迴歸係數即為本研究所需要之彈性值。

## 參考文獻

- 行政院環境保護署資源回收管理基金管理委員會，2013。《各年度回收量》。台北：行政院環境保護署資源回收管理基金管理委員會。取自 <http://recycle.epa.gov.tw/Recycle/index2.aspx>。
- 郭瑞基、王泰昌、王瑞君，2007。「自發性申報機制與環境稽核政策之分析」，《臺灣管理學刊》。7 卷，2 期，103-122。
- 黃宗煌、楊東海，1997。「誠實且立即申報污染實況之誘因機制與環境政策的效果」，《經濟論文》。25 卷，2 期，163-200。
- 楊奕農，2009。《時間序列分析－經濟與財務上之應用》。台北：雙葉書廊。
- Carvalho, P. and C. R. Marques, 2014. "Economies of Size and Density in Municipal Solid Waste Recycling in Portugal," *Waste Management*. 34(1): 12-20.
- Dijkstra, R. B. and T. G. D. Rübelke, 2013. "Group Rewards and Individual Sanctions in Environmental Policy," *Resource and Energy Economics*. 35(1): 38-59.
- Friesen, L. and L. Gangadharan, 2013. "Designing Self-reporting Regimes to Encourage Truth Telling: An Experimental Study," *Journal of Economic Behavior & Organization*. 94: 90-102.
- Harford, J. D., 1987. "Self-Reporting of Pollution and the Firm's Behavior under Imperfectly Enforceable Regulations," *Journal of Environmental Economics and Management*. 14(3): 293-303.
- Kaplow, L. and S. Shavell, 1994. "Optimal Law Enforcement with Self-Reporting of Behavior," *Journal of Political Economy*. 102(3): 583-606.
- Kwerel, E., 1977. "To Tell the Truth: Imperfect Information and Optimal Pollution Control," *Review of Economic Studies*. 44(3): 595-601.
- Livernois, J. and C. J. McKenna, 1999. "Truth or Consequences Enforcing Pollution Standards with Self-reporting," *Journal of Public Economics*. 71(3): 415-440.
- Macho-Stadler, I. and D. Pérez-Castrillo, 2006. "Optimal Enforcement Policy and Firm's Emissions and Compliance with Environmental Taxes," *Journal of Environmental*

- Economics and Management.* 51(1): 110-131.
- Malik, A., 2002. "Further Results on Permit Markets with Market Power and Cheating," *Journal of Environmental Economics and Management.* 44(3): 371-390.
- Marshall, R. E. and K. Farahbakhsh, 2012. "Systems Approach to Integrated Solid Waste Management in Developing Countries," *Waste Management.* 33(4): 988-1003.
- McCarthy, J. E., 1994. "The Municipal Solid Waste Problem in the Main Industrialized Countries," In *The Management of Municipal Solid Waste in Europe: Economic, Technological and Environmental Perspectives.* Edited by A. Q. Curzio, L. Prosperetti, and R. Zoboli. Amsterdam : Elsevier Science Serials.
- Meylan, G., R. Seidl, and A. Spoerri, 2013. "Transitions of Municipal Solid Waste Management. Part I: Scenarios of Swiss Waste Glass-packaging Disposal," *Resource, Conservation and Recycling.* 74: 8-19.
- Stranlund, J. and K. Dhanda, 1999. "Endogenous Monitoring and Enforcement of a Transferable Emissions Permit System," *Journal of Environmental Economics and Management.* 38(3): 267-282.
- Van Egteren, H. and M. Weber, 1996. "Marketable Permits, Market Power, and Cheating," *Journal of Environmental Economics and Management.* 30(2): 161-173.

## 附錄

### 附錄一：責任業者淨收入曲線及邊際期望罰金曲線特性分析

#### 1. 淨收入曲線

重寫淨收入曲線方程式如下（省略上下標）：

$$\Phi = p - \partial c / \partial q = p - c' \quad (A-1)$$

##### 1.1 淨收入曲線一次導數（斜率）

(A-1)式對生產量( $q$ )微分：

$$\partial \Phi / \partial q = -c'' < 0$$

由於  $p$  固定，且假設成本函數是生產量的二凸函數，因此，邊際成本遞增， $c'' > 0$ ，可以獲得淨收入曲線為負斜率。

##### 1.2 淨收入曲線二次導數

由於成本函數為二次式，隱含邊際成本固定，亦即， $c''' = 0$ 。因此，上式再對生產量( $q_j^i$ )二次微分：

$$\partial^2 \Phi / \partial q_j^2 = 0$$

上述隱含淨收入曲線為生產量的線性函數。

#### 2. 邊際期望罰金曲線

重寫邊際期望罰金曲線方程式如下：

$$\Theta = F \partial \beta / \partial q_{sj}^i + \beta \partial F / \partial q_{sj}^i = F \beta' + \beta F' \quad (A-2)$$

## 2.1 邊際期望罰金曲線一次導數（斜率）：

(A-2)式對申報量( $q_{rj}^i$ )微分：

$$\partial \Theta / \partial q_{rj} = -[F \beta'' + 2\beta' F' + \beta F''] < 0$$

由於  $F \beta'' + 2\beta' F' + \beta F'' > 0$  (參考 Harford (1987 設定))，因此，上式為負。

## 2.2 邊際期望罰金曲線二次導數：

本文假設查核機率與罰金是匿報量的二次函數，因此， $\beta''' = F''' = 0$ 。則 (A-2) 式對申報量 ( $q_{rj}^i$ ) 二次微分，可獲得：

$$\partial^2 \Theta / \partial (q_{rj})^2 = 3[\beta'' F' + \beta' F''] > 0$$

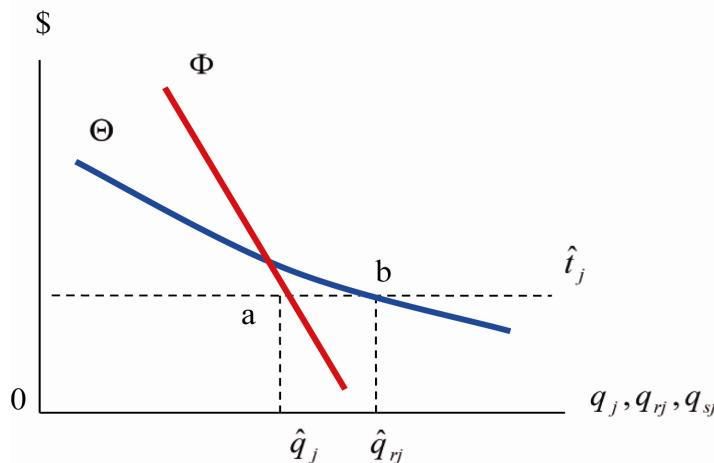
依據本文假設， $\beta'' > 0$ ， $F'' > 0$ ，表示邊際期望罰金曲線為申報量的凸函數。

## 3. 淨收入曲線與邊際期望罰金曲線之關係

透過前述證明，淨收入曲線與邊際期望罰金曲線均為負斜率，且淨收入曲線為線性函數；邊際期望罰金為凸函數。因此，存在四種情況，分述如下：

### 情況一：淨收入曲線較邊際期望罰金曲線陡

在此情況下，如果政府徵收費率訂為  $\hat{t}_j$ ，則將出現申報量大於生產量( $\hat{q}_{rj} > \hat{q}_j$ )，亦即匿報量為負( $\hat{q}_{sj} < 0$ ) (違反(2)式的限制條件) 的不合理現象，如附圖 1 所示。易言之，此情況將不存在均衡解。

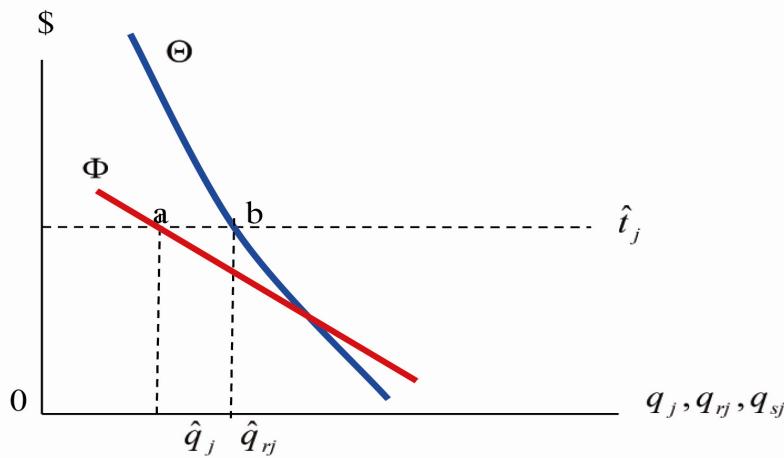


資料來源：本研究。

附圖 1 淨收入曲線與邊際期望罰金曲線情況一

#### 情況二：淨收入曲線較邊際期望罰金曲線平坦

在此情況下，如果政府徵收費率訂為  $\hat{t}_j$ ，則將出現申報量大於生產量 ( $\hat{q}_{rj} > \hat{q}_j$ )，亦即匿報量為負 ( $\hat{q}_{sj} < 0$ ) (違反(2)式的限制條件) 的不合理現象，附圖 2 所示。易言之，此情況將不存在均衡解。

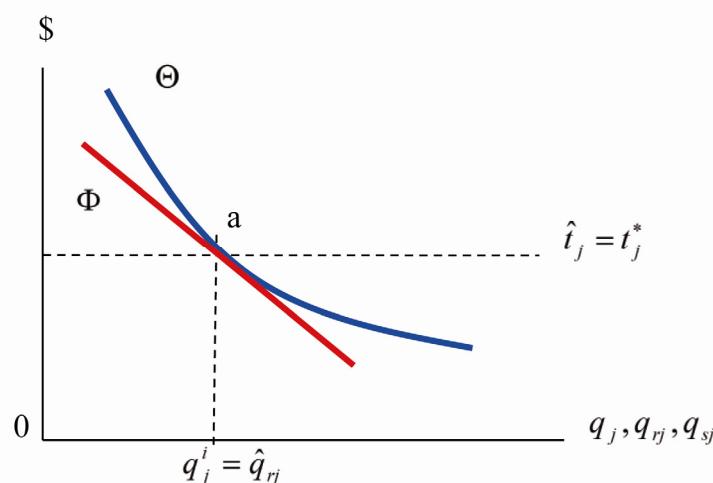


資料來源：本研究。

附圖 2 淨收入曲線與邊際期望罰金曲線情況二

### 情況三：淨收入曲線較邊際期望罰金曲線相切

在此情況下，如果政府訂定最適徵收費費率  $\hat{q}_j$ ，將出現申報量等於生產量 ( $\hat{q}_{rj} = \hat{q}_j$ )，亦即匿報量零 ( $\hat{q}_{sj} = 0$ ) 的現象，如附圖 3 所示。然而，如果政府訂定徵收費費率  $\hat{t}_j \neq t_j^*$ ，則將出現申報量大於生產量 ( $\hat{q}_{rj} > \hat{q}_j$ )，亦即匿報量負 ( $\hat{q}_{sj} < 0$ ) 的不合理現象，如附圖 3 所示。易言之，此情況將是不穩定的均衡解。



資料來源：本研究。

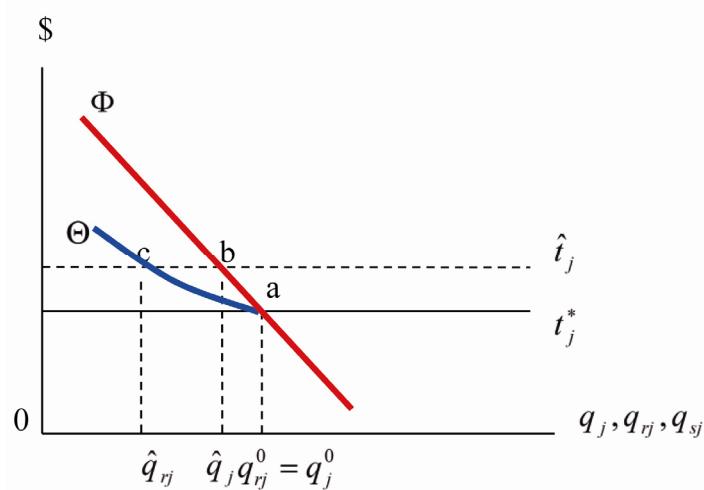
附圖 3 淨收入曲線與邊際期望罰金曲線情況三

### 情況四：淨收入曲線較邊際期望罰金曲線交，且邊際期望罰曲線定義域為

$$\hat{q}_{rj} \leq \hat{q}_j$$

為滿足(2)式之  $\hat{q}_{rj} \leq \hat{q}_j$  條件，將限制邊際期望罰曲線的定義域 (domain)，如下圖所示，亦即邊際期望罰曲線與淨收入曲線相交於 a 點。在此情況下，如果政府訂定最適徵收費費率  $t_j^*$ ，亦即  $\Phi = \Omega = t_j^*$ ，則申報量等於生產量 ( $\hat{q}_{rj} = \hat{q}_j$ )，亦即匿報量零 ( $\hat{q}_{sj} = 0$ ) 的現象，如附圖 4 之 a 點所示。然而，如果政府訂定徵收費費率  $\hat{t}_j > t_j^*$ ，則將出現申報量小於生產量 ( $\hat{q}_{rj} < \hat{q}_j$ )，亦即匿報量負 ( $\hat{q}_{sj} > 0$ ) 的合理現象，如附圖 4 所示。

綜合上述，可知， $t_j^*$ 即為責任業者誠實申報的「保留徵收費率」(reservation impose fee)，亦即責任業者誠實申報的最高徵收費率，抑或不誠實申報的最低費率。如果政府訂定的徵收費率高於 $t_j^*$ ，將產生匿報現象，且費率愈高，則匿報量愈大。反之，政府訂定的徵收費率不必低於 $t_j^*$ ，因為，責任業者將誠實申報。



資料來源：本研究。

附圖 4 淨收入曲線與邊際期望罰金曲線情況四

## 附錄二：處理業者淨成本曲線及邊際期望罰金曲線特性分析

### 1. 淨成本曲線具凸性

重寫淨成本曲線方程式如下：

$$\Omega = \partial c_l^k / \partial q_l^k - \theta_l r_l^k = c'_l - \theta_l r_l \quad (B-1)$$

#### 1.1 淨成本曲線一次導數（斜率）

(B-1) 式對處理量 ( $q_l^k$ ) 微分：

$\partial \Omega / \partial q_{rl} = c''_l > 0$  (因為邊際成本遞增， $c'' > 0$ )，可以獲得淨收入曲線為正斜率。

#### 1.2 淨成本曲線二次導數

為簡化分析，假設成本函數為二次式， $c''' = 0$ ，隱含邊際成本固定。因此，上式對處理量 ( $q_l^k$ ) 二次微分：

$$\partial^2 \Omega / \partial q_l^2 = c''' = 0$$

上述隱含淨收入曲線為處理量的線性函數。

### 2. 邊際期望罰金曲線

重寫邊際期望罰金曲線方程式如下：

$$\Psi = H \partial \alpha / \partial q_{sl}^k + \alpha \partial H / \partial q_{sl}^k = H\alpha' + \alpha H' \quad (B-2)$$

#### 2.1 邊際期望罰金曲線一次導數（斜率）：

(B-2) 式對處理量 ( $q_{rl}^k$ ) 微分：

$$\partial \Theta / \partial q_{rl} = -[H\alpha'' + 2\alpha'H' + \alpha H''] < 0$$

由於  $H\alpha'' + 2\alpha'H' + \alpha H'' > 0$  (參考 Harford (1987) 之設定)，因此，上式為負。

## 2.2 邊際期望罰金曲線二次導數：

為簡化分析，本文令  $\alpha''' = H''' = 0$ 。則 (B-2) 式對申報量 ( $q_{rl}^k$ ) 二次微分，可獲得：

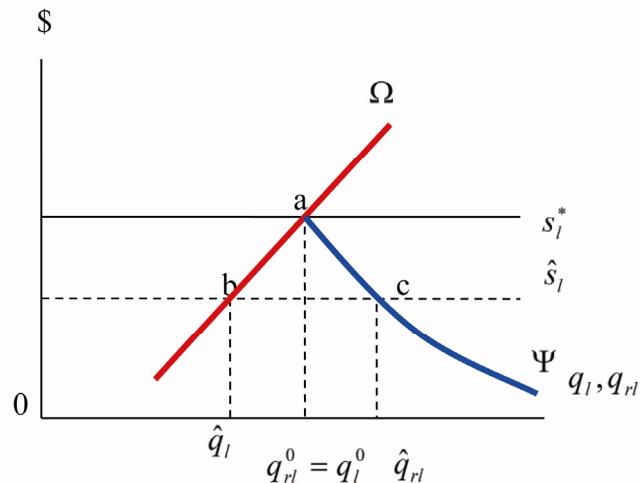
$$\partial^2 \Theta / \partial (q_{rl})^2 = 3[\alpha''H' + \alpha'H''] > 0$$

依據本文假設， $\alpha'' > 0$ ， $H'' > 0$ ，表示邊際期望罰金曲線為申報量的凸函數。

## 3. 淨成本曲線與邊際期望罰金曲線之關係

由於分析內容與責任業者雷同，故不再贅述，僅呈現最終的穩定均衡情況，如附圖 5 所示。為滿足 (8) 式之  $\hat{q}_{rl} \leq \hat{q}_l$  條件，將限制邊際期望罰曲線的定義域 (domain)，如附圖 5 所示，亦即邊際期望罰曲線與淨成本曲線相交於 a 點。在此情況下，如果政府訂定最適補貼率 ( $s_l^*$ )，亦即  $\Omega = \Psi = s^*$ ，則申報量等於生產量 ( $\hat{q}_{rl} = \hat{q}_l$ )，亦即匿報量零 ( $\hat{q}_{sl} = 0$ ) 的現象，如附圖 5 之 a 點所示。然而，如果政府訂定補貼率  $\hat{s} < s^*$ ，則將出現申報量小於生產量 ( $\hat{q}_{rl} < \hat{q}_l$ )，亦即匿報量負 ( $\hat{q}_{sl} > 0$ ) 的合理現象，如下圖所示。

綜合上述，可知， $s_l^*$  即為處理業者誠實申報的「保留補貼率」 (reservation subsidy rate)，亦即處理業者誠實申報的最低補貼率，抑或不誠實申報的最低補貼率。如果政府訂定的徵收費費率低於  $s_l^*$ ，將產生匿報現象，且補貼率愈低，則匿報量愈大。易言之，政府訂定的補貼率不必高於  $s_l^*$ ，因為，處理業者將誠實申報。



資料來源：本研究。

附圖 5 淨成本曲線與邊際期望罰金曲線情況一

## 附錄三

附表 3-1 單根檢定

變數 (取對數)	統計檢定	
	水準值	一階差分
回收處理申報量 ( $q_{rl}^k$ )	-16.073240 <sup>1</sup>	-13.385870 <sup>3</sup>
認證稽核支出 ( $G_2$ )	-3.944240 <sup>2</sup>	-8.099682 <sup>3</sup>
補貼費率 ( $s$ )	-2.268702	-4.343791 <sup>2</sup>
營業申報量 ( $q_{rj}^i$ )	-1.558187	-5.245466 <sup>3</sup>
監督查核支出 ( $G_1$ )	0.009000 <sup>3</sup>	-4.926965 <sup>3</sup>
徵收費率 ( $t$ )	-1.579595	-3.614049 <sup>1</sup>

資料來源：本研究。

註 1：10%顯著（或 90%可信賴）。

註 2：5%顯著（或 95%可信賴）。

註 3：1%顯著（或 99%可信賴）。

附表 3-2  $q_{rj}^i$  與  $q_{rl}^k$  共整合檢定

共整合個數檢定 虛無假設	拒絕(r)特性根數量	Trace Statistic		Max Eigen
		r = 0	r = 1	
$q_{rl}^k$				
0 個	r = 0	r = 1	56.44295 <sup>1</sup>	33.89939
至少 1 個	r ≤ 1	r = 2	22.54357 <sup>1</sup>	15.48164
至少 2 個	r ≤ 2	r = 3	7.06193 <sup>1</sup>	7.06193
$q_{rj}^i$				
0 個	r = 0	r = 1	57.27919 <sup>1</sup>	32.22408
至少 1 個	r ≤ 1	r = 2	25.05511 <sup>1</sup>	20.69033
至少 2 個	r ≤ 2	r = 3	4.36478 <sup>1</sup>	4.36478

資料來源：本研究。

註 1：10%顯著（或 90%可信賴）。

## Re-evaluate “Genuine” Truthful Conditions and Audit Effort Plausibility Assessment: A Case of Solid Waste Management System in Taiwan

Chien-Ming Lee\*, More Wu\*\*, Ever Romel Rosalez\*\*\*

*How to increase truthful self-reporting is a concern of the solid waste management internationally. The purpose of this study is to provide genuine reporting conditions to modify the truthful self-reporting conclusion in the existing literatures. The traditional result of the equivalence between expected penalty and compliance cost is only a necessary condition for a genuine reporting condition. This study has created a normative theoretical model and derived a necessary and sufficient genuine reporting condition. In addition, this model has been empirically testified by fifteen years (1998-2012) data. The empirical results support not only the results of comparative statics but also the reasonability of the inspection efforts policy in Taiwan.*

**Keywords:** Solid Waste Management, Self-reporting, Truthful Reporting, Inspection Expenditure

---

\* Chien-Ming Lee, associate professor of Institute of Natural Resource Management, National Taipei University, 151, University Rd., San Shia, Taipei, 23741 Taiwan, Taiwan. Tel: +886-2-26748189 ext. 67335 ; Fax: +886-2-2503-9083 ; E-mail: cmlee@mail.nptu.edu.tw.

\*\* More Wu, deputy director of the Recycling Fund Management Board, Environmental Protection Administration, Executive Yuan, Taiwan. E-mail: mrwu@sun.epa.gov.tw.

\*\*\* Correspondence: Ever Romel Rosalez, doctoral student of Institute of Natural Resource Management, National Taipei University, 151, University Rd., San Shia, Taipei, 23741 Taiwan, Taiwan. Tel: +886-2-26748189 ext. 67335 ; Fax: +886-2-2503-9083 ; E-mail: everros@yahoo.com.

The authors would like to acknowledge useful comments from two anonymous reviewers. All errors are solely the responsibility of the authors.