

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

匯率波動、匯率轉嫁與傾銷：理論及實證 研究成果報告(精簡版)

計畫類別：個別型
計畫編號：NSC 96-2415-H-343-007-
執行期間：96年06月01日至97年07月31日
執行單位：南華大學管理經濟學系

計畫主持人：林家慶

計畫參與人員：碩士班研究生-兼任助理人員：鄭婷云

處理方式：本計畫涉及專利或其他智慧財產權，2年後可公開查詢

中華民國 97年10月22日

行政院國家科學委員會補助專題研究計畫成果報告

匯率波動、匯率轉嫁與傾銷：理論及實證

(精簡報告)

計畫類別：個別型計畫

計畫編號：NSC 96-2415-H-343-007-

執行期間：民國 96 年 6 月 1 日至民國 97 年 7 月 31 日

執行單位：南華大學管理經濟學系暨經濟學研究所

計畫主持人：林家慶

計畫參與人員：鄭婷云（碩士班兼任助理人員）

處理方式：二年後可公開查詢

中華民國九十七年十月二十三日

匯率波動、匯率轉嫁與傾銷：理論及實證

林家慶*

摘要

本研究考慮了匯率不完全轉嫁，建立一個實質選模權模型，以探討匯率相關變數與傾銷之關係。本研究發現匯率水準值、匯率成長率、匯率波動與匯率轉嫁幅度和傾銷機率之間存在不對稱關係。簡單的說，當匯率水準較低時，進口國貨幣預期升值會使傾銷機率提高，反之，當匯率水準值較高時，上述效果則可能會消失或反轉。相反的，若匯率水準足夠低，匯率轉嫁幅度和傾銷機率為負相關，若匯率水準足夠高，則匯率轉嫁幅度和傾銷機率則可能變成正相關。另外，當匯率水準足夠低或足夠高時，匯率波動和傾銷機率為正相關。本研究使用美國1980-2006年14個產業別的反傾銷案件資料驗證理論的正確性，實證結果普遍支持理論的預期。

關鍵字：傾銷、匯率、匯率轉嫁

* 國立政治大學陳坤銘教授於計畫執行期間對本研究內容提供很多有用的建議，特此感謝。本文若有疏漏之處仍屬本人之責。聯絡資訊：cclin77@mail.nhu.edu.tw。

Exchange Rate Movements, Exchange Rate Pass-through, and Dumping: Theory and Evidence

Chia-Ching Lin

ABSTRACT

This paper develops a real options model with incomplete exchange rate pass-through to investigate the relationship between exchange rate variables and the occurrence of price dumping. Our results reveal that the effect of exchange rate movements on the probability of dumping occurrence is ambiguous, depending on the level of exchange rate. The expected appreciation of the importing country's currency tends to have a positive impact on the probability of dumping occurrence while an increase of exchange rate pass-through might have a negative impact if the exchange rate level is not too high. However, if the exchange rate level is unusually high, this relationship might lessen or even reverse. In addition, exchange rate volatility tends to be positively related to the probability of dumping occurrence if the exchange rate level is high or low enough. Otherwise, its positive relationship might weaken. The number of antidumping cases filed from 1980 to 2006 across 14 industries by U.S. firms is used to test the validity of our theoretical results. Our empirical evidence generally is consistent with the theory. These results suggest that it is essential to take into account the possible asymmetry in investigating the relationship between exchange rate variables and dumping activities.

Keywords: dumping, exchange rate, exchange rate pass-through

一、前言

在歷經GATT (General Agreement on Tariffs and Trade) 八個回合的多邊貿易談判之後，各國進口關稅已調降到很低的水準。例如，2003 年美國、歐盟、日本、台灣等地的平均從價名目關稅稅率已分別降至 3.6%、4.1%、2.9%、6.1%。¹ 因此，很多國家逐漸大量依賴非關稅貿易障礙(non-tariff trade barriers, NTBs)，以替代原本之關稅保護。而其中，近三十年來最被廣泛使用的即是反傾銷貿易政策(antidumping policy)。根據統計，1995 年至 2007 年間，全球反傾銷案件高達 3,210 件，其中以印度所提控訴最多(508 件)，其次為美國(402 件)及歐盟(372 件)。在這段期間裡，我國被控訴案件也高達 178 件。² 進一步，WTO(World Trade Organization)在杜哈回合(Doha round)的談判當中，反傾銷亦是該回合重要談判項目之一。

根據GATT第六條的定義，傾銷(dumping)是指一國廠商將其產品以低於正常價值(normal value)的價格銷售至他國。該正常價值通常以出口國國內價格、第三國相似產品價格或出口商生產成本來估計。³ 依據WTO反傾銷協定，若貿易對手國傾銷事實成立，且該傾銷行為造成國內產業實質損害(material injury)，則該國即可對傾銷國廠商提出反傾銷控訴並課徵反傾銷稅(antidumping duty)。這是因為傾銷被視為一種不公平的貿易行為，而這在國際貿易上是不被允許的。

然而，這種歧視性的貿易政策不管在學界或是實務界都是很有爭議的⁴，因為很多傾銷案例是經濟環境使然，而非出口廠商的惡意行為。早期對於傾銷成因的研究多集中在廠商的個體因素(firm-specific)⁵，近年來則逐漸將重心放在總體因素的影響(如Knetter and Prusa (2003)、Aggarwal (2004)、Feinberg (2005)、Sadni Jallab et al. (2006)等文章)。因為若影響傾銷的主要因素為總體因素，那麼傾銷行

¹ 詳細數據請見劉碧珍、陳添枝與翁永和(2005, 第 180 頁)。

² 請見WTO網站統計資料: http://www.wto.org/english/tratop_e/adp_e/adp_e.htm#statistics。

³ 依不同的定義方式，傾銷可分為價格傾銷(price dumping)及成本傾銷(cost dumping)。

⁴ 反傾銷稅僅對傾銷國廠商課徵，非對所有進口國課徵，這和進口關稅是不同的。

⁵ Blonigen and Prusa (2003)對於反傾銷相關議題作了很完整的回顧及展望。

為則不可視為個別廠商不友善的貿易行為，而濫用反傾銷措施，因此，在未來的WTO談判之中，則必須考慮進行反傾銷法令的改革。

在總體因素的研究當中，匯率是一個重要的因素。因為傾銷認定及反傾銷稅率決定於傾銷差額(dumping margin)的高低⁶，而要將不同幣別計價的母國及地主國價格換算成相同單位，以計算傾銷差額，匯率就成為最重要的因素之一。亦即，在不同的匯率水準之下，傾銷的認定會因此不同。再者，在布列頓森林體系(Bretton Woods system)瓦解後，多數的國家皆採取浮動匯率制度，各國匯率間的波動幅度也逐漸加大。所以匯率對傾銷的應影響應更劇烈。可惜的是，研究匯率如何影響傾銷案件成立的文獻目前仍相當的少。

在理論文獻方面，較具代表性的文章為Knetter and Prusa (2000)，這篇文章認為匯率對傾銷認定及產業損害認定影響是不同的，因此匯率波動對傾銷案件多寡的影響應不確定，需視匯率轉嫁(pass-through)幅度及轉嫁方向而定⁷。然而，這篇文章似乎將其焦點都放在匯率轉嫁上，而忽略匯率是透過傾銷差額的認定來影響傾銷認定⁸。並且，該文章亦未考慮匯率的不確定性。Lin (2006)設定一個兩國模型，並使用Dixit (1989)的實質選擇權(real options)模型，考慮存在匯率不確定性之下，匯率波動如何影響傾銷行為。該研究指出匯率波動對傾銷的影響應是不對稱的。可惜的是，該篇文章假設匯率轉嫁為零，這和實際現象有明顯的出入。

Dornbusch (1987)及Froot and Klemperer (1989)為研究匯率轉嫁的代表性理論文章，他們指出匯率轉嫁受到不完全競爭及市場結構等因素影響。在實證文獻方面，研究匯率轉嫁的實證文章非常多，附錄一列出了17篇1995年後的實證文獻⁹。由這些文獻可知，不管在哪一國或哪一個產業，匯率轉嫁幅度都是顯著大於零的。轉嫁幅度則多數介於0%~100%之間。同時，我們並可發現，不同國家或

⁶ 傾銷差額為出口價格和正常價值之間的差額。

⁷ 匯率轉嫁指的是當本國幣升值1%時，進口品價格下降(上升)的幅度。若進口品價格下降1%，稱為完全轉嫁(fully pass-through)；若進口品價格下降低於1%，稱為部份轉嫁或不完全轉嫁(incomplete pass-through)。

⁸ 或許因為如此，該篇文章在正式發表時拿掉了理論部份。然而，由於這方面的理論文章極缺乏，故該文章仍然是目前研究此議題的重要文獻。

⁹ 1995年前的實證文獻可參考Menon (1995)，該篇文章作了很好的文獻回顧。

不同產業，轉嫁幅度亦有非常顯著的差異。

那麼，匯率轉嫁對傾銷認定重要嗎？答案應是肯定的。因為若匯率完全轉嫁，以本國幣表示的外國出口價格則不會受到匯率波動所影響。因此，若不存在貿易障礙，匯率波動對傾銷差額就不會有影響。由於匯率轉嫁幅度在傾銷差額的認定上有重要的地位，因此，本研究延伸 Dixit (1989) 及 Lin (2006) 的模型，建立一個具備匯率轉嫁的理論模型，以和實際現象呼應，並討論在匯率不確定之下，匯率及匯率轉嫁如何影響傾銷行為。本研究發現，匯率水準值、匯率成長率、匯率波動與匯率轉嫁和傾銷發生間的關係是不對稱的。

進一步，過去的實證文獻指出匯率對反傾銷案件有顯著的影響。然而，即使目前這方面文獻仍然很缺乏，但對匯率影響的方向及方式卻存在著很大的爭議。Feiberg (1989) 可以算是最早期的文章，他使用 1982-1987 年間美國對日本、巴西、墨西哥及韓國的反傾銷及補貼案件資料作實證，研究結果指出，美元升值會使反傾銷案件減少。他認為這是因為一方面美元升值會導致外國廠商降價以求得更大銷售量，因而造成出口價格較正常價值低，而造成傾銷；另一方面，這可能是律師或顧問們的尋租 (rent-seeking) 行為。Niels and Francois (2006) 使用墨西哥 1987-2000 年的反傾銷申請案件數為研究對象，實證結果亦指出前一期的匯率和本期的反傾銷案件數有顯著負相關。

反過來的，Feiberg (2005) 使用 1981-1998 年間美國對 15 個國家的反傾銷案件為資料，結果發現此時美元升值，反傾案件卻是增加的。他提出的解釋是，由於美國國際貿易委員會 (USITC) 於 1979 年貿易法案 (1979 Trade Act) 修正後，對於損害認定較偏向總體因素¹⁰，且此時美國廠商經過長時間的學習後，已能較正確的判斷申訴後是否能構成傾銷認定，故美國廠商會選擇較有利於損害認定的匯率水準提出控訴-即美元升值時。其他有關於美國的實證，如 Irwin (2005)、Knetter and Prusa (2003)、Leidy (1997)、Sadni Jallab et al. (2006) 及 Stallings (1993) 等文章也都有相同的發現。另外，上述部份文章也以歐盟為實證對象，結論也是相似的-即

¹⁰ 1979 年前，USITC 較重視個案因素 (case-specific factor)。

進口國貨幣升值會使反傾銷案例增加。

然而，到底是什麼原因造成實證結果的歧異，目前還未有定論。因此，本研究另一個目的為使用美國 1980-2006 年 14 個產業別的反傾銷案件資料，驗證Lin (2006)所提出的不對稱效果是否存在(例如，美元強勢時，美元升值會使傾銷案例減少；美元弱勢時，美元升值會使傾銷案例增加)，同時，也驗證不同產業間匯率轉嫁幅度不同，是不是造成各產業傾銷案件不同的因素之一。進一步，就作者目前閱讀之文獻，尚未有研究匯率不確定性是否會影響傾銷案件的實證文章¹¹¹²，因此，本研究亦將依據理論模型推論的結果，對此作一驗證。大體上，實證結果支持理論之推理。

本研究分成七節，第一節為前言；第二節建立一個實質選擇權模型；第三節進行理論模型之比較靜態分析；第四節與第五節說明實證模型與實證結果；第六節為結論；最後一節則針對此研究案進行自我評估。

二、理論模型

為分析匯率的不確定性，本研究延伸Dixit (1989)及Lin (2006)的模型，設定一個實質選擇權模型，研究匯率波動如何影響傾銷認定，並且，在某些匯率水準之下，廠商會因此延遲退出市場，而增加傾銷的機會。假設有兩個國家-本國為 d ，外國為 f ；本國廠商每期生產兩單位產品，一單位於國內銷售，銷售價格為 p_d ；另一單位則於國外銷售，以外國幣表示之銷售價格為 p_f 。每一期本國廠商的利潤函數為：

$$\pi = \pi_d + \pi_f = p_d + p_f \cdot R - 2 \cdot C,^{13} \quad (1)$$

¹¹ 文獻上認為匯率波動可分成兩類：波動(volatility)及成長率(Darby et al.,1999 稱之為 misalignments)。本研究將亦分成這兩類進行實證研究。

¹² 有些文章研究匯率波動對轉嫁幅度的影響，如Froot and Klemperer (1989)及Campa and Goldberg (2005)。

¹³ 為簡化數學式，以下我們皆省略了時間 t (下標)。

其中， π_d 為在本國銷售收入； π_f 為在外國銷售收入； C 為生產每單位商品之成本； R 為匯率，表示每單位外國貨幣可兌換本國幣的比率， R 提高表示外國幣升值。我們假設匯率跟隨一個外生性的幾何布朗運動(exogenously geometric Brownian motion)：

$$\frac{dR}{R} = \mu \cdot dt + \sigma \cdot dz \quad (2)$$

其中， μ 為匯率的成長率； σ 為匯率的變異； t 是時間過程； z 是衛納過程(Wiener process)。

進一步，為考慮匯率轉嫁(Exchange rate pass through)幅度的影響，我們使用成本加成定價(markup)的觀念，假設廠商出口價格為 p_x （以本國貨幣表示），出口價格以下式決定：

$$p_x = mkp \cdot mc \quad (3)$$

其中， mkp 為成本加成； mc 為生產1單位產品之邊際成本，假設 mc 為常數。文獻上普遍認為成本加成決於產業因素與總體因素，為簡化我們的分析，我們假設匯率為影響成本加成之唯一總體因素。根據過去研究成本加成與匯率轉嫁的文獻（如 Dornbusch 1987, Campa and Goldberg 2005 等），我們將 mkp 設定為：

$$mkp = \Omega_1 R^{-\eta} \quad (4)$$

其中， Ω_1 為影響加成的產業別因素； η 即為出口匯率彈性。因為廠商以低於邊際成本定價將會導致長期虧損，故我們可知 $mkp \geq 1$ 。此時進口價格為（以外國貨幣表示）：

$$p_f = \frac{p_x}{R} = \Omega_1 R^{-\eta} \cdot mc \cdot R^{-1} = \Omega R^{-(\eta+1)} = \Omega R^{-\varepsilon} \quad (5)$$

其中， $\Omega = \Omega_1 \cdot mc$ ； $\varepsilon = 1 + \eta$ 為進口匯率彈性。由於匯率轉嫁的定義為匯率變動百分之一使進口物價改變之變動百分比，故我們可知 ε 即為匯率轉嫁的幅度。當 $\varepsilon = 1$ 時，表示匯率完全轉嫁(fully pass-through)； $\varepsilon = 0$ 時，表示匯率完全不轉嫁；

$0 < \varepsilon < 1$ 時，表示匯率部份轉嫁(partially pass-through)¹⁴。根據上述分析，我們可將本國廠商利潤函數改寫為：

$$\pi = p_d + \Omega R^{-\varepsilon} \cdot R - 2C = p_d + \Omega R^{1-\varepsilon} - 2C \quad (6)$$

接下來，在匯率存在不確性之下，廠商於每一期，必須決定是否仍要繼續進行出口貿易或在該期退出外國市場，這時候廠商面臨一個二選一的動態規畫(binary choice dynamic programming)問題如下：

$$V(R) = \max \left\{ \xi_d^* - K, \pi_d + \pi_f + \frac{1}{1 + \Delta t \rho} E[V(R') | R] \right\} \quad (7)$$

其中， V 為廠商最適預期現值； K 為廠商退出國外市場所要付的退出成本¹⁵； $\xi_d^* = (p_d - C)/\rho$ 為廠商永遠僅在本國市場銷售的預期現值； R' 為下一期匯率水準； ρ 為廠商主觀之折現率； Δt 為時間區間。第一式($\xi_d^* - K$)表示廠商退出國外市場的預期總價值；第二式($\pi_d + \pi_f + (1 + \Delta t \rho)^{-1} E[V(R') | R]$)則表示廠商仍待在外國市場的預期總價值。

根據 Dixit and Pindyck (1994:128)，我們令

$$\Gamma(R) = p_d + \Omega R^{1-\varepsilon} - 2C - \frac{\rho}{1 + \rho} (\xi_d^* - K) \quad (8)$$

因為 $\Gamma'(R) = \Omega(1 - \varepsilon)R^{-\varepsilon} > 0$ ，所以存在一匯率門檻值 R_E^* ，當本期匯率 $R < R_E^*$ ，廠商則退出外國市場。

使用 Ito's Lemma，(7)式之連續區間(continuation region)可得到一個二階微分方程式

$$\frac{1}{2} V''(R) \sigma^2 R^2 + V'(R) \mu R - V(R) \rho + (p_d + \Omega R^{1-\varepsilon} - 2C) = 0 \quad (9)$$

¹⁴ 我們不考慮過度轉嫁的情況($\varepsilon > 1$)。

¹⁵ $K < 0$ 表示廠商退出市場仍有殘餘價值。

利用邊界條件(boundary condition) $\lim_{R \rightarrow \infty} V(R) = 0$ ，我們可以得到(9)式的解為

$$V(R) = A_1 R^{-\alpha} + \frac{p_d - 2C}{\rho} + \frac{\Omega}{\rho - (1 - \varepsilon)(\mu - \frac{1}{2}\varepsilon\sigma^2)} R^{1-\varepsilon} \quad (10)$$

其中， $\alpha = \frac{[(\mu - 0.5\sigma^2) + \sqrt{(\mu - 0.5\sigma^2)^2 + 2\sigma^2\rho}]}{\sigma^2} > 0$ ¹⁶； A_1 為待求解變數。為了讓折現值收斂，我們假設 $\rho - (1 - \varepsilon)(\mu - \frac{1}{2}\varepsilon\sigma^2) > 0$ 。另外，值得一提的， $A_1 R^{-\alpha}$ 即為廠商面對匯率不確定性，於市場等待下一期更明確資訊的等待價值(waiting values)； $\Omega R^{1-\varepsilon} [\rho - (1 - \varepsilon)(\mu - \frac{1}{2}\varepsilon\sigma^2)]^{-1}$ 為廠商永遠不退出外國市場之出口收入預期折現值。

最後，利用 value-matching 與 smooth-pasting 條件，我們由(10)式求解出門檻值 R_E^* 為

$$R_E^* = \left[\left(\frac{C}{\rho} - K \right) \frac{\alpha}{1 + \alpha - \varepsilon} \frac{\rho - (1 - \varepsilon)(\mu - \frac{1}{2}\varepsilon\sigma^2)}{\Omega} \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (11)$$

為了確使廠商可能退出市場，我們假設 $C/\rho - K > 0$ 。

三、比較靜態分析

(一) 傾銷機率

當廠商以低於正常價值(normal value)將產品銷售至另一國家，且造成該國產業受到實質損害(material injury)，則該國可對該廠商課徵反傾銷稅(antidumping duty)。所謂正常價值是指出口產品在國內銷售價格、輸往第三國售價或出口產品生產成本，若以前兩項判斷是否構成傾銷行為者，稱為價格傾銷(price dumping)，若以生產成本為判斷標準者，稱為成本傾銷(cost dumping)。本研究討論的是價格

¹⁶ 請見Dixit (1989: 626)。

傾銷的例子，因此，廠商是否構成傾銷及課徵多少反傾銷稅，是以本國幣表示之傾銷差額(dumping margin, DM)來定義，當 $DM > 0$ ，表示有傾銷事實。根據前述之推論，傾銷差額為

$$DM = p_d - p_f R = p_d - \Omega R^{1-\varepsilon} \quad (12)$$

若匯率轉嫁 ε 小於 1，我們可以求出另一個匯率門檻值 $R_D^* = (p_d/\Omega)^{1/(1-\varepsilon)}$ ，當本期匯率 $R < R_D^*$ 時，則發生傾銷。

然而，若本期匯率低於 R_E^* ，廠商會退出市場，此時當然不會有傾銷發生。所以僅當本期匯率為 $R_E^* < R < R_D^*$ 時¹⁷，傾銷才會發生。因為 R 跟隨一個幾何布朗運動，所以我們可以求出該廠商發生傾銷的機率為：

$$\begin{aligned} \Pr(R_E^* < R < R_D^*) &= N(m_D) - N(m_E) \\ &= f(R_E^*(\sigma, \mu, \varepsilon, \rho, K, C, \Omega), R_D^*(\varepsilon, p_d, \Omega), \sigma, \mu, \ln R_0, T) \end{aligned} \quad (13)$$

其中， $m_D = \frac{\ln R_D^* - E \ln R}{\sigma \sqrt{T}}$ ； $m_E = \frac{\ln R_E^* - E \ln R}{\sigma \sqrt{T}}$ ； $N(\cdot)$ 為累積標準常態分配。

根據(13)式，我們可看出影響傾銷機率有兩個管道，我們稱之為門檻效果(Threshold Effect, TE)與分配效果(Distribution Effect, DE)。門檻效果為透過影響 R_D^* 與 R_E^* 而使傾銷機率改變，分配效果則是透過匯率之機率分配的改變而使傾銷機率改變。由(13)式並可知 μ 與 σ 會透過兩個效果同時影響傾銷機率，其他變數則透過其中一個效果，以下則針對匯率相關變數作深入討論。

(二) 匯率不確定性與傾銷機率

σ 影響傾銷機率的總效果可寫成：

$$\frac{df(\cdot)}{d\sigma} = \underbrace{\frac{\partial f(\cdot)}{\partial R_E^*} \cdot \frac{\partial R_E^*}{\partial \sigma}}_{TE_\sigma} + \underbrace{\frac{\partial f(\cdot)}{\partial \sigma}}_{DE_\sigma} \quad (14)$$

¹⁷ 理論上 $R_E^* < R_D^*$ ，因為若 $R_E^* > R_D^*$ ，則市場上將無傾銷之廠商。

輔助定理 1

若 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R} + \sigma \cdot \omega_H$ 或 $\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$ ，則 σ 的分配效果為正；若 $\bar{R} + \sigma \cdot \omega_H > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R} + \sigma \cdot \omega_L$ ，則 σ 的分配效果為負。其中， $\bar{R} = E \ln R$ ， $\bar{R}_D^* = \ln R_D^*$ ， $\bar{R}_E^* = \ln R_E^*$ ， $\omega_H = \frac{1}{2}(\sigma T + \sqrt{4T + T^2 \sigma^2}) > 0$ ， $\omega_L = \frac{1}{2}(\sigma T - \sqrt{4T + T^2 \sigma^2}) < 0$ 。

證明：請見附錄二。

命題 1

若匯率完全不轉嫁 ($\varepsilon = 0$)，且 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R} + \sigma \cdot \omega_H$ 或 $\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$ ，匯率波動 σ 和傾銷發生機率是正相關。

證明：當 $\varepsilon = 0$ 時，由(11)與(13)式可得到匯率波動的門檻效果為正

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial R_E^*} \cdot \frac{\partial R_E^*}{\partial \sigma} = \frac{e^{-\frac{1}{2}m_E^2}}{\sqrt{2\pi T}} \frac{1}{\sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2}} > 0.$$

並且，根據輔助定理 1 的推論，在這兩個條件之下，匯率波動的分配效果為正，故根據(14)式，我們可得到 $df(\cdot)/d\sigma > 0$ 。■

由上述推論我們得知，匯率波動對傾銷機率的影響同時經由門檻效果與分配效果。在門檻效果方面，廠商退出外國市場的選擇可以當成廠商擁有一個賣權(put option)，當匯率波動提高，廠商為了獲得更多的市場資訊，因此有動機多等一期而不退出市場，也就是說匯率波動提高可使廠商等待的價值提高。我們亦可透過分析廠商的等待價值來瞭解上述直覺，廠商的等待價值可以寫成

$$A_1 R^{-\alpha} = \left(\frac{C}{\rho} - K \right) \frac{1 - \varepsilon}{1 + \alpha - \varepsilon} \quad (15)$$

以 σ 對(15)式微分

$$\begin{aligned} \frac{\partial A_1 R^{-\alpha}}{\partial \sigma} &= -\left(\frac{C}{\rho} - K\right) \frac{1-\varepsilon}{(1+\alpha-\varepsilon)^2} \frac{\partial \alpha}{\partial \sigma} \\ &= \left(\frac{C}{\rho} - K\right) \frac{1-\varepsilon}{(1+\alpha-\varepsilon)^2} \frac{\alpha}{\sigma} \left(1 + \frac{2\mu + \sigma^2}{2\sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2}}\right) > 0 \end{aligned}$$

換句話說，匯率波動提高使廠商退出市場的門檻 R_E^* 降低，也就是說匯率水準值必需在很低的水準，廠商才會退出市場。因此，匯率很低但廠商仍待在市場，故傾銷的機率會提高。

匯率波動的分配效果則較不明確，需視退出門檻對數值 (\bar{R}_E^*) 與傾銷門檻對數值 (\bar{R}_D^*) 的位置而定，當兩個門檻的對數值比平均匯率對數值 (\bar{R}) 高很多 ($\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R} + \sigma \cdot \omega_H$) 或低很多 ($\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$) 時，分配效果是正的，否則分配效果則可能是負的。原因是當傾銷區間 ($R_D^* - R_E^*$) 離平均值 (期望值) 很遠時，亦即，匯率水準必須在很高或很低的極端值，才有可能發生傾銷。同時，當匯率的波動度愈大時，匯率水準值能掉在極端值的機率也會提高，因此，當傾銷區間離匯率平均值很遠時，匯率波動提高會使傾銷發生的機率也提高。反之，若傾銷區間在匯率平均值附近，匯率波動提高則反而可能會使傾銷的機率下降。

這個命題提供了一個很有趣的推論，當我們同時考慮廠商的傾銷差額、廠商退出市場的可能與匯率的機率分配後，我們發現匯率波動對傾銷發生的影響是不對稱的 (asymmetric)。亦即，當傾銷區間離匯率平均值愈遠，匯率波動提高會提高傾銷發生的機率，但若傾銷區間在匯率平均值附近，匯率波動提高則可能會減少傾銷發生的機率。

數值模擬： $\varepsilon = 0$

雖然理論上我們定義出匯率波動和傾銷機率正相關的範圍，但負相關的範圍卻未明確的定義，所以為了說明不對稱效果的確存在，我們以數值模擬的方式說

明。我們將參數設定為： $p_d = 0.6$, $\Omega_1 = 0.8$, $mc = 0.5$, $\rho = 0.05$, $C = 0.5$, $K = 6$, $R_0 = 2$, $T = 1$, $\mu = 0$, and $\sigma = 0.1$, $\varepsilon = 0$ 。所有參數的設定均符合理論架構對參數的限制，例如，廠商定價較邊際成本高、廠商退出市場的機曾存在、折現值收斂條件成立、傾銷門檻較退出門檻高等。模擬結果列於圖 1A 與圖 1B，圖 1A 顯示傾銷區間較匯率平均值低且距離夠遠 ($\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$)，因為此時匯率波動的分配效果為正，故匯率波動和傾銷機率是正向關係。圖 1B 顯示傾銷區間在匯率平均值附近 ($\bar{R} + \sigma \cdot \omega_H > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R} + \sigma \cdot \omega_L$)，此時匯率波動的分配效果為負，在我們的參數設定之下，匯率的分配效果蓋過其門檻效果，故匯率波動和傾銷機率是負向關係。

以上是討論匯率完全不轉嫁的例子，接下來我們將討論匯率部份轉嫁的例子。

命題 2

若匯率部份轉嫁 ($0 < \varepsilon < 1$)，且 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R} + \sigma \cdot \omega_H$ 或 $\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$ ，匯率波動 σ 和傾銷發生機率仍是正相關。

證明：當 $0 < \varepsilon < 1$ 時，由(11)與(13)式可得到匯率波動的門檻效果為

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial R_E^*} \cdot \frac{\partial R_E^*}{\partial \sigma} = \frac{e^{-\frac{1}{2}m_E^2}}{\sqrt{2\pi T}} \frac{-\phi_1}{\phi_2 \phi_3 \sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2}}$$

其中， $\phi_2 = \mu + 0.5\sigma^2 + \sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2} - \varepsilon\sigma^2 > 0$

$$\phi_3 = \rho - (1 - \varepsilon)(\mu - 0.5\varepsilon\sigma^2) > 0$$

$$\phi_1 = \varepsilon\phi_2 \sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2} - (\phi_2 + \varepsilon\sigma^2)\phi_3$$

因為

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial \varepsilon} = \sigma^2 \left[2(\rho - \mu) + \varepsilon \left(\mu + 0.5\sigma^2 - \sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2} \right) \right]$$

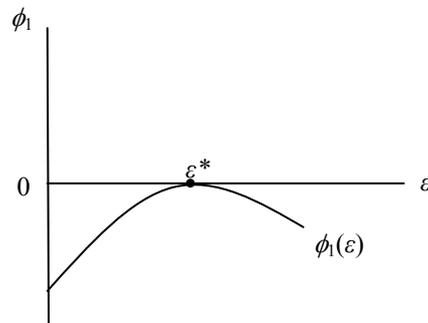
所以

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial \varepsilon} \begin{cases} > 0 & \text{if } \varepsilon < \varepsilon^* \\ = 0 & \text{if } \varepsilon = \varepsilon^* \\ < 0 & \text{if } \varepsilon > \varepsilon^* \end{cases}$$

$$\text{其中, } \varepsilon^* = \frac{2(\rho - \mu)}{-\mu - 0.5\sigma^2 + \sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2}} > 0^{18}$$

$$\text{另外, } \phi_1|_{\varepsilon=0} = -(\rho - \mu)\phi_2 < 0 ; \phi_1|_{\varepsilon=\varepsilon^*} = 0 ; \frac{\partial^2 \phi_1}{\partial \varepsilon^2} = \frac{2(\rho - \mu)}{-\varepsilon^*} < 0 ,$$

根據上述條件，我們可繪出 ϕ_1 及 ε 的關係圖：



由這個圖我們可以清楚的看出 $\phi_1 < 0$ ，因此 $\frac{\partial f(\cdot)}{\partial R_E^*} \cdot \frac{\partial R_E^*}{\partial \sigma} > 0$ 。亦即在匯率部份轉嫁之下，門檻效果仍為正。最後，根據輔助定理 1 的推論，在這兩個條件之下，匯率波動的配置效果為正，故根據(14)式，我們亦可得到 $df(\cdot)/d\sigma > 0$ 。■

數值模擬： $0 < \varepsilon < 1$

命題二指出即使匯率部份轉嫁，匯率波動對傾銷機率的影響仍是不對稱的。在此我們亦使用數值模擬再確認這個現象的存在。我們參照上述的模擬參數設定，但解除 $\varepsilon = 0$ 的假定。模擬結果列於圖 2A 與圖 2B，這兩個模擬結果和圖 1A 與圖 1B 是很相似的。

¹⁸ 請見Chen et al. (2006: 284)。

(三) 匯率成長率與傾銷機率

μ 影響傾銷機率的總效果可寫成：

$$\frac{df(\cdot)}{d\mu} = \underbrace{\frac{\partial f(\cdot)}{\partial R_E^*} \cdot \frac{\partial R_E^*}{\partial \mu}}_{TE_\mu} + \underbrace{\frac{\partial f(\cdot)}{\partial \mu}}_{DE_\mu} \quad (16)$$

輔助定理 2

若 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ ， μ 的分配效果為正；若 $\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$ ， μ 的分配效果為負。

證明：請見附錄三。

命題 3

若匯率完全不轉嫁 ($\varepsilon = 0$)，且 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ ，匯率成長率 μ 和傾銷機率為正相關。

證明：當 $\varepsilon = 0$ ，由(11)與(13)式可得到匯率成長率的門檻效果為

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial R_E^*} \cdot \frac{\partial R_E^*}{\partial \mu} = \frac{e^{-\frac{1}{2}m_E^2}}{\sigma\sqrt{2\pi T}} \frac{-\psi}{(1+\alpha)(\rho-\mu)\sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu-0.5\sigma^2)^2}} > 0.$$

其中， $\psi = \rho - \mu - (1+\alpha)\sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu-0.5\sigma^2)^2} < 0$ 。¹⁹ 進一步，當 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ 時， μ 的分配效果為正（輔助定理 1），所以，根據(16)式，我們可得到 $df(\cdot)/d\mu > 0$ 。

■

和匯率波動相似的，匯率成長率亦同時透過兩個管道影響傾銷機率：門檻效果與分配效果。在門檻效果方面，匯率成長率代表的是對未來匯率水準的預期，所以當匯率成長率提高時，未來的預期利潤折現值會增加。亦即，根據(10)式，廠商待在市場的預期利潤折現值 $\xi_f^*(R)$ 為：

¹⁹ $\psi < 0$ 之證明請見Chen et al. (2006)。

$$\xi_f^*(R) = \frac{\Omega R^{1-\varepsilon}}{\rho - (1-\varepsilon)(\mu - \frac{1}{2}\varepsilon\sigma^2)} - \frac{C}{\rho} \quad (17)$$

由上式可得

$$\frac{\partial \xi_f^*(R)}{\partial \mu} = \frac{\Omega(1-\varepsilon)}{(\rho - (1-\varepsilon)(\mu - \frac{1}{2}\varepsilon\sigma^2))^2} R^{1-\varepsilon} > 0 \quad (18)$$

因此，廠商退出市場的意願降低，亦即退出門檻將降低，也就是說匯率水準必須降低至更低的水準，廠商才可能退出市場，因此增加了傾銷的機率。同時，匯率成長率亦會影響廠商等待的價值，由(15)式可得到

$$\begin{aligned} \frac{\partial A_1 R^{-\alpha}}{\partial \mu} &= -\left(\frac{C}{\rho} - K\right) \frac{1-\varepsilon}{(1+\alpha-\varepsilon)^2} \frac{\partial \alpha}{\partial \mu} \\ &= -\left(\frac{C}{\rho} - K\right) \frac{1-\varepsilon}{(1+\alpha-\varepsilon)^2} \frac{\alpha}{\sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2}} < 0 \end{aligned}$$

亦即， μ 提高會使廠商等待的價值下降，故廠商退出市場的誘因提高，而使傾銷機率下降。然而，經由命題 3 之證明得知，第二個效果較小，故匯率成長率提高仍會使廠商退出門檻降低而提高了傾銷機率。

在 μ 的分配效果方面，當退出門檻對數值 (\bar{R}_E^*) 與傾銷門檻對數值 (\bar{R}_D^*) 的位置在匯率平均水準對數值之上時 ($\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$)， μ 提高會使傾銷機率提高(輔助定理 2)。原因是因為 μ 提高會使匯率平均值提高，因此高於平均值的匯率水準之機率亦會提高，也就是說匯率落在傾銷區間的機率也提高。另外，也可以說退出門檻對數值大於匯率平均對數值時，廠商應預期未來可能會退出市場，但若此時匯率成長率提高，則廠商退出市場的機率就降低了，故待在市場且被認定為傾銷的機率也就提高了。相反的，當 $\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$ 時，匯率成長率提高反而使未來匯率水準會落在傾銷區間的機率降低，故分配效果為負。因此，這個時候負的分配效果可能會超過正的門檻效果，而使匯率成長率和傾銷機率呈現負相關。換句話說，不對稱效果仍然存在於匯率成長率與傾銷機率之間。以下我們再度以數值模擬來

確認這個效果是存在的。

數值模擬： $\varepsilon = 0$

模擬結果列於圖 3A 與圖 3B，圖 3A 顯示傾銷區間較匯率平均值低 ($\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$)，因為此時 μ 的分配效果為負，在我們的參數設定之下，匯率的分配效果蓋過其門檻效果，故匯率波動和傾銷機率是負向關係。相反的，圖 3B 顯示傾銷區間在匯率平均值之上 ($\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$)，此時 μ 的分配效果為正，由於 μ 的門檻效果恒為正，故匯率成長率此時和傾銷機率是正向關係。簡單的說，這兩個圖形說明了不對稱性在匯率成長率對傾銷機率的影響亦存在。

接下來，我們討論匯率不完全轉嫁的情況。

命題 4

若匯率完全不轉嫁 ($0 < \varepsilon < 1$)，且 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ ，匯率成長率 μ 和傾銷機率仍為正相關。

證明： 當 $0 < \varepsilon < 1$ ，由(11)與(13)式可得到匯率成長率的門檻效果為

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial R_E^*} \cdot \frac{\partial R_E^*}{\partial \mu} = \frac{e^{-\frac{1}{2}m_E^2}}{\sigma\sqrt{2\pi T}} \frac{-\Phi}{(1+\alpha-\varepsilon)(\rho-(1-\varepsilon)(\mu-0.5\varepsilon\sigma^2))\sqrt{2\rho\sigma^2+(\mu-0.5\sigma^2)^2}} > 0$$

其中， $\Phi = \rho - (1 - \varepsilon)(\mu - 0.5\varepsilon\sigma^2) - (1 + \alpha - \varepsilon)\sqrt{2\rho\sigma^2 + (\mu - 0.5\sigma^2)^2} < 0$ 。²⁰ 進一步，當 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ 時， μ 的分配效果為正（輔助定理 1），所以，根據(17)式，我們可得到 $df(\cdot)/d\mu > 0$ 。■

數值模擬： $0 < \varepsilon < 1$

命題 4 指出即使匯率部份轉嫁，匯率成長率對傾銷機率的影響仍是不對稱

²⁰ $\Phi < 0$ 之證明請見附錄三。

的。在此我們亦使用數值模擬再確認這個現象的存在。我們參照上述的模擬參數設定，但解除 $\varepsilon = 0$ 的假定。模擬結果列於圖 4A 與圖 4B，這兩個模擬結果和圖 3A 與圖 3B 是很相似的。

命題 5

若 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ ，匯率水準值(R_0)和傾銷機率是正相關；若 $\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$ ，匯率水準值(R_0)和傾銷機率是正相關。

證明：因為 $E \ln R = \ln R_0 + \mu T - 0.5\sigma^2 T$ ，我們以 $\ln R_0$ 對(13)式微分可得：

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial \ln R_0} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi T}} \left[e^{-\frac{1}{2}m_E^2} - e^{-\frac{1}{2}m_D^2} \right],$$

根據輔助定理 2，我們可得到若 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ ，則 $\partial f(\cdot)/\partial \ln R_0 > 0$ ；若 $\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$ ，則 $\partial f(\cdot)/\partial \ln R_0 < 0$ 。■

這個命題的直覺和命題 3 與命題 4 相似，也就是說匯率水準值對傾銷機率的影響仍存在不對稱性。

(四) 匯率轉嫁與傾銷機率

命題 6

匯率轉嫁與傾銷機率間的關係不確定，但當 $\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* + \Lambda_1$ 時，匯率轉嫁和傾銷機率為正相關；當 $\bar{R}_E^* + \Lambda_1 > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ 時，匯率轉嫁和傾銷機率為負相關。

證明：由(13)式微分可得

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial \varepsilon} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi T}} \frac{1}{1-\varepsilon} \left[e^{-\frac{1}{2}m_D^2} \bar{R}_D^* - e^{-\frac{1}{2}m_E^2} (\bar{R}_E^* + \Lambda_1) \right]$$

其中，

$$\Lambda_1 = \frac{\Psi_1}{(\rho - (1-\varepsilon)(\mu - 0.5\varepsilon\sigma^2))(1 + \alpha - \varepsilon)} > 0$$

$$\Psi_1 = (\mu + (0.5 - \varepsilon)\sigma^2)(1 + \alpha - \varepsilon) + (\rho - (1 - \varepsilon)(\mu - 0.5\varepsilon\sigma^2)) > 0^{21}$$

所以我們可得 $\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* + \Lambda_1$ 時， $\partial f(\cdot)/\partial \varepsilon > 0$ ；當 $\bar{R}_E^* + \Lambda_1 > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ 時， $\partial f(\cdot)/\partial \varepsilon < 0$ 。■

匯率轉嫁幅度僅透過門檻效果影響傾銷機率，為更清楚的說明命題 6，我們亦使用模擬的方式，圖 5A 與圖 5B 顯示模擬結果。在合理的參數值設定之下，圖 5A 顯示的 $\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* + \Lambda_1$ 情況，圖 5B 顯示 $\bar{R}_E^* + \Lambda_1 > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$ 的情況。由這兩個圖我們可以清楚的看出，匯率轉嫁和傾銷機率之間亦存在不對稱關係。若我們不考慮影響成本加成(markup)的產業別因素， $mkp \geq 1$ 的條件隱含了 $R \geq 1$ ²²。因此，廠商可能發生傾銷的條件為 $R_D^* > R_E^* \geq 1$ 。在這個條件之下，匯率轉嫁對傾銷門檻與退出門檻的影響皆為正。首先，匯率轉嫁較高代表進口匯率彈性較高，故廠商會定比較低的出口價格，所以使傾銷機率提高。但同時，由於我們假設廠商每期銷售量固定，故較低的定價隱含了利潤較低，此時廠商退出市場的機率提高，因而使傾銷機率降低。這兩個力量究竟何者較大，則需視傾銷區間和預期匯率水準而定。當預期匯率水準在傾銷區間之上時，第一個效果較大，故此時匯率轉嫁和傾銷機率為正相關；反之，則為負相關。

四、實證模型與實證方法

根據上述之理論模型，各匯率變數之預期符號整理於表 1。為了檢驗命題 1、命題 2 與命題 6，我們將匯率區分為三個區間：高、中、低。另外，為了檢驗命題 3、命題 4 與命題 5，我們將進口國匯率水準區分為強勢貨幣區間(SCA)與弱勢貨幣區間(WCA)。實證模型如下：

²¹ 請見附錄四。

²² 亦即 $R < 1$ 時，廠商不可能存在於市場。

$$\begin{aligned}
DUMP_t = & \beta_0 + \beta_1 REER_t + \beta_2 \mu_t + \beta_3 \sigma_t + \beta_4 PT_{it} \\
& + \beta_5 REER_t \times D_1 + \beta_6 \mu_t \times D_1 + \beta_7 \sigma_t \times D_2 + \beta_8 PT_{it} \times D_3 \\
& + \beta_9 GDP_t + \beta_{10} IM_{it} + \beta_{11} D85_t + \beta_{12} CHM_i + \beta_{13} PM_i + e_{it}
\end{aligned} \tag{19}$$

其中， $DUMP_t$ 為反傾銷申請(filed)案件數；下標 t 代表時間；上標 i 代表產業別； β_j ($j=0,1,\dots,13$) 為估計參數； e_{it} 為殘差項。解釋變數說明如下：

$REER_t$ ：前兩期之美元實質有效匯率(real effective exchange rates)平均值。由於美國ITC (International Trade Commission)反傾銷案件統計資料裡，傾銷商品進口年度通常為官方歸檔年度之前一年或前兩年，因此，前兩年的匯率水準應和本年度之傾銷案件數較相關。²³ 這個變數的預期符號是不確定的，但根據命題 5，在強勢貨幣區間裡，預期符號為正。

μ_t, σ_t ：分別代表實質有效匯率的成長率與波動。這兩個變數的預期符號亦不確定，但根據命題 3 與命題 4，在弱勢貨幣區間預期符號為正，在強勢貨幣區間預期符號則不確定。進一步，命題 1 與命題 2 指出，當匯率水準在很高或很低時，匯率波動的預期符號為正，在其他情況則不確定。

我們根據 Tsay(2002)計算幾何布朗運動之成長率與波動的公式，並利用 36 個月之實質有效匯率來計算，計算公式如下：

$$\sigma_t = \frac{1}{\sqrt{\Delta}} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{j=1}^T \left(r_{t-j+1} - \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T r_{t-j+1} \right)^2 \right]^{1/2}, \quad \mu_t = \frac{1}{T \cdot \Delta} \sum_{j=1}^T r_{t-j+1} + \frac{\sigma_t^2}{2},$$

其中， $r_j = \log R_j - \log R_{j-1}$ ； $T = 36$ ； Δ 是時間區間，等於 $1/T$ 。²⁴

PT ：各產業之匯率轉嫁幅度。

D_1 ：虛擬變數，在美元強勢期間(1981-1986)其值為 1，其他期間則為 0。由表 2 可看出，在我們定義的美元強勢期間裡，平均實質有效匯率為

²³ 美國商務部計算傾銷差額原則上是以申請日期(initiation date)往前推算 180 天計算，但美國ITC 對於案件的歸檔日期(filed date)則不一定以廠商申請日期歸檔。例如，美國ITC1982 年歸檔之反傾銷案件共 65 件，但以 1980 年進口值計算傾銷差額之案件數有 37 件，以 1981 年進口值計算傾銷差額的案件數則為 28 件。

²⁴ 請見Tsay (2002: 229)。

129.41，最小值為 116.61。至於其他期間的實質有效匯率，最大值低於 107，平均值為 93.93，可見得我們所定義的美元強勢美元期間應是合理的。

D_2 ：用來衡量匯率很高或很低的虛擬變數。根據命題 1 與命題 2，我們定義兩個門檻值如下：

$$RH_t = \bar{R}_t + \sigma_t \cdot \omega_{H,t} \quad \text{and} \quad RL_t = \bar{R}_t + \sigma_t \cdot \omega_{L,t}$$

根據實際資料，我們將這兩個變數繪於圖 6。命題 1 與命題 2 指出當 $\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > RH$ 或 $RL > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$ 時，匯率波動和傾銷機率是正相關。因為當 RH 很小或 RL 很大時，這兩個情況最容易成立，所以我們定義 RL 最高的五年與 RH 最低的 5 年， $D_2 = 1$ ，其他年度則為 0。

D_3 ：用來衡量匯率很低的虛擬變數。根據命題 6，當匯率水準夠低時，匯率轉嫁和傾銷機率為負相關，因此，我們定義 RH 最低的 5 年 $D_3 = 1$ ，其他年度為 0。

GDP ：實質 GDP 成長率前 2 年平均值，預期符號為負。因為當進口國經濟擴張時，出口商會較有動機提高出口價格，因此使傾銷機會減少。相反的，當經濟衰退時，出口商會想要降低出口價格以爭取銷售，故此時會使傾銷機會提高。²⁵

IM ：各產業進口成長率，預期符號為正。因為當進口量快速增加時，國內廠商會較有動機透過反傾銷來保護自己，因此使反傾銷申訴增多。²⁶

$D85$ ：虛擬變數，1985-2006 年為 1，其餘為 0。美國於 1984 年修改貿易與關稅法 (The Trade and Tariff Act)，要求 ITC 在判斷產業損害認定時，應將所有進口國之進口值納入考量 (亦即包含了非傾銷國)，這個法案使產業較易被認定受損害或有受損害之虞，故使反傾銷控訴較易成立。²⁷

²⁵ 請見 Feinberg (2005: 613-614)。

²⁶ 請見 Aggarwal (2004: 1047)。

²⁷ 請見 Irwin (2005: 654)。

CHM : 產業別虛擬變數，當該變數為化學產業時，其值為 1，餘為 0。

PM : 產業別虛擬變數，當該變數為基本金屬產業時，其值為 1，餘為 0。

在實證方法方面，由於本研究資料是非負的計數資料(non-negative count data)，文獻上多採用Poisson Regression 或Negative Binomial Regression (簡稱NB)。由表 2 可見，本研究被解釋變數之標準差較平均數高出兩倍以上，故和Poisson Regression的假設不符，因此，NB為本研究較適合的估計方法。然而，由於本研究使用的資料型態為追縱資料(panel data)，文獻上普遍使用Negative Binomial Regression Random-Effect Model (簡稱NBREM)²⁸，故我們亦採用這個模型。

五、實證資料與實證結果

(一) 實證資料

由於美國不管在過去或現在，皆是全球最主要使用反傾銷政策的國家，故本研究以美國為研究對象。本研究之被解釋變數為美國反傾銷申請案件數之年資料，資料期間為 1980-2006 年，我們依WTO對反傾銷案件之分類標準與SIC codes將其分為 15 個產業²⁹，資料來源為美國ITC定期公布之“Import Injury Investigations Case Statistics”。因為其他產業的相關變數較不易定義，所以我們僅採用能清楚定義的 14 個產業別。各產業反傾銷案件數最小為 0 件，最大為 70 件，平均每年每產業 2.89 件 (請見表 2)。產業分布請見表 3，1980-2006 年間申請案件共有 1,109 件，其中以基本金屬製品最多，占 560 件，其次為化學製品，占 142 件。

本研究使用之美國匯率轉嫁資料列於表 4。在研究匯率轉嫁幅度的文獻裡，多數都集中於對美國的研究，然而，以所有產業別為估計對象的文章並不多 (請

²⁸ 請見Blonigen (1997)、Aggarwal (2004)、Feinberg (2005)、Knetter and Prusa (2003)等文章。

²⁹ 作者特別感謝顏佳億小姐與林雅淳小姐協助案件分類。

見附錄一)。首先，我們採用 Yang (1997)年的估計結果，該篇文章以 1980-1991 年之月資料，估計美國 17 種製造業之匯率轉嫁幅度。估計結果短期匯率轉嫁幅度為 8.97%~62.13%，平均 31.43%；長期匯率轉嫁幅度為 8.12%~88.43%，平均 41.95%。其次，我們使用 Pollard and Coughlin (2006)的估計結果，該研究以 1978-2000 年之季資料，估計美國 29 種製造業之匯率轉嫁幅度。估計結果匯率轉嫁幅度為 11.5%~109.3%，平均 36.01。由表 4 可看出，除了少部份產業以外（如電子與電力設備及塑膠製品），這兩篇文章所估計的匯率轉嫁幅度並無太大的差異，另外，Campa and Goldberg (2005)對美國匯率轉嫁幅度的估計亦和表 4 相似。

根據 D_2 與 D_3 的定義，1982-1986, 1992, 1994-1997 D_2 被定義為 1；1992, 1994-1997 D_3 被定義為 1。最後，美國實質 GDP 成長率資料來自於 IMF (International Monetary Fund) 資料庫。美國各產業進口成長率 1978-2002 年資料來自於 GTAP 6 (Global Trade Analysis Project) 資料庫，2003-2006 年資來自 World Trade Atlas 計算而得。這兩個變數的基本統計量列於表 2。

(二) 實證結果

以 NBREM 估計之實證結果列於表 5。第 1 欄為未含虛擬變數之標竿模型 (benchmark model)，第 2-4 欄則為使用不同文獻所估計之匯率轉嫁幅度的估計結果。在標竿模型方面，匯率變數僅 REER 與 PT 之估計顯著。REER 估計係數為正，表示美元升值較易產生傾銷事件，這個估計結果和大多數過去的文獻相同。PT 估計係數為正，表示匯率轉嫁幅度提高較易造成傾銷事件。

第 2-4 欄使用虛擬變數來驗證前述理論的正確性。由第 2 欄可清楚的看出，考慮了匯率變數對傾銷事件影響之不對稱性後，各變數的估計係數顯著性明顯提高，可見得匯率變數對傾銷事件之影響應存在不對稱效果，而這可能是文獻上研究結果不同的原因之一。在匯率水準值方面， $REER \times D_1$ 的估計係數為負且顯著，顯示相對於美元弱勢區間，在美元強勢區間裡美元升值可能會使傾銷事件減少，這個估計結果指出 Feinberg (1989) 的估計結果並非無理可循。另外，在其他美元

區間裡，REER的估計係數仍為正且顯著，這個估計結果支持匯率水準值和傾銷機率間的不對稱關係。

在匯率成長率方面， $\mu \times D_1$ 的估計係數為負但不顯著。但估計係數可在 20% 之顯著水準下顯著，同時， μ 的估計係數為正且顯著，這兩個結果說明了匯率成長率和傾銷事件應存在不對稱關係。在匯率波動方面， σ 的估計係數仍然不顯著，但 $\sigma \times D_2$ 的估計係數為正且在 1%的顯著水準下顯著，這個結果指出當匯率水準值在很高或很低的階段時，此時匯率波動的提高可能會促使傾銷事件增多。在匯率轉嫁幅度方面， $PT \times D_3$ 的估計係數為負且顯著，亦即相對於其他匯率區間，當美元非常弱勢時，匯率轉嫁幅度提高可能會使傾銷事件減少。另外， PT 的估計係數仍為正且顯著，這個結果亦驗證了匯率轉嫁和傾銷事件之間的不對稱關係。

第 3 欄與第 4 欄使用了另外兩種匯率轉嫁的估計結果，由這兩欄的估計可清楚的看出，雖然顯著性略有差異，但估計結果和第 2 欄是一致，亦即，匯率變數和傾銷的發生應存在不對稱關係。最後，在控制變數方面，GDP 成長率的估計不顯著。進口成長率估計係數為負且顯著，這個估計結果和部份文獻及預期符號並不相同。但由簡單的統計數據即可看出端倪，由表 3 可得 1990-2006 年間，基本金屬與化學製品反傾銷案件數共 418 件，占有所有反傾銷案件數的 64%，然而，根據統計，這兩個產業在相同時間進口值僅占美國總進口值約 10%。亦即，由這個估計結果可知，美國進口成長率較高的產業，反傾銷案件是較少的。原因可能是進口成長率高的產業，美國相對較依賴其進口，故國內廠商提控的機率就降低了。

六、結論

本研究同時在理論與實證上研究匯率變數和傾銷案件的關係。在理論方面，我們使用實質選擇權分析法，建立一個匯率不完全轉嫁的實質選擇權模型，並利用這個模型討論匯率水準值、匯率成長率、匯率波動與匯率轉嫁和傾銷機率之間

的關係。同時，我們並使用美國 1980-2006 年 14 個產業別的資料進行實證分析。不管在理論或實證方面，研究結果均支持匯率相關變數和傾銷之間存在不對稱關係。這個研究結果不僅替過去文獻上的爭論提供了一解釋，對於文獻上普遍忽略匯率波動與匯率轉嫁對傾銷影響，本研究亦填補了過去文獻不足之處。

七、計畫成果自評

本研究報告大體上均完成了計畫書所提列之研究目的與內容。在理論部份，本研究完成理論模型的建立、求解與推論。在實證部份，本研究建立適當的實證模型並採用可信的方法，以美國各產業反傾銷資料完成實證分析。本研究除了討論文獻上忽略匯率波動與匯率轉嫁對傾銷的影響之外，更提出匯率相關變數和傾銷之間的關係應是不對稱的。因此，本研究在現有文獻上應有所貢獻。

本研究之初稿已於 2007 年在著名國際研討會發表，並得到多數專家學者的肯定。未來本研究報告將分成兩篇學術論文，並嘗試投稿至相關重要國際或國內期刊。最後，本研究仍有部份可以再精進，包括將匯率轉嫁於模型內生化、增加產業別特徵變數以使實證和理論更能呼應等，未來作者將使文章更趨完整。

參考文獻

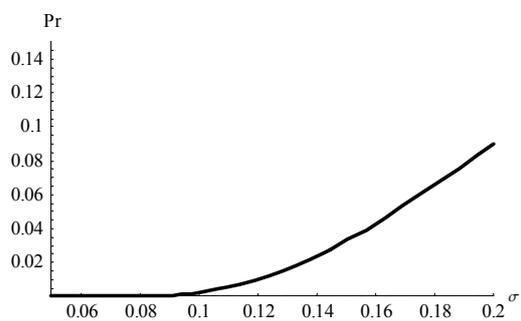
- 劉碧珍、陳添枝與翁永和，2005，國際貿易理論與政策，二版，雙葉書廊有限公司。
- 劉宗欣與張銘仁，2000，“進口物價的匯率轉嫁與不對稱性：台灣的實證研究，”經濟論文，28，369-396。
- Aggarwal, Aradhna, 2004. “Macro economic determinants of antidumping: a comparative analysis of developed and developing countries,” *World Development*, 32, 1043-1057.
- Blonigen, Bruce A. 1997. “Firm-specific assets and the link between exchange rates and foreign direct investment,” *American Economic Review*, 87, 447-465.
- Blonigen, Bruce A. and Thomas J. Prusa, 2003, “Antidumping,” In E. Kwan Choi and James Harrigan (eds), *Handbook of International Trade*, Malden, Mass.: Blackwell.
- Blonigen, Bruce and Stephen E. Haynes, 2002. “Antidumping investigations and the pass-through of antidumping duties and exchange rates,” *American Economic Review*, 92, 1044-1061.
- Campa, Jose Manuel and Jose M. Gonzalez Minguez (2006), “Differences in exchange rate pass-through in the Euro Area,” *European Economic Review*, 50, 121-145.
- Campa, Jose Manuel and Linda S. Goldberg ,2005. “Exchange rate pass-through into import prices,” *Review of Economics and Statistics*, 87, 679-690.
- Chen, Kun-Ming, Hsiu-Hua Rau, and Chia-Ching Lin, 2006. “The impact of exchange rate movements on foreign direct investment: market-oriented versus cost-oriented,” *The Developing Economies*, 44, 269-287.
- Darby, Julia, Andrew H. Hallett, Jonathan Ireland, and Laura Piscitelli, 1999. “The impact of exchange rate uncertainty on the level of investment,” *The Economic Journal*, 109, 55-67.
- Dixit, Avinash K. 1989. “Entry and exit decisions under uncertainty,” *Journal of Political Economy*, 97, 620-638.
- Dixit, Avinash K. and Robert S. Pindyck. 1994. *Investment Under Uncertainty*, Princeton: Princeton University Press.
- Dornbusch, Rudiger, 1987. “Exchange rates and prices,” *American Economic Review*, 77, 93-106.
- Feinberg, Robert M., 1989. “Exchange rates and ‘unfair trade’,” *Review of Economics and Statistics*, 71, 704-707.
- Feinberg, Robert M., 2005. “U.S. antidumping enforcement and macroeconomic indicators revisited: do petitioners learn?” *Review of World Economics*, 141, 612-622.

- Froot, Kenneth A. and Paul D. Klemperer, 1989. "Exchange rate pass-through when market share matters," *American Economic Review*, 79, 637-654.
- Gagono, Joseph E. and Michael Knetter, 1995. "Markup adjustment and exchange rate fluctuations: evidence from panel data on automobile exports," *Journal of International Money and Finance*, 14, 289-310.
- Gron, Anne and Deborah L. Swenson, 1996. "Incomplete exchange rate pass-through and imperfect competition: the effect of local production," *American Economic Review*, 86, 71-76.
- Gross, Dominique M. and Nicolas Schmitt, 2000. "Exchange rate pass-through and dynamic oligopoly: an empirical investigation," *Journal of International Economics*, 52, 89-112.
- Irwin, D., 2005. "The rise of U.S. antidumping action in historical perspective," *The World Economy*, 28, 651-668.
- Kardasz, Stanley W. and Kenneth R. Stollery, 2005. "Exchange rate pass-through in Canadian manufacturing: its direct and indirect components," *Applied Economics*, 37, 1763-1776.
- Knetter, Michael M. and Thomas J. Prusa, 2000. "Macroeconomic factors and antidumping filings: evidence from four countries," *NBER Working Paper*, No. 8010.
- Knetter, Michael M. and Thomas J. Prusa, 2003. "Macroeconomic factors and antidumping filings: evidence from four countries," *Journal of International Economics*, 61, 1-17.
- Lee, Jaewoo, 1997. "The response of exchange rate pass-through to market concentration in a Small Economy: the evidence from Korea," *Review of Economics and Statistics*, 79, 142-145.
- Leidy, Michael P., 1997. "Macroeconomic conditions and pressures for protection under antidumping and countervailing duty laws: empirical evidence from the United States," *IMF Staff Papers*, 44, 132-144.
- Lin, Chia-Ching, 2006. Exchange Rate Movements, Foreign Direct Investment and Strategic Trade Policy: A Real Options Approach, Ph. D. dissertation, Department of International Trade, National Chengchi University, Taiwan.
- Menon, Jayant, 1995. "Exchange rate pass-through," *Journal of Economic Surveys*, 9, 197-231..
- Menon, Jayant, 1996. "The degree and determinants of exchange rate pass-through: market structure, non-tariff barriers and multinational corporations," *The Economic Journal*, 106, 434-444.
- Niels, Gunnar and Joseph Francois, 2006. "Business cycles, the exchange rate, and demand for antidumping protection in Mexico," *Review of Development Economics*, 10, 388-399.
- Parsley, David C., 2003. "Exchange rate pass-through in a small open economy: panel evidence from Hong Kong," *International Journal of Finance and Economics*, 8,

99-107.

- Pollard, Patricia S. and Cletus C. Coughlin, 2006. "Pass-through estimates and the choice of an exchange rate index," *Review of International Economics*, 2006, 14, 535-53.
- Raafat, Feraidoon and Mehdi Salehizadeh, 2002. "Exchange rates, import prices, and antidumping cases: an empirical analysis," *The International Trade Journal*, 16, 269-294.
- Sadni Jallab, Mustapha, Rene Sandretto, and Monnet Benoit Patrick Gbakou, 2006. "Antidumping procedures and macroeconomic factors: a comparison between the United States and the European Union," *Global Economy Journal*, 6, 1-20.
- Stallings, David A., 1993. "Increased protection in the 1980s: exchange rates and institutions," *Public Choice*, 77, 493-521.
- Swift, Robyn, 1998. "Exchange rate pass-through: how much do exchange rate changes affect the prices of Australian exports?" *Australian Economic Papers*, 37, 169-184.
- Tsay, R. S., 2002. *Analysis of Financial Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Wang, Kuo-Liang and Chung-Shu Wu, 1996. "Exchange rate pass-through and industry characteristics," *NBER Working Paper*, NO.5749.
- Yang, Jiawen, 1997. "Exchange rate pass-through in U.S. manufacturing industries," *The Review of Economics and Statistics*, 79, 95-104.
- Yousefi, Ayoub and Tony S. Wirjanto, 2005. "A stylized exchange rate pass-through model of crude oil price formation," *OPEC Review*, 29, 177-197.

備註：為縮減篇幅，附錄一至附錄四未附於本報告之中，相關附錄可向作者索取。



$$mkp = 1.6; p_x = 0.8$$

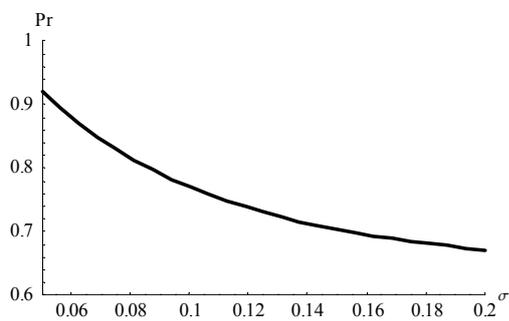
$$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_H = 0.7933$$

$$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L = 0.5930$$

$$\bar{R}_E^* = 0.2447; \bar{R}_D^* = 0.4055$$

圖 1A 匯率波動與傾銷機率：

$$R_0 = 2, \varepsilon = 0$$



$$mkp = 1.12; p_x = 0.56$$

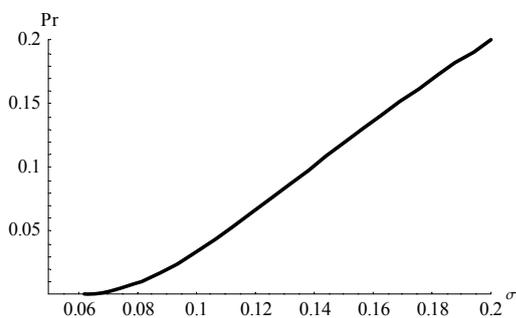
$$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_H = 0.4366$$

$$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L = 0.2363$$

$$\bar{R}_E^* = 0.2447; \bar{R}_D^* = 0.4055$$

圖 1B 匯率波動與傾銷機率：

$$R_0 = 1.4, \varepsilon = 0$$



$$mkp = 1.39; p_x = 0.70$$

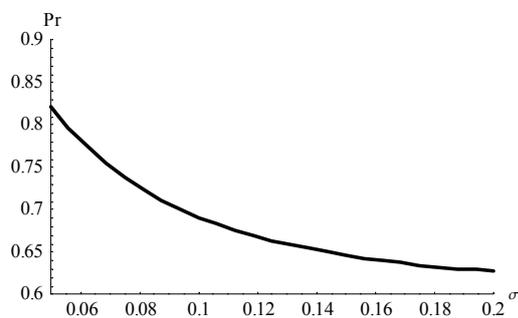
$$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_H = 0.7933$$

$$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L = 0.5930$$

$$\bar{R}_E^* = 0.3951; \bar{R}_D^* = 0.5068$$

圖 2A 匯率波動與傾銷機率：

$$R_0 = 2, \varepsilon = 0.2$$



$$mkp = 1.15; p_x = 0.58$$

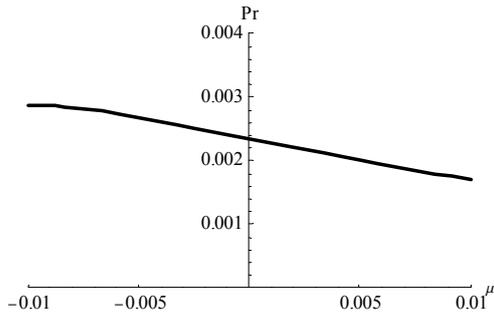
$$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_H = 0.5056$$

$$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L = 0.3053$$

$$\bar{R}_E^* = 0.3123; \bar{R}_D^* = 0.4505$$

圖 2B 匯率波動與傾銷機率：

$$R_0 = 1.5, \varepsilon = 0.1$$



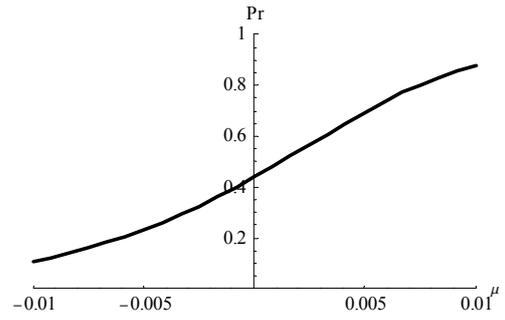
$$mkp = 1.6; p_x = 0.8$$

$$\bar{R} = 0.6881$$

$$\bar{R}_E^* = 0.2447; \bar{R}_D^* = 0.4055$$

圖 3A 匯率成長率與傾銷機率：

$$R_0 = 2, \varepsilon = 0$$



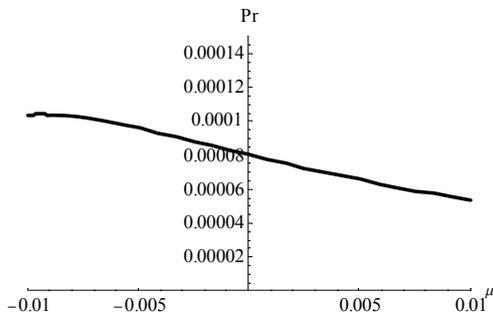
$$mkp = 1.02; p_x = 0.51$$

$$\bar{R} = 0.2419$$

$$\bar{R}_E^* = 0.2447; \bar{R}_D^* = 0.4055$$

圖 3B 匯率成長率與傾銷機率：

$$R_0 = 1.28, \varepsilon = 0$$



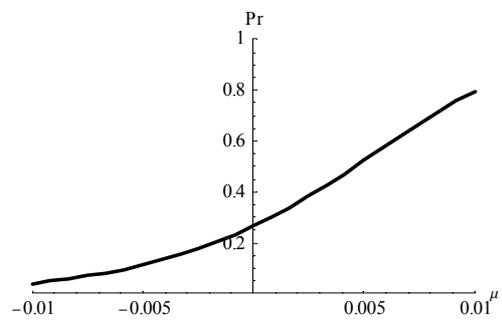
$$mkp = 1.69; p_x = 0.85$$

$$\bar{R} = 0.8279$$

$$\bar{R}_E^* = 0.3123; \bar{R}_D^* = 0.4505$$

圖 4A 匯率成長率與傾銷機率：

$$R_0 = 2.3, \varepsilon = 0.1$$



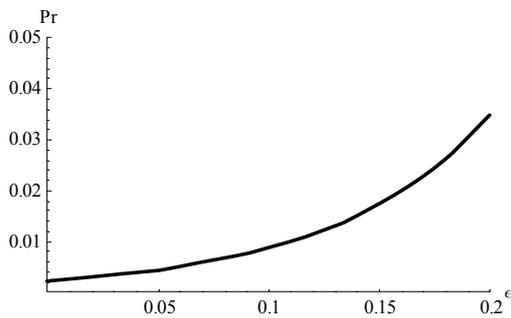
$$mkp = 1.01; p_x = 0.51$$

$$\bar{R} = 0.2574$$

$$\bar{R}_E^* = 0.3123; \bar{R}_D^* = 0.4505$$

圖 4B 匯率成長率與傾銷機率：

$$R_0 = 1.3, \varepsilon = 0.1$$



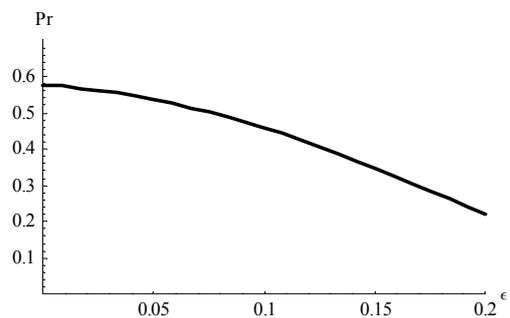
$$mkp = 1.39; p_x = 0.70$$

$$\bar{R} = 0.6881; \bar{R}_E^* + \Lambda_1 = 0.3192$$

$$\bar{R}_E^* = -0.0254; \bar{R}_D^* = 0.5068$$

圖 5A 匯率轉嫁與傾銷機率：

$$R_0 = 2, C = 0.4$$



$$mkp = 1.05; p_x = 0.52$$

$$\bar{R} = 0.3314; \bar{R}_E^* + \Lambda_1 = 0.7398$$

$$\bar{R}_E^* = 0.3951; \bar{R}_D^* = 0.5068$$

圖 5B 匯率轉嫁與傾銷機率：

$$R_0 = 1.4, C = 0.5$$

表 1 匯率變數之預期符號

	R	μ	σ	ε
$\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R} + \sigma \cdot \omega_H$	+	+	+	
$\bar{R}_E^* + \Lambda_1 > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$	+	+	?	-
$\bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* > \bar{R}$	+	+	?	?
$\bar{R}_D^* > \bar{R} > \bar{R}_E^*$?	?	?	?
$\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$	-	?	?	?
$\bar{R} > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^* + \Lambda_1$	-	?	?	+
$\bar{R} + \sigma \cdot \omega_L > \bar{R}_D^* > \bar{R}_E^*$	-	?	+	

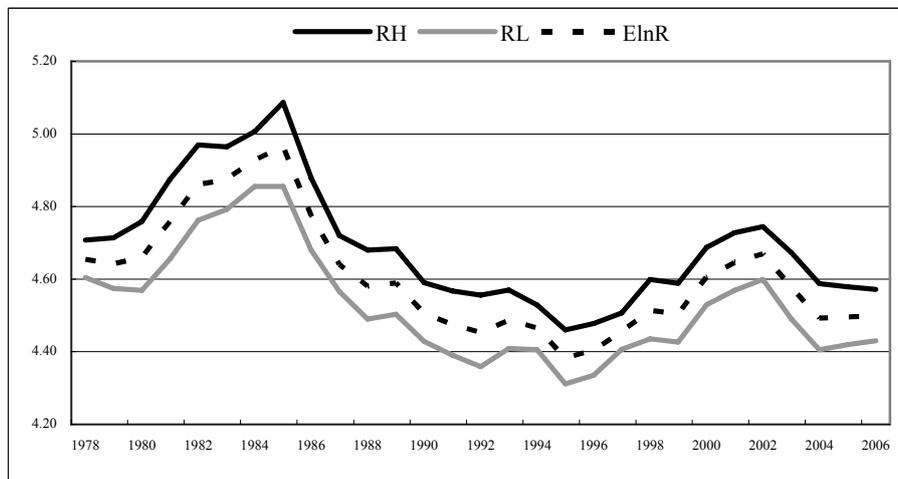


圖 6 匯率門檻：RH and RL

表 2 各變數基礎統計量

變數	平均值	最小值	最大值	標準差
反傾銷案件申請數	2.89	0.00	70.00	7.78
實質有效匯率(REER)				
強勢匯率區間 (1981-1986)	129.41	116.61	143.24	10.51
弱勢匯率區間(1978-1980, 1987-2006)	93.93	80.09	106.61	8.14
實質 GDP 成長率 2 年平均 (%)	3.12	-1.08	5.45	1.25
各產業進口成長率 2 年平均 (%)	11.12	-11.55	44.05	8.87

表 3 美國各產業反傾銷申請案件數

產業別	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2006	合計
農業與食品加工	14	16	13	17	24	84
礦業與非金屬製品	7	19	16	4	22	68
化學製品	31	30	33	10	38	142
塑膠製品	2	5	6	11	22	46
皮革製品	0	0	0	0	0	0
木與木製品	0	0	12	0	2	14
紙與紙製品	0	2	11	0	5	18
紡織品	6	6	3	3	1	19
成衣	0	1	0	0	0	1
基本金屬製品	110	113	135	79	123	560
機械	12	27	20	3	1	63
電子與電力設備	8	18	8	4	5	43
運輸設備	13	6	1	2	1	23
精密儀器	2	2	6	0	0	10
其他	0	3	6	4	5	18
合計	205	248	270	137	249	1,109

資料來源：Import Injury Investigations Case Statistics, USITC, January 2008.

表 4 美國各產業匯率轉嫁幅度

單位：%

產業別	Yang (1997): Short Run	Yang(1997): Long Run	Pollard and Coughlin (2006)
食品加工	18.75	24.85	23.3
非金屬製品	62.13	88.43	35.9
化學製品	37.54	53.12	40.6
塑膠製品	42.85	53.18	19.2
皮革製品	28.45	31.44	27.9
木與木製品	8.97	8.12	22.8
紙與紙製品			11.5
紡織品	20.91	31.24	24.9
成衣	10.99	10.68	24.2
基本金屬製品	16.25	21.23	20.3
機械	56.35	75.59	63.9
電子與電力設備	29.3	39.14	86.1
運輸設備	21.44	35.83	35.8
精密儀器	54.7	72.56	67.8
平均	31.43	41.95	36.01

表 5 實證結果：Negative Binomial Regression Random-Effect Model

解釋變數	匯率轉嫁幅度			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Yang (1997): Short run	Yang (1997): Short run	Yang (1997): Long run	Pollard and Coughlin (2006)
Intercept (β_0)	-3.8839 ^a (-4.52)	-3.4469 ^b (-2.24)	-3.6572 ^b (-2.41)	-3.7404 ^b (-2.42)
REER (β_1)	0.0148 ^b (2.03)	0.0187 ^b (2.04)	0.0189 ^b (2.08)	0.0196 ^b (2.16)
μ (β_2)	0.8765 (1.51)	1.3269 ^c (1.78)	1.3764 ^c (1.86)	1.4473 ^b (1.93)
σ (β_3)	5.1695 (0.57)	0.7786 (0.07)	1.9195 (0.19)	4.7110 (0.44)
PT (β_4)	0.0168 ^a (3.66)	0.0192 ^a (4.15)	0.0153 ^a (4.72)	0.0113 ^a (3.04)
REER \times D ₁ (β_5)		-0.0076 ^c (-1.89)	-0.0078 ^b (-1.94)	-0.0074 ^c (-1.83)
$\mu \times$ D ₁ (β_6)		-1.9976 (-1.40)	-1.9305 (-1.36)	-2.0315 (-1.41)
$\sigma \times$ D ₂ (β_7)		7.2512 ^a (3.33)	7.1760 ^a (3.32)	6.3092 ^a (2.80)
PT \times D ₃ (β_8)		-0.0229 ^b (-2.30)	-0.0161 ^b (-2.28)	-0.0112 (-1.35)
GDP (β_9)	-0.0331 (-0.43)	-0.0124 (-0.15)	-0.0110 (-0.14)	0.0128 (0.16)
IM (β_{10})	-0.0134 (-1.57)	-0.0186 ^b (-2.21)	-0.0177 ^b (-2.14)	-0.0247 ^a (-2.69)
D85 (β_{11})	0.2797 (0.98)	-0.1608 (-0.50)	-0.1419 (-0.44)	-0.2254 (-0.68)
CHM (β_{12})	1.3699 ^a (7.22)	1.4107 ^a (7.56)	1.3655 ^a (7.32)	1.4680 ^a (7.82)
PM (β_{13})	2.8297 ^a (15.93)	2.9103 ^a (16.74)	2.9432 ^a (16.97)	2.7886 ^a (16.78)
Wald χ^2	311.7 ^a	349.3 ^a	350.1 ^a	351.4 ^a

註：括弧內為 z-statistics；上標 a, b 與 c 分別為在顯著水準 1%, 5% 與 10% 下顯著。