

# 貨幣政策與匯率轉嫁之探討 —台灣之實證分析

張瑞娟\*、儂清全\*\*

## 摘要

雖然國際經濟學家對匯率轉嫁 (exchange rate pass-through) 的探討行之已久，但匯率轉嫁是否受貨幣政策的影響，則是近來新開放總體經濟 (new open-economy macroeconomics) 文獻所矚目的焦點之一。本文擬探討台灣各類商品進口價格的匯率轉嫁幅度，並進一步探究該幅度是否會受貨幣政策的影響。方法上，本文首先將參考 Bailliu and Fujii (2004) 及 Campa and Goldberg (2005) 的模型設定，用以建構實證分析之計量模型。有別於文獻中常用最小平方估計的向量自我迴歸模型與單一方程模型，本文採用一般動差法估計動態追蹤資料模型，並進行假說檢定。本實證結果顯示，短期匯率轉嫁幅度為不完全轉嫁，但在長期則為完全轉嫁，與既有文獻相符。而貨幣政策在短期會影響匯率轉嫁幅度，但該影響效果會逐漸遞減至零。這隱含政策執行者欲藉由貨幣政策對匯率轉嫁幅度的影響，進而影響其他總體經濟變數的做法，在短期有效，長期則無效。

關鍵詞：貨幣政策、匯率轉嫁、進口價格

JEL 分類代號：E52, F41

---

\* 國立暨南國際大學經濟學系副教授，本文聯繫作者。電話：(049)2910960#4632，

Email：dellachang@ncnu.edu.tw。

\*\* 國立暨南國際大學經濟學系副教授。

# 貨幣政策與匯率轉嫁之探討 —台灣之實證分析

張瑞娟、穠清全

## 壹、前言

匯率轉嫁 (exchange rate pass-through) ---進口國與出口國間，因匯率變動引起目的地通貨定價之進口價格的反應幅度<sup>1</sup>---一直是國際經濟學家所矚目的焦點之一。究其原因，若一個高度開放國家的匯率轉嫁很大，表示其進口價格受匯率變動的影響非常敏感；一旦某種經濟因素使該國貨幣大幅貶值，將造成進口物價大幅上揚，進而衝擊該國的物價水準。傳統文獻大部分由個體經濟的角度出發，探討匯率轉嫁的決定因素；而近年來新開放總體經濟 (new open economy macroeconomics) 的蓬勃發展，驅使相關學者就總體觀點來檢視匯率轉嫁。例如，Devereux et al. (2004) 指出，轉嫁的幅度取決於進口品預先設定的通貨價格。若廠商慣於採用生產者通貨定價 (producer currency pricing) 模式，則進口其產品或要素的國家所面對的價格，將會隨著匯率變動而同比例變動；因而，匯率轉嫁將會較高。反之，若廠商慣於以目的地通貨定價 (local currency pricing) 模式預先設定商品價格，則匯率轉嫁將會較低。

Taylor (2000) 首先強調，匯率轉嫁主要是匯率持續變動和價格衝擊的函數。在低通

---

<sup>1</sup> 此處採用 Menon (1995)、Goldberg and Knetter (1997) 及 Barhoumi (2005) 等文獻的定義。另外，Betts and Devereux (1996, 2000) 則認為匯率變動之實際轉嫁程度，需參考一個國家的名目匯率變動對進口、生產、消費及出口等價格的影響。所以，匯率轉嫁定義雖因人而異，但大抵可定義為匯率變動對價格的影響程度。

膨和較可信的貨幣政策環境下，廠商較不傾向以提高價格的形式，將成本轉嫁給消費者；因而，造成匯率對國內價格的轉嫁幅度降低。近來亦有少數文獻發展出近似於 Taylor (2000) 的不完全競爭及交疊 (staggered) 契約的動態一般均衡模型，用以強調匯率轉嫁與貨幣政策的關聯性。例如：Choudhri and Hakura (2006) 指出，由於轉嫁反應了貨幣衝擊對目前與未來成本影響的預期效果，而這些成本會因低通膨制度而降低；因此，低通膨制度將會導致匯率轉嫁降低。Devereux and Yetman (2002) 則認為，轉嫁取決於進口商價格改變的頻率，且此頻率為貨幣政策制度的函數；當國家的貨幣政策較可信時，廠商短期間將相對地較少改變其價格，造成轉嫁幅度降低。

本文擬探討台灣進口商品價格的匯率轉嫁幅度，並進一步探究該幅度是否會受貨幣政策的影響。研究對象為台灣國際貿易局貨品分類的 16 類商品，資料期間則涵蓋 1996 年 10 月至 2004 年 12 月之月資料。理由在於：即使匯率轉嫁的議題如此重要，令人遺憾的是，大部分的實證文獻皆以美、德、日與歐盟等工業化國家為研究對象；對小型開放經濟國家的研究則以澳洲居多，台灣的系統性研究相對較少。其次，以台灣在全球貿易的亮麗表現而言，以台灣進出口產業為主題，研究其匯率轉嫁的相關議題，實具有價值。再者，相較於貨幣政策的執行，財政政策受制於總預算的多寡與立法院的生態，前者的執行更加彰顯其機動與迅速；因此，貨幣政策在我國實具有舉足輕重的地位。此外，貨幣政策在一個封閉型經濟體系中，主要是央行透過利率的機制影響消費、投資，進而總體的經濟活動；而在一個開放型經濟中，除了上述傳遞管道以外，貨幣政策則著重於匯率的運作機制。倘若貨幣政策不會影響匯率轉嫁，表示央行執行擴張性貨幣政策刺激產出的同時，並不會帶動國內進口物價水準，進而可能負面影響總體經濟。有鑑於此，本文除了探討進口價格的匯率轉嫁幅度外，亦更進一步探究貨幣政策是否會影響其轉嫁的幅度。另一方面，本研究不僅分析貨幣政策對匯率轉嫁幅度的長短期影響，亦著重於整個轉嫁幅度的動態調整過程，這點可視為本文與既有文獻最大的差異之處。

為了捕捉上述之效果，本研究首先將參考 Bailliu and Fujii (2004) 及 Campa and Goldberg (2005) 的設定模式，用以建構本文實證分析之計量模型。詳言之，我們的實證

模型為一個包含台灣 16 類貿易商品的動態追蹤資料模型。模型中除了一般文獻強調的變數如當期匯率、進口品的需求以及國外生產成本會影響當期進口價格以外，亦納入匯率與貨幣政策的交互項。該項設定有助於分析貨幣政策如何影響轉嫁的幅度。不僅如此，該實證模型亦納入匯率的短期動態以及上述交互項的落後項。理由在於，匯率變動對進口價格以及貨幣政策對轉嫁幅度的影響效果似乎不會當期就調整完畢，而是具有某種程度的遞延現象，而該設定有助於捕捉此遞延現象。另一方面，這種動態設定方式亦可由 Koyck (1954) 所提出的分配落差 (distributed lag) 方式推衍出來。進而，本文利用一般動差法 (general method of moments) 估計動態追蹤資料 (dynamic panel data) 模型，並檢定匯率轉嫁之假說。因為動態追蹤資料模型不僅將時間序列資料的特性納入考量，亦兼顧了個別產業間的異質性，較能真實反映資料的實際狀況，以提高實證結果的可信度 (Goldfajn and Werlang, 2000; Barhoumi, 2005; Bailliu and Fujii, 2004)。

比較本文的實證方法與一般探討匯率轉嫁的相關文獻，後者常用最小平方方法 (ordinary least squares) 估計單一方程式模型，或以結構向量自我迴歸 (vector autoregression) 或向量誤差修正模型 (vector error correction model) 分析衝擊反應。雖然最小平方方法估計法具有簡單的優點，Menon (1995) 則批判，使用最小平方方法估計該模型未能考慮到資料時間序列所提供的訊息，導致估計值產生偏誤，進而影響假設檢定的可靠性。王國樑與林淑芬 (2000) 即是利用開放經濟體系之寡佔模型，並以最小平方方法估計法，探討台灣中游石化業進口價格不完全匯率轉嫁的原因。其後學者如 McCarthy (2000) 及 Ito et al. (2005) 等文獻，則採用向量自我迴歸模型設法改進該缺點。但由縮減式向量自我迴歸轉換成結構式向量自我迴歸以進行衝擊反應函數分析時，必須先決定變數的先後順序；然而，文獻尚缺乏由資料本身決定該順序的一套系統性方法。另一方面，向量自我迴歸或向量誤差修正模型中的待估計參數個數，與該體系之變數個數的平方、階次成正比；若該體系龐大，或所挑的階次過長，待估計參數過多將影響估計的準確性。如吳中書與許良華 (1996) 即由成本加碼模型出發，建立一向量誤差修正模型計量模型，探討台灣九大出口產業的不完全匯率轉嫁幅度及其差異性。劉宗欣與張銘仁 (2000) 亦採用該模

型，探討臺灣進口價格的長短期匯率轉嫁幅度，以及台幣於升貶值時，長短期匯率轉嫁是否存在不對稱性。

本文的實證結果顯示，進口價格的匯率轉嫁在當期為不完全轉嫁，而長期之匯率轉嫁幅度大於當期的轉嫁幅度，且為完全轉嫁，這與 Campa and Goldberg (2005) 等實證結果類似。另外，貨幣政策在短期會影響匯率轉嫁幅度；但隨著時間經過，貨幣政策對匯率轉嫁的效果會逐漸消失，導致匯率轉嫁在長期不受貨幣政策影響。這隱含政策執行者欲藉由擴張性貨幣政策提升一國產出水準的同時，在短期會使進口物價上揚；但在長期則不會影響進口物價。由上述的討論可知，本研究分析我國的貨幣政策對匯率轉嫁的影響，應該可以補充相關文獻的不足，亦可以作為政策執行的參考。

本文結構安排如下。第 2 節將架構實證分析之模型，並說明資料來源及其處理過程。第 3 節採用一般動差法估計動態追蹤資料模型，並進行假說檢測與實證結果分析。最後一節則為本文之結論，以及未來研究發展方向。

## 貳、實證模型架構與資料說明

### 一、實證模型架構

本文之主要目的亟欲探討進口商品價格的匯率轉嫁幅度，亦進一步探究貨幣政策是否會影響其轉嫁的幅度。為了捕捉該效果，本研究首先參考 Bailliu and Fujii (2004) 及 Campa and Goldberg (2005) 的模型設定，再將其擴展成為一固定效果 (fixed effect) 動態追蹤資料模型，以作為本文之實證分析架構。該架構之特色在於強調進口價格的自我相關特性、匯率的動態調整行為、以及匯率與貨幣政策的交互項，可表示如下：

$$\begin{aligned}
d\pi_{k,t} = & \alpha_k + \tau d\pi_{k,t-1} + \beta_0 ds_t + \sum_{i=1}^{i=p_1} \beta_i ds_{t-i} + \gamma dy_{k,t} + \lambda d\pi_{k,t} \\
& + \mu_0 ds_t * dm_t + \sum_{i=1}^{i=p_2} \mu_i ds_{t-i} * dm_{t-i} + \varepsilon_{k,t}
\end{aligned} \quad (1)$$

其中， $k=1, 2, \dots, 16$  表示產品類別， $\pi$  表示進口價格， $s$  為匯率， $y$  衡量進口品的需求波動， $\pi$  捕捉國外的生產成本，而  $m$  表示貨幣供給。此外，符號  $l$  表示該變數已取對數，而符號  $d$  表示該變數已取差分。以下進一步闡述該模型的設定意義，至於資料的處理，包括相關變數取差分的理由，則詳見下一節的說明。

直覺而言，不同產業具有不同特性；而上式中截距項  $\alpha_k$ ，即是用以捕捉不同產業間的差異性。另外，有別於靜態追蹤資料模型，模型中加入  $d\pi_{k,t-1}$  使之成為動態追蹤資料模型，目的在於捕捉時間數列資料序列相關的特性。很明顯地，若  $\tau=0$ ，則該模型將退化成靜態追蹤資料模型。此外， $|\tau|$  應該小於 1 以符合恆定數列的要求。值得一提的是，本文使用國貿局貨品分類中「所有」16 類產品的資料進行實證分析，並非只是使用「部分」類別的隨機樣本；因此，固定效果之動態追蹤資料模型比隨機效果 (random effect) 之動態追蹤資料模型，更貼切本文的實證主題。

其次，根據既有文獻的做法，(1) 式中採用  $ds$ ,  $dy$  與  $d\pi$  作為模型的解釋變數。此外，誠如在前言所提及之匯率轉嫁文獻，廠商訂定進口品價格時，可能採用生產者通貨定價或目的地通貨定價的行為模式。但不論廠商慣用何者模式，此其中皆隱含著廠商對匯率變動的預期。若廠商採用靜態預期，亦即以本期匯率變動實際值預測下一期的匯率變動，則匯率轉嫁的分析僅需考慮當期匯率對進口價格的影響。然而實際上匯率變動的預測相當複雜，且其此刻變動的效果也會隨著時間而消弱。因此，為了捕捉此等匯率變動的預期行為模式，本文採用 Koyck (1954) 的分配落差形式進行轉換，使得上述模型亦納入  $ds_t$  的落後項  $ds_{t-i}$  作為解釋變數<sup>2</sup>。換言之，除了當期匯率變動會影響進口價格以外，匯率變動的動態調整行為亦可能會影響當期進口價格。而這種設定方式有助於刻劃

<sup>2</sup> 附錄一簡述有關 Koyck (1954) 的轉換如何可以帶出模型中的動態項。

匯率變動對進口價格影響的遞延現象。

另一方面，有別於既有文獻，本文著重於分析貨幣政策對進口價格之匯率轉嫁幅度的影響效果，故額外納入當期與落後期的匯率與貨幣供給之交互項 ( $dls_{t-i} * dlm_{t-i}$ ,  $i=0,1,2,\dots,p_2$ )。具體而言，在給定其他條件不變下，貨幣政策的改變透過匯率機制的運作，可能造成產品相對價格的改變，進而帶動對進口物價的影響。所以，該交互項的係數  $\mu_i$  主要是用以衡量貨幣政策對轉嫁幅度的影響效果。而其落後項的加入原因與上述相同，主要是用以捕捉匯率轉嫁幅度因貨幣政策變動的調整過程，此處不再贅述。再次強調，(1) 式中若  $k=1$  且  $\beta_i=0$ ,  $i=1,2,\dots,p_1$ ;  $\mu_j=0$ ,  $j=1,2,\dots,p_2$ ，則該模型即為既有文獻的實證模型。因此，(1) 式的設定方式可視為常見文獻實證模型的擴充。

接著扼要說明 (1) 式中參數  $\beta_i$ 、 $\gamma$ 、 $\lambda$  與  $\mu_i$  的性質。首先， $yg$  表示進口品的需求波動情況，是以實際 GDP 偏離潛能產出 (potential output) 的百分比來衡量 (理由詳見下節說明)；當其值越大表示 GDP 越小，在其他條件不變下，由於進口需求減少，將導致進口物價下跌，所以  $\gamma$  應為負值。而國外生產成本增加，在其他條件不變下，將導致進口價格上揚，因此  $\lambda$  應為正值。再者，為了方便說明  $\beta_i$  的性質，先忽略貨幣政策，則 (1) 式可以簡化成：

$$dpi_{k,t} = \alpha_k + \tau dpi_{k,t-1} + \beta_0 dls_t + \sum_{i=1}^{i=p_1} \beta_i dls_{t-i} + \gamma dyg_{k,t} + \lambda dpf_{k,t} \quad (2)$$

根據上式，第  $t$  期匯率變動對第  $t+h$  期進口價格的影響幅度 (第  $t+h$  期的匯率轉嫁，以  $PT_{t+h}$  表示) 為：

$$PT_{t+h} = \frac{\partial dpi_{k,t+h}}{\partial dls_t} = \begin{cases} \sum_{i=0}^{i=h} \tau^{h-i} \beta_i & 0 \leq h \leq p_1 \\ \sum_{i=0}^{i=p_1} \tau^{h-i} \beta_i & h > p_1 \end{cases} \quad (3)$$

由 (3) 式可以清楚看出每一期匯率轉嫁的調整過程。舉例而言，令  $h=0$ ，可得當期的匯率轉嫁為  $\beta_0$ 。在其他條件不變下，本幣貶值將導致進口物價上揚，因此  $\beta_0$  應為負值（本文採用間接匯率的報價方式）。而其他  $\beta_i$  則視該產業間的調整機制而定，正負值皆有可能。另外，越早期的效果對  $PT_{t+h}$  的貢獻將隨著時間經過逐漸減弱，而減弱速度則視  $\tau$  的大小而定。若  $\tau$  值越小，其效果遞減到零的速度越快。此外，由 (3) 式亦可分析，第  $t$  期匯率變動，到第  $t+j$  期的匯率轉嫁累積效果，以  $CPT_{t+j}$  表示如下：

$$CPT_{t+j} = \sum_{h=0}^{j-1} \tau^h PT_{t+h} \quad (4)$$

其中， $PT_{t+h}$  定義於 (3) 式。最後，依 (4) 式，經計算可得長期匯率轉嫁（以  $LR\_PT$  表示）如下：

$$LR\_PT = \sum_{j=0}^{\infty} CPT_{t+j} = \frac{\sum_{i=0}^{i=p_1} \beta_i}{1-\tau} \quad (5)$$

因此， $LR\_PT$  同時與自我迴歸係數  $\tau$  和匯率參數總和有關係；當  $\tau$  越大，表示每期效果遞減速度較慢，或  $\left| \sum_{i=0}^{i=p_1} \beta_i \right|$  較大，將導致  $LR\_PT$  幅度較大。

另一方面，探討第  $t$  期貨幣政策對第  $t+h$  期匯率轉嫁幅度（以  $PTM_{t+h}$  表示）的影響可由 (1) 式出發，利用上述的討論方式，即可得：

$$PTM_{t+h} = \frac{\partial}{\partial dlm_t} \left( \frac{\partial dlpi_{k,t+h}}{\partial dls_t} \right) = \begin{cases} \sum_{i=0}^{i=h} \tau^{h-i} \mu_i & 0 \leq h \leq p_2 \\ \sum_{i=0}^{i=p_2} \tau^{h-i} \mu_i & h > p_2 \end{cases} \quad (6)$$

與 (3) 式類似，第 (6) 式即刻畫貨幣政策對匯率轉嫁幅度每期的調整過程。舉例來說，在其它條件不變下，當期貨幣供給增加 1% 將會使得當期本幣貶值，且本幣的貶值可能造成產品相對價格的改變，進而帶動當期匯率轉嫁幅度上揚  $\mu_0\%$ 。因此， $\mu_0$  應與  $\beta_0$



同號，皆為負值。而其他  $\mu_i$  正負值皆有可能，理由與  $\beta_i$  相同。對應於 (4) 式，第  $t$  期執行貨幣政策，到第  $t+j$  期的累積匯率轉嫁幅度，以  $CPTM_{t+j}$  表示如下：

$$CPTM_{t+j} = \sum_{h=0}^{h=j} PTM_{t+h} \quad (7)$$

而貨幣政策影響匯率轉嫁幅度的長期效果則為：

$$LR\_PTM = \sum_{j=0}^{j=\infty} CPTM_{t+j} = \frac{\sum_{i=0}^{i=p_2} \mu_i}{1-\tau} \quad (8)$$

## 二、資料來源與說明

在資料有效性的前提下，本研究以中華民國統計資訊網取得國際貿易局貨品分類，依其分類項目並配合各貿易國資料之蒐集，共計選取 16 類產品 ( $k$ ) 作為研究對象<sup>3</sup>。資料期間則涵蓋 1996 年 10 月至 2004 年 12 月，共計 99 筆之月資料。所使用之資料分別取自於經濟新報、外匯發展基金會、中央銀行、國際貿易局、Data-Stream 與 AREMOS。相關變數之資料來源與處理，彙整並詳細說明於表 1。根據上節所架構之模型得知，實證研究所需的變數有：進口品價格 ( $pi$ )、匯率 ( $s$ )、本國進口品的需求 ( $yg$ )、國外生產成本 ( $pf$ )、以及本國貨幣供給 ( $m$ )。其中，進口品價格是以各類產品 ( $k$ ) 的進口物價指數代入；匯率選用名目有效匯率，而貨幣供給則採用狹義貨幣供給額 M1b 來衡量<sup>4</sup>。

<sup>3</sup> 該 16 類產品包括：動物類、植物類、食品飲料類、礦類、化學類、塑膠類、橡膠類、皮類、木類、紙類、紡織類、金屬類、機械類、電機類、運輸設備與精密儀器等。

<sup>4</sup> 由於外匯發展基金會所提供的名目有效匯率為間接匯率，故匯率增加代表本幣升值。另外，本研究曾嘗試以 M2 為貨幣供給之變數，但由於 M1b 包含較高流動性的資產，相對用於消費之比例較大；因此，M1b 與進口價格間的關係，相對比 M2 來得密切。

表 1 資料來源

變數符號	序列資料	來 源
$s$	名目有效匯率指數 (月)	外匯發展基金會
$PPI_c$	各國生產者物價指數 (月)	經濟新報、Data-Stream、AREMOS
$TV_c$	各國進出口貿易總額 (年)	國際貿易局
$m$	狹義貨幣供給額 M1b (月)	中央銀行
$pi_k$	各類產品進口物價指數 (月)	AREMOS
$y_k$	各類產品國內生產毛額 (年)	AREMOS
$IIP_k$	各類產品工業生產指數 (月)	AREMOS
$WPI_k$	各類產品躉售物價指數 (月)	AREMOS
$TV_k$	各類產品進出口貿易額 (年)	AREMOS

註：1. 資料期間為 1996 年 10 月至 2004 年 12 月。

- 由於實質國內生產毛額為季資料，故以工業生產指數為權數，將其轉換為月資料，並以 Census X12 法進行季節性調整；再者，將季節性調整後之實質國內生產毛額取對數，並估計二次趨勢模型，取其殘差項序列作為產出缺口 ( $y_k$ )。
- 國外工資 (成本) 之取得，首先由國際貿易局取得於資料期間佔我國總貿易額比重超過 1% 之貿易國，包括美國、日本、香港、中國大陸、南韓、德國、新加坡、馬來西亞、荷蘭、菲律賓、英國、泰國、印尼、法國、加拿大、義大利、沙國與澳洲等，共 18 個國家。再由 AREMOS、Data-Stream 與經濟新報取得以上各國的生產者物價指數，但由於日本、新加坡及菲律賓之生產者物價指數無法取得，故以其躉售物價指數取代；而澳洲的生產者物價指數之期間僅有 1979 年 11 月至 1997 年 6 月，因此未納入計算。最後，依據有效匯率計算觀念，以各國貿易額佔貿易總額之比重作為權數，乘以各國生產者物價指數後，將之加總，可推得國外工資 (成本)。
- 計算各類產品於國外廠商之生產成本 ( $pf_k$ )，首先由中華民國統計資訊網取得國際貿易局貨品分類，依其分類項目並配合資料之彙整，共選取 16 類產品：動物類、植物類、食品飲料類、礦類、化學類、塑膠類、橡膠類、皮類、木類、紙類、紡織類、金屬類、機械類、電機類、運輸設備與精密儀器等。再者，依據 AREMOS 提供之以上各類產品佔 16 類產品之總貿易額之比重作為權數，乘以各類產品之躉售物價指數，並將之加總，以推算各類產品於國內之成本。最後，令國外與國內成本比等於各產品於國外與國內之成本比，並以所計算的各類產品之國外工資與國內成本、以及國內各類產品之躉售物價指數分別代入，即可推得。

另外，爲了衡量台灣各類進口品的需求波動情形，此處參考 McCarthy (2000)、Bailliu and Fujii (2004) 及 Ito et al. (2005) 等文獻，採用各類產品的產出缺口 ( $yg_k$ ) 作爲代理變數。其處理過程如下：首先，取得各類產品實質國內生產毛額之年資料，再以各類產品之工業生產指數 ( $IIP_k$ ) 爲權數，將其轉換爲月資料。由於該變數存在季節性；因此，本文參考 Ito et al. (2005) 及 Mihailov (2005) 的 Census-X12 方法進行調整<sup>5</sup>。再者，本文定義各類商品產出缺口爲各類商品的實際產出偏離潛能產出之百分比，但由於台灣官方尚未明文估計潛能產出；所以，本研究參考 McCarthy (2000) 及 Ito et al. (2005) 等文獻，將季節性調整後之各類產品實質國內生產毛額取對數，並估計其二次趨勢 (quadratic trend) 迴歸模型，再取其估計後之殘差項序列作爲各類產品產出缺口的代理變數<sup>6</sup>。

由於有效匯率指數捕捉了台灣多邊 (multilateral) 貿易之特性，爲求其一致性，實證模型所需之各類產品於國外之生產成本 ( $pf_k$ ) 亦需經由計算取得，其計算過程如下。首先，由國際貿易局取得於本文研究期間，與台灣從事進出口貿易國家的貿易總額，依循曹添旺等人 (2002) 的建議，選取佔我國貿易總額比重超過 1% 之貿易國 (c)，共計 17 個貿易國<sup>7</sup>。進而，參考 Pollard and Coughlin (2004) 與有效匯率計算之觀念，以各國貿易額

---

<sup>5</sup> 此處選取 Census-X12 中的期末季節調整序列 (final seasonally adjusted series) 之方法，做季節性調整；若以 Census-X11 中的乘法 (multiplicative) 及以移動平均法 (moving average) 中的乘法，做季節性調整所推得之序列與趨勢，幾乎是相近的。

<sup>6</sup> Billmeier (2004) 詳細地比較與討論文獻上幾個著名的潛能產出估計法的優缺點。其中，HP filter 的方法雖能產生平滑的估計，但其參數設定似乎缺乏經濟理論可作爲基石，且其最大問題在於樣本結點的偏誤 (end-of-sample bias)。因此，本文爲著重於匯率轉嫁的探討，僅採用簡單的趨勢配適法來估計。

<sup>7</sup> 佔我國總貿易額比重超過 1% 之貿易國有：美國、日本、香港、中國大陸、南韓、德國、新加坡、馬來西亞、荷蘭、菲律賓、英國、泰國、印尼、法國、加拿大、義大利、沙國與澳洲等，共 18 個國家。由於日本、新加坡及菲律賓的生產者物價指數無法取得，故以其躉售物價指數替代；而澳洲的生產者物價指數僅有 1979 年 11 月至 1997 年 6 月，因此未納入計算。

$(TV_c)$  佔其總貿易額  $(\sum_{c=1}^{c=17} TV_c)$  之比重作為權數<sup>8</sup>，乘以各國生產者物價指數  $(PPI_c)$ ，再將之加總，即可推得國外工資序列  $qw = \sum_{c=1}^{c=17} \left\{ \left[ \frac{(TV_c)}{\sum_{c=1}^{c=17} (TV_c)} \right] * PPI_c \right\}$ 。接著，以各類產品貿易額  $(TV_k)$  佔 16 類產品之總貿易額  $(\sum_{k=1}^{k=16} TV_k)$  之比重作為權數，乘以各類產品之躉售物價指數  $(WPI_k)$ ，再將之加總，即可推算出國內之成本  $(dw)$ 。最後，藉由假設國外與國內之成本比，需等於國外各類產品與國內各類產品之成本比；並利用已求算出的國外工資  $(qw)$  與國內成本  $(dw)$  以及國內各類產品之躉售物價指數  $(WPI_k)$  分別代入，即可推得各類產品於國外之生產成本  $(pf_k)$ 。其計算之公式可寫為：  
 $pf_k = (qw / dw) * WPI_k$ 。

為了確定變數是否為恆定數列，以避免模型產生假性 (spurious) 迴歸，必須對變數之序列資料進行單根檢定。若資料型態純粹屬於時間序列，如取對數之名目有效匯率  $(ls)$  與狹義貨幣供給  $(lm)$ ，是以 ADF-GLS 檢定量配合 MAIC 挑選階次 (Ng and Perron, 2001) 進行單根檢定，以避免型一誤差扭曲與低檢力問題。但若資料型態為結合橫剖面與時間序列資料性質的追蹤資料，則採用 Chang (2004) 所提出的追蹤資料單根檢定量  $(K_{GT})$  進行檢定。理由在於，該統計量允許個別數列具有不同序列相關型態，且干擾項的橫斷面相關 (cross-sectional dependency) 與個別數列在對立假設下具有不同的調整速度，比文獻上常用的 LLC 檢定 (Levin et al., 2002) 與 IPS 檢定 (Im et al., 2003) 更一般化。因為該統計量漸近分配與擾攘參數 (nuisance parameter) 有關，因此 Chang (2004) 提出一個自體抽樣 (bootstrap) 程序解決該問題，並證明其符合自體抽樣一致性 (consistency)。根據 ADF-GLS 的檢定結果得知，在 5% 顯著水準下， $ls$  與  $lm$  二變數之單根檢定量的值分

---

<sup>8</sup> 由於一國之雇用量會受其產品供需之影響，進而改變其工資；因此，本實證研究於計算外國工資時，以各國家與台灣之貿易額佔台灣總貿易額作為權數加以計算，而非採用進口額作為權數。

別為  $-0.171$  與  $1.179$ ；而其臨界值為  $-1.980$ ，顯示兩者皆為非恆定。而 Chang (2004) 的追蹤資料單根檢定結果顯示，取對數後各類產品的進口價格 ( $lpi_k$ )、國外成本 ( $lpf_k$ ) 與產出缺口 ( $yg_k$ ) 三個變數的自體抽樣  $p$  值分別為  $0.251$ 、 $0.324$  與  $0.357$ ；該結果顯示， $lpi_k$ 、 $lpf_k$  與  $yg_k$  此三個變數皆具有單根。

再者，就純粹屬於時間序列資料而言，如前所述， $ls$  與  $lm$  皆為非恆定，故本文進一步以 Johansen 共整合檢定方法進行檢測；由 trace 及  $\max-\lambda$  檢定所得的  $p$  值分別為  $0.334$  與  $0.313$  的結果顯示，該二變數間不存在共整合關係。而非恆定的追蹤資料序列（即  $lpi_k$ 、 $lpf_k$  與  $yg_k$ ）的部份，則以 Pedroni (1999, 2004) 所提出的追蹤共整合方法進行檢定；因為相較於 Kao (1999) 僅考慮同質追蹤資料的檢定方法而言，Pedroni (1999, 2004) 納入異質追蹤資料特性考量的方法更為穩健。根據其檢定結果得知，追蹤  $v$  檢定量、追蹤  $\rho$  檢定量、追蹤 PP 檢定量以及追蹤 ADF 檢定量的值分別為  $-1.002$ 、 $-0.349$ 、 $-0.545$  與  $-2.165$ ；而除了追蹤 ADF 檢定在 5% 水準下拒絕了不存在共整合的虛無假設外，其他則於 10% 水準下皆不拒絕虛無假設。由此可知，無論何種資料型態之非恆定序列的變數間，皆不存在共整合關係；故轉化為恆定序列的過程中，毋須擔心過度差分 (over-differencing) 的問題。

小結上述結果得知，所有變數皆為非恆定序列；且非恆定序列的變數間，無共整合關係存在。因此，文中僅將所有非恆定序列，透過取其一階差分，以轉換為恆定序列並不會喪失共整合關係的訊息，因此毋須於模型中納入誤差修正項。

## 參、實證方法與估計結果

有別於一般文獻常以最小平方估計單一方程模型與採用向量自我迴歸模型，本文是以一般動差法估計動態追蹤資料模型並檢測匯率轉嫁假說。雖然以最小平方估計單一方程模型具有簡單的優點，Menon (1995) 則指出，使用最小平方估計該模型未能考

慮到資料時間序列所提供的訊息，導致估計值產生偏誤進而影響假設檢定的可信度。即使向量自我迴歸模型可以改進該缺點，但由縮減式向量自我迴歸轉換成結構式向量自我迴歸以進行衝擊反應函數分析時，必須先決定變數的排列先後順序，而文獻尚缺乏一套有效的方法由資料本身決定該順序。另一方面，該模型待估計參數個數與該體系之變數個數的平方、落差期數成正比。若該體系龐大，或所挑的階次過長，待估計參數過多將影響估計的準確性。更重要的是，誠如總體實證文獻指出，向量自我迴歸模型之設定通常會因變數之採用、落差期數之選擇、或估計方式之差異，會產生價格迷思 (price puzzle)、流動性迷思 (liquidity puzzle) 或匯率迷思 (exchange rate puzzle) 等議題。相對而言，動態追蹤資料模型則無上述缺點，該模型不僅將時間序列資料的特性納入考量，亦兼顧了不同產業的差異性，較能真實反映資料的實際情況，因此可以提高實證結果的可信度。

另外值得一提的是，在動態追蹤資料模型中，最小平方虛擬變數估計式 (least squares dummy variable) 因內生性問題，為不一致估計式。為解決該不一致性問題，在此以一般動差法進行估計。本文先以 Hausman 檢定量檢驗變數是否存在內生性問題，以考量是否應加入適當的工具變數；再以 Sargan 檢定測試所加入之工具變數是否有效 (validity)。根據上述 Hausman 與 Sargan 兩種檢定結果<sup>9</sup>，以及 Arellano and Bond (1991) 及 Baltagi (2001) 的建議，本文選取了落差 2 期至落差 5 期之進口價格 ( $dlpi$ )，落差 1 期至落差 5 期之產出缺口 ( $dyg$ ) 與國外生產成本 ( $dlpf$ )，以及落差  $p_1+1$  期至落差  $p_1+6$  期之匯率 ( $dls$ ) 作為工具變數，使模型參數之估計滿足一致性的要求。至於最適階次  $p_1$  與  $p_2$  的選擇，則先給定最大階次  $\bar{p}_1 = \bar{p}_2 = 18$ ；因為匯率或貨幣政策通常會有較長的遞延現象，若階次不夠長可能會造成模型的誤設。若該遞延現象不強烈的話，即使給定 18 階，也會挑到較短的階次。但前提樣本數不能太少，否則估計與檢定結果都可能出問題。此外，本研究採用以往下檢定方式 (top-down approach) 挑選階次，亦即由資料本身的特性來決定最適階

---

<sup>9</sup> Hausman 檢定與 Sargan 檢定之結果，歡迎來函索取。

次。

該實證模型的估計與檢定結果詳見表2。首先，以往下檢定方式， $p_1$ 與 $p_2$ 的最適階次皆為17階，且由 $J$ 統計量的檢定結果得知，所選取的工具變數確實有效。因本文使用月資料進行分析，該結果顯示，17個月（接近一年半）前匯率變動對當月進口物價的影響效果依然存在，貨幣政策對匯率轉嫁的遞延現象亦是如此。此時，若分別估計每個產業，便會出現有效樣本不足的問題。但若降低最大階次，如前所述，則會有模型誤設的可能。而本文中所使用的追蹤資料樣本數，遠遠大於模型最終估計參數的個數，故不會出現估計效率的問題<sup>10</sup>。

另外，為提高估計結果的可讀性， $\beta_i$ 與 $\mu_i$ （其中 $i=1, 2, \dots, 17$ ）的估計結果則分別以圖1(a)與圖2(a)呈現；其中，實線部分為參數估計值，虛線表示90%信賴區間的上下界<sup>11</sup>。在以下的說明中，以 $\hat{\omega}$ 表示該對應參數 $\omega$ 的估計值。觀察表2， $\hat{\tau}=0.2495$ 且顯著異於零，該結果顯示採用動態追蹤資料模型的必要性。亦即，相較於靜態追蹤資料模型，動態追蹤資料更能掌握本實證研究資料的特性；而前者因忽略該動態設定，則存在模型誤設的問題。同時，由檢定干擾項序列相關的LM檢定結果（其統計量與 $p$ 值分別為1.1279與0.2593）顯示，該統計量無法拒絕干擾項序列無關的虛無假設，表示採用一階的動態追蹤資料模型即可掌握資料的序列相關。再者，本文亦檢測固定效果的必要性，亦即 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{16} = \alpha$ 。在該虛無假設下，可用整合最小平方法（pooled OLS）進行估計<sup>12</sup>，其 $F$ 統計量與 $p$ 值分別為2.2與0.005，因此拒絕該虛無假設，表示各產業間的個別效果（individual effect）並不相同；這亦間接支持該固定效果動態追蹤資料模型的

---

<sup>10</sup> Arellano and Bond (1991) 使用  $N=140$  及  $T=6$  之樣本數，選取落差階次為2，用以估計10個參數，並佐證說明其模型估計之效率性。相較之下，採用本研究的追蹤資料所得之估計結果，亦具有相當高的可信度。

<sup>11</sup> 繪製圖1(a)與圖2(a)所使用的實際參數估計數值與信賴區間的上下界，詳見附錄二。

<sup>12</sup> 為節省篇幅並將重心放在動態追蹤資料的估計與解釋，因此省略其估計結果。

正確性。另一方面，由第二節的說明可知，本文資料涵蓋國貿局產品分類的所有有效類別樣本，並非所有類別的隨機樣本<sup>13</sup>；且該固定效果動態追蹤資料模型通過序列相關的診斷檢定，這些證據應該足以支持該實證結果的可信度。

由表 2 亦可看出，其他當期的參數估計值 ( $\hat{\beta}_0$ ,  $\hat{\gamma}$ ,  $\hat{\lambda}$  與  $\hat{\mu}_0$ ) 符號皆與上述的說明一致，且除了  $\gamma$  不顯著異於零以外，其他參數都至少 10% 顯著。在未考慮貨幣政策的情況下，其中  $\hat{\beta}_0 = -0.5155$ ，且在 1% 的水準下  $\hat{\beta}_0$  顯著異於零；這表示本幣貶值 1% 時，當期進口價格將上揚約 0.5%，其餘部分則由廠商的加成成本自行吸收，因此為不完全轉嫁。接著觀察圖 1(a)，對應於某參數，若 0 落在該信賴區間的上下界之外，表示給定 10% 的顯著水準，該參數顯著異於零；反之則為不顯著。舉例而言，除了上述已說明  $\beta_0$  顯著以外，還有 7 個  $\beta$  值顯著異於零。值得注意的是，落後 13 期到落後 17 期的 (圖 1(a) 中最後 5 期) 參數中，有 4 個參數顯著，表示匯率變動對各類產品進口物價的影響，具有遞延現象且不容忽視。此外，由於聯合檢定  $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_{17} = 0$  的虛無假設，其 Wald 統計量亦顯著異於零；該結果更加確定各類產品的進口價格至少會受當期或落差期之匯率變動的影響。

而長期匯率轉嫁幅度的估計值  $\left(\sum_{i=0}^{i=17} \hat{\beta}_i\right) / (1-\hat{\tau})$  為  $-0.9322$ ，高於當期  $-0.5155$  的轉嫁幅度近乎一倍；且在 5% 的顯著水準下，長期匯率轉嫁顯著異於零，但無法拒絕  $\left(\sum_{i=0}^{i=17} \beta_i\right) / (1-\tau) = -1$  的虛無假設；因此，匯率在長期為完全轉嫁。換言之，外國廠商在短期會將匯率變動部分轉嫁到進口價格上，且該程度會隨時間經過而增加，此結果與 Campa and Goldberg (2005) 等跨國際實證結果雷同。

---

<sup>13</sup> 據筆者所知，檢定固定效果與隨機效果追蹤資料模型之 Hausman 檢定量，其理論基礎是建立在靜態追蹤資料模型。在動態追蹤資料模型設定下，該檢定量漸近分配可能異於傳統的結果，因此本文忽略該檢定程序。



表2 動態追蹤資料模型之估計結果

變數	係數	標準差
$d\text{lp}i_{k,t-1}$	0.2495***	0.0786
$d\text{ls}_t$	-0.5155***	0.0907
$\sum_{i=1}^{i=17} d\text{ls}_{t-i}$	圖 1(a)	
$d\text{yg}_{k,t}$	-0.0070	0.0070
$d\text{lp}f_{k,t}$	0.4829**	0.2384
$d\text{ls}_t * d\text{lm}_t$	-0.0344*	0.0197
$\sum_{i=1}^{i=17} d\text{ls}_{t-i} * d\text{lm}_{t-i}$	圖 2(a)	
調整後判定係數 $R_a^2$	0.3035	
迴歸式標準誤	0.0191	
$J$ 統計量	607.9770	
$LM$ 檢定 ( $p$ 值)	1.1279 (0.2593)	

虛無假設	係數	Wald 檢定
$H_o : \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_{17} = 0$		124.0901***
$H_o : \mu_0 = \mu_1 = \dots = \mu_{17} = 0$		49.4981***
$H_o : (\sum_{i=0}^{i=17} \beta_i) / (1-\tau) = 0$	-0.9322	4.3614**
$H_o : (\sum_{i=0}^{i=17} \beta_i) / (1-\tau) = -1$		0.0231
$H_o : (\sum_{i=0}^{i=17} \mu_i) / (1-\tau) = 0$	0.0866	0.1864

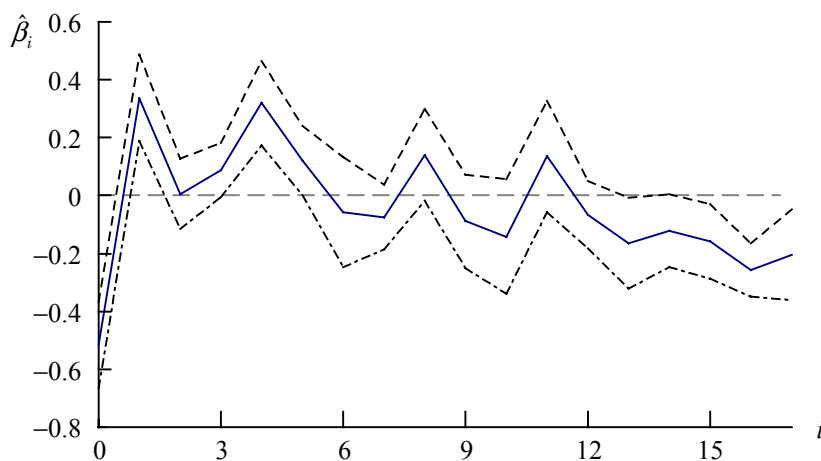
資料來源：本研究整理。

註：1. 模型為：

$$d\text{lp}i_{k,t} = \alpha_k + \tau d\text{lp}i_{k,t-1} + \beta_0 d\text{ls}_t + \sum_{i=1}^{i=17} \beta_i d\text{ls}_{t-i} + \gamma d\text{yg}_{k,t} + \lambda d\text{lp}f_{k,t} + \mu_0 d\text{ls}_t * d\text{lm}_t + \sum_{i=1}^{i=17} \mu_i d\text{ls}_{t-i} * d\text{lm}_{t-i} + \varepsilon_{k,t} \quad \circ$$

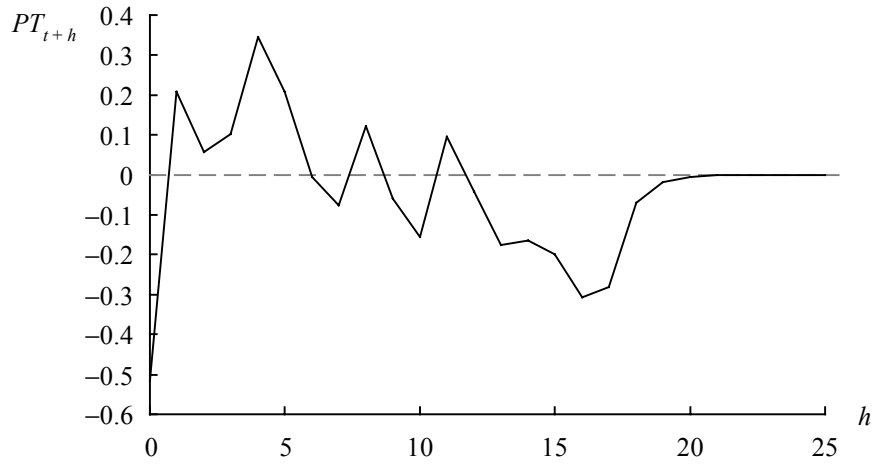
2. 一般動差法估計所使用的工具變數詳見第三節的說明。
3. \*\*\*、\*\*與\*分別表示 1%、5% 與 10% 之顯著水準。
4. 圖 1(a) 與圖 2(a) 的參數估計值，詳見附錄二。

圖 1(b) 與圖 1(c) 則分別呈現匯率轉嫁各期的調整過程 ( $PT_{t+j}$ ) 與其累積過程 ( $CPT_{t+j}$ )<sup>14</sup>。由圖 1(b) 顯示，當期匯率變動對各類產品進口物價的影響為  $-0.5$  左右；但有趣的是，匯率變動之後第 1 期到第 5 期，其效果為正，第 11 期以後全部轉變為負向關係，第 17 期以後其效果逐漸減弱為零。上述現象反映在圖 1(c) 的累積效果則為，前 3 期匯率變動與各類產品進口物價的變化皆為負向（本幣貶值使進口價格上揚），接著 4 到 13 期為正向，14 期以後再度轉為負向，且逐漸調整到長期的匯率轉嫁幅度。造成該現象的原因可能為：本幣貶值初期，外國出口商維持相同的出口價格，導致進口價格上揚；但因本幣貶值導致外國商品相對於本國商品變貴，使本國民眾對該進口品的需求減少，外國出口商為了維持其市場佔有率，於是調降該商品的出口價格，導致以本幣計價的進口價格不漲反跌。之後，即使外國出口商藉由降價維持其出口量，依然無法維持一定的利潤水準；或因其他出口商不堪利潤減少進而逐漸淡出該市場，於是僅存的出口商逐漸調高出口價格，致使以本幣計價的進口價格逐漸回升，最後造成匯率完全轉嫁。

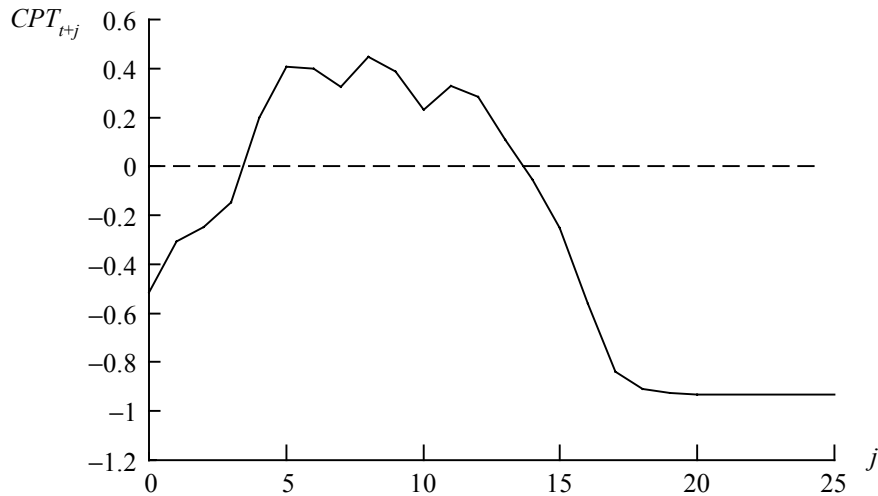


(a) 匯率轉嫁幅度 ( $\beta_i$ ) 的估計

<sup>14</sup> 本文亦試將不顯著的參數以零取代後重新刻畫圖形，其基本型態並不會改變；惟此時的圖形相對較平滑，且其累積效果收斂到相對較大的數值。感謝審查人此一細心提醒。



(b) 各期的個別效果

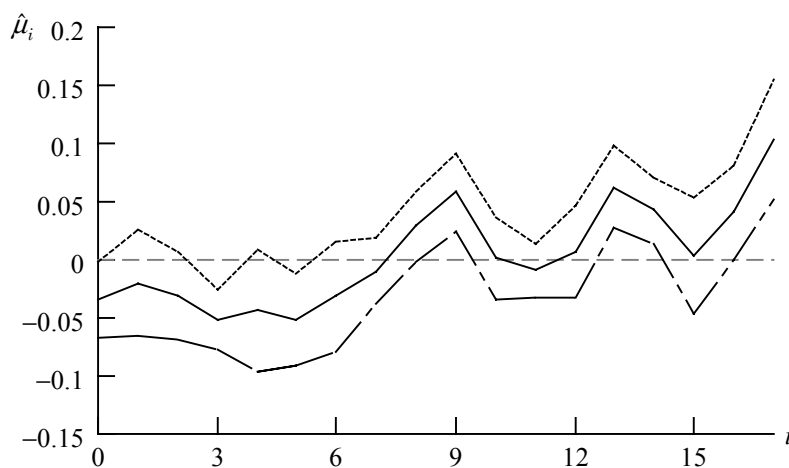


(c) 各期的累積效果

圖 1 匯率轉嫁幅度 ( $\beta_i$ ) 之估計與刻畫結果

- 註：1.資料期間為 1996 年 10 至 2004 年 12 月。  
 2.兩虛線間的距離表示 90% 的信賴區間。

對於貨幣政策對各類產品進口價格的匯率轉嫁幅度部分，就當期觀點而言， $\hat{\mu}_0 = -0.0344$ ，表示貨幣供給增加 1% 會使當期本幣貶值，進而帶動進口價格上揚；該幅度雖僅為 0.03%，但其顯著性仍為貨幣政策有效性提供了佐證。同理，對應於某參數，若該信賴區間的範圍包括 0，表示給定 10% 的顯著水準，該參數不顯著異於零；反之則為顯著。例如，除了  $\mu_0$  顯著以外，尚有 7 個  $\mu$  值顯著異於零。同樣地，在落後 13 期到落後 17 期的 (圖 2(a) 中最後 5 期) 參數中，也有 4 個參數顯著，顯示貨幣政策的效果亦具有不能忽視的遞延現象。加上聯合檢定  $\mu_0 = \mu_1 = \dots = \mu_{17} = 0$  的虛無假設，其 Wald 統計量為 49.498；在 1% 的顯著水準下，亦顯著異於零。該結果使我們更加確信，無論是當期或落差期之貨幣政策變動，至少有其一會影響各類產品之匯率轉嫁幅度。



(a) 貨幣政策效果 ( $\mu_i$ ) 的估計

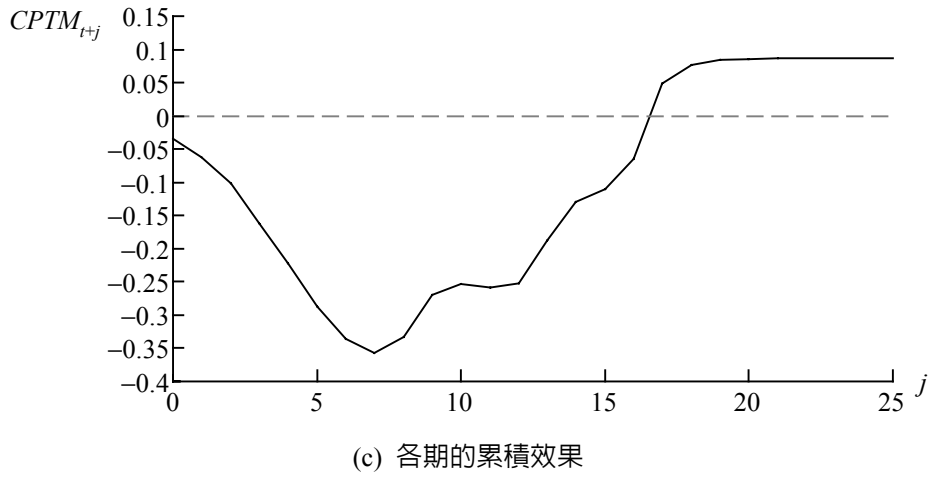
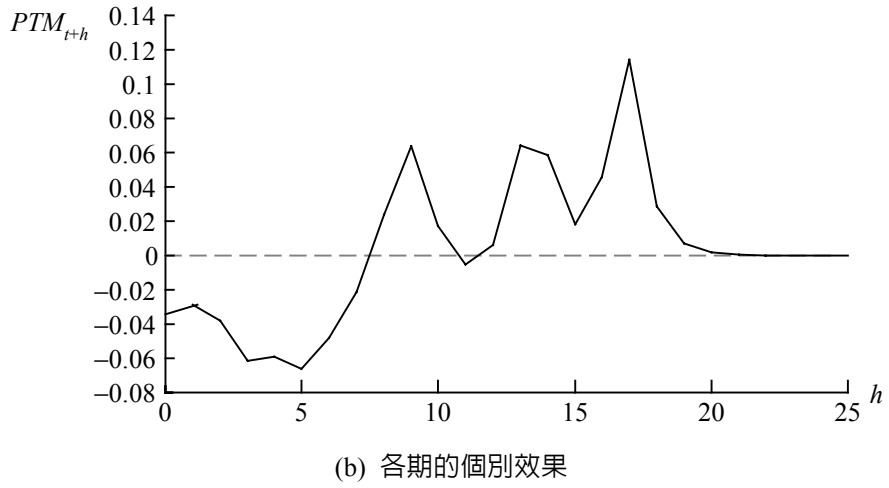


圖 2 貨幣政策效果 ( $\mu_i$ ) 之估計與刻畫結果

註：1.資料期間為1996年10至2004年12月。

2.兩虛線間的距離表示90%的信賴區間。

觀察圖 2(b) 與圖 2(c)，分別是貨幣政策對各期匯率轉嫁的調整過程 ( $PTM_{t+j}$ ) 及其累積過程 ( $CPTM_{t+j}$ )。圖 2(b) 顯示，貨幣政策執行當期到貨幣政策執行後第 7 期，擴張性貨幣政策與匯率轉嫁幅度的關係皆為負向；而之後卻轉變為正向，且 17 期以後貨幣政策效果逐漸減弱為零。這種現象反映在圖 2(c) 的累積效果則為，擴張性貨幣政策對各類產品的匯率轉嫁影響幅度在執行後的前幾期逐漸變大 (由本期的  $-0.034$  逐漸擴大為第 7 期的  $-0.3573$ )，第 7 期以後再逐漸減弱為零；歷經 21 個月，最後調整到  $0.0866$  的長期值。值得一提的是，以 Wald 統計量檢定  $(\sum_{i=0}^{i=17} \mu_i) / (1-\tau) = 0$  的虛無假設，其值為  $0.1864$ ，在 5% 的顯著水準下，無法拒絕該虛無假設；表示在長期，貨幣政策不會影響各類進口商品的匯率轉嫁幅度。上述現象的可能解釋如下：執政者採行暫時性擴張性貨幣政策時，如 Faust and Rogers (2003) 指出，匯率的走勢會先貶值之後升值，最後回到原均衡點。因此，進口價格在政策執行初期會逐漸上揚，之後再逐漸下跌，因而抵銷掉初期進口價格的累積上揚幅度，使上揚幅度逐漸減弱，最後達到幾近零的狀態；導致貨幣政策在長期不會影響匯率轉嫁的幅度。

綜合以上討論可知，當期與落差期之貨幣政策變動會影響各類進口產品之匯率轉嫁幅度，但在長期則否。這隱含執政當局欲藉由擴張性貨幣政策提升本國產出水準的同時，在短期會使各類進口物價上揚；但在長期則不會因為貨幣政策改變導致匯率變化，進而影響各類產品的進口物價水準。這亦說明政策執行者欲藉由貨幣政策對匯率轉嫁幅度的影響，進而影響其他總體經濟變數的做法，在短期有效，長期則無效。因此，本文之分析實具有政策參考的價值。

## 肆、結論與建議

本文採用台灣國際貿易局貨品分類的 16 類商品作為研究對象，以一般動差法估計固定效果動態追蹤資料模型，藉以探討匯率對跨產業進口價格的轉嫁幅度，以及貨幣政策

對該匯率轉嫁幅度之影響效果。相關的設定檢定與診斷檢定結果皆支持本文使用固定效果動態追蹤資料模型的可靠性。本研究之實證結果顯示，在未考慮貨幣政策下，各類產品之進口價格，當期轉嫁幅度顯著異於零，且為不完全轉嫁；而長期則為完全轉嫁。在考慮貨幣政策的情況下，匯率轉嫁幅度會受貨幣政策當期與落差期的影響，長期則否。該結果隱含，政策執行者欲透過擴張性貨幣政策提升本國產出水準的同時，在短期，匯率轉嫁幅度會增加；但在長期則不會影響匯率轉嫁幅度。這意謂著，擴張性貨幣政策在短期會使各類進口物價上揚，但在長期則否。此亦說明政策執行者欲藉由貨幣政策對匯率轉嫁的影響，進而影響其他總體經濟變數的做法，在短期有效，長期則無效。因此，本研究實有政策參考的價值。

再者，本文所採用的16類商品並無法輕易做上、下游產業的區分，使得本文於分析貨幣政策對各產業間匯率轉嫁的影響時，難以根據產業特性做細部的闡釋與說明；該部分惟留待未來可能取得各類商品內的產業資料，再做進一步的相關研究。最後，在理論方面，建構一個包含貨幣政策的理論模型以作為後續實證模型的基礎，似乎比一般常見文獻（如 Campa and Goldberg, 2005; Choudhri and Hakura, 2006）直接加入貨幣政策變數及其交互項的做法更加嚴謹。另一方面，在實證方法上，或許可以考慮加入橫斷面相關的追蹤資料共整合檢定以及動態追蹤資料模型。雖然直覺上可以用自體抽樣法模擬檢定量的小樣本分配，但這種做法必須建立在能獲得自體抽樣一致性的前提下。亦即，除非能證明自體抽樣一致性成立，否則所使用的自體抽樣程序則有誤用的風險，所得之實證結果亦令人懷疑。這些更深入的問題，或許將作為未來相關研究的參考。

(收件日期為民國97年10月16日，接受日期為民國98年10月5日)

## 附錄一、分配落差模型

考慮一個簡單的匯率轉嫁分析模型：

$$dipi_{k,t} = \alpha_k + \tau dpi_{k,t-1} + \beta E_t(dls_{t+1}) + \gamma dyg_{k,t} + \lambda dlpf_{k,t} + \varepsilon_{k,t} \quad (A1)$$

其中， $k=1, 2, \dots, 16$  表示產品類別， $dpi$ 、 $dls$  和  $dlpf$  分別表示取對數差分後的進口價格、匯率、以及國外的生產成本，而  $dyg$  衡量取差分後的產出缺口， $E_t(dls_{t+1})$  表示在第  $t$  期對下一期匯率變動的預測。若廠商採用靜態預期，則  $E_t(dls_{t+1}) = dls_t$ ；因此，(A1) 式將改寫為：

$$dipi_{k,t} = \alpha_k + \tau dpi_{k,t-1} + \beta dls_t + \gamma dyg_{k,t} + \lambda dlpf_{k,t} + \varepsilon_{k,t} \quad (A2)$$

然而實際上匯率變動的預測相當複雜，且其此刻變動的效果也會隨著時間而消弱。本文假定廠商採用適應性預期 (adaptive expectations)，亦即，本期預期的修正會依上期預測誤差進行部份調整。以 (A3) 式表示如下：

$$E_t(dls_{t+1}) - E_{t-1}(dls_t) = (1 - \lambda)(dls_t - E_{t-1}(dls_t)) \quad (A3)$$

由 (A3) 式透過反覆疊代法即可得：

$$E_t(dls_{t+1}) = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i dls_{t-i} \quad (A4)$$

此即為 Koyck (1954) 的分配落差模型，其中權數  $\gamma_i = (1 - \lambda)\lambda^i$ 。將 (A4) 式中取  $p$  階帶回 (A1) 式即可得：



$$dipi_{k,t} = \alpha_k + \tau dpi_{k,t-1} + \beta_0 ds_t + \sum_{i=1}^{i=p} \beta_i ds_{t-i} + \gamma dyg_{k,t} + \lambda dlpf_{k,t} + \varepsilon_{k,t} \quad (A5)$$

式中  $\beta_i = \beta\gamma_i$ 。當模型納入匯率與貨幣供給之交互項 ( $ds_{t-1} * dlm_{t-i}$ ,  $i=0,1,2,\dots,p$ ) 時，其落後項的加入同理可證。

## 附錄二、估計與刻畫之結果

$i$	$\beta_i$	下限	上限	$i$	$\mu_i$	下限	上限
0	-0.5155	-0.6646	-0.3663	0	-0.0344	-0.0668	-0.0021
1	0.3365	0.1871	0.4859	1	-0.0199	-0.0654	0.0256
2	0.0059	-0.1161	0.1280	2	-0.0312	-0.0686	0.0062
3	0.0885	-0.0042	0.1813	3	-0.0518	-0.0774	-0.0263
4	0.3194	0.1738	0.4650	4	-0.0437	-0.0966	0.0092
5	0.1211	0.0022	0.2400	5	-0.0515	-0.0914	-0.0115
6	-0.0569	-0.2459	0.1321	6	-0.0315	-0.0789	0.0159
7	-0.0744	-0.1872	0.0385	7	-0.0096	-0.0382	0.0190
8	0.1406	-0.0177	0.2989	8	0.0291	-0.0009	0.0590
9	-0.0885	-0.2497	0.0726	9	0.0578	0.0249	0.0907
10	-0.1418	-0.3397	0.0560	10	0.0013	-0.0339	0.0365
11	0.1356	-0.0563	0.3275	11	-0.0093	-0.0328	0.0142
12	-0.0669	-0.1831	0.0493	12	0.0075	-0.0319	0.0470
13	-0.1647	-0.3208	-0.0086	13	0.0625	0.0272	0.0978
14	-0.1203	-0.2462	0.0057	14	0.0427	0.0139	0.0714
15	-0.1574	-0.2860	-0.0288	15	0.0032	-0.0462	0.0527
16	-0.2570	-0.3502	-0.1638	16	0.0412	0.0008	0.0815
17	-0.2040	-0.3610	-0.0471	17	0.1027	0.0509	0.1545

資料來源：本研究估計。

註：此為圖 1 (a) 與圖 2 (a) 的匯率轉嫁幅度  $\beta_i$  與貨幣政策效果  $\mu_i$  之估計結果。

$h$	$PT_{t+h}$	$CPT_{t+j}$	$PTM_{t+h}$	$CPTM_{t+j}$
0	-0.5155	-0.5155	-0.0344	-0.0344
1	0.2079	-0.3075	-0.0285	-0.0629
2	0.0578	-0.2497	-0.0383	-0.1012
3	0.1029	-0.1468	-0.0614	-0.1626
4	0.3451	0.1983	-0.0590	-0.2216
5	0.2072	0.4055	-0.0662	-0.2878
6	-0.0052	0.4003	-0.0480	-0.3358
7	-0.0757	0.3246	-0.0216	-0.3573
8	0.1218	0.4464	0.0237	-0.3336
9	-0.0582	0.3882	0.0637	-0.2700
10	-0.1563	0.2319	0.0172	-0.2528
11	0.0966	0.3285	-0.0050	-0.2578
12	-0.0428	0.2857	0.0063	-0.2515
13	-0.1754	0.1103	0.0641	-0.1874
14	-0.1640	-0.0537	0.0586	-0.1288
15	-0.1983	-0.2520	0.0179	-0.1109
16	-0.3065	-0.5585	0.0456	-0.0653
17	-0.2805	-0.8389	0.1141	0.0487
18	-0.0700	-0.9089	0.0285	0.0772
19	-0.0175	-0.9264	0.0071	0.0843
20	-0.0044	-0.9307	0.0018	0.0860
21	-0.0011	-0.9318	0.0004	0.0865
22	-0.0003	-0.9321	0.0001	0.0866
23	-0.0001	-0.9321	0.0000	0.0866
24	0.0000	-0.9322	0.0000	0.0866
25	0.0000	-0.9322	0.0000	0.0866

資料來源：本研究估計。

註： $PT_{t+h}$ 、 $CPT_{t+j}$ 、 $PTM_{t+h}$ 、 $CPTM_{t+j}$ 之定義請分別參照文中之 (3) 式、(4) 式、(6) 式與 (7) 式的說明。

## 參考文獻

### (1)中文部份

1. 王國樑與林淑芬，2000，「台灣中游石化業進口價格匯率轉嫁彈性之探討」，經濟論文，28：97-126。
2. 吳中書與許良華，1996，「匯率變動對台灣九大產業出口價格之影響」，台灣經濟學會年會論文集，281-310。台北：台灣經濟學會。
3. 曹添旺、賴景昌、鍾俊文、郭炳伸與蔡文禎，2002，「新台幣實質有效匯率指數之動態分析」，台灣經濟預測與政策，32：93-130。
4. 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。

### (2)英文部份

1. Arellano, M. and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58:277-297.
2. Baltagi, B. H., 2001, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, New York.
3. Bailliu, J. and E. Fujii, 2004, "Exchange Rate Pass-through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation," *Bank of Canada Working Paper, No. WP 04-21*.
4. Barhoumi, K., 2005, "Exchange Rate Pass-through into Import Prices in Developing Countries: An Empirical Investigation," *Economics Bulletin*, 3:1-14.
5. Betts, C. M. and M. B. Devereux, 1996, "The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-

- market,” *European Economic Review*, 40:1007-1021.
6. Betts, C. M. and M. B. Devereux, 2000, “Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing to Market,” *Journal of International Economics*, 50:215-244.
  7. Billmeier, A., 2004, “Ghostbusting: Which Output Gap Measure Really Matters?” *IMF Working Paper, No. 04/146*.
  8. Campa, J. M. and L. Goldberg, 2005, “Exchange Rate Pass-through into Import Prices,” *Review of Economics and Statistics*, 87:679-690.
  9. Chang, Y., 2004, “Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-sectional Dependency,” *Journal of Econometrics*, 120:263-293.
  10. Choudhri, E. and D. Hakura, 2006, “Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?” *Journal of International Money and Finance*, 25:614-639.
  11. Devereux, M. B., C. Engel, and P. E. Storgaard, 2004, “Endogenous Exchange Rate Pass-through when Nominal Prices are Set in Advance,” *Journal of International Economics*, 63:263-291.
  12. Devereux, M. B. and J. Yetman, 2002, “Price Setting and Exchange Rate Pass-through: Theory and Evidence,” *In Price Adjustment and Monetary Policy*. Ottawa: Bank of Canada: 347-371
  13. Faust, J. and J. H. Rogers, 2003, “Monetary Policy’s Role in Exchange Rate Behavior,” *Journal of Monetary Economics*, 50:1403-1424.
  14. Goldberg, P. K. and M. Knetter, 1997, “Goods Prices and Exchange Rate: What Have We Learned?” *Journal of Economic Literature*, 35:1243-1272.
  15. Goldfajn, I. and S. R. C. Werlang, 2000, “The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study,” *Working Paper, No. 5*, Central Bank of Brazil, Brazil.
  16. Im, K., M. Pesaran, and Y., Shin, 2003, “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115:53-74.
  17. Ito, T., Y. N. Sasaki, and K. Sato, 2005, “Pass-through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries,” *RIETI Discussion Paper Series, No. 05-E-020*.

18. Kao, C., 1999, "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 90:1-44.
19. Koyck, L. M., 1954, *Distributed Lags and Investment Analysis*, Amsterdam: North-Holland.
20. Levin, A., C. F. Lin, and J. Chu, 2002, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108:1-24.
21. McCarthy, J., 2000, "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies," *Staff Reports of Federal Reserve Bank of New York*, No. 111, New York.
22. Menon, J., 1995, "Exchange Rate Pass-through," *Journal of Economic Surveys*, 9: 197-231.
23. Mihailov, A., 2005, "Exchange Rate Pass-through on Prices in US, German and Japanese Macrodatab," *Discussion Paper*, No. 568, Department of Economics, University of Essex.
24. Ng, S. and P. Perron, 2001, "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69:1519-1544.
25. Pedroni, P., 1999, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61:653-670.
26. Pedroni, P., 2004, "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Econometric Theory*, 20:597-625.
27. Pollard, P. S. and C. C. Coughlin, 2004, "Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at the Industry Level," *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series*, No. 2003-029c, St. Louis.
28. Taylor, J., 2000, "Low Inflation, Pass-through, and Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, 44:1389-1408.

# Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through: The Case of Taiwan

Jui-Chuan Chang\* and Ching-Chuan Tsong\*\*

## Abstract

The issue of exchange rate pass-through has been discussed for a long time, but linking to the macroeconomic factors (such as monetary policy and inflation environment) has recently been concerned by one of the new open-economy macroeconomics literature. This paper attempts to investigate the pass-through of exchange rate into industry-level import prices, and to explore whether monetary policy is associated with exchange rate pass-through effects, using Taiwan monthly trading industries data. Methodologically, we first set up an empirical model by following the testable concepts of Bailliu and Fujii (2004) and Campa and Goldberg (2005). Contrary to vector autoregressive models and single-equation models utilizing least squares estimation in the literature, this paper adopts the generalized method of moments to estimate a dynamic panel data model and thereby conduct the hypothesis testing. The empirical results show that the exchange rate pass-through is incomplete in the short run while complete in the long run, in conformity with the literature. Moreover, the monetary policy does affect the degree of exchange rate pass-through in the short run, but such effects are decaying to zero over time. This implies that the monetary policy is operative in the short run but not in the long run if a policymaker undertakes a monetary policy to change the exchange rate and consequently other macroeconomic variables.

**Keywords:** Monetary policy; Exchange rate pass-through; Import prices

**JEL Classification:** E52, F41

---

\* Associate Professor, Department of Economics, National Chi Nan University. Corresponding Author. Tel: (049) 2910960 ext. 4632, Email: [dellachang@ncnu.edu.tw](mailto:dellachang@ncnu.edu.tw).

\*\* Associate Professor, Department of Economics, National Chi Nan University.