

購買力平價說的實證檢定：考慮不偏估計與整合偏誤

張銘仁^{**}、姜宗廷^{***}

摘 要

Rogoff (1996) 曾提出著名的「購買力平價說謎團」，以彰顯短期實質匯率持續性的迷思。本文嘗試利用傳統最小平方方法與晚近在計量上所發展的中位數不偏估計法，對實質匯率半衰期進行推估，以瞭解「購買力平價」在受衝擊後回復的速度。此外，本文亦參考 Imbs et al. (2005) 與 Midrigan (2007) 的建議，即考慮不同商品可能會存在不同程度的可貿易性。資料則以台灣與美國間相對產業所計算出的各產業別實質匯率計 17 種。實證結果顯示，17 種產業間的實質匯率收斂速度的確存在明顯差異，且非貿易財產業的實質匯率收斂速度顯著地較貿易財慢。此亦說明，傳統上將存在不同產業特性的價格資料，整合計算出的實質匯率並以之實證購買力平價的方法可能不恰當。整體而言，本文為「購買力平價說」無法成立的理由，提供若干適當的驗證與解釋。

關鍵詞：購買力平價說、實質匯率持續性、整合偏誤。

JEL 分類代號：C220, F310

* 本研究感謝陳建福教授、林信宏教授及 Christan J. Murray 所提供的寶貴意見與部分程式。另外，作者亦對期刊編輯及兩位匿名評審人之指正以及評論致最感謝之意。惟文中如有任何疏漏及繆誤，概由作者負責。

** 國立東華大學國際經濟學研究所助理教授，本文聯繫作者。電話：(03)8635551，Email：mjchang@mail.ndhu.edu.tw。

*** 國立東華大學國際經濟學研究所碩士。

購買力平價說的實證檢定：考慮不偏估計與整合偏誤

張銘仁、姜宗廷

壹、緒論

購買力平價說 (purchasing power parity, PPP) 的觀念，最早可追溯至西元第十六世紀一所古老的西班牙大學 (Universidad de Salamanca)。由於當時的教會不容許民眾有高利貸行為，所以明訂債務人須在教會訂定的規範下償付債權人，其償還的標準是要與當初借貸發生時所能購買相同貨物的金額。也就是說債務人所償還的金額與當初債權人所借出的金額須具有相同的購買力。將類似的概念運用在兩不同通貨地區之間，PPP 則代表兩國之間的名目匯率等於兩國總合物價 (aggregate price) 所組成的比例。換言之，同樣一單位的本國貨幣無論是在國內、外都有相同的購買力。它的理論基礎來自單一物價法則 (law of one price, LOP)，即在不考慮關稅、運輸成本和諸多其他貿易限制下，透過商品間買低賣高的套利行為會使得同質的商品在不同通貨地區內以同樣的價格出售。不難想像，當兩國多數的商品價格間存有 LOP 的關係，那麼由兩國間各別商品加總而成的總合物價也該有很高程度的 LOP 關連性，也就是 PPP。

然而，在現實經濟之中還須考量關稅、運輸費用等貿易成本以及其產品或服務本身的可貿易性，因此並非所有的商品都可以透過買低賣高的行為進行完全地套利。此外，相同的商品在各個國家的總合物價之中也未必有相同的權重 (weight)；國與國之間所生產的商品也是極盡可能地作出產品差異化，而非完全替代 (perfectly substitutable)，這些因素都可能成為 PPP 在國際間不完全成立的原因。除此之外，各類商品受市場不完全

性因素的影響程度不一，也可能使得 LOP 抑或是 PPP 在各商品間表現不一。例如：政府當局基於培植本地產業或其他因素，對於特定商品進口課以高額的關稅，雖然這樣的舉動不致造成全面性的影響，卻可能使特定商品在兩地的價格差異程度擴大。如此，PPP 是否會因為基礎的理論假設不完全符合經濟現狀，使其效力僅限於理論而不能擴大應用於實體經濟呢？

有趣的是，隨著實證方法的檢討和發展，PPP 亦獲得了許多的佐證。由於早期判斷 PPP 是否成立的標準是在於實質匯率是否能拒絕單根的假設，直到後來 Frankel (1986, 1990) 強調，在相關研究中單根檢定普遍有檢定力不足的問題。後來的學者因而試圖以更長的時間序列，進行 PPP 的實證檢定以因應上述問題。如 Frankel (1986) 與 Edison (1987) 等以超過百年的英鎊兌美元匯率資料進行檢驗；Glen (1992) 以數十年間九個國家的匯率進行實證，而他們的結論都指出 PPP 在長期成立。然而，對於這類長期 PPP 的驗證，其中具爭議的部分之一是混合使用固定匯率時期與浮動匯率時期的資料，而這也激勵後繼學者進一步以縱橫資料 (panel data) 進行 PPP 的實證。無論如何，PPP 的相關研究到這階段為止，至少已經提出足夠的證據去回應，更早期的相關研究所提出 PPP 可能不成立的質疑聲浪。換言之，只要時間夠長，實質匯率仍然會收斂至 PPP 成立的水準，但是，晚近的國際金融學者並不為此感到滿足。

至今，對於 PPP 的實證研究仍然持續付梓。雖然，相關領域的學者不再面臨無法拒絕實質匯率呈現隨機漫步 (random walk) 的窘境，也相繼提出若干 PPP 可能在國際間成立的合適證據。然而，一旦經過審慎的思辨，這個階段的研究結果卻引起新的 PPP 議題，也就是由 Rogoff (1996) 所提出的「購買力平價謎團」(purchasing power parity puzzle)，並引起廣泛的議論。而在這些討論之中，普遍認同兩項看法，晚近學者亦在此階段的 PPP 實證基礎之上發表各自的見解。首先，已經有足夠的證據顯示 PPP 在長期可能成立，更確切的說法是實質匯率在長期會以每年約 15% 的速度收斂至 PPP 成立的水準，但相較於經濟的理論和模型基礎而言，這樣的速度是非常緩慢的。第二，PPP 在短期可能不成立，短期實質匯率呈現出高度且劇烈波動與其持續性 (persistent) 地偏離 PPP，即使是交易頻

繁的同質商品，價格差異的波動程度仍是非常大。

正如前所述，在此階段的共識之上卻產生新的 PPP 議題，其中令學者們不解之處和其推論在於：短期實質匯率所展現的特性可能肇因於兩方面。其中，商品市場的名目價格受限於菜單成本等市場不完全因素而具有僵固性，調整速度較為緩慢；然而，另一方面由外匯市場決定的名目匯率，對於財務因素或貨幣衝擊等影響的調整速度極為快速，而由名目商品價格與名目匯率所組成的實質匯率自然會表現出商品市場和外匯市場兩方面的特性。然而，即便一般人認同商品價格存在名目僵固性，則預期廠商在經過一至兩年的時間對於名目工資或價格進行調整後，實質匯率就會收斂至 PPP 成立的水準。但大部分的 PPP 實證都不支持這樣的預期。足見除了商品市場的名目價格僵固性外，還有其他因素促使短期實質匯率背離了 PPP 成立的均衡水準。而這就是 Rogoff (1996) 提出購買力平價謎團的背景。

本文主要關注的議題，一如自 Rogoff (1996) 後的諸多研究。相較而言，不再把焦點放在實質匯率是否拒絕呈現單根或隨機漫步模型，而是關注於實質匯率的收斂速度和找尋短期實質匯率背離 PPP 的因素，進而對於 Rogoff (1996) 論述中的購買力平價謎團提出適當的解釋。例如：當各項產業的實質匯率呈現出顯著的差異性，則意味著不考量或討論這類差異性及其形成原因而逕以總合物價進行 PPP 的實證，可能是購買力平價謎團的成因之一。除此之外，由於自 Engel (2000) 以來，這類討論產業異質性的研究所觀察的對象僅限於歐美地區的已開發國家，而由於本文對於類似台灣這樣貿易依賴程度高的新興工業經濟體亦甚感興趣，關心在考慮產業異質性的實證分析中是否會呈現出不同的 PPP 型態。而美國長期以來都是台灣最重要的國際貿易夥伴之一，因此本文希望利用由台灣、美國間橫跨 17 種產業物價指數所建構而成的各產業實質匯率資料，在考量整合偏誤之下，實證檢定 PPP。

本文不同於以往直接驗證單一商品的 LOP，抑或是單以總合物價來實證 PPP 成立的情形，而是介於這兩者之間。考慮了每個產業本身的貿易特性，以及其他市場不完全性因素所造成的差異性。為了調查 PPP 在台灣、美國各產業間成立的情形和其收斂的速度，

本文分別建構出各產業的實質匯率自我迴歸 (autoregression) 模型，並以實質匯率自我迴歸式中的落後項係數作為評判實質匯率收斂速度的依據。例如：若該產業的實質匯率前後兩期的相關性趨近於完全正相關，除了表示實質匯率依循隨機漫步模型，同時也代表著實質匯率將不會收斂至 PPP 成立的水準，因此不再進一步衡量其收斂速度。反之，若實質匯率呈現定態 (stationary) 隨機序列，則可以藉由半衰期 (half-live) 估計，衡量其收斂速度並以觀察所建置的模型是否有益於解釋購買力平價謎團。所謂半衰期，是一衡量 PPP 收斂速度的依據，它可以透過自我迴歸模型中落後項的係數進行單調轉換而來。如前文所述，若實質匯率會以每年 15% 的速度收斂至 PPP 成立的水準，這樣的速度代表半衰期估計值約為三到五年，換言之，實質匯率消化一半實體面所帶來的衝擊，需要的時間約為三到五年。

由於解釋購買力平價說謎團，首要之務便是建置自我迴歸模型，而傳統建構模型的迴歸方法便是最小平方法 (ordinary least squares, OLS)。然而，傳統由 OLS 方法獲得的估計式有小樣本偏誤的情形，此外自我迴歸係數與半衰期的轉換過程亦可能擴大偏誤的程度。因此，本文另外考慮以中位數不偏估計式進行偏誤修正，而在偏誤經過適當的調整之後，本文亦發現，相較於 OLS 方法所得到的結果，台灣、美國各產業間的短期 PPP 可能不成立的情形似乎更為嚴重的。此外，PPP 在各產業間成立的情形大不相同，商品本身的可貿易性似乎可作為一區分項目，而非單純地僅以貿易財與非貿易財進行二分法分類。特定產業由於其產品特性或貿易特質會使得 PPP 在該產業有不同表現。整體而言，本文最終雖然未能成功地解決購買力平價說謎團，但仍以具有較佳統計特性的計量方法及產業分類標準，指出購買力平價說謎團形成的可能原因。

本文的研究架構接下來共分作四個章節，第二部分是文獻回顧，針對溯源自 Rogoff (1996) 提出的購買力平價謎團，過去相關文獻對謎團提出各種可能的解釋，回顧傳統估計時所產生的偏誤成因和解決偏誤的修正方法。至於資料處理方法，與解決偏誤估計的修正模型則置於第三部分。第四部分則估計實質匯率的收斂速度。最後，本文結論。

貳、文獻回顧

Rogoff (1996) 以提問的方式描述了購買力平價謎團：短期實質匯率的劇烈波動性和極為緩慢的 PPP 收斂速度這兩者之間，該如何並存？造成短期實質匯率波動的可能原因，是財務面，如投資偏好的改變、短期資產價格泡沫和貨幣政策面帶來的衝擊。然而，關於實質匯率持續性的實證研究結果普遍有一般性的看法 (consensus view)，以衡量 PPP 收斂速度的半衰期而言，是三到五年。如 Hakkio (1984), Frankel (1986), Meese and Rogoff (1988) 等進行 PPP 的實證，並指出 PPP 在國際間可能不成立，這也使 PPP 理論受到最根本的質疑。也就是說雖然長期而言實質匯率會逐漸收斂至 PPP 成立的水準，但是實證結果發現其收斂速度太慢。因此，若想以名目價格僵固性來解釋如此緩慢的 PPP 收斂速度似乎是不夠的，於是購買力平價謎團存在。國內相關研究方面，有陳美源與陳禮潭 (2003) 觀察台、美間實質匯率的結構性變動，並以已發生結構性變動的模型基礎下，發現台、美之間的 PPP 亦可能不成立。

晚近，Murray and Papell (2002) 指出傳統單以 OLS 迴歸來檢驗 PPP 是不合適的，並提出了幾項觀點：使用 OLS 估計時，會有小樣本偏誤產生。所以，他們利用 Andrews (1993) 和 Andrews and Chen (1994) 所提出的中位數不偏估計 (median unbiased estimation) 改善 OLS 偏誤的情形。其中，Andrews (1993) 主要是校正以 OLS 估計 Dickey-Fuller (DF) 式所造成的偏誤，而發展的一種不偏估計方法。類似地，Andrews and Chen (1994) 則是針對以 OLS 估計 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 式所形成的偏誤，而發展的漸進不偏估計方法。但是，不論何者在進行估計時皆需使用 Stock (1991) 所提供的信賴區間臨界值做為參數。

若商品跨部門之間存在異質性，那麼以整合物價水準所表示的實質匯率資料就會產生了偏誤。Imbs *et al.* (2005) 指出，PPP 收斂速度過於緩慢的原因在於過去關於 PPP 的文獻多半沒有考量到整合偏誤 (aggregation bias)。他們使用 1975 年至 1996 年歐洲與美國共 13 國 19 個部門的資料，考慮各個部門間的異質性 (heterogeneity)，結果有了驚人的發現，

半衰期估計不再落入一般性的看法而是 14 個月，若以 95% 信賴區間估計則為 4 個月至兩年。這樣的結論似乎足以解決購買力平價說謎團。無獨有偶，Chen and Engel (2005) 重新加以檢驗整合偏誤是否真足以解決購買力平價說謎團，他們沿用並加以修正 Imbs *et al.* (2005) 的資料，發現 PPP 的收斂速度還是落在三到五年間。因此，購買力平價說謎團還是存在。另外，國內研究方面，徐婉容 (2005) 以亞洲國家資料並參照 Imbs *et al.* (2005) 的計量方法估算亞洲國家實質匯率的半衰期，其結果為整合誤差無法有效解釋購買力平價說謎團。至此，整合偏誤是否足以解釋 PPP，這類的爭論還是繼續發展著。

參、計量方法

一、資料來源和處理

本文所使用的實證資料為自 1981：1 至 2007：10 台灣、美國間，17 種產業部門的消費者物價指數，分別為貿易類：穀類及其製品、肉類、水果、乳類、酒、油料費、香菸及檳榔、書報期刊、鞋襪、衣著類、傢俱、交通工具以及非貿易類：居住服務、房租、交通服務費、運輸費、娛樂服務與消費者物價指數 (CPI)，見表 1。台灣地區各產業的物價指數資料主要取樣自 Aremos 資料庫；美國各產業的物價指數資料以及新台幣兌美元的匯率資料則取樣自 Datastream 資料庫。所有的資料都是當月月均值。此外，由於台灣、美國間，物價指數所選用的基期 (base year) 不同，本文則先將兩地區物價資料加以調整並以 2000 年當作相同基期。

在資料使用的正確性上，本文也作了考量。Chen and Engel (2005) 延續使用 Engel (2000) 的資料庫並和 Imbs *et al.* (2005) 作搭配比較。他們發現，Imbs *et al.* (2005) 所使用的資料庫不尋常地遺漏部分國家，如丹麥、芬蘭、愛爾蘭等的名目匯率資料，而這些資

料可以輕易的在國際貨幣基金的 IFS 資料庫中獲得。此外，Imbs *et al.* (2005) 研究中的物價採樣期間可追溯自 1975：1，然而 1975 至 1981 的物價樣本很少，使得該期間有大量的遺漏值 (missing value)。而正如 Chen and Engel (2005) 中指出 Imbs *et al.* (2005) 所使用的資料有著嚴重的測量偏誤問題，或是採樣了不合適的資料以作實證分析。例如：在許多的產業價格資料中出現既明顯又不尋常的扭結 (kink)。而一般來說，當資料存在不具持續性的測量偏誤而被納入估計時，會使得實質匯率的持續性較原先應該呈現的程度來得低，進而對於 PPP 作出不合理的分析和推論。因此，本文在一切計量方法之前，先將自資料庫取得的原始資料繪以圖形，觀察本文所使用的資料是否也有出現不尋常的扭結。這樣的做法有兩個優點，一者可以確定所使用的資料正確性高，二者對於特定產業所出現扭結點也可以觀察其背後的時代意義，進而能夠了解各產業在 PPP 的初步特性。

另外，值得作更明確的說明是，對於本文所使用台灣、美國的配對資料，其所採用的 17 項項目內容和描述主要依循 Imbs *et al.* (2005) 以歐美各國的實質匯率所進行 PPP 的實證研究。其中，由於 Imbs *et al.* (2005) 的資料主要來自 Eurostat 資料庫，本文於書報期刊以及娛樂服務這兩項產業，美國對應的資料使用不同於 Imbs *et al.* (2005) 以及其後的 Chen and Engel (2005)。而台灣所公佈的物價資料內容中，將大眾運輸服務和通訊服務合併為交通服務，而本文在考量已經另外使用交通服務費下，放棄使用交通服務作為代表變數，而以較相近似的運輸費做為替代。除此之外，在這 17 項產業物價項目之中，部分物價項目是囊括在其他項目之中。例如：衣著類項目包含了鞋襪項目；居住服務項目包含了房租項目。然而，這 17 項項目仍涵蓋了台灣地區 CPI 約 52.58% 權重，以及本文為了與 Imbs *et al.* (2005) 和 Chen and Engel (2005) 中所實證的產業項目作搭配，故仍以台灣、美國這 17 項物價資料作為實證憑據。

[Insert Table 1 here]

各產業物價資料的使用在經過討論後，本文希望建構台灣、美國間以各產業所表示的實質匯率，再加以觀察 PPP 在各產業間成立的情形並衡量實質匯率的持續性，也就是實質匯率收斂至 PPP 成立水準的收斂速度。

(一)建構實質匯率

在建構實質匯率的過程中，本文以單一物價法則為出發點。在不考慮關稅與貿易運輸等其他成本下，同質的商品若在國內、外分別以不同的價格出售，透過投機者買低賣高的套利行為，將會使本國該商品價格等同於以本國貨幣表示之外國該商品價格：

$$P_{it} = S_t \times P_{it}^*, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (1)$$

其中 P_{it} 代表的是 i 商品在國內的價格， P_{it}^* 代表的是 i 商品在國外以外國貨幣表示的價格， S 為兩國間的名目匯率。當上式成立時，表示套利機會不存在，即為 LOP。而以 i 商品所表示的兩國實質匯率 (Q_{it}) 為：

$$Q_{it} = (S_t \times P_{it}^*) / P_{it} \quad (2)$$

當 PPP 成立時，實質匯率 (Q_{it}) 等於 1。然而，在 PPP 的相關實證裡，往往放寬了 PPP 理論的設定：若實質匯率為一定態序列則推論 PPP 在國際間可能成立，也能進一步衡量其收斂速度。而在進行正式的迴歸估計和統計檢定前，本文先對各產業實質匯率資料取 Hodrick Prescott 平滑值 (HP filter)。主要目的是除去各產業實質匯率中的短期劇烈波動，並取得各產業實質匯率的平滑值，藉以觀察 PPP 在各產業中的表現是否具有差異性。

(二) Hodrick Prescott 平滑值

在各項產業類別 (i) 中，本文利用 Hodrick and Prescott (1997) 所提出的方法將各產業實質匯率資料 (Q_t) 拆解成一組趨勢值 ($\tilde{Q}_t$) 和一定態序列 ($Q_t - \tilde{Q}_t$)，而 HP 平滑值的用意在於取一組趨勢值來極小化目標函數：

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Q_t - \tilde{Q}_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\tilde{Q}_{t+1} - \tilde{Q}_t) - (\tilde{Q}_t - \tilde{Q}_{t-1})]^2 \quad (3)$$

其中， T 為樣本數、 λ 為一給定的懲罰參數 (penalty parameter) 對波動加以懲罰。當所給定的 λ 越大時，給予波動的懲罰也就越大，所得的趨勢值也就越平滑。例如：給定 $\lambda = 0$ ，極小化目標函數時， $\tilde{Q}_t = Q_t$ 長期趨勢值也就是該時間序列本身；而給定 $\lambda \rightarrow \infty$ ，極小化目標函數的結果使得 $(\tilde{Q}_{t+1} - \tilde{Q}_t) = (\tilde{Q}_t - \tilde{Q}_{t-1})$ ，代表每期的變動都相等， $\tilde{y}$ 就不再是一曲線而呈現線性了。而 Hodrick and Prescott (1997) 建議當資料型態為月資料時， λ 應選用 14,400¹。透過 HP 平滑法，本文取得了各產業的實質匯率平滑值 ($\tilde{Q}_t$) 以作為實證上的依據 ($Q_t = \tilde{Q}_t$)，再經由自然對數的單調轉換，如：

$$\ln Q_{it} = \ln[(S_t \times P_{it}^*) / P_{it}] = \ln(S_t) - \ln(P_{it}) + \ln(P_{it}^*) \quad (4)$$

便可得到以 i 商品所表示的實質匯率 (Q_t) 為：

$$q_{it} = s_t - p_{it} + p_{it}^*, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (5)$$

¹ 晚近，文獻上對 λ 的選取有不同的看法，如 Ravn and Uhlig (2002)。但在實證研究上，似乎仍以 Hodrick and Prescott (1997) 的建議為最主要的做法。

其中， q_i , s , p_i 和 p_i^* 為對應的對數值。資料取對數值有些優點，例如：可以降低極端值對全部樣本迴歸結果的影響，取對數值亦是一單調轉換過程。因此，文章中便以本節所介紹的方法將處理過後的各產業實質匯率資料進行相關的統計估計，而如同前述，本文相較而言不再把焦點放在各產業實質匯率資料是否能拒絕隨機漫步模型，而關注於實質匯率的收斂速度，因此本文將分別對各產業實質匯率資料建構 DF 及 ADF 自我迴歸模型以便於估計其收斂速度。

二、DF 和 ADF 迴歸式

在 PPP 的實證研究中，經常進行簡單的 DF 和 ADF 迴歸式的估計。假設以 i 產業的物價所表示的實質匯率 DF 迴歸式為：

$$q_{it} = \mu_{0i} + \mu_{1i}t + \alpha_i q_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad , \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad , \quad (6)$$

而考量序列相關的 ADF 迴歸式為：

$$q_{it} = \mu_{0i} + \mu_{1i}t + \alpha_i q_{it-1} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \Delta q_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad , \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad , \quad (7)$$

其中 k 為 ADF 模型所考慮的差分項落後期數。在差分項落後期數的選定部分，本文中以從一般到特定 (general-to-specific, GS) 的概念，先分別進行 $k = 1, 2, 3$ 的 ADF 迴歸式的估計，再以 $t-1$ 期差分項係數 (β_{i1}) 估計值的顯著性進行排列，最後以最顯著 (p-value 最小) 的迴歸估計結果當作本文中 ADF 迴歸式的估計結果。

於是本文先將台灣、美國間 17 項產業各別建構的實質匯率資料，以 OLS 方法進行 DF 和 ADF 的迴歸估計，並觀察和比較各產業所估計的迴歸係數 (α_i) 及估算半衰期。半衰期是一種衡量實質匯率收斂速度常用的方法。它的簡單意義是，在一特定時點給定

單位衝擊後，實質匯率序列收斂（當 $\alpha_i < 1$ ）至半單位所需經過的時間，其估算函數如：

$$HL_i = \ln(0.5) / \ln(\alpha_i) \quad (8)$$

然而，由於半衰期函數的非線性特質，若在估計 α_i 時便已產生若干程度的偏誤，則透過半衰期函數（ HL_{α_i} ）轉換得到的半衰期估計值，將會擴大偏誤的程度。²除此之外，半衰期函數假定實質匯率以一單調的速率收斂，而在 ADF 迴歸式裡，這樣的情況不一定會發生。因此，在各產業實質匯率 ADF 迴歸的實證部分，本文另以衝擊反應函數（impulse response function）來呈現實質匯率的收斂過程。當實質匯率序列有單根現象，呈现在衝擊反應函數之中則可以看到所受到的衝擊最終不會消失。相對地，當實質匯率為定態序列，所受到的衝擊會呈現逐漸衰退的現象。

本文使用 Murray and Papell (2002) 的 GAUSS 程式模擬方法，在 ADF 迴歸式下，建構各產業的實質匯率為期 100 期的衝擊反應函數。³並在經過反覆抽樣及排序後，同時建立實質匯率衝擊反應函數的 95% 信賴區間。在各產業間的實質匯率 ADF 迴歸式當中，以實際 OLS 估計式或漸進中位數不偏估計式所取得的各係數迴歸估計值當作一資料產生程序（data generate process）的參數值，再以重複抽樣的過程以利相關模擬結果的排序和進行衝擊反應函數 95% 信賴區間的建構。以一具 3 期差分項落後期數的實質匯率序列為例，原先的 ADF 迴歸式可以改寫成 $q_t = \phi_1 q_{t-1} + \phi_2 q_{t-2} + \phi_3 q_{t-3} + \phi_4 q_{t-4} + \varepsilon_t$ ，⁴再以此輔助式係數估計值計算為期 100 期的衝擊反應函數。

² 例如： $HL_{0.9} = 6.58$ ， $HL_{0.95} = 13.51$ 。

³ 作者在此特別感謝 Christan J. Murray 所提供部分的模擬程式。

⁴ 在此情況下， $\phi_1 = \alpha + \beta_1$ ， $\phi_2 = \beta_2 - \beta_1$ ， $\phi_3 = \beta_3 - \beta_2$ ； $\phi_4 = -\beta_3$ 。

三、DF 和 ADF 中位數不偏估計式

無論是透過 DF 或是 ADF 迴歸式進行迴歸參數的估計，在 PPP 驗證的過程中，本文最主要關心落後項係數 (α_i) 的估計結果。若 α_i 的估計結果趨近於 1，代表對應的實質匯率受衝擊收斂的速度相當緩慢，至於當估計的 α_i 大於或等於 1 時，代表實質匯率發散同時 PPP 不成立。由於估計各產業實質匯率的收斂速度相當仰賴 α_i ，所以本文特別重視 α_i 的估計特性。例如，在衡量實質匯率收斂速度的迴歸模型之中，若估計得到的迴歸係數 α_i 非常接近 1，而當 OLS 估計式在 α_i 越接近 1 時，有越嚴重的小樣本偏誤。除此之外，透過半衰期非線性函數 (HL_{α_i}) 轉換後所估算的半衰期值，會擴大其偏誤的程度。既然迴歸估計的 α_i 是 PPP 成立與否及實質匯率收斂速度的主要判斷標準，本文希望利用具有估計不偏特性的中位數不偏估計式來修正利用 OLS 估計可能產生偏誤的結果。

Andrews and Phillips (1987) 指出，由於中位數不偏估計式所擁有的特性，是在不偏式經過單調轉換 (monotonic transformation) 後，無論是點估計或信賴區間估計都仍然具有不偏的性質。例如，本文利用 OLS 方法進行迴歸估計並得到偏誤的估計式 ($\hat{\alpha}^{OLS}$)，接著本文透過估算半衰期的函數 $\ln(0.5)/\ln(\hat{\alpha}^{OLS})$ 進行單調轉換。由於中位數不偏估計式特性，當本文以 ($\hat{\alpha}^{MU}$) 取代 OLS 的偏誤估計式 ($\hat{\alpha}^{OLS}$) 完成偏誤的修正，那麼，直接以函數 $\ln(0.5)/\ln(\hat{\alpha}^{MU})$ 進行半衰期估算也將會是不偏的，同樣的情況也能套用於信賴區間的估算。

中位數不偏估計式的直覺是對於經過 OLS 所估計的迴歸係數 α^{OLS} ，找到一個中位數是 α^{OLS} 的 α 。而該 α 就是本文中所指稱的中位數不偏估計式 α^{MU} 。而對於 OLS 方法所造成的偏誤情形，本文主要依賴中位數方程式 ($m(\alpha)$) 進行偏誤的修正，而中位數不偏估計式 ($\hat{\alpha}^{MU}$) 則可表達為：

$$\hat{\alpha}^{MU} = \begin{cases} 1, & \text{if } \hat{\alpha} > m(1); \\ m^{-1}(\hat{\alpha}), & \text{if } m(-1) < \hat{\alpha} \leq m(1); \\ -1, & \text{if } \hat{\alpha} \leq m(-1); \end{cases} \quad (9)$$

其中， $m^{-1}(\cdot)$ 代表中位數方程式的反函數。此外，Andrews (1993) 指出在 DF 迴歸式的情況下，中位數方程式只受母體參數 (α) 及抽樣樣本數大小控制。所以，在給定樣本數和 OLS 估計式 ($\hat{\alpha}^{OLS}$) 下，就可以利用中位數方程式的反函數找出實質匯率方程式中落後項係數的中位數不偏估計值 ($\hat{\alpha}^{MU}$)。

另外，如 Andrews and Chen (1994) 指出在 ADF 迴歸式的情況下，中位數方程式除了受參數 (α) 及抽樣樣本數大小控制之外，還受到其他差分項參數的影響。因此，在 ADF 的情況下，利用中位數方程式的反函數找出中位數不偏估計式的過程不再是精確地 (exactly)。而在本文之中，以漸進中位數不偏估計 (asymptotically median-unbiased estimation) 進行 OLS 的偏誤 ADF 迴歸係數修正。而漸進中位數的概念是，給定 OLS 迴歸係數 $\beta_1^{OLS}, \dots, \beta_K^{OLS}$ ，找到以 α^{OLS} 為中位數的 α ；並設為 $\alpha^{1, AMU}$ 。而給定 $\alpha^{1, AMU}$ 就可以另外獲得一組新的迴歸係數 $\beta_1^{1, AMU}, \dots, \beta_K^{1, AMU}$ ，並在給定這些係數的情況下，再找到一個新的中位數不偏估計式 $\alpha^{2, AMU}$ ；最後，再重複這樣的動作直到 α^{AMU} 收斂為止。

本文中，漸進中位數不偏估計式和其 95% 信賴區間為：

$$\hat{\alpha}^{AMU} = 1 + [C_{msd} \hat{b}(1) / T] ; [\hat{L}, \hat{U}] = [1 + c_0 \hat{b}(1) / T, 1 + c_1 \hat{b}(1) / T] , \quad (10)$$

其中， T 為樣本數，而 $\hat{b}(1) = 1 - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j$ 。⁵ 透過 α^{AMU} 和 $\hat{b}(1)$ 的設定進行至多六次的反覆迴歸，直到 α^{AMU} 收斂不再變化，而這樣漸近的過程也間接反映了中位數方程式不再僅只受落後項參數 (α)，還有差分項係數 (β_j) 和樣本數的控制情況。透過中位數不偏和漸進

⁵ 變數 c_{med} , c_0 和 c_1 需查閱 Stock (1991) 中的表 A-1。

中位數不偏估計式，本文修正以 OLS 方式進行 DF 和 ADF 迴歸產生估計偏誤的情形。其實證結果，本文在下個章節加以討論。

肆、實證結果

本文使用自 1981：1 至 2007：10 台灣、美國間 17 種產業部門的消費者物價指數及新台幣兌美元的名目匯率資料進行 PPP 的實證檢定，試圖觀察以各產業物價所表示的實質匯率型態，並以觀察實質匯率 DF 及 ADF 迴歸式的迴歸係數值 (α)，以及半衰期估計值來衡量各產業實質匯率的收斂速度。本文也將兩地的消費者物價指數納入實證之中。如此，實質匯率在各個產業所呈現的情形就能與以消費者物價指數來表示的實質匯率進行比較。最後，經由實質匯率的衝擊反應函數，可以觀察實質匯率在 ADF 的情況下不一定以單調速率收斂。而在實際進行統計的估計和檢定之前，本文首先將原始的實質匯率資料取長期趨勢值以消去短期的劇烈波動，再進行自然對數的單調轉換以利估計和檢定的進行。

一、傳統的 OLS 方法

在實證分析上，本文分別對由各產業和總合消費者物價指數所建構的實質匯率進行 DF 與 ADF 式迴歸，而傳統上大量地以 OLS 方法進行迴歸。為了與傳統文獻取得一致性的比較基礎，本文首先以 OLS 進行推估。然而 OLS 估計式存在低估真實參數 α 的現象，除此之外，當參數 α 越接近於 1 時，這樣的偏誤情形會越嚴重；而在 PPP 的實證迴歸分析上，大多數的情況下 α 都是很接近於 1，而這也是本文認為修正 OLS 的偏誤估計是釐清此一問題的重要過程。另外，依據偏誤估計所估算的半衰期估計值，會有因為半衰期非線性的轉換函數而擴大其偏誤的情形。因此，本文先進行傳統的 OLS 迴歸估計，並在

下一節對以 OLS 估計式為基礎的中位數不偏估計式進行修正，對各迴歸估計係數 (α_i) 與半衰期 (HL_{α_i}) 作出修正。

使用傳統的 OLS 方法進行 DF 迴歸的結果，如表 2 所示。以消費者物價指數所建構的實質匯率而言，消耗半單位實體經濟面帶來的衝擊所需要的時間是 13 年。這與先前以歐美等已開發國家為研究對象的結果並不相同，可見開發中經濟體如台灣，其實質匯率的收斂速度是較為緩慢的。⁶除此之外，消費者物價指數包含著不同性質的財貨，如商品項目與服務項目；另外商品項目更可細分為非耐久財、半耐久財與耐久財。所以，本文把焦點置於各個產業間可貿易性質的差異與特性，嘗試瞭解是否正是因為這些因素使得短期實質匯率的收斂速度緩慢，進而造成購買力平價謎團。

在與總合物價的基準比較之下，各產業類別的迴歸估計結果差異極大，以半衰期的估計而言，在一特定時點給定單位衝擊後，時間序列收斂至半單位所需經過的時間分布自衣著類的 0.39 年至書報期刊的 13 年，而交通服務費、娛樂服務、房租等三項產業的迴歸結果呈現序列發散，也只有這三項產業的半衰期估計結果較總合物價來得高。不難想像交通服務費、娛樂服務、房租等財貨的性質是符合非貿易財特性，即此類商品特性使得套利行為在該產業不容易發生。在不考量發散序列下，其他 14 項產業的平均收斂時間是 3.89 年。在 Kakkar and Ogaki (1999) 的研究中，亦曾有類似的討論。

17 項產業的半衰期中位數為穀類及其製品的 2.94 年，大致符合相關研究 3 到 5 年的一般性看法。⁷然而，值得一提的是，過去相關研究的結論所採用的資料是已開發國家的總合物價指數所建構的實質匯率，和本文所選用開發中國家各產業類別的資料型態明顯不相同。另外，酒、衣著類、乳類等較具貿易財概念的產業所估計的半衰期估計值是

⁶ Cashin and McDermott (2006) 也認為，已開發國家的實質匯率收斂速度較開發中國家為快。

⁷ 使用 17 項產業收斂時間的中位數，是因取得容易且不易受發散項目的影響。

表 2 Dickey-Fuller 迴歸式的 OLS 半衰期估計

項 目	α_i^{OLS}	95% C.I.	$HL_{\alpha_i}^{OLS}$	95% C.I.
消費者物價指數	0.996	[0.979, 0.996]	13	[2.68, 15]
貿易財				
穀類及其製品	0.981	[0.959, 0.993]	2.94	[1.37, 7.72]
肉類	0.981	[0.960, 0.993]	2.99	[1.42, .99]
水果	0.932	[0.926, 0.987]	0.82	[0.75, 4.27]
乳類	0.967	[0.958, 0.992]	2.36	[1.34, 7.57]
酒	0.969	[0.951, 0.991]	1.86	[1.15, 6.53]
油料費	0.963	[0.941, 0.989]	1.52	[0.95, 5.41]
香菸及檳榔	0.972	[0.952, 0.991]	2.02	[1.16, 6.59]
書報期刊	0.996	[0.978, 0.996]	13	[2.64, 15]
鞋襪	0.959	[0.942, 0.989]	1.37	[0.96, 5.47]
衣著類	0.862	[0.895, 0.981]	0.39	[0.52, 3.01]
傢俱	0.994	[0.979, 0.996]	10	[2.67, 15]
交通工具	0.991	[0.973, 0.995]	6.47	[2.09, 12]
非貿易財				
居住服務	0.969	[0.947, 0.991]	1.81	[1.07, 6.07]
房租	1.000	[0.984, 0.997]	∞	[3.56, 20]
交通服務費	1.000	[0.977, 0.996]	∞	[2.53, 14]
運輸費	0.991	[0.973, 0.995]	6.38	[2.08, 12]
娛樂服務	1.000	[0.969, 0.994]	∞	[1.81, 10]

資料來源：本研究估計。

註： α_i^{OLS} 為各產業的 DF 迴歸式落後項點估計係數，由 OLS 方法迴歸獲得，其 95% 信賴區間估算方式見附錄。 $HL_{\alpha_i}^{OLS}$ 為各產業實質匯率的收斂半衰期，其數值為年，經由函數 $HL_{\alpha_i}^{OLS} = \ln(0.5) / \ln(\alpha_i^{OLS})$ 所對應計算的估計值，其 95% 信賴區間估算方式參照 Rossi (2005) 所提供的估算方法。

低於 3 到 5 年的一般性看法，如酒、衣著類、乳類的半衰期分別為 1.86、0.39、2.36 年。但是，初步觀察本文在此階段的研究結果，仍然有令人訝異的地方，例如書報期刊、傢俱、交通工具的半衰期估計值分別為 13、10、6.47 年，這樣的結果是非常令人困惑的，這些具備可貿易性性質的產業值得在最後作出一些可能的推論。

大致而言，以貿易為特性的產業，其所估計得到的半衰期估計值都是較低的，而這樣的結果很有可能是因為傳統 OLS 估計時，產生了偏誤估計低估了半衰期的結果。因此，本文將在下一節引用中位數不偏估計式的修正方法對 OLS 迴歸估計式進行修正。另外，由於 DF 迴歸式並不考慮其他落後期數對當期實質匯率的影響，因此本文續以 OLS 方法進行 ADF 迴歸估計，並觀察其估計結果與 DF 迴歸估計的異同。也就是在容許序列相關的條件之下，實質匯率的其他差分落後期數對於當期實質匯率都有影響，至於要考量落後多少期也是本文關注的重點之一。

進行 ADF 迴歸式估計的首要之務，便是選定 ADF 迴歸模型的差分項落後期數，不同的落後期數選取會對模型造成不同的影響，不當的選取也會造成迴歸結果失真。例如：落後期數選取太長，即便其他落後期數對當期實質匯率沒有影響為真，仍因落後期數選取不恰當而使得落後項 (q_{t-1}) 能解釋的部分減少，進而影響了迴歸落後項係數 (α)，使得由 α 衍生而來的分析有所謬誤。因此，在本文之中，差分項落後期數的選擇是十分重要的。本文以從一般到特定 (GS) 方法進行落後期數的選定。對於台灣、美國間各個產業類別，進行落後期數為 1 至 3 的 ADF 迴歸，再選定差分項係數估計值最為顯著的 ADF 迴歸作為結果，這樣的選擇代表由一般化 ADF 迴歸式到每個產業的特定 ADF 迴歸式都加以考量。落後期數選定結果見表 3 的第 2 行，大多數由 GS 所選的落後期數 (k) 都不長，而水果產業則因為差分項係數顯著程度不足，故在水果產業之中本文並不選取落後期。⁸

⁸ 本文以 10% 顯著水準作為選擇標準。

表 3 Augmented Dickey-Fuller 迴歸式的 OLS 半衰期估計

項 目	k^a	α_i^{OLS}	95% C.I.	$HL_{\alpha_i}^{OLS}$	95% C.I.
消費者物價指數	1	0.993	[0.980, 0.996]	8.55	[2.80, 16]
貿易財					
穀類及其製品	1	0.972	[0.961, 0.993]	2.07	[1.46, 8.21]
肉類	3	0.978	[0.962, 0.993]	2.60	[1.47, 8.31]
水果	0	0.932	[0.926, 0.987]	0.82	[0.75, 4.27]
乳類	1	0.973	[0.958, 0.992]	2.08	[1.35, 7.61]
酒	1	0.967	[0.951, 0.991]	1.72	[1.15, 6.49]
油料費	1	0.952	[0.942, 0.989]	1.17	[0.96, 5.46]
香菸及檳榔	1	0.967	[0.952, 0.991]	1.70	[1.17, 6.63]
書報期刊	1	0.994	[0.979, 0.996]	10	[2.68, 15]
鞋襪	2	0.962	[0.941, 0.989]	1.47	[0.95, 5.39]
衣著類	2	0.871	[0.892, 0.980]	0.42	[0.50, 2.93]
傢俱	1	0.993	[0.979, 0.996]	8.30	[2.75, 15]
交通工具	1	0.989	[0.974, 0.995]	5.04	[2.16, 12]
非貿易財					
居住服務	2	0.968	[0.947, 0.990]	1.80	[1.06, 5.99]
房租	1	0.998	[0.985, 0.997]	25	[3.75, 21]
交通服務費	1	0.994	[0.978, 0.996]	9.19	[2.55, 14]
運輸費	3	0.988	[0.973, 0.995]	4.98	[2.10, 12]
娛樂服務	3	0.992	[0.970, 0.995]	7.24	[1.90, 11]

資料來源：本研究估計。

註： α_i^{OLS} 為各產業的 ADF 迴歸式落後項點估計係數，由 OLS 方法迴歸獲得，其 95% 信賴區間估算方式見附錄。 $HL_{\alpha_i}^{OLS}$ 為各產業實質匯率的收斂半衰期，其數值為年，經由函數 $HL_{\alpha_i}^{OLS} = \ln(0.5) / \ln(\alpha_i^{OLS})$ 所對應計算的估計值，其 95% 信賴區間估算方式參照 Rossi (2005) 所提供的估算方法。

^a 本文以 10% 顯著水準作為 GS 選擇差分項落後期 (k) 的判斷標準。

使用傳統 OLS 方法進行 ADF 式的迴歸結果，相較於 DF 迴歸式的結果大致上較符合 LOP 或是 PPP，半衰期分布自衣著類的 0.42 年至房租的 25 年，這也許是因為迴歸模型本身多加考量了其他差分落後期對當期實質匯率的影響。以總合物價建構的實質匯率迴歸結果顯示其收斂時間為 9 年，下降了 4 年。而衣著類、鞋襪、水果等三項產業在 ADF 情況下的收斂速度相較於 DF 迴歸式迴歸是較慢的，但差異幅度並不大。整體平均而言，半衰期是 4.9 年，略大於 DF 的迴歸結果但仍然落在 3 到 5 年的一般性看法，這是因為少部分在 DF 迴歸時發散的序列也在 ADF 式裡如交通服務費以 9 年、娛樂服務以 7.24 年、房租以 25 年半衰期收斂了。相對地，若以半衰期中位數表達是 2.08 年，即收斂速度較 DF 式快。

圖 1 呈現以衝擊反應函數來表示 ADF 情況下的實質匯率速度。給定估計迴歸係數值之下，重建 ADF 迴歸模型，呈現較由半衰期估算函數貼切的半衰期估計值。虛線是上、下界估計 95% 信賴區間，實線是衝擊反應函數過程，而半衰期表示衝擊反應函數衰退至 0.5 所耗費的時間。在 OLS 的情況下，大部分的序列都是收斂的，而其收斂情況也類似由半衰期估算函數所獲得的結果。

觀察各產業的實質匯率迴歸結果，本文發現酒（半衰期 1.72 年）、穀類及其製品（半衰期 2.07 年）等 10 項產業的半衰期點估計是低於一般性看法的。然而，書報期刊、傢俱、交通工具，即便納入允許序列相關，所得到的半衰期估計值仍然很長，代表著實質匯率收斂速度極慢。ADF 的結果更加深本文對這三項產業在 LOP 或是 PPP 上表現的興趣。然而，傳統使用 OLS 方法進行 ADF 的迴歸估計仍有偏誤產生的情形，因此本文將在下一節引用漸進中位數不偏估計式修正 OLS 的偏誤估計。

圖 1

二、中位數不偏估計式

傳統以 OLS 方法進行 DF 或 ADF 迴歸式估計是大量且廣泛被使用在相關研究之中。然而，這樣的作法會造成迴歸係數的偏誤估計，進而可能對於 PPP 有過度樂觀的認知。故本文分別採用 Andrews (1993) 及 Andrews and Chen (1994) 的中位數不偏估計式及漸進中位數不偏估計式的修正方法。因此，本文續以 OLS 估計結果為出發進行偏誤的修正過程，最終找到以 OLS 估計式為中位數的不偏式及其分配。

中位數不偏估計的 DF 迴歸結果如表 4 所示，修正偏誤後，各產業類別的半衰期點估計部分有了明顯的變化。除了衣著類、水果、鞋襪等三種產業，大部分產業的實證結果非但無益於解釋 Rogoff 提出的購買力平價謎團，更否定了 PPP 於兩地區成立的可能性。其中，有 11 項產業的實質匯率資料是發散的。除此之外，由於信賴區間涵蓋的範圍太廣所能提供的資訊十分有限，以消費者物價指數而言，所建構的實質匯率可能從以 12 年的半衰期收斂到實質匯率發散。

針對此實證方法所獲得的類似結果也發生在 Andrews (1993) 及 Murray and Papell (2002) 之中。Andrews (1993) 使用自 1973：1 至 1988：7 的法國法郎、德國馬克、日本圓、加拿大幣、荷蘭盾、英鎊等六國貨幣兌美元的實質匯率資料進行實質匯率半衰期的 OLS 及中位數不偏估計。其 OLS 半衰期估計值的中位數是 3.18 年，而當偏誤經過修正後，在中位數不偏估計的結果則指出，除了英鎊兌美元外，其他五國貨幣對美元的實質匯率皆為發散。各實質匯率半衰期的 95%信賴區間估計部分，下界中位數估計值是 1.90 年，而上界中位數估計值則是趨近無限大。類似的結果也在 Murray and Papell (2002, 2005) 中發生。

表 4 Dickey-Fuller 迴歸式的中位數不偏半衰期估計

項 目	α_i^{MU}	95% C.I.	$HL_{\alpha_i}^{MU}$	95% C.I.
消費者物價指數	1.000	[0.995, 1]	∞	$[12, \infty)$
貿易財				
穀類及其製品	1.000	[0.971, 1]	∞	$[1.94, \infty)$
肉類	1.000	[0.967, 1]	∞	$[1.75, \infty)$
水果	0.950	[0.904, 1]	1.12	$[0.57, \infty)$
乳類	1.000	[0.957, 1]	∞	$[1.32, \infty)$
酒	0.991	[0.949, 1]	6.43	$[1.11, \infty)$
油料費	0.991	[0.949, 1]	6.43	$[1.11, \infty)$
香菸及檳榔	1.000	[0.957, 1]	∞	$[1.32, \infty)$
書報期刊	1.000	[0.998, 1]	∞	$[29, \infty)$
鞋襪	0.982	[0.941, 1]	3.22	$[0.95, \infty)$
衣著類	0.882	[0.884, 0.944]	0.46	$[0.34, 1.00]$
傢俱	1.000	[0.990, 1]	∞	$[6, \infty)$
交通工具	1.000	[0.985, 1]	∞	$[3.93, \infty)$
非貿易財				
居住服務	0.997	[0.953, 1]	19	$[1.21, \infty)$
房租	1.000	[1, 1]	∞	(∞, ∞)
交通服務費	1.000	[0.995, 1]	∞	$[12, \infty)$
運輸費	1.000	[0.985, 1]	∞	$[3.93, \infty)$
娛樂服務	1.000	[0.983, 1]	∞	$[3, \infty]$

資料來源：本研究估計。

註： α_i^{MU} 為各產業的 DF 迴歸式落後項點估計係數，估算方式為 $\alpha^{MU} = 1 + c_{med} / T$ ；其 95% 信賴區間估算方式為 $[1 + c_0 / T, 1 + c_1 / T]$ 。其中 T 為各產業實質匯率的樣本數， c_{med}, c_0, c_1 則需查閱 Stock (1991) 中的表 A-1。 $HL_{\alpha_i}^{MU}$ 為各產業實質匯率的收斂半衰期，其數值為年，經由函數 $HL_{\alpha_i}^{OLS} = \ln(0.5) / \ln(\alpha_i^{AMU})$ 所對應計算的估計值，其 95% 信賴區間估算方式為對應轉換 α_i^{MU} 的 95% 信賴區間估計值。

漸進中位數不偏迴歸方法適用於 ADF 迴歸式。由於中位數除了受落後項參數和樣本數影響，另外還受到其他差分項參數的影響，是以中位數函數的過程不再是精確的而是漸進的。本文對於各產業的實質匯率序列，由傳統 OLS 的迴歸估計係數開始，進行偏誤調整程序直到迴歸係數收斂至不需進行偏誤調整為止。其結果如表 5 所示，半衰期分布自衣著類的 0.54 年至居住服務的 19 年，另外有 7 項產業實質匯率資料連同總合物價所構成的實質匯率都是發散的。在不考慮發散序列下，半衰期平均為 6.78 年，略大於一般性看法。但其中仍然不乏如衣著類（半衰期 0.54 年）、水果（半衰期 1.12 年）等產業其半衰期估計結果是較一般性看法的 3 到 5 年短的。

到目前為止，本文發現各產業類別間的確存在明顯差異性，一般人亦不預期衣著類和房租會以相同的速度收斂至 PPP 成立的水準。較特別之處，衣著類、水果、油料費等三項產業在兩種迴歸式和兩種估計式上都一直維持一致且較小的半衰期。相對地，房租、娛樂服務、交通服務費、書報期刊、傢俱，亦在各種不同的迴歸假設下，是較容易呈現發散的。其他類別，如酒、穀類及其製品、乳類、鞋襪、香菸及檳榔等仍然不離 3 到 5 年的一般性看法。整體而言，市場結構愈傾向於完全競爭的產業，其收斂至 PPP 成立的時間會愈短。此外，特別是在偏誤經過修正後，實質匯率發散的部分產業也許影響了台灣、美國間總合物價所表示的實質匯率，使其無法反映真實應有的水準，進而可能影響購買力平價成立與否。

本文發現，部分產業的確存有特殊的產業特性，如書報期刊。由於兩地區域的母語不同，即便存有套利機會促使投機者想透過價格差異進行套利，然而彼此對於國外的書報期刊需求相對地小，最終也難達兩地書報期刊的 PPP 關連性。另外，美國書籍出版多有進行全球性的差別取價，部分書籍在北美地區和全球其他地區的價格是不同的。而台灣書籍的實證資料 (Aremos, CPI@BOOK) 在採樣期間內也出現了 1987:9 和 1996:1 的兩個明顯扭結，在查察對應的事件後，發現也許是解嚴、解除報禁等特殊事件影響了該產業的物價資料，進而影響實質匯率資料和 PPP 在該特定產業成立的情形。關於研究限制，在 Imbs *et al.* (2005) 和 Chen and Engel (2005) 皆以 Eurostat 資料庫的 Book (1730) 為

美國地區該產業代表變數，此項研究限制亦可能使得兩地區書報期刊類是較不符合 PPP 的假說。

表 5 Augmented Dickey-Fuller 迴歸式的漸進中位數不偏半衰期估計

項 目	k	α_i^{AMU}	95% C.I	$HL_{\alpha_i}^{AMU}$	95% C.I
消費者物價指數	1	1	[0.990, 1]	∞	$[5.59, \infty)$
貿易財					
穀類及其製品	1	0.986	[0.959, 1]	4.04	$[1.381, \infty)$
肉類	3	0.987	[0.962, 1]	4.11	$[1.48, \infty)$
水果	0	0.950	[0.904, 1]	1.12	$[0.57, \infty)$
乳類	1	0.989	[0.954, 0.989]	5.04	$[1.23, .29]$
酒	1	0.984	[0.946, 1]	3.52	$[1.04, \infty)$
油料費	1	0.970	[0.936, 1]	1.92	$[0.88, \infty)$
香菸及檳榔	1	0.985	[0.951, 1]	3.9	$[1.15, \infty)$
書報期刊	1	1	[0.992, 1]	∞	$[7.35, \infty)$
鞋襪	2	0.985	[0.941, 0.986]	3.93	$[0.95, 4.13]$
衣著類	2	0.898	[0.883, 0.959]	0.54	$[0.46, 1.37]$
傢俱	1	1	[0.989, 1]	∞	$[5.20, \infty)$
交通工具	1	1	[0.981, 1]	∞	$[3.01, \infty)$
非貿易財					
居住服務	2	0.997	[0.953, 1]	19	$[1.21, \infty)$
房租	1	1	[1, 1]	∞	(∞, ∞)
交通服務費	1	1	[0.992, 1]	∞	$[7.02, \infty)$
運輸費	3	1	[0.980, 1]	∞	$[2.85, \infty)$
娛樂服務	3	1	[0.980, 1]	∞	$[2.86, \infty)$

資料來源：本研究估計。

註： α_i^{AMU} 為各產業的 ADF 迴歸式落後項點估計係數，估算方式為 $\alpha_i^{AMU} = 1 + c_{med} \hat{b}(1)/T$ ；其 95% 信賴區間估算方式為 $[1 + c_0 \hat{b}(1)/T, 1 + c_1 \hat{b}(1)/T]$ 。其中 T 為各產業實質匯率的樣本數， $\hat{b}(1)$ 需以漸進方式反覆迴歸取得， c_{med}, c_0, c_1 則需查閱 Stock (1991) 中的表 A-1。 $HL_{\alpha_i}^{AMU}$ 為各產業實質匯率的收斂半衰期，其數值為年，經由函數 $HL_{\alpha_i}^{OLS} = \ln(0.5)/\ln(\alpha_i^{AMU})$ 所對應計算的估計值，其 95% 信賴區間估算方式為對應轉換 α_i^{AMU} 的 95% 信賴區間估計值。

其他耐久財產業，如交通工具和傢俱，所估計的實質匯率收斂速度也是極為緩慢的，較不符合 PPP。⁹ 而耐久財的高運費特性，則極有可能是造成市場不完全的根本原因。除此之外，國內長年來基於培植汽車產業理由對於進口車課以重稅，也或許這種針對特定產業設計的稅制政策也是影響 PPP 在該產業成立的原因之一。但不論是書報期刊、傢俱或交通工具均是因不同型態的貿易障礙，而降低其產品的可貿易性，也因此較不符合 PPP 的基本假說，其實證結果與非貿易類（如房租、交通服務或娛樂服務等）相類似。¹⁰

圖 2 呈現衝擊反應函數的衰退過程。當迴歸估計係數經過偏誤修正後，也進而使得衝擊反應函數多呈現發散的趨勢。特殊的是，傢俱、書報期刊、交通服務費、運輸費、交通工具等 5 項產業，由於上、下界信賴區間皆呈現發散，使實質匯率發散的情況更為顯著。相類似地，Imbs *et al.* (2005) 的實證估計則發現交通工具、房租的半衰期信賴區間上界亦呈現發散。但是，在上述研究中鞋襪、衣著類的半衰期上界同樣呈現發散，則不同於本文的結果。但整體而言，Imbs *et al.* (2005) 對各產業別實質匯率的估計，其收斂至 PPP 成立的時間均相對地比本文短，亦即其研究可能較為成功地解釋了購買力平價說謎團。¹¹ 本文研究則發現，不論以何種方法進行檢驗都可得到，各產業類別間實質匯率半衰期差異性皆非常大。若不考慮其差異而逕行合併計算其收斂速度，將形成整合偏誤。而這種偏誤則發生在大多數有關 PPP 的實證研究中，為購買力平價說謎團形成的原因，提出另一種可能的解釋。

⁹ 按中華民國行政院主計處分類。

¹⁰ 此一觀點，我們感謝匿名審查人所提供的寶貴建議。

¹¹ 但是，Chen and Engel (2005) 則對於 Imbs *et al.* (2005) 的估計結果不表示認同。並舉證說明，Imbs *et al.* (2005) 能“解決「購買力平價說謎團」”的原因可能來自資料上的繆誤等。

圖2

伍、結論

早期對 PPP 的實證檢定多因模型的檢定力不足而無法拒絕實質匯率呈現隨機漫步的虛無假設，後續的相關研究則以更長期的時間序列或是使用縱橫資料與加強檢定力進而成功地拒絕實質匯率呈現隨機漫步的假設。然而，這樣的研究結果仍然不令經濟學家感到滿意，正如同 Rogoff (1996) 提出購買力平價謎團，來表彰短期 PPP 無法成立的不尋常現象。

隨著經濟模型的發展和演進，許多新的計量方法被應用在相關的研究上。在本文的實證研究中，同時使用了傳統的 OLS 迴歸估計與中位數不偏估計計量方法，並將兩種估計方法所得到的結果進行比較。中位數不偏估計式的修正偏誤過程則是以 OLS 迴歸估計式為中位數，並進一步找到最終不偏估計式的分配。除此之外，本文亦參考 Imbs *et al.* (2005) 與 Midrigan (2007) 的建議，考慮不同商品間可能會呈現出不同的特性。在實證資料上，本文採用自 1981：1 至 2007：10，台灣與美國間相對產業別所估算出的各產業別實質匯率資料計 17 種，以實證觀察 PPP 在考慮了整合偏誤後是否得以成立。這 17 種項目涵蓋了消費者物價指數過半的權重，為了避免使用資料隱含著測量偏誤，本文仔細地檢查了每筆實質匯率資料。然而，部分資料使用存在研究限制亦可能造成特殊的實證結果。

無論使用何種計量方法加以實證各產業所表示的實質匯率，台灣、美國各產業間的確存在極大的差異性。以酒、書報期刊、穀類及其製品等 12 項貿易財而言，經過修正偏誤過後的半衰期估計值中位數是 3.99 年。而其餘如交通服務費、居住服務、娛樂服務等 5 項非貿易財的實證結果，在經過偏誤修正後的半衰期估計值都趨近無限大，而這意味兩地區非貿易財部分的產業實質匯率自 1981 年以來呈現發散型態，亦即跟隨隨機漫步模型。而此貿易財與非貿易財間估計結果的明顯差異，亦可呼應 PPP 是建立在完全競爭市

場的基本假設。因此，對於市場結構較接近完全競爭的貿易財 PPP 則較易成立。另外，在本文中愈傾向於非貿易財，則 PPP 愈不易成立的結果，則與 Kakkar and Ogaki (1999) 的實證結論頗相近。

衝擊反應函數的目的在於表達，納入序列相關的 ADF 迴歸式模型下，實質匯率並不一定會以單一速率收斂。因此在 ADF 的模型下，以衝擊反應函數來表達實質匯率的收斂速度會更為周延。然而，本文發現無論是以半衰期估算函數或是以衝擊反應函數所估計的半衰期，其結果都是相類似的。並且，衝擊反應函數可以直覺地反應實質匯率序列收斂或是發散的過程。

除此之外，本文發現兩地區具可貿易性的書報期刊、傢俱、交通工具等三項產業的實質匯率收斂速度緩慢，本文因此推論可能是耐久財具有運輸費用高的商品特性，使得套利行為假設在耐久財產業環境下較難成立。而交通工具還可能另外受到台灣當局長期以來培植本地汽車產業的高關稅政策影響，進而使實質匯率收斂緩慢的情形更為嚴重。至於書報期刊，如前所述之研究限制，本文所使用的書報期刊代表變數的對稱性較差。然而，或許也因為兩地母語不同，彼此外語書籍的市場規模較小，造成產品同質性小而可替代性差，使得兩地區書報期刊類的實質匯率呈現發散狀態。另外，還有諸多市場不完全性因素也會造成類似的現象，正如同在台灣書報期刊物價資料中顯示的扭結點。

整體而言，PPP 呈現在類似台灣的開放新興經濟體中，是更不符合套利理論或是經濟直覺的。然而，若不考慮這些存在各產業間的異質性，或不顧部分特殊產業受市場不完全性影響而呈現出來的特性，而單以總合物價進行 PPP 實證檢定，可能會使 PPP 最終未能忠實呈現兩地物價與名目匯率水準的關聯性。

(收件日期為 97 年 11 月 7 日，接受日期為 98 年 3 月 10 日)

參考文獻

(1)中文部份

1. 徐婉容，2005，「總和誤差能否解釋亞洲國家購買力平價謎團？」，國立台灣大學經濟研究所碩士論文。
2. 陳美源與陳禮潭，2003，「購買力平價說與結構性變動－美／台實質匯率之實證研究」，台灣經濟預測與政策，34：93-112。

(2)英文部份

1. Andrews, D.W.K., 1993, "Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive / Unit Root Models," *Econometrica*, 61:139-165.
2. Andrews, D.W.K., and H.Y. Chen, 1994, "Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models," *Journal of Business & Economic Statistics*, 12:187-204.
3. Andrews, D.W.K., and P.C.B. Phillips, 1987, "Best Median-Unbiased Estimation in Linear Regression with Bounded Asymmetric Loss Functions," *Journal of the American Statistical Association*, 82:886-893.
4. Cashin, P., and C.J. McDermott, 2006, "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow or Not at All?," *IMF Staff Papers*, 53:64-89.
5. Chen, S.S., and C. Engel, 2005, "Does 'Aggregation Bias' Explain The PPP Puzzle?," *Pacific Economic Review*, 10:49-72.
6. Edison, H.J., 1987, "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate, 1890-1978," *Journal of Money, Credit and Banking*, 19:367-387.

7. Engel, C., 2000, "Local-currency Pricing and the Choice of Exchange-rate Regime," *European Economic Review*, 44:1449-1472.
8. Frankel, Jeffrey A., 1986, "International Capital Mobility and Crowding Out in the US Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?," in R. W. Hafer(ed.), *How Open is the US Economy?*, 33-67, Lexington: Lexington Books.
9. Frankel, Jeffrey. A., 1990, "Zen and the Art of Modern Macroeconomics: The Search for Perfect Nothingness," in W. Haraf and T. Willett (eds.), *Monetary Policy for a Volatile Global Economy*, 117-23, Washington, D.C.: American Enterprise Institute.
10. Glen, J.D., 1992, "Real Exchange Rates in the Short, Medium, and Long Run," *Journal of International Economics*, 33:147-166.
11. Hakkio, C., 1984, "A Re-examination of Purchasing Power Parity: A Multi-Country and Multi-Period Study," *Journal of International Economics*, 17:265-277.
12. Hodrick, R.J., and E. C. Prescott, 1997, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 29:1-16.
13. Imbs, J., H. Mumtaz, M.O. Ravn, and H. Rey, 2005, "PPP Strikes Back. Aggregation and the Real Exchange Rate," *Quarterly Journal of Economics*, 120:1-43.
14. Kakkar, V., and M. Ogaki, 1999, "Real Exchange Rates and Nontradables: A Relative Price Approach," *Journal of Empirical Finance*, 6:193-215.
15. Meese, R. A., and K. Rogoff, 1988, "Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period," *Journal of Finance*, 43:933-948.
16. Midrigan, V., 2007, "International Price Dispersion in State-dependent Pricing Models," *Journal of Monetary Economics*, 54:2231-2250.
17. Murray, C. J., and D. H. Papell, 2002, "The Purchasing Power Parity Persistence Paradigm," *Journal of International Economics*, 56:1-19.
18. Murray, C. J., and D. H. Papell, 2005, "Do Panels Help Solve the Purchasing Power Parity Puzzle?," *Journal of Business and Economic Statistics*, 23: 410-415.
19. Ravn, M. O., and H. Uhlig, 2002, "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations," *Review of Economics and Statistics*, 84:371-380.

20. Rogoff, K., 1996, "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, 34:647-668.
21. Rossi, B., 2005, "Confidence Intervals for Half-Life Deviations from Purchasing Power Parity," *Journal of Business and Economic Statistics*, 23:432-442.
22. Stock, J.H., 1991, "Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in U.S. Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 28:435-459.

附 錄

在表 2 與表 3 中，分別於 OLS 迴歸 DF 與 ADF 迴歸式的係數 95% 信賴區間估算，可自統計量 (T_{α}^{OLS}) 與臨界值 (critical value, CV) 之間的關係推得，如：

$$P[(\alpha^{OLS} - 1) / \sigma_{\alpha}^{OLS} \leq CV_{0.025}] = 0.025 ;$$

$$P[(\alpha^{OLS} - 1) / \sigma_{\alpha}^{OLS} \leq CV_{0.975}] = 0.975$$

其中， $T_{\alpha}^{OLS} = (\alpha^{OLS} - 1) / \sigma_{\alpha}^{OLS}$ 。並且由上式可得知：在 95% 信賴水準下，迴歸估計係數 (α^{OLS}) 介於 $[1 + \sigma_{\alpha}^{OLS} \times CV_{0.025}, 1 + \sigma_{\alpha}^{OLS} \times CV_{0.975}]$ 。

An Empirical Test of Purchasing Power Parity under Taking Account of Unbiased Estimation and Aggregation Bias

Ming-Jen Chang^{**} and Tsung-Ting Chiang^{***}

Abstract

The famous *purchasing power parity puzzle* pointed out by Rogoff (1996) emphasizes the myth for real exchange rate persistence in modern international macroeconomics. The study employs the conventional OLS and newly developed unbiased estimation to examine the real exchange rates for detecting the empirical PPP deviations. Aggregation bias is taken into account for the data classifications (see, Imbs *et al.* 2005; Midrigan, 2007). There are 17 industrial real exchange rates between Taiwan and the U.S. used for our estimations. The findings support the heterogenous assumption of real exchange rates across industries. Finally, our empirical results offer some possible reasons and explanations for PPP.

Keywords: Purchasing power parity, real exchange rate persistence, aggregation bias

JEL classification: C220, F310

* The study thanks the editor, two referees, Chien-Fu Chen, Shin-Hung Lin and Christan J. Murray for valuable comments with technical supports.

** Institute of International Economics, National Dong Hwa University. Corresponding author, Tel:(886-3)863-5551, Email: mjchang@mail.ndhu.edu.tw.

*** Master, Institute of International Economics, National Dong Hwa University.