

購買力平價、Balassa-Samuelson 效果與結構性 變動：臺灣與美國、日本實質匯率的實證

賴美穎、劉宗欣^{*}

摘要

美國、日本為臺灣最密切的兩個傳統貿易國，但先前研究探討臺灣 / 美國與臺灣 / 日本購買力平價 (purchasing power parity, PPP) 是否成立及其影響因素尚無明確答案。本研究使用最長可利用的新臺幣匯率資料以增進檢定力、考慮 Balassa-Samuelson (BS) 效果 (由 Balassa (1964) 與 Samuelson (1964) 提出) 及結構性變動兩個影響因素、及使用晚近發展的傅立葉形式單根及定態檢定，探討臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 及不同匯率體制時期 PPP 的成立情況與影響因素。實證結果發現，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本實質匯率皆存在顯著的 BS 效果及結構性變動，長期及各匯率體制時期 PPP 都無法成立。影響臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 成立的因素不同，無論是長期或各匯率體制時期，結構性變動都是影響臺灣 / 美國 PPP 成立的主因；BS 效果則是影響臺灣 / 日本長期 PPP 成立的主因，只有在浮動匯率時期結構性變動及 BS 效果都會影響臺灣 / 日本 PPP 的成立。本研究的結果顯示，於 PPP 的相關研究應考慮 BS 效果及結構性變動；再者，即使都是貿易密切的國家影響 PPP 成立的因素也可能不同，值得應用 PPP 假說時留意。

關鍵詞：購買力平價、實質匯率、Balassa-Samuelson 效果、結構性變動、傅立葉形式檢定

JEL 分類代號：F13, F31, F41

^{*} 二位作者分別為聯絡作者：劉宗欣，逢甲大學經濟學系教授，40724 臺中市西屯區文華路 100 號，電話：04-24517250 轉 4454，E-mail: zsliau@fcu.edu.tw。賴美穎，台南應用科技大學會計資訊系助理教授，71002 臺南市永康區中正路 529 號，電話：06-2535649，E-mail: t20107@mail.tut.edu.tw。作者很感謝編輯委員與兩位匿名審查委員的細心指正與寶貴意見，逢甲大學張倉耀教授在計量程式上給予許多協助，謹一併致謝。文中若有任何錯誤，當屬作者之責。

投稿日期：民國 104 年 8 月 7 日；修訂日期：民國 104 年 9 月 16 日；

接受日期：民國 105 年 5 月 10 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 52:2 (2016), 207-251。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

購買力平價 (purchasing power parity, PPP) 假說在國際金融及開放總體理論，及在實務上都是一個重要的假說，¹ 若 PPP 不成立，理論及實務上的應用都將受到質疑，故至今仍有大量的實證研究持續在探討 PPP 是否成立及其影響因素。依 PPP 假說，兩國貨幣之名目匯率等於兩國物價水準的比率；此假說主要是基於國際間的商品套利。若市場為完全競爭，且無運輸成本及貿易障礙，則國際間的商品套利將使每一貿易財於不同國家的價格相等，即單一價格法則 (law of one price, LOP) 成立。若所有的貿易財 LOP 皆成立，PPP 也會成立。因實務上難以完全符合 LOP 成立的條件，文獻上對於短期 PPP 不成立已獲共識，目前研究主要在於探討長期 PPP 是否成立及其影響因素等相關議題，但仍有許多爭論。²

檢定 PPP 是否成立最常使用的方法為對實質匯率進行單根 (unit root) 或定態 (stationarity) 檢定。³ 實質匯率指兩國商品的相對價格，也反映對 PPP 的偏離 (deviation)；若兩國間 PPP 成立，則實質匯率將呈定態走勢，或具均值回復 (mean reversion) 行為。針對 1973 年後浮動匯率時期，使用標準的單根或定態檢定，大多數的實證結果皆無法證實 PPP 成立；其中最主要的問題是，樣本期間太短

¹ 例如：貨幣分析法 (monetary approach) 假定 PPP 恆成立，並據以決定均衡匯率水準；Dornbusch (1976) 假定長期 PPP 成立，以分析匯率的動態調整。在實務上，PPP 常被用來檢視一國的名目匯率是否有錯置現象 (misalignment)，並據以採行政策反應，也被用來調整國際間的所得水準以進行比較 (Sarno, 2005)。

² Froot and Rogoff (1994)、Rogoff (1996)、Sarno and Taylor (2002)、Taylor and Taylor (2004) 等對於長期 PPP 的實證研究與爭論有很完整的回顧與討論。

³ 另一個常用的方法為共整合檢定 (cointegration test)。若兩國的物價水準與名目匯率具有共整合關係，則表示長期 PPP 成立。雖然一些實證結果顯示長期 PPP 會成立，但共整合關係的係數值常不符合 PPP 的關係。Froot and Rogoff (1994) 認為，共整合檢定並未能產生優於實質匯率檢定的好處，且容易產生小樣本偏誤。

及當實質匯率接近單根時檢定力不足。有些研究以增加樣本期間長度來增進檢定力，並證實實質匯率具均值回復行為或呈定態，長期 PPP 成立（例如：Edison, 1987; Glen, 1992; Lothian and Taylor, 1996; Taylor, 2002）。⁴ 但使用長期間資料常遇到下列問題：(i) 實質匯率均值回復半衰期過長，難以解釋，⁵ 傳統的 PPP 檢定可能須加以修正；(ii) 制度變革及一些重大經濟事件等常造成實質匯率產生結構性變動 (structural change)，若未加以考慮可能得到偏誤的結果；和 (iii) 當橫跨不同匯率體制時，實質匯率的行為到底是代表固定匯率或浮動匯率時期並不清楚。

先前已有一些研究以實質匯率探討臺灣與各國之長期 PPP 是否成立。吳致寧 (1993) 利用貝氏、DF-GLS 及 KPSS 檢定，以 1981 年 1 月至 1992 年 8 月資料檢定臺灣與十個工業國之實質匯率，結果發現與英國、法國、荷蘭、德國、加拿大、比利時及瑞士之實質匯率為定態，但與美國、新加坡及澳洲之實質匯率則無法確定。吳致寧 (1995) 以 1981 年 1 月至 1993 年 5 月資料及 ADF 檢定發現，臺灣與美國、英國、法國、德國、加拿大等五個工業國之實質匯率皆具單根。⁶ Wu and Chen (1999) 使用 1980 年 1 月至 1996 年 8 月資料檢定太平洋盆地八個國家（包括臺灣）與美國的實質匯率，ADF 檢定結果所有的國家 PPP 皆不成立，另以二種追蹤 (panel) 單根檢定

⁴ 另外，有些研究以追蹤資料 (panel data) 進行檢定以增加樣本數及檢定效率並獲得長期 PPP 成立的證據(例如：Abuaf and Jorion, 1990; Frankel and Rose, 1996; Lothian, 1997; Papell, 1997)。但對於 panel 單根檢定的虛無假設若有不正確的解釋，可能會產生誤導。例如：若虛無假設為所有的實質匯率皆具單根，當拒絕虛無假設時可能只因其中有一個實質匯率為定態，此時並不能說所有的實質匯率皆為定態；再者，當所包含的國家不同時結果也常不同(例如：Sarno and Taylor, 1998; Taylor and Sarno, 1998; Taylor and Taylor, 2004)。

⁵ Rogoff (1996) 指出，實質匯率普遍具巨幅的短期波動性，但受到衝擊時消逝的速度卻很慢，收斂到 PPP 的半衰期約 3 年至 5 年，難以名目變數的僵固性來解釋，並稱此為 PPP 謎團 (PPP puzzle)。

⁶ 但以共整合檢定則支持長期 PPP 成立，惟各國名目匯率與物價間之係數估計值與理論不一致。

結果也不支持 PPP。張銘仁（2007）利用 DF-GLS 及 ADF 檢定，以 1973 年第 2 季至 2004 年第 3 季資料檢定亞太六國與美國、日本的實質匯率發現，臺灣 / 美國實質匯率無論檢定方程式有無含時間趨勢皆為非定態，臺灣 / 日本實質匯率在檢定方程式含時間趨勢時可能為定態。少數研究曾考慮結構性變動問題。陳美源與陳禮潭（2003）利用 Lee and Strazicich (1999) 考慮二個結構性變動的單根檢定，以 1981 年 1 月至 2000 年 12 月資料檢定臺灣 / 美國實質匯率，結果發現具有顯著的結構性變動但為非定態，PPP 不成立。Chang et al. (2011) 利用 Carrion-i-Silvestre et al. (2005) 多重結構性變動 panel 定態檢定，以 1987 年 1 月至 2005 年 6 月資料檢定亞太十國與美國的實質匯率發現，臺灣 / 美國實質匯率具有三個結構性變動且為定態，PPP 成立。由先前的研究顯示，臺灣 / 美國 PPP 最廣被探討，臺灣 / 日本 PPP 則鮮少被探討，但是否成立及影響因素為何，皆尚無明確答案。

本研究的目的為以 1963 年 10 月至 2012 年 12 月資料檢定臺灣與美國、日本的實質匯率，並考慮 Balassa-Samuelson (BS) 效果 (Balassa, 1964; Samuelson, 1964)，及結構性變動兩個影響因素，探討臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 及不同匯率體制時期 PPP 的成立情況及影響因素。臺灣為一高度開放的小型經濟，美國、日本為最密切的兩個傳統貿易國，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 及其影響因素，相對的應最適合也更值得探討。但先前研究尚無明確答案，可能的原因之一為，先前研究大多使用 1980 年後的資料，樣本期間較短使檢定力不足。因此，本研究將資料期間加以延長（約 50 年），自 1963 年 10 月新臺幣開始對美元實施單一固定匯率制度起，以增進檢定力。此外，我們也考慮及處理前述三個使用長期間資料問題，以能獲得明確答案。

傳統的 PPP 檢定假定均衡實質匯率為固定值，但晚近許多文獻指出，均衡實質匯率可能會隨著時間變動，非為固定值，主要因貿易國生產力的差異，即所謂的 BS 效果。依 BS 模型當兩國的貿易財部門生產力產生差異時，生產力較高的國家長期因物價水準較高，

該國貨幣均衡實質匯率會下降（實質升值）。若 BS 效果顯著，當兩國的相對生產力隨著時間經過變動，均衡實質匯率亦會隨著變動。當實質匯率偏離 PPP 時將回復到變動的均衡值，傳統的 PPP 檢定可能使均值回復半衰期（持續性）過長，若資料期間太短 PPP 也可能無法成立 (Rogoff, 1996)。先前臺灣 PPP 的研究皆未曾考慮 BS 效果，本研究將考慮 BS 效果，估計變動的均衡實質匯率，再以實質匯率對變動均衡值的偏離進行檢定，以檢測 BS 效果是否會影響 PPP 的成立？

本研究的樣本期間包含新臺幣匯率制度變革及一些重大經濟事件，可能使臺灣 / 美國與臺灣 / 日本實質匯率產生結構性變動，若以標準的單根檢定可能產生虛假單根 (spurious unit root) 的偏誤 (Perron, 1989)，必須使用考慮結構性變動的單根或定態檢定。先前臺灣 PPP 的研究，陳美源與陳禮潭 (2003) 及 Chang et al. (2011) 曾考慮結構性變動檢定臺灣 / 美國實質匯率，但結果不一致。因實質匯率實際的結構性變動次數及形式等常無法事先確知，若不正確的設定檢定方程式可能得到偏誤的結果。本研究使用晚近 Enders and Lee (2012) (EL) 及 Becker et al. (2006) (BEL) 所發展的傅立葉形式 (Fourier form) LM 單根檢定 (以下簡稱 FF-LM 檢定) 及 KPSS 定態檢定 (以下簡稱 FF-KPSS 檢定)，進行結構性變動檢定。主要原因是，此兩檢定皆利用傅立葉展開式 (Fourier expansion) 來直接近似 (approximate) 時間序列的結構性變動，能更有效的捕捉各種形式及次數的結構性變動，可解決未知次數及形式的結構性變動檢定問題。BEL 更認為，此方法頗適用於具高度持續性之實質匯率的結構性變動檢定。

本研究的資料期間橫跨不同的新臺幣匯率體制，但長期 PPP 無法呈現不同匯率體制時期實質匯率行為的差異。不同匯率體制時期實質匯率的行為可能不同，例如：先前許多實證研究發現，浮動匯率時期實質匯率的短期波動性 (volatility) 較固定匯率時期大，持續性也可能不同。不同匯率體制時期實質匯率的波動性、各國的經濟

政策及重大經濟事件等有所不同，可能使實質匯率產生不同的結構性變動；BS 效果也可能不同，使持續性亦有所不同。因此，本研究也將探討不同的新臺幣匯率體制時期，結構性變動及 BS 效果對臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 PPP 的影響。先前臺灣 PPP 的研究大多使用新臺幣（管理）浮動匯率時期的資料，未見曾探討過固定匯率時期的 PPP 問題。

實證結果發現，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本實質匯率皆存在顯著的 BS 效果及結構性變動，長期及各匯率體制時期 PPP 都無法成立。影響臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 成立的因素不同，無論是長期或各匯率體制時期，影響臺灣 / 美國 PPP 成立的主因為結構性變動；影響臺灣 / 日本長期 PPP 成立的主因為 BS 效果，只有在浮動匯率時期結構性變動及 BS 效果皆會影響臺灣 / 日本 PPP 的成立。由本研究的結果顯示，於 PPP 的相關研究應考慮 BS 效果及結構性變動；再者，即使都是貿易密切的國家影響 PPP 成立的因素也可能不同，值得應用 PPP 假說時留意。

本文結構如下：第 2 節說明本研究的檢定命題、BS 效果與變動均衡實質匯率的估計；第 3 節說明考慮結構性變動之 FF-LM 及 FF-KPSS 檢定及本研究的檢定方法；第 4 節為臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 的實證結果分析；第 5 節分析不同匯率體制時期結構性變動及 BS 效果對臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 的影響；最後為結論。

2. PPP 假說、BS 效果與均衡實質匯率

2.1 PPP 假說與檢定命題

依 PPP 假說，兩國貨幣之名目匯率等於兩國物價水準的比率，以對數形式表示如下：

$$s_t = p_t - p_t^* , \quad (1)$$

其中， s_t = 名目匯率，定義為以國幣（新臺幣）表示一單位外幣（例如：美元）之價格， s_t 上升代表國幣對外幣貶值； p_t = 以國幣表示之本國物價水準； p_t^* = 以外幣表示之外國物價水準。實質匯率為兩國商品的相對價格，以對數形式表示如下：

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t, \quad (2)$$

其中， q_t = 國幣（新臺幣）對外幣的實質匯率，定義為外國商品對本國商品的相對價格， q_t 上升代表外國商品相對價格上升，或國幣對外幣實值貶值。由 (1) 式及 (2) 式可知， q_t 可以衡量偏離 PPP 的情況；若 PPP 成立，理論上 $q_t = 0$ 。實證研究上，傳統的 PPP 檢定假定 q_t 必須為定態，隨著時間經過會回復到固定的均衡值： $\bar{q}_t = c$ ， \bar{q}_t 代表均衡實質匯率， c 為固定值，可能大於、等於或小於 0。若 q_t 為定態，或 q_t 與 \bar{q}_t 的偏離 ($q_t - c$) 為定態，表示 PPP 成立。

實質匯率的行為可能遭受到供給面因素、需求面因素、制度變革及重大經濟事件等的影響，使 PPP 無法成立。供給面因素晚近文獻特別強調貿易國相對生產力的實質衝擊，即 BS 效果，造成 \bar{q}_t 隨著時間變動，非為固定值，使傳統的 PPP 檢定較不易成立。另一方面，需求面因素例如：各國貨幣及財政政策變動，制度變革例如：匯率體制變革，及一些重大經濟事件的衝擊等，皆可能造成 q_t 產生結構性變動而影響 PPP 的成立。

臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 是否成立？結構性變動及 BS 效果是否會影響 PPP 的成立？可藉由檢定 q_t 與 \bar{q}_t 的偏離是否為定態來判斷。下列為本研究的檢定命題與檢定方法。

[命題 1] 依傳統的 PPP 檢定，臺灣/美國與臺灣/日本 $q_t - c$ 是否為定態？我們先估計迴歸式： $q_t = c + \text{殘差}$ ，求出殘差值 ($q_t - c$)，即為 q_t 與固定均衡值 $\bar{q}_t = c$ 的偏離。本研究利用標準的 ADF 及 KPSS 檢定，若 $q_t - c$ 為定態，代表 PPP 成立；反之，PPP 不成立。

- [命題 2] 當考慮結構性變動時，臺灣/美國與臺灣/日本 $q_t - c$ 是否為定態？若 $q_t - c$ 為非定態（命題 1），但考慮結構性變動時以 FF-LM 及 FF-KPSS 檢定 $q_t - c$ 為定態，表示結構性變動會影響 PPP 的成立。
- [命題 3] 當考慮 BS 效果時，臺灣/美國與臺灣/日本 $q_t - \bar{q}_t$ 是否為定態？其中 \bar{q}_t 會隨著時間變動。若 $q_t - c$ 為非定態（命題 1），但考慮 BS 效果時以 ADF 及 KPSS 檢定 $q_t - \bar{q}_t$ 為定態，表示 BS 效果會影響 PPP 的成立。
- [命題 4] 當同時考慮 BS 效果及結構性變動時，臺灣/美國與臺灣/日本 $q_t - \bar{q}_t$ 是否為定態？若 $q_t - c$ 為非定態（命題 1），單獨考慮某一因素時 $q_t - c$ 及 $q_t - \bar{q}_t$ 亦為非定態（命題 2 及 3），但同時考慮此兩因素時 $q_t - \bar{q}_t$ 為定態（FF-LM 及 FF-KPSS 檢定），表示此兩因素同時會影響 PPP 的成立。

我們將對全部樣本期間及不同匯率體制時期檢定各項命題。

2.2 BS 效果與 \bar{q}_t 的估計

晚近許多文獻指出（例如：Froot and Rogoff, 1994; Rogoff, 1996; Taylor and Taylor, 2004; Lothian and Taylor, 2008），BS 效果會使 \bar{q}_t 隨著時間變動，非為固定值。本小節先說明 BS 效果及 \bar{q}_t 的估計。

依 BS 模型，假定兩貿易國皆有貿易財部門（例如：製造業產品）及非貿易財部門（例如：理髮、保險），勞動在各國國內長期可於部門間自由移動，故長期各部門勞動的工資會相等。若各國的一般物價水準（例如：消費者物價指數 (consumer price index, CPI)）為貿易財價格與非貿易財價格的加權平均，則當貿易財部門相對於非貿易財部門生產力提高時，長期會帶動非貿易財價格上升（透過工資上漲），並使物價水準上升。假定兩國的非貿易財部門生產力不變（或差異小而忽略），則貿易財部門生產力成長較快的國家，長期其非貿

易財價格及物價水準相對也會較高。

其次，假定貿易長期使兩國貿易財價格相等，PPP 成立。當以一般物價水準計算 q_t ，如(2)式，且假定兩國非貿易財部門生產力不變，則長期均衡實質匯率 \bar{q}_t 將取決於兩國貿易財部門的相對生產力。若一國貿易財部門相對生產力較高，例如：富有國家，長期因其物價水準相對較高，該國貨幣會實質升值， \bar{q}_t 會下降，低於以貿易財價格計算之固定的 PPP 均衡值。⁷ 若 BS 效果顯著，當兩國貿易財部門相對生產力隨著時間經過變動， \bar{q}_t 亦會隨著變動。

因此，若 BS 效果顯著， \bar{q}_t 會隨著時間變動，當 q_t 偏離 PPP 時將會回復到變動的 \bar{q}_t ，故應以 q_t 與變動的 \bar{q}_t 之偏離 ($q_t - \bar{q}_t$) 來衡量 PPP 的偏離及檢定 (Lothian and Taylor, 2008; Wu et al., 2009)。若以傳統的固定均衡值來衡量 PPP 的偏離 ($q_t - c$) 及檢定，可能使均值回復半衰期延長，⁸ PPP 也可能無法成立。

當考慮 BS 效果時如何估計變動的 \bar{q}_t ？由於 BS 效果係源自於兩國貿易財部門生產力的差異，Lothian and Taylor (2008) 利用 BS 模型推演出 \bar{q}_t 估計式（對數值）如下：

$$\bar{q}_t = b_0 + b_1 gdp_t^* - b_2 gdp_t, \quad b_1, b_2 > 0, \quad (3a)$$

其中， \bar{q}_t 為國幣對外幣的均衡實質匯率； gdp_t 及 gdp_t^* 分別為本國及外國人均實質國內生產毛額 (gross domestic product, GDP)，以取代貿易財部門生產力。若兩國生產力的係數 b_1 及 b_2 相近，(3a) 式可簡化為 (Lothian and Taylor, 2008; Wu et al., 2009)：

$$\bar{q}_t = b_0 + b_1 (gdp_t^* - gdp_t), \quad b_1 > 0, \quad (3b)$$

其中， $gdp_t^* - gdp_t$ 代表兩國相對生產力。由 (3b) 式，(i) 若本國相對

⁷ BS 效果的模型推導及均衡實質匯率的決定，晚近文獻可參閱 Froot and Rogoff (1994) 及 Lothian and Taylor (2008)。

⁸ 例如：Lothian and Taylor (2008) 及 Wu et al. (2009) 證實，考慮 BS 效果時實質匯率回復到變動均衡值 \bar{q}_t 的半衰期會縮短。

生產力較高， $gdp_t^* - gdp_t < 0$ ， \bar{q}_t 會下降（國幣實質升值）。(ii) 若兩國相對生產力隨著時間變動， \bar{q}_t 亦會隨著變動，且可能呈非線性趨勢。

因本研究使用月資料，缺乏可利用之實質 GDP 及人口數月資料以計算月人均實質 GDP 及估計 (3a) 式及 (3b) 式；又因若 BS 效果顯著， \bar{q}_t 會隨著時間變動，故本研究參考晚近文獻，以時間趨勢 t 來估計 \bar{q}_t 。以線性模型估計 (Taylor, 2002; Paya and Peel, 2003; Paya et al., 2003; Wu et al., 2009)：

$$\bar{q}_{1,t} = a_0 + a_1 t, \quad (4)$$

以二次式模型估計 (Wu et al., 2009)：⁹

$$\bar{q}_{2,t} = a_0 + a_1 t + a_2 t^2, \quad (5)$$

實證分析時，本研究將以 (4) 式及 (5) 式估計臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 \bar{q}_t 的變動。¹⁰ 若係數 a_1 顯著，表示 \bar{q}_t 會隨著時間變動，BS 效果顯

⁹ Lothian and Taylor (2000, 2008) 及 Peel and Venetis (2003) 亦曾以三次式模型估計： $\bar{q}_{3,t} = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$ 。本研究估計結果， $\bar{q}_{3,t}$ 與 $\bar{q}_{2,t}$ 極為相近。無論是臺灣 / 美國或臺灣 / 日本 $\bar{q}_{3,t}$ ，對 q_t 的長期走勢解釋力 (\bar{R}^2) 與 $\bar{q}_{2,t}$ 幾乎相同； $\bar{q}_{3,t}$ 的係數 a_3 ，臺灣 / 美國為不顯著，臺灣 / 日本雖然顯著但很小 (4.23E-9)， a_1 及 a_2 則與 $\bar{q}_{2,t}$ 估計結果符號皆相同，大小亦很接近。又以 $q_t - \bar{q}_{3,t}$ 進行檢定，與 $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 的檢定結果相同。為節省篇幅，本研究只分析 $\bar{q}_{1,t}$ 及 $\bar{q}_{2,t}$ 的估計與檢定結果。

¹⁰ 我們以所能取得之實質 GDP、就業人口數 1980 年第 1 季至 2012 年第 4 季資料，及 CPI、名目匯率季資料，計算各國人均實質 GDP 及實質匯率，估計 (3a) 式及 (3b) 式臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 \bar{q}_t ，結果大多數的係數都很顯著，(3a) 式的 \bar{R}^2 (0.70 及 0.59) 比 (3b) 式 (0.10 及 0.57) 佳，表示臺灣、美國、日本的生產力可以解釋 BS 效果，且 \bar{q}_t 可能為非線性走勢。另以同期間的 q_t 月資料估計 (4) 式及 (5) 式，所有的係數都很顯著，非線性 (5) 式的 \bar{R}^2 (0.45 及 0.63) 比線性 (4) 式 (0.23 及 0.61) 佳，而且估計的 \bar{q}_t 與 (3a) 式及 (3b) 式估計的 \bar{q}_t 走勢相當近似，表示以時間趨勢估計 \bar{q}_t 可以近似以生產力估計的 \bar{q}_t 走勢來代表 BS 效果。

著；若係數 a_2 顯著，表示 \bar{q}_i 呈非線性變動。

文獻上對於 BS 效果的實證結果頗為分歧。對此結果的解釋，Rogoff (1996) 認為 BS 效果會受貿易國經濟發展程度差異的影響，差異越大者應越支持 BS 效果；Taylor and Taylor (2004) 認為，因 BS 效果的大小、方向及顯著性會隨著不同時期而變動。Bergin et al. (2006) 由二次大戰 (World War II) 後各國與美國的資料發現，BS 效果在 1960 年之前很小且不顯著，之後才越來越大且越顯著；他們並提出內生的 BS 效果模型來解釋。依 Bergin et al. (2006) 的模型，一國貿易財與非貿易財部門係由廠商的生產力所內生決定，只有高生產力廠商才具有生產力利益 (productivity gains) 及貿易力 (tradability) 以從事貿易，低生產力廠商將成為非貿易財部門。隨著時間經過，各國的生產力利益會逐漸集中在內生決定之貿易財部門，並產生越發顯著的 BS 效果。

值得注意的是，一般文獻常認為要檢測 BS 效果及對實質匯率的影響必須使用長期間資料（例如：Taylor, 2002; Lothian and Taylor, 2008; Wu et al., 2009）。但 Bergin et al. (2006) 指出，使用 1960 年後的資料，如本研究，應即可檢測到顯著的 BS 效果。

3. 結構性變動與傅立葉形式檢定

各國經濟政策的調整、匯率制度變革及重大經濟事件的衝擊等，皆可能造成實質匯率產生結構性變動（例如：Rogoff, 1992, 1996; Hegwood and Papell, 1998; Chinn, 2000）。新臺幣匯率制度曾歷經幾次的變革，1950 年代臺灣曾實施雙元 / 多元複式匯率制度，1963 年 9 月 27 日起正式實施釘住美元之單一固定匯率制度，1979 年 2 月 1 日起改採機動匯率制度，1989 年 4 月 3 日起則採管理浮動匯率制度，讓新臺幣匯率自由化（梁國樹，1994）。另外，本研究的資料期間也發生一些重大經濟事件，例如：1973 年至 1974 年及 1979 年至 1981 年兩次石油危機、1997 年亞洲金融危機、2001 年全球網路泡沫破裂、

2008 年至 2009 年全球金融風暴等。陳美源與陳禮潭(2003)及 Chang et al. (2011) 以 1981 年至 2005 年期間的資料檢定臺灣 / 美國實質匯率即發現，1980 年代末新臺幣匯率自由化、1997 年亞洲金融危機、2001 年全球網路泡沫破裂等，皆會造成顯著的結構性變動。

若臺灣 / 美國與臺灣 / 日本實質匯率具有結構性變動，標準的單根檢定可能產生虛假單根的偏誤，即將具結構性變動的定態序列誤判為具單根。此時必須使用考慮結構性變動的單根或定態檢定，而重要的關鍵為如何有效的捕捉結構性變動？

結構性變動可能是一次性或多次性的變動，也可能是陡峭的或平滑漸進的變動。雖然已有許多文獻發展出考慮特定形式或次數之結構性變動單根或定態檢定，但 EL 及 BEL 指出，檢定結果常不一致；再者，當實際的結構性變動次數及形式無法事先確知時，若不正確的設定檢定方程式也可能產生偏誤的結果。本研究使用 EL 的 FF-LM 檢定及 BEL 的 FF-KPSS 檢定，與先前的結構性變動檢定方法最主要的不同是，此兩檢定皆使用傅立葉展開式來直接近似時間序列模型確定性成分 (deterministic component) 之結構性變動，以解決未知次數及形式的結構性變動檢定問題。他們也證明，僅需使用單一低頻率 (frequency) 的傅立葉函數通常即可有效的捕捉一個或多個結構性變動，而且不僅可以捕捉陡峭的結構性變動，當為平滑漸近形式 (U 形) 的變動時近似真實路徑的效果更佳。¹¹ 此外，若時間序列具有長期趨勢 (斜率) 變動，則以線性時間趨勢來捕捉。

3.1 FF-LM 單根檢定

EL 發展出 FF-LM 單根檢定，假定時間序列 y_t 的資料生成過程 (data generating process, DGP) 如下 (推演過程參見附錄 1)：

¹¹ 例如：BEL 指出，相較於 Bai and Perron (1998) 以線性虛擬變數來捕捉，以傅立葉函數來捕捉結構性變動更具有檢定力，特別是更能捕捉 U 形或位於時間序列端點之結構性變動。

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma t + e_t, \quad (6a)$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (6b)$$

上式中，非線性趨勢項用來捕捉結構性變動， k 為所選定之單一頻率，係數 α_k 及 β_k 衡量所產生之振幅 (amplitude)； γt 為線性時間趨勢； ε_t 為定態殘差， $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。虛無假設 (H_0) 為 $\rho = 1$ ，即 y_t 具單根；對立假設 (H_1) 為 $\rho < 1$ ，即 y_t 為定態。

EL 使用 LM 檢定法檢定 H_0 。首先，在 $\rho = 1$ 下估計下列一階差分方程式 (Δ 表差分運算因子)：

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t, \quad (7)$$

再利用 (7) 式係數估計值 $\tilde{\delta}_0$ 、 $\tilde{\delta}_1$ 及 $\tilde{\delta}_2$ ，建立一去趨勢序列 \tilde{S}_t 如下：

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi} - \tilde{\delta}_0 t - \tilde{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad t = 2, \dots, T, \quad (8)$$

其中， $\tilde{\psi} = y_1 - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi k/T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi k/T)$ ， y_1 為 y_t 第一個觀察值，因此 $\tilde{S}_1 = 0$ 。利用 \tilde{S}_t 建立檢定方程式如下：

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t, \quad (9)$$

在 $H_0(\rho = 1)$ 下 \tilde{S}_{t-1} 的係數 ϕ 應為 0，故若無法拒絕 $\phi = 0$ 表示 y_t 具單根。LM 檢定統計量為：

$$\tau_{LM}(k) = t - \text{虛無假設 } \phi = 0 \text{ 之統計量}。 \quad (10)$$

若允許殘差 ε_t 具序列相關及異質性，在 ε_t 滿足一些假設條件下，可在 (9) 式中加入 \tilde{S}_t 的落遲差分項進行檢定：

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \tilde{S}_{t-j} + d_0 + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t, \quad (11)$$

其中， p 為落遲期數。利用 (6a) 式及 (6b) 式及假定 $\rho=1$ ，EL 推導出 $\tau_{LM}(k)$ 的極限分配 (asymptotic distribution)，此分配僅取決於頻率 k ，不受 DGP 中其他參數的影響。EL 亦模擬出有限樣本 (finite sample) 下 $1 \leq k \leq 5$ 之 $\tau_{LM}(k)$ 檢定臨界值。

因若 (6a) 式中無非線性趨勢項，使用標準的單根檢定可增加檢定力，故須先檢定非線性趨勢項是否顯著？EL 建立 F 統計量進行檢定：

$$F(k) = \frac{\frac{[SSR_0 - SSR_1(k)]}{2}}{\frac{SSR_1(k)}{(T-h)}}, \quad (12)$$

其中， $SSR_1(k)$ 為 (9) 式或 (11) 式之殘差平方和； SSR_0 為無非線性趨勢項時之 SSR ； h 為解釋變數數目。 H_0 為檢定方程式為線性 ($\alpha_k = \beta_k = 0$)， H_1 為方程式包含給定 k 之非線性趨勢項 ($\alpha_k, \beta_k \neq 0$)。應注意的是，(6a) 式及 (6b) 式 DGP 在 $H_0(\rho=1)$ 下此 F 統計量非為標準的 F 分配。EL 在假定 $\rho=1$ 及 $\alpha_k = \beta_k = 0$ 下推導出 $F(k)$ 的極限分配，並模擬出有限樣本的檢定臨界值。

要進行上述 $\tau_{LM}(k)$ 及 $F(k)$ 檢定首先須選定單一頻率 k 。EL 以分格搜尋法 (grid-search method)，由所使用的資料找出使 (9) 式或 (11) 式的 SSR 最小為準則來決定整數估計值 \hat{k} 。EL 建議設定 $k_{\max} = 5$ ，然後在 $1 \leq k \leq k_{\max}$ 區間以每一整數值 k 估計 (9) 式或 (11) 式，再選擇使 SSR 最小者為 \hat{k} ；即 $\hat{k} = \operatorname{arginf}_k SSR(k)$ 。當選定 \hat{k} 後，因 $\tau_{LM}(k)$ 僅取決於 k ，故 (10) 式的 $\tau_{LM}(k)$ 統計量可修改為：

$$\tau_{LM}(k) = \tau_{LM}(\hat{k}). \quad (13)$$

(12) 式的 F 統計量亦修改為：

$$F(\hat{k}) = \max_k F(k), \quad (14)$$

其中， $\hat{k} = \operatorname{argmax}_k F(k)$ ，因 \hat{k} 為使 (12) 式之 $SSR_1(k)$ 最小，故 $F(\hat{k})$ 必然為最大值。實證分析時即以 $\tau_{LM}(\hat{k})$ 檢定單根 H_0 ，以 $F(\hat{k})$ 檢定線性 H_0 。

應用 FF-LM 檢定步驟如下：(i)先以 (9) 式或 (11) 式求出使 SSR 最小的 \hat{k} ；(ii)利用 $F(\hat{k})$ 檢定是否存在非線性趨勢項；和(iii)若 $F(\hat{k})$ 拒絕線性 H_0 ，表示存在結構性變動，則應用 $\tau_{LM}(\hat{k})$ 進行 FF-LM 檢定，否則應用標準的單根檢定。本研究實證分析時允許殘差 ε_t 具序列相關及異質性，故以 (11) 式進行檢定；其中，如同 EL 依 Ng and Perron (1995) 的建議設定 p_{\max} ，再以由大到小循序規則逐次檢定，直到最後一個落遲差分項的係數 ϕ_j 顯著為止，決定最適落遲期數 \hat{p} 。¹²

3.2 FF-KPSS 定態檢定

BEL 發展出 FF-KPSS 定態檢定，檢定方程式如下（推演過程參見附錄 1）：

$$y_t = \mu + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t, \quad (15)$$

或

$$y_t = \mu + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma t + e_t, \quad (16)$$

H_0 為 y_t 為定態。(15) 式及 (16) 式分別為檢定 y_t 為水準值定態 (level-stationary) 及趨勢定態 (trend-stationary)，式中非線性趨勢項用

¹² (11) 式之 \hat{k} 及 \hat{p} 的決定如下：令 $k=1$ ，設定 p_{\max} ，依循序規則找到最後一個 ϕ_j 為顯著決定 \hat{p} ，並算出 SSR 。依此類推，直到令 $k=5$ ，找出 \hat{p} 及計算 SSR 。再以 SSR 最小者決定 \hat{k} 及 \hat{p} 。

來捕捉結構性變動。因當不含非線性趨勢項時(15)式及(16)式即為標準的 KPSS 檢定，故只要修改 KPSS 檢定統計量，即可得 FF-KPSS 檢定統計量。以普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 估計，檢定統計量為：

$$\tau_i(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{V}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2}, \quad i = \mu, \tau, \quad (17)$$

其中， $\tilde{V}_t(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{e}_j$ ， \tilde{e}_j 為(15)式或(16)式的殘差值（對應使用於 $\tau_\mu(k)$ 及 $\tau_\tau(k)$ ）； $\tilde{\sigma}^2$ 為長期變異數無母數估計值：

$$\tilde{\sigma}^2 = \tilde{\gamma}_0 + 2 \sum_{j=1}^l w_j \tilde{\gamma}_j, \quad (18)$$

其中， $\tilde{\gamma}_j$ 為(15)式或(16)式之殘差 \tilde{e}_t 第 j 個自我共變異數 (autocovariance)； $\tilde{\gamma}_0$ 為變異數； w_j 為選定的截斷落遲期數 l 之權數集合。BEL 在定態 H_0 下推導出 $\tau_i(k)$ 的極限分配， $i = \mu, \tau$ ，此分配僅取決於頻率 k ，不受 DGP 中其他參數的影響。

同樣的，必須先檢定(15)式及(16)式中是否含非線性趨勢項？ H_0 為檢定方程式為線性 ($\alpha_k = \beta_k = 0$)， H_1 為方程式含非線性趨勢項，使用 F 統計量：

$$F_i(k) = \frac{\frac{[SSR_0 - SSR_1(k)]}{2}}{\frac{SSR_1(k)}{(T-h)}}, \quad i = \mu, \tau, \quad (19)$$

其中， SSR_0 及 $SSR_1(k)$ 分別為不含與含非線性趨勢項之 SSR 。

進行上述 $\tau_i(k)$ 及 $F_i(k)$ 檢定，BEL 也是先以 SSR 最小值準則來選取單一整數頻率 k ；亦設定 $k_{\max} = 5$ ，及在 $1 \leq k \leq k_{\max}$ 區間選擇一使(15)式及(16)式之 SSR 最小的整數值為 \hat{k} 。當選定 \hat{k} 後，(17)式的 $\tau_i(k)$ 統計量將改為：

$$\tau_i(\hat{k}) = \tau_i(k), \quad i = \mu, \tau \circ \quad (20)$$

實證分析時即以 $\tau_i(\hat{k})$ 檢定定態 H_0 。(19) 式的 F 統計量亦修改為：

$$F_i(\hat{k}) = \max_k F_i(k), \quad i = \mu, \tau \circ \quad (21)$$

同理，(21) 式為最大值 $F_i(k)$ ，因為 \hat{k} 為使 (19) 式之 $SSR_1(k)$ 最小。實證分析時即以 $F_i(\hat{k})$ 檢定線性 H_0 。應注意的是，BEL 指出，(i) 當以 \hat{k} 進行線性 H_0 檢定時 $F_i(\hat{k})$ 統計量非為標準的 F 分配，因 k 未被認定 (unidentified)，但仍可在線性 H_0 下模擬出有限樣本的檢定臨界值進行檢定。(ii) 當資料非為定態時 F 檢定會呈現過度的檢定力 (undue power)，故拒絕線性 H_0 並不必然意味著存在結構性變動，只有在定態 H_0 未被拒絕時才可使用 $F_i(\hat{k})$ 來檢定。

值得注意的是，BEL 對於估計 (18) 式長期變異數之 w_j 的 kernel 函數及截斷落遲期數 l 的選擇並無特定建議。本研究依循晚近 Carrion-i-Silvestre and Sansó (2006) 的建議，以 Sul et al. (2005) 的方法，利用 quadratic spectral kernel 估計長期變異數，再以邊界條件規則 (boundary condition rule) 加以限制。此方法包括二階段，第一階段先以 $AR(p)$ 估計檢定方程式 OLS 殘差值，利用 quadratic spectral kernel 求出 $AR(p)$ 殘差值的長期變異數 $\hat{\sigma}_\phi^2$ 。第二階段以 $AR(p)$ 係數估計值自我迴歸多項式解 $\hat{g}(1)$ ，重新修正 (recoloring)： $\tilde{\sigma}^2 = \hat{\sigma}_\phi^2 / \hat{g}(1)^2$ ，再以邊界條件規則加以限制： $\tilde{\sigma}^2 = \min\{T\hat{\sigma}_\phi^2, \hat{\sigma}_\phi^2 / \hat{g}(1)^2\}$ 。¹³ 其中， $AR(p)$ 之落遲期數 p 以 AIC 最小值選取，且當做最適截斷落遲期數 l 。使用此方法是因為與先前方法相較，可得到 $\tilde{\sigma}^2$ 的一致性估計值，可改善小樣本時 KPSS 檢定的檢定大小扭曲及檢定力。實證分析時，依循

¹³ 式中 $\hat{g}(1)$ 為自我迴歸多項式 $\hat{g}(L) = 1 - \hat{g}_1 L - \dots - \hat{g}_p L^p$ ，令 $L=1$ 而得； $\hat{g}_1, \dots, \hat{g}_p$ 為 $AR(p)$ 係數估計值。詳細的方法推演及證明參見 Sul et al. (2005) 或 Carrion-i-Silvestre and Sansó (2006)。

Carrion-i-Silvestre and Sansó (2006) 及 BEL，本研究皆重新利用 Monte Carlo 模擬出 (10,000 次) 有限樣本之 KPSS 檢定的 τ_i 及 FF-KPSS 檢定的 $\tau_i(k)$ 及 $F_i(k)$ 檢定臨界值。

FF-KPSS 檢定步驟如同 FF-LM 檢定。先以 (15) 式或 (16) 式求出使 SSR 最小之 \hat{k} ，再利用 (21) 式之 $F_i(\hat{k})$ 檢定線性 H_0 。若無法拒絕線性 H_0 ，則使用標準的 KPSS 檢定。若拒絕線性 H_0 ，表示存在結構性變動，則使用 $\tau_i(\hat{k})$ 進行 FF-KPSS 檢定；BEL 也證明，此時若使用 KPSS 檢定會過度拒絕正確的定態 H_0 ，產生接受錯誤單根 H_1 的偏誤，即虛假單根的偏誤。

3.3 檢定方法

應用 FF-LM 及 FF-KPSS 檢定對 q_t 進行結構性變動檢定，值得特別注意的是，當同時考慮 BS 效果時，因此兩檢定方程式皆只有線性時間趨勢 (γt) 的設定，如 (6a) 式及 (16) 式，若直接以 γt 來捕捉 BS 效果，將如 Lothian and Taylor (2000) 所指出，會限制了 BS 效果為線性，因為 BS 效果可能具顯著的非線性趨勢。¹⁴ 另外，如第 2.2 節所述，當考慮 BS 效果時應以 q_t 對變動 \bar{q}_t 的偏離 ($q_t - \bar{q}_t$) 進行檢定，其中 \bar{q}_t 可能為非線性趨勢。因此，本研究依循 Lothian and Taylor (2008) 及 Wu et al. (2009)，將 q_t 的變動區分成均衡值 \bar{q}_t 的變動，及 q_t 偏離 \bar{q}_t 的短期 (不均衡) 波動 $q_t - \bar{q}_t$ ，以下式進行檢定：

$$q_t - \bar{q}_t = \mu + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (22)$$

若依傳統的 PPP 檢定，(22) 式等號左邊的 \bar{q}_t 為固定值 ($\bar{q}_t = c$)，故為對 $q_t - c$ 進行檢定。當考慮 BS 效果時，則先估計隨著時間變動的 \bar{q}_t (線性或非線性)，再對 $q_t - \bar{q}_t$ 進行檢定。當考慮 $q_t - c$ 及 $q_t - \bar{q}_t$

¹⁴ 當不考慮結構性變動時，以標準的 ADF 及 KPSS 檢定，檢定方程式亦只有線性時間趨勢的設定，同樣會限制了 BS 效果為線性。

可能具有結構性變動時，則以等號右邊之非線性趨勢項來捕捉，再進行檢定。以 $q_t - c$ 及 $q_t - \bar{q}_t$ 取代 y_t ，我們以 (11) 式 FF-LM 檢定及 (15) 式 FF-KPSS 檢定進行結構性變動檢定。

以 (22) 式進行檢定，我們皆使用不含時間趨勢 t 但含漂浮項 μ 之檢定方程式。因為若依傳統的 PPP 檢定假定 $\bar{q}_t = c$ ，不考慮長期趨勢變動，故對 $q_t - c$ 進行檢定應不含時間趨勢。當考慮 BS 效果時，因 \bar{q}_t 為隨著時間變動的長期趨勢， $q_t - \bar{q}_t$ 為 q_t 的去趨勢 (detrended) 變數，故對 $q_t - \bar{q}_t$ 進行檢定亦不含時間趨勢；由此亦可避免前述因檢定方程式不適切的時間趨勢設定而限制了 BS 效果為線性的問題。另外，無論對 $q_t - c$ 或 $q_t - \bar{q}_t$ 進行檢定，因無法確定真正的 PPP 偏離行為為一單純的隨機漫步 (random walk) 過程，故我們皆以包含 μ 之檢定方程式及檢定統計量 τ_μ 進行檢定。¹⁵

本研究以 (22) 式對 $q_t - c$ 或 $q_t - \bar{q}_t$ 進行檢定，係依循 Wu et al. (2009) 的二步驟方法。第一步驟先將 q_t 分別對常數 c 及時間趨勢 t ，(4) 式及 (5) 式，做迴歸求出 \bar{q}_t ；第二步驟再利用殘差值，即 $q_t - c$ 及 $q_t - \bar{q}_t$ ，估計檢定方程式，再進行檢定。在計量上，若第一步驟的 OLS 估計值具一致性，則第二步驟的係數估計值亦具一致性；但第二步驟估計值的 OLS 標準差可能不穩健，因殘差可能具異質性及自我相關。因第一步驟我們係以常數及確定性時間趨勢估計 \bar{q}_t ，無內生性 (endogeneity) 問題，故第一與第二步驟之 OLS 估計值皆會具一致性 (Wu et al., 2009)。這是因 $q_t - c$ 不會改變 q_t 的行為，而 $q_t - \bar{q}_t$ 為 q_t 的去趨勢變數，依 Frisch-Waugh-Lovell theorem (Greene, 2008) 應用於時間序列分析，可得一致性估計結果。另外，如同 Wu et al. (2009) 的處理，本研究亦皆自行模擬出檢定臨界值進行檢定，以避免第二步驟因殘差問題而影響檢定統計量的分配及檢定結果。

¹⁵ 若能確定 DGP 為一單純的隨機漫步過程，檢定方程式將不含時間趨勢及漂浮項。Enders (2010) 對於單根檢定之檢定方程式的選擇有很詳細的討論。

4. 長期 PPP 的實證結果

4.1 資料與檢定步驟

本研究使用 1963 年 10 月新臺幣開始對美元實施單一固定匯率制度起，最長可利用的新臺幣匯率資料進行探討。資料期間為 1963 年 10 月至 2012 年 12 月資料，樣本數 $T = 591$ ，資料來源及處理如下：

- (1) 名目匯率：新臺幣 / 美元匯率取自教育部 AREMOS 統計資料庫及中央銀行網站，日圓 / 美元匯率取自 Datastream 資料庫，並以交叉匯率計算新臺幣 / 日圓匯率；
- (2) 物價指數：使用消費者物價指數(CPI)，臺灣取自 AREMOS 資料庫，美國、日本取自 Datastream 資料庫。基期統一調整為 2005 年=100；和
- (3) 實質匯率：依(2)式計算臺灣 / 美國與臺灣 / 日本實質匯率（取對數值）。

圖 1 為臺灣 / 美國及臺灣 / 日本實質匯率偏離固定均衡值 ($q_t - c$) 的走勢。因 c 為常數，故 $q_t - c$ 與 q_t 的走勢相同。由圖 1 可以發現，臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - c$ (或 q_t) 呈現明顯不同的行為。臺灣 / 美國 $q_t - c$ 於 1973 年之前頗為穩定，但之後於 1970 年代初、1980 年代中、1990 年代末及 2000 年代初歷經了幾次劇烈的起伏變動，整體期間而言大致呈下降趨勢（新臺幣對美元實質升值）。相對的，臺灣 / 日本 $q_t - c$ 雖然在 1973、1979、1986、2009 等幾個年度有驟升變動，但持續時間較短，整體而言則呈穩定上升趨勢（新臺幣對日圓實質貶值）。

考慮 BS 效果及結構性變動對臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 q_t 的影響，如圖 1 所示及 3.3 節所述，我們可將臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 q_t 的變動，區分成 \bar{q}_t 的長期趨勢變動，及 q_t 偏離 \bar{q}_t 的短期波動 ($q_t - \bar{q}_t$)。

若依傳統的 PPP 檢定假定 $\bar{q}_t = c$ ，圖 1 即為短期波動 $q_t - c$ 。若考慮 BS 效果，則 \bar{q}_t 會隨著時間變動，且可能呈線性或非線性趨勢。短期波動 $q_t - c$ 或 $q_t - \bar{q}_t$ 可能因各國經濟政策的調整、體制變革及重大經濟事件的衝擊等而產生結構性變動。實證分析時，我們將分別捕捉 \bar{q}_t 的變動及 $q_t - c$ 與 $q_t - \bar{q}_t$ 的結構性變動，並進行檢定。

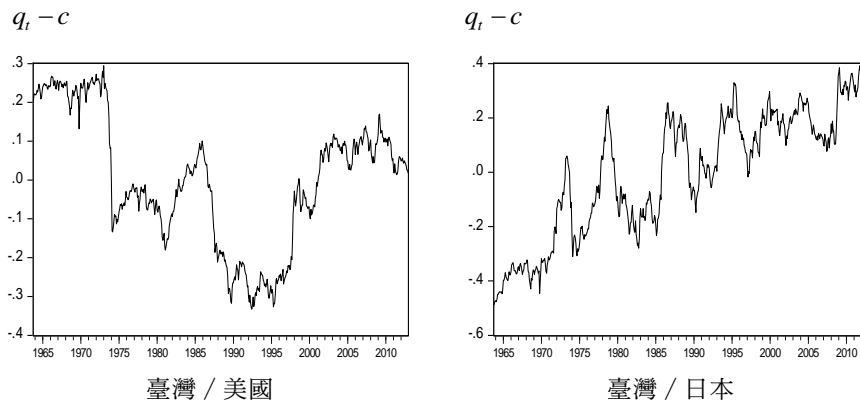


圖 1 實質匯率偏離固定均衡值 ($q_t - c$) 走勢

PPP 是否成立及其影響因素，可藉由檢定 q_t 與 \bar{q}_t 的偏離是否為定態來判斷。利用 (22) 式，我們分成四種情況依序進行檢定，即本研究四個命題，如表 1 所示。當不考慮 BS 效果時（情況 1 及情況 2），則依傳統的 PPP 檢定假定 $\bar{q}_t = c$ ，故為檢定 PPP 的偏離 $q_t - c$ 。若不考慮結構性變動（情況 1），即為傳統的 PPP 檢定，本研究使用標準的 ADF 及 KPSS 檢定。若考慮 $q_t - c$ 可能存在結構性變動（情況 2），則使用 FF-LM 及 FF-KPSS 檢定，以傅立葉函數來捕捉結構性變動。¹⁶ 當考慮 BS 效果時（情況 3 及情況 4），則先估計隨著時間變動的 \bar{q}_t （線性及非線性），並改為檢定 $q_t - \bar{q}_t$ 。同樣的，若不考慮結構性變動（情況 3），則使用 ADF 及 KPSS 檢定；若考慮結構性

¹⁶ 考慮結構性變動但不考慮 BS 效果，Becker et al. (2006) 亦假定 $\bar{q}_t = c$ ，再以 FF-KPSS 檢定加拿大、英國、日本與美國的實質匯率偏離 ($q_t - c$)。

變動（情況 4），則使用 FF-LM 及 FF-KPSS 檢定。透過這些檢定，可釐清 BS 效果及結構性變動對臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 PPP 的影響。

表 1 BS 效果及結構性變動的考慮與檢定方法

情況（命題）	BS 效果	結構性變動	檢定變數	檢定方法
1	×	×	$q_t - c$	ADF, KPSS
2	×	√	$q_t - c$	FF-LM, FF-KPSS
3	√	×	$q_t - \bar{q}_t$	ADF, KPSS
4	√	√	$q_t - \bar{q}_t$	FF-LM, FF-KPSS

說明：×表不考慮，√表考慮； c 表固定均衡實質匯率， \bar{q}_t 表變動均衡實質匯率（線性或非線性）；ADF 及 KPSS 為標準的 ADF 及 KPSS 檢定，FF-LM 及 FF-KPSS 為傅立葉形式 LM 及 KPSS 檢定。

當不考慮結構性變動時，本研究皆使用 ADF 及 KPSS 檢定，因為 ADF 檢定 H_0 為時間序列具單根，KPSS 檢定 H_0 為時間序列為定態，兩者可用來相互確認檢定結果。當 ADF 檢定拒絕 H_0 而 KPSS 檢定接受 H_0 ，表示檢定結果為定態；反之，則為非定態或具單根。若兩種檢定結果不一致，表示無法確定。但應注意的是，當時間序列具有結構性變動時，ADF 及 KPSS 檢定皆可能產生虛假單根的偏誤 (Perron, 1989; Becker et al., 2006)，即使檢定結果一致可能亦非正確的結果。同樣的，當考慮結構性變動時，我們也以 FF-LM 檢定拒絕單根 H_0 且 FF-KPSS 檢定接受定態 H_0 時來確認檢定結果為定態，其餘情況為非定態或無法確定。

4.2 傳統的 PPP 檢定

首先如傳統的 PPP 檢定（情況 1），以 ADF 及 KPSS 檢定臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - c$ 。由表 2 可以發現，兩種檢定結果相當一致，ADF 檢定皆無法拒絕 H_0 ，KPSS 檢定皆顯著拒絕 H_0 ，表示臺灣 / 美

國與臺灣 / 日本 $q_t - c$ 皆為非定態。¹⁷ 由此顯示，即使本研究將資料期間延長仍無法證實臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 成立。但如前述，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 $q_t - c$ 可能皆存在結構性變動，不排除皆為虛假單根；也可能皆存在 BS 效果使 \bar{q}_t 隨著時間變動。以下先進行結構性變動檢定。

表 2 ADF 檢定與 KPSS 檢定： $q_t - c$

國家	ADF 檢定		KPSS 檢定	
	p	τ_μ	l	τ_μ
臺灣 / 美國	4	-1.8199	2	2.7066***
臺灣 / 日本	11	-2.4335	2	5.6790***

- 說明：1. ADF 檢定落遲期數 p 以 Ng and Perron (1995) 由大到小循序準則選取 ($p_{\max} = 15$)；KPSS 檢定截斷落遲期數 l 以 Sul et al. (2005) 長期變異數估計法決定。
2. KPSS 檢定 τ_μ 臨界值 1%、5% 顯著水準，臺灣 / 美國為 0.709、0.458，臺灣 / 日本為 0.736、0.470。
3. ***、**分別表示 1%、5% 顯著水準。

4.3 結構性變動與 FF-LM / FF-KPSS 檢定

表 3 為考慮結構性變動下， $q_t - c$ 的 FF-LM 與 FF-KPSS 檢定結果 (情況 2)。¹⁸ 無論是 FF-LM 或 FF-KPSS 檢定，所有使 SSR 最小

¹⁷ 若直接對臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 q_t 進行檢定，取代 $q_t - c$ ，亦可得相同結果；另以 DF-GLS 檢定及依 Kwiatkowski et al. (1992) 以 $l = 8$ 做 KPSS 檢定，亦不會改變結果。為節省篇幅未加以顯示。

¹⁸ 本研究以二步驟方法及使用只含 μ 之檢定方程式進行檢定，如第 3.3 節所述。由於 Enders and Lee (2012) 並未模擬只含 μ 之 FF-LM 檢定臨界值，且為避免二步驟方法的殘差問題影響檢定結果，故本研究各種情況 ($q_t - c$ 及 $q_t - \bar{q}_t$) 的 FF-LM 檢定，皆利用 bootstrap 重抽法 (10,000 次) 重新模擬出只含 μ 之 $F_\mu(\hat{k})$ 及 $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 臨界值。bootstrap 過程參見附錄 2。

的頻率 \hat{k}_μ 都等於 1，小於 EL 及 BEL 所預設之 $k_{\max} = 5$ 。臺灣 / 美國 $q_t - c$ ，兩種檢定的 $F_\mu(\hat{k})$ 皆顯著拒絕線性 H_0 ， $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 及 $\tau_\mu(\hat{k})$ 檢定結果皆為定態；此表示，臺灣 / 美國 $q_t - c$ 存在結構性變動，加以考慮後即為定態，同時也隱含表 2 的 ADF 及 KPSS 檢定結果有虛假單根的偏誤。臺灣 / 日本 $q_t - c$ ， $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 及 $\tau_\mu(\hat{k})$ 檢定結果不一致，無法確定是否為定態；又雖然 FF-LM 檢定的 $F_\mu(\hat{k})$ 拒絕線性 H_0 ，但因 FF-KPSS 檢定 $\tau_\mu(\hat{k})$ 拒絕定態 H_0 ，雖然 $F_\mu(\hat{k})$ 亦拒絕線性 H_0 ，仍無法確認存在結構性變動。

表 3 FF-LM 檢定與 FF-KPSS 檢定： $q_t - c$

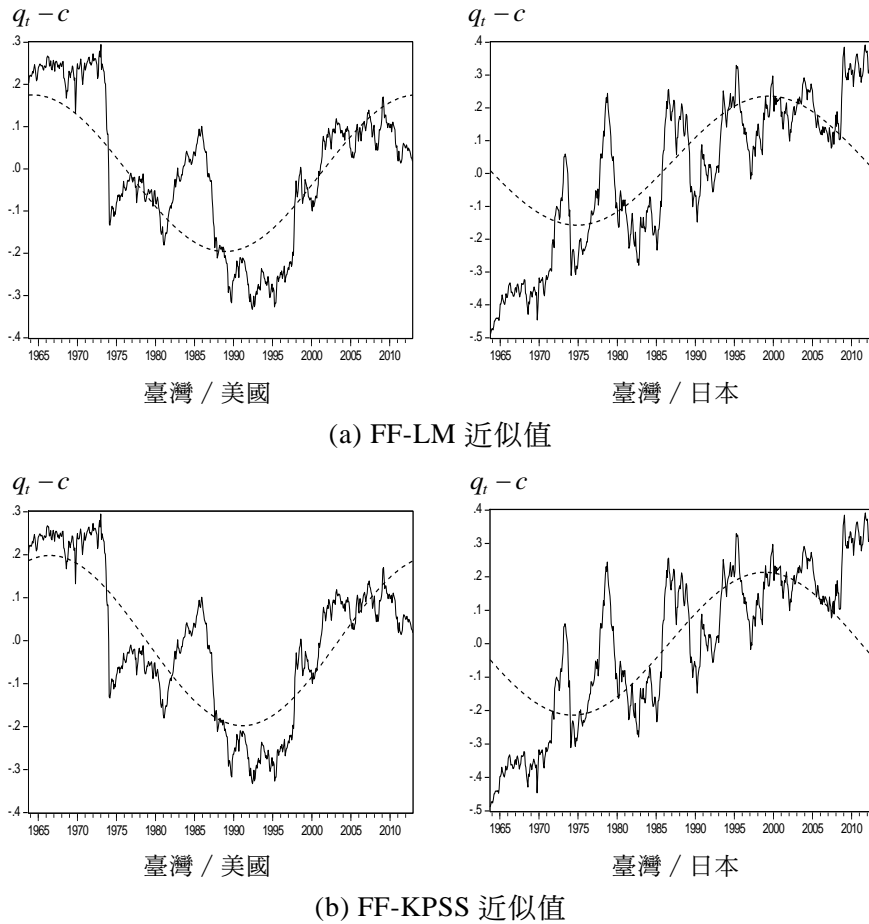
國家	FF-LM 檢定				FF-KPSS 檢定			
	SSR_μ	\hat{k}_μ	$F_\mu(\hat{k})$	$\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$	SSR_μ	\hat{k}_μ	$F_\mu(\hat{k})$	$\tau_\mu(\hat{k})$
臺灣 / 美國	0.1307	1	24.6726***	-46.8937(12)***	5.1976	1	656.8329***	0.1345(2)
臺灣 / 日本	0.3764	1	9.1102***	-107.0834(15)***	17.4279	1	228.0032***	0.9568(2)***

說明：1. FF-LM 檢定 $\tau_{LM,\mu}$ 臨界值 1%、5% 顯著水準，臺灣 / 美國為 -2.338、-1.656，臺灣 / 日本為 -2.363、-1.645。

2. FF-KPSS 檢定 τ_μ 臨界值 1%、5% 顯著水準，臺灣 / 美國為 0.711、0.380，臺灣 / 日本為 0.748、0.423。

3. 落遲期數的選擇同表 2 說明 1， $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 及 $\tau_\mu(\hat{k})$ 統計量後面括號內數字為最適落遲期數 p 及 l ；***、**分別表示 1%、5% 顯著水準。

圖 2 繪出臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - c$ 的實際走勢及 FF-LM 檢定與 FF-KPSS 檢定傅立葉函數近似值走勢。因兩近似值皆是以傅立葉展開式來近似方程式的非線性趨勢項，且 \hat{k}_μ 皆等於 1，故走勢頗為相近。由圖形可以觀察到，兩傅立葉函數近似值對臺灣 / 美國 $q_t - c$ 結構性變動的捕捉顯然皆較臺灣 / 日本 $q_t - c$ 為佳，檢定結果也證實此差異。



說明：實線為實際值，虛線為傅立葉函數近似值。

圖 2 實質匯率偏離 ($q_t - c$) 實際值與傅立葉函數近似值走勢

4.4 BS 效果的估計與檢定

考慮結構性變動後臺灣 / 日本 $q_t - c$ 仍無法確定為定態，是否因 BS 效果使 \bar{q}_t 隨著時間變動所致？我們先利用 (4) 式及 (5) 式分別估計臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 \bar{q}_t 的變動。

由表 4 可以發現：(i) 臺灣 / 美國 \bar{q}_t 無論以線性或二次式模型估

計，所有的係數都很顯著，但以線性模型估計時 $\bar{q}_{1,t}$ 僅解釋 q_t 的走勢約 10% ($\bar{R}^2 = 0.10$)，而以二次式模型估計時 \bar{R}^2 大幅提升(約 0.64)；此顯示，臺灣 / 美國 \bar{q}_t 較傾向於非線性趨勢變動；(ii) 臺灣 / 日本 \bar{q}_t 無論以線性或二次式模型估計，所有的係數也都很顯著，且解釋 q_t 的走勢皆約 80%，差異不大；和(iii) 值得特別注意的是，一次方 t 的係數 a_1 二種模型估計結果，臺灣 / 美國的估計值皆為負，顯示臺灣 / 美國 \bar{q}_t 長期為下降趨勢(新臺幣對美元實值升值)，而臺灣 / 日本的估計值皆為正，顯示臺灣 / 日本 \bar{q}_t 長期為上升趨勢(新臺幣對日圓實質貶值)。以上估計結果與圖 1 臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 $q_t - c$ 的長期走勢頗為吻合，同時也顯示，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 q_t 皆存在顯著的 BS 效果， \bar{q}_t 皆會隨著時間變動，非為固定值，且可能呈非線性趨勢。

表 4 均衡實質匯率 \bar{q}_t 估計結果

	a_0	a_1	a_2	\bar{R}^2
Panel a: $\bar{q}_{1,t} = a_0 + a_1 t$				
臺灣 / 美國	3.5090 ^{***} (266.6217)	-0.0003 ^{***} (-8.0880)		0.10
臺灣 / 日本	-1.7542 ^{***} (-194.2242)	0.0012 ^{***} (44.3829)		0.77
Panel b: $\bar{q}_{2,t} = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$				
臺灣 / 美國	3.7839 ^{***} (302.5123)	-0.0031 ^{***} (-31.7934)	4.75E-06 ^{***} (29.5451)	0.64
臺灣 / 日本	-1.8318 ^{***} (-142.7601)	0.0020 ^{***} (19.5693)	-1.34E-06 ^{***} (-8.1183)	0.79

說明：1. 係數下方小括號內數字為 t 值；***、**分別表示 1%、5% 顯著水準。

2. \bar{R}^2 為 \bar{q}_t 對 q_t 的解釋力。

考慮 BS 效果後，我們以臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 q_t 與 \bar{q}_t 的偏差 ($q_t - \bar{q}_t$) 進行檢定，其中 $\bar{q}_t = \bar{q}_{1,t}, \bar{q}_{2,t}$ ，圖 3 的實線繪出臺灣 / 美國

及臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 及 $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 走勢。

表 5 為不考慮結構性變動下， $q_t - \bar{q}_t$ 的 ADF 及 KPSS 檢定結果（情況 3）。臺灣 / 美國 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 為非定態， $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 為無法確定；此顯示，單獨考慮 BS 效果無法使臺/美 $q_t - \bar{q}_t$ 為定態。但表 3 單獨考慮結構性變動時臺灣 / 美國 $q_t - c$ 為定態；由此可見，BS 效果應非為造成臺灣 / 美國長期 PPP 不成立（表 2）的主因，結構性變動才是主因。其次，臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 及 $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 皆為定態，表示考慮 BS 效果後臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 為定態。但表 3 單獨考慮結構性變動時臺灣 / 日本 $q_t - c$ 無法確定為定態；由此可見，BS 效果為造成臺灣 / 日本長期 PPP 不成立（表 2）的主因，結構性變動應非為主因。¹⁹ 由表 2、3 及 5 的結果顯示，造成臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 無法成立的原因顯然不同。

表 5 ADF 檢定與 KPSS 檢定： $q_t - \bar{q}_t$

國家	$q_t - \bar{q}_{1,t}$		$q_t - \bar{q}_{2,t}$	
	ADF 檢定	KPSS 檢定	ADF 檢定	KPSS 檢定
臺灣 / 美國	-1.6525(4)	1.6502(2)***	-2.7380(6)	0.1173(2)
臺灣 / 日本	-4.6334(11)***	0.0552(2)	-4.9717(11)***	0.0146(2)

說明：1. KPSS 檢定 τ_μ 臨界值 1%、5% 顯著水準， $q_t - \bar{q}_{1,t}$ ：臺灣 / 美國為 0.739、0.461，臺灣 / 日本為 0.735、0.455； $q_t - \bar{q}_{2,t}$ ：臺灣 / 美國為 0.758、0.479，臺灣 / 日本為 0.751、0.470。

2. 同表 3 說明 3。

¹⁹ 張銘仁(2007)以 1973 年第 2 季至 2004 年第 3 季資料，利用 ADF 及 DF-GLS 檢定臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 q_t 。當檢定方程式含時間趨勢時，臺灣 / 美國 q_t 為非定態，臺灣 / 日本 q_t 可能為定態（取決於落遲期數的選擇）；此如同以線性模型估計 BS 效果，與本研究表 5 的 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 檢定相同，所得結果與本研究亦頗為一致。當檢定方程式不含時間趨勢時，臺灣 / 美國 q_t 為非定態，臺灣 / 日本 q_t 亦大多為非定態，也與本研究表 2 的結果頗為一致。張銘仁(2007)未考慮結構性變動，故無法獲得如本研究表 3 臺灣 / 美國 q_t 為定態的證據。

表 6 為同時考慮 BS 效果及結構性變動下， $q_t - \bar{q}_t$ 的 FF-LM 及 FF-KPSS 檢定結果（情況 4）。 $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 及 $\tau_\mu(\hat{k})$ 檢定結果，臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 及 $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 皆為定態，而且所有的 $F_\mu(\hat{k})$ 都顯著拒絕線性 H_0 ，表示臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 都存在結構性變動。顯然的，雖然影響臺灣 / 美國及臺灣 / 日本長期 PPP 成立的原因不同，如前述，但若同時考慮 BS 效果及結構性變動，臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 皆會為定態。

表 6 FF-LM 檢定與 FF-KPSS 檢定： $q_t - \bar{q}_t$

國家	FF-LM 檢定				FF-KPSS 檢定			
	SSR_μ	\hat{k}_μ	$F_\mu(\hat{k})$	$\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$	SSR_μ	\hat{k}_μ	$F_\mu(\hat{k})$	$\tau_\mu(\hat{k})$
Panel a: $q_t - \bar{q}_{1,t}$								
臺灣 / 美國	0.0043	1	152.0512***	-3.0376(2)***	4.9028	1	613.2189***	0.0865(2)
臺灣 / 日本	0.0177	1	379.5041***	-5.6361(2)***	6.4270	1	31.6339***	0.0199(2)
Panel b: $q_t - \bar{q}_{2,t}$								
臺灣 / 美國	0.0061	1	399.8091***	-2.3267(2)***	3.2142	3	262.7721***	0.1173(2)
臺灣 / 日本	0.0186	1	419.6044***	-5.5122(2)***	5.8396	4	28.2626***	0.0148(2)

說明：1. FF-LM 檢定 $\tau_{LM,\mu}$ 臨界值 1%、5% 顯著水準， $q_t - \bar{q}_{1,t}$ ：臺灣 / 美國為 -2.385、-1.667，臺灣 / 日本為 -2.290、-1.695； $q_t - \bar{q}_{2,t}$ ：臺灣 / 美國為 -2.306、-1.598，臺灣 / 日本為 -2.396、-1.685。

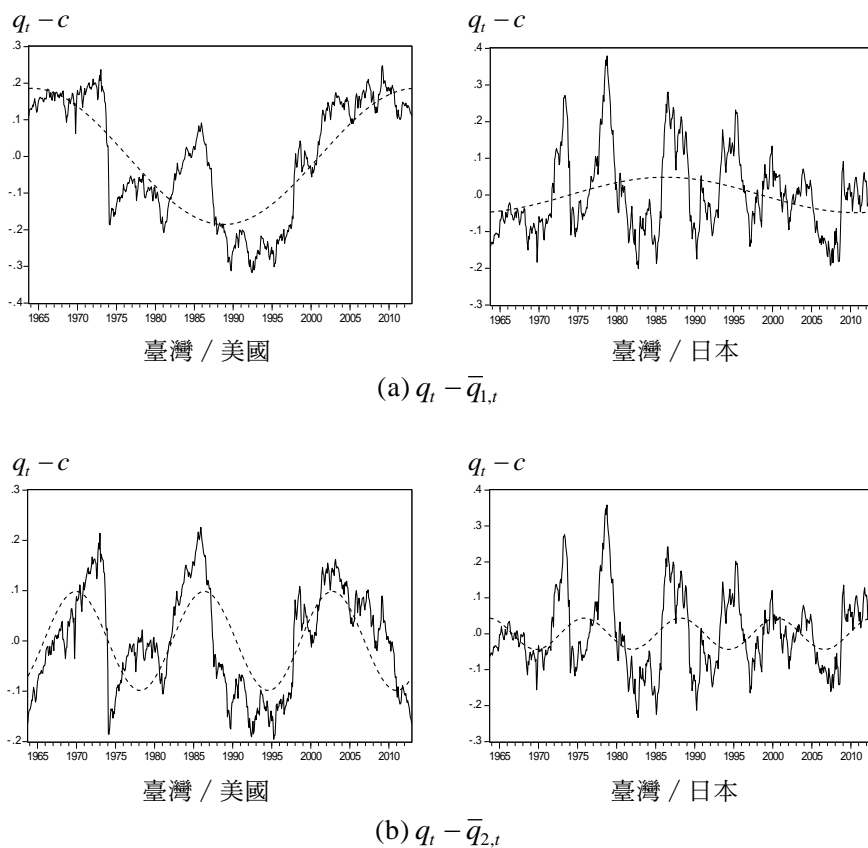
2. FF-KPSS 檢定 τ_μ 臨界值 1%、5% 顯著水準， $q_t - \bar{q}_{1,t}$ ：臺灣 / 美國為 0.664、0.413，臺灣 / 日本為 0.656、0.400； $q_t - \bar{q}_{2,t}$ ：臺灣 / 美國為 0.639、0.404，臺灣 / 日本為 0.676、0.410。

3. 同表 3 說明 3。

圖 3 繪出臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 的實際值及 FF-KPSS 檢定傅立葉函數近似值走勢。²⁰ 由傅立葉函數近似值走勢可以發現，無論是 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 或 $q_t - \bar{q}_{2,t}$ ，非線性趨勢項的振幅臺灣 / 美國皆較大，

²⁰ 為節省篇幅，未繪出 FF-LM 傅立葉函數近似值走勢，但可向作者索取。

臺灣 / 日本皆很小；故若未考慮結構性變動，臺灣 / 美國 $q_t - \bar{q}_t$ 可能皆為非定態，臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 則可能皆為定態，如表 5 的檢定結果。若能有效的捕捉結構性變動，則臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 皆可定態的結果，如表 6。



說明：實線為實際值，虛線為 FF-KPSS 檢定傅立葉函數近似值。

圖 3 實質匯率偏離($q_t - \bar{q}_t$)實際值與傅立葉函數近似值走勢

綜合以上的分析，先前研究對臺灣 / 美國及臺灣 / 日本長期 PPP 是否成立及其影響因素缺乏明確答案，本研究的結果可提供明確的答案。依傳統的 PPP 檢定，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 皆無

法成立。臺灣 / 美國與臺灣 / 日本實質匯率皆存在顯著的 BS 效果及結構性變動，但影響臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 成立的主因不同。結構性變動為影響臺灣 / 美國長期 PPP 成立的主因，對於臺灣 / 日本長期 PPP，BS 效果則為主要影響因素。

5. 不同匯率體制時期的 PPP 實證結果

本研究的資料期間橫跨不同的新臺幣匯率體制，但長期 PPP 無法呈現不同匯率體制時期實質匯率行為的差異。本節將探討不同新臺幣匯率體制時期（固定及浮動），是否可能因結構性變動及 BS 效果不同而影響臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 的成立？

不同匯率體制時期實質匯率的行為可能不同。例如：許多實證研究發現（例如：Mussa, 1986; Eichengreen, 1988; Hasan and Wallace, 1996; Taylor, 2002; Craighead, 2010），實質匯率的短期波動性在浮動匯率時期比固定匯率時期大。另外，實質匯率均值回復的持續性也可能不同，例如：Caporale et al. (1994)、Kalyvitis and Lazaretou (1997) 發現浮動匯率時期持續性較高，但 Taylor (2002) 和 Craighead (2010) 發現浮動匯率與固定匯率時期的持續性無顯著差異。若不同匯率體制時期實質匯率的行為不同，PPP 成立情況及影響因素也可能不同。

不同匯率體制時期實質匯率的波動性、重大經濟事件、各國經濟政策的調整等有所不同，皆可能造成實質匯率產生不同的結構性變動。另一方面，BS 效果也可能有所不同 (Taylor and Taylor, 2004; Bergin et al., 2006)，使實質匯率均衡值與均值回復持續性亦有所不同。以下我們亦依表 1 四種情況（命題），依序探討新臺幣 / 美元及新臺幣 / 日圓固定及浮動匯率時期，結構性變動及 BS 效果對臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 PPP 的影響。²¹

²¹ 為節省篇幅，本節只說明主要的檢定結果，詳細的檢定統計量及分析可在作者網頁 (<http://pop5e27b719.iwopop.com>) 查閱本文原稿。

應注意的是，如第 3 節所述，新臺幣於 1979 年 2 月起才開始對美元實施機動匯率制度（實質上為管理浮動匯率制度），但日圓於 1973 年 3 月起隨著 Bretton Woods 體制崩潰即對美元浮動，故新臺幣兌日圓自此亦開始浮動。因此，本研究將新臺幣 / 美元匯率制度，1963 年 10 月至 1979 年 1 月設為固定匯率時期 ($T=184$)，1979 年 2 月至 2012 年 12 月設為浮動匯率時期 ($T=407$)；新臺幣 / 日圓匯率制度，1963 年 10 月至 1973 年 2 月設為固定匯率時期 ($T=113$)，1973 年 3 月至 2012 年 12 月設為浮動匯率時期 ($T=478$)。

5.1 不考慮 BS 效果的檢定

首先如傳統的 PPP 檢定（情況 1），以 ADF 與 KPSS 分別檢定固定及浮動匯率時期臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 $q_t - c$ 。我們發現，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 $q_t - c$ 於兩匯率體制時期皆為非定態，PPP 皆無法成立。本研究浮動匯率時期的結果，也與先前大多數的文獻及臺灣 PPP 的研究結果一致：1973 年後以傳統的 PPP 檢定無法支持 PPP 假說。

其次，在考慮結構性變動下以 FF-LM 及 FF-KPSS 檢定 $q_t - c$ （情況 2）。我們發現，無論在固定或浮動匯率時期，臺灣 / 美國 $q_t - c$ 所有的 $F_{\mu}(\hat{k})$ 都很顯著， $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 及 $\tau_{\mu}(\hat{k})$ 檢定結果皆為定態，表示在兩匯率體制時期臺灣 / 美國 $q_t - c$ 皆存在結構性變動，加以考慮後會為定態。臺灣 / 日本 $q_t - c$ ，固定匯率時期 $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 及 $\tau_{\mu}(\hat{k})$ 檢定結果不一致，無法確定是否為定態；且因 FF-KPSS 檢定 $\tau_{\mu}(\hat{k})$ 拒絕定態 H_0 ，雖然 $F_{\mu}(\hat{k})$ 拒絕線性 H_0 ，亦無法確認存在結構性變動。浮動匯率時期所有的 $F_{\mu}(\hat{k})$ 都很顯著， $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 及 $\tau_{\mu}(\hat{k})$ 檢定結果皆為定態，表示此時期臺灣 / 日本 $q_t - c$ 存在結構性變動，加以考慮後會為定態。

5.2 考慮 BS 效果的檢定

如同第 4.4 節的分析，我們以 (4) 式及 (5) 式分別估計固定及浮

動匯率時期臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 \bar{q}_t 的變動，以考慮 BS 效果，並以 $q_t - \bar{q}_t$ 進行檢定。

在不考慮結構性變動下（情況 3）， $q_t - \bar{q}_t$ 的 ADF 及 KPSS 檢定結果顯示，固定匯率時期臺灣 / 美國 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 及 $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 皆無法確定為定態；浮動匯率時期 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 為非定態， $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 為無法確定。臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ ，固定匯率時期 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 及 $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 皆無法確定為定態，但浮動匯率時期則皆為定態。由此顯示，單獨考慮 BS 效果在固定匯率時期無法使臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 為定態，在浮動匯率時期臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 為定態，但臺灣 / 美國 $q_t - \bar{q}_t$ 仍無法為定態。

最後，若同時考慮 BS 效果及結構性變動（情況 4），以 FF-LM 及 FF-KPSS 檢定 $q_t - \bar{q}_t$ ，我們發現，無論是固定或浮動匯率時期，臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_{1,t}$ 及 $q_t - \bar{q}_{2,t}$ 皆為定態，且都存在結構性變動。由此顯示，若同時考慮此兩影響因素，在兩匯率體制時期臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 皆會為定態。

由以上的檢定結果顯示，無論是固定或浮動匯率時期，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 也都無法成立。在固定匯率時期，單獨考慮結構性變動時臺灣 / 美國 $q_t - c$ 為定態，但單獨考慮 BS 效果時臺灣 / 美國 $q_t - \bar{q}_t$ 無法確定為定態；由此顯示，臺灣 / 美國 PPP 無法成立主要是受結構性變動的影響。在浮動匯率時期，單獨考慮結構性變動時與單獨考慮 BS 效果時，檢定結果與固定匯率時期雷同，表示結構性變動也是造成臺灣 / 美國 PPP 無法成立的主因。由此可見，在兩匯率體制時期，結構性變動都是影響臺灣 / 美國 PPP 成立的主因。

對於臺灣 / 日本 PPP，在固定匯率時期，單獨考慮結構性變動時臺灣 / 日本 $q_t - c$ 及單獨考慮 BS 效果時臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 皆無法確定為定態，只有同時考慮此兩因素時臺灣 / 日本 $q_t - \bar{q}_t$ 才會為定態；由此顯示，此時期單一因素都非造成臺灣 / 日本 PPP 無法成立的主因，此兩因素同時都會影響 PPP 的成立。在浮動匯率時期，單獨考慮結構性變動時臺灣 / 日本 $q_t - c$ 及單獨考慮 BS 效果時臺灣 /

日本 $q_t - \bar{q}_t$ 皆為定態，表示此時期 BS 效果及結構性變動單獨都會影響臺灣 / 日本 PPP 的成立。

6. 結論

美國、日本為臺灣最密切的兩個傳統貿易國，但先前研究探討臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 是否成立及其影響因素尚無明確答案。本研究實證探討臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 及不同匯率體制時期 PPP 的成立情況與影響因素。本研究與先前研究不同的是，(i) 使用最長可利用的新臺幣匯率資料，自 1963 年臺灣實施單一固定匯率制度起，以改進先前研究可能因資料期間太短使檢定力不足問題。(ii) 考慮 BS 效果及結構性變動兩個影響因素，及使用晚近發展的傅立葉形式單根及定態檢定。本研究為臺灣 PPP 相關文獻首次探討 BS 效果對 PPP 的影響，亦為首次應用傅立葉形式結構性變動檢定，以能更有效的捕捉實質匯率的結構性變動。(iii) 探討不同匯率體制時期 PPP 的成立情況及影響因素，這也是先前研究未曾探討的問題。本研究的實證結果對臺灣 / 美國及臺灣 / 日本 PPP 是否成立及其影響因素，提供更完整穩健的證據及明確的答案。

長期 PPP 的實證結果發現，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本實質匯率都具有顯著的 BS 效果及結構性變動，長期 PPP 也都無法成立。影響臺灣 / 美國與臺灣 / 日本長期 PPP 成立的因素不同，結構性變動是影響臺灣 / 美國 PPP 成立的主因，BS 效果則是影響臺灣 / 日本 PPP 成立的主因。其次，不同匯率體制時期的實證結果也發現，無論是固定或浮動匯率時期，臺灣 / 美國與臺灣 / 日本 PPP 也都無法成立。影響臺灣 / 美國 PPP 成立的主因，無論是固定或浮動匯率時期也都是結構性變動。對於臺灣 / 日本 PPP，固定匯率時期結構性變動及 BS 效果單一因素都非影響 PPP 成立的主因，兩者同時都會影響 PPP 的成立；但在浮動匯率時期此兩因素單獨都會影響 PPP 的成立。

由本研究的實證結果顯示，無論在全部樣本期間或不同匯率體制時期，臺灣／美國與臺灣／日本實質匯率都存在顯著的結構性變動，此可能使標準的單根及定態檢定產生虛假單根的偏誤，故於探討 PPP 的相關研究結構性變動都須加以考慮；同時，也必須使用適當的檢定方法以有效的捕捉結構性變動，否則也可能出現偏誤的結果。其次，臺灣／美國與臺灣／日本均衡實質匯率都會隨著時間變動，且可能為非線性趨勢，顯示 BS 效果顯著；檢定結果也發現，BS 效果是影響臺灣／日本 PPP 成立的主因。由此可見，於探討 PPP 的相關研究也應考慮 BS 效果。

最後，雖然美國、日本為臺灣最密切的兩個傳統貿易國，但本研究發現，影響臺灣／美國與臺灣／日本 PPP 成立的主因顯然不同。此一結果顯示，即使都是貿易密切的國家影響 PPP 成立的因素也可能不同，此值得在理論及實務上應用 PPP 假說時留意。例如：若臺灣擬以 PPP 調整所得水準以與美國、日本比較，不能僅以物價及匯率進行調整，應再考慮結構性變動（對美國）及 BS 效果（對日本），否則可能出現偏誤。再者，假定臺灣央行擬以 PPP 來檢視新臺幣兌美元及兌日圓匯率是否有錯置現象，以做為匯率政策反應的參考時，亦不能只以臺灣與美國、日本的物價進行評估。至於為何影響臺灣／美國與臺灣／日本 PPP 成立的因素會不同？可能因日本於 World War II 後到 1970 年代間貿易財部門生產力成長快速，使 BS 效果主導了與貿易國間的實質匯率走勢 (Rogoff, 1996)。另一方面，可能因臺灣的經貿與匯率政策較偏向以美國（元）為主，加上美國貿易財部門生產力成長相對較慢，臺灣／美國的 BS 效果較小，使匯率制度變革與匯率管理、經濟政策調整、重大經濟事件衝擊等所造成的結構性變動，成為影響臺灣／美國實質匯率行為的主因，此值得後續研究再做進一步探討。

附錄 1

本附錄說明 FF-LM 檢定及 FF-KPSS 檢定方程式的推導。

A. FF-LM 檢定

在允許確定性成分包含一時間 t 的函數 $d(t)$ ，以捕捉未知形式及次數之結構性變動，Enders and Lee (2012) 將時間序列 y_t 的 DF 檢定方程式 (Dickey and Fuller, 1979) 修改如下：

$$y_t = d(t) + \gamma t + e_t, \quad (\text{A1})$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (\text{A2})$$

利用傅立葉展開式來直接近似未知形式的 $d(t)$ 函數：

$$d(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n \leq \frac{T}{2}. \quad (\text{A3})$$

上式中， k 代表一特定的頻率， n 為所包含的頻率數， T 為樣本數。當 $d(t)$ 不含有非線性趨勢項時(三角函數項)，即所有的 $\alpha_k = \beta_k = 0$ ，則(A1)式及(A2)式為標準的 DF 檢定。(A3)式中， n 越多可越近似 $d(t)$ 函數，但也會使估計參數增加而減損自由度，使檢定力下降。依循 Enders and Lee (2012) 的建議，本研究以單一頻率來近似： $d(t) \cong \alpha_0 + \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \beta_k \cos(2\pi kt/T)$ 。將 $d(t)$ 代入 (A1) 式即為正文 (6a) 式。

B. FF-KPSS 檢定

Becker et al. (2006) 將 KPSS 檢定 (Kwiatkowski et al., 1992) 修改如下：

$$y_t = \alpha_0 + \alpha(t) + \gamma t + r_t + \varepsilon_t, \quad (\text{A4})$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t, \quad (\text{A5})$$

H_0 為 $\sigma_u^2 = 0$ ，即 y_t 為定態。同樣的，為捕捉未知次數與形式的結構性變動，在 (A4) 式的確定性成分中設定 $\alpha(t)$ 函數，且利用單一頻率傅立葉展開式來近似： $\alpha(t) \cong \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \beta_k \cos(2\pi kt/T)$ 。若 $\alpha_k = \beta_k = 0$ ，則 (A4) 式及 (A5) 式將退回標準的 KPSS 檢定。在 H_0 下將 $\alpha(t)$ 代入 (A4) 式即得正文 (15) 式及 (16) 式。

附錄 2

本附錄說明 bootstrap 過程，以獲得 FF-LM 檢定統計量 $F_\mu(\hat{k})$ 及 $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 的臨界值。本研究使用二步驟方法：先估計 \bar{q}_t ，再以 $q_t - \bar{q}_t$ 進行結構性變動檢定。為簡化說明，以下令 $\tilde{q}_t = q_t - \bar{q}_t$ ，其中 $\bar{q}_t = c$ （不考慮 BS 效果）， $\bar{q}_t = \bar{q}_t$ （考慮 BS 效果）。

A. $F_\mu(\hat{k})$ 的臨界值

參考 Enders and Lee (2012)、Hansen (1999) 及 Wu et al. (2009)，獲得在單根 $H_0(\rho=1)$ 下之 $F_\mu(\hat{k})$ 臨界值以檢定線性 $H_0(\alpha_k = \beta_k = 0)$ ，bootstrap 過程如下：

- (i) 利用 \tilde{q}_t ，在單根 $H_0(\rho=1)$ 下先以 OLS 估計受限制 ($\alpha_k = \beta_k = 0$) 之 (7) 式： $\Delta\tilde{q}_t = \delta_0 + \nu_t$ ，以係數估計值 $\hat{\delta}_0$ 依 (8) 式建立 \tilde{S}_t 序列： $\tilde{S}_t = \tilde{q}_t - \tilde{\psi} - \hat{\delta}_0 t$ ，其中 $\tilde{\psi} = \tilde{q}_1 - \hat{\delta}_0$ ，再利用 \tilde{S}_t 及 \tilde{q}_t 估計受限制 ($\alpha_k = \beta_k = 0$) 之 (9) 式： $\Delta\tilde{q}_t = \phi\tilde{S}_{t-1} + d_0 + \varepsilon_t$ ，求出係數估計值 $\hat{\phi}$ ， \hat{d}_0 及殘差值 $\hat{\varepsilon}_t$ ；
- (ii) 利用第 (i) 步驟之殘差值 $\hat{\varepsilon}_t$ ，隨機抽取 T 個 bootstrap 樣本 $\hat{\varepsilon}_t^*$ ，及利用係數估計值 $\hat{\phi}$ ， \hat{d}_0 ，遞迴 (recursively) 求出 bootstrap 樣本 \tilde{q}_t^* ： $\tilde{q}_t^* = \tilde{q}_{t-1}^* + \hat{\phi}\tilde{S}_{t-1} + \hat{d}_0 + \hat{\varepsilon}_t^*$ ，並以最初的觀察值 \tilde{q}_0 當做期初條件；
- (iii) 利用 \tilde{q}_t^* ，在單根 $H_0(\rho=1)$ 下估計第 (i) 步驟受限制 ($\alpha_k = \beta_k = 0$) 之 (9) 式求出 SSR_0^* ，及估計未受限制 ($\alpha_k, \beta_k \neq 0$) 之 (9) 式求出 $SSR_1^*(\hat{k})$ ，其中 \hat{k} 為先利用 \tilde{q}_t 在 $H_0(\rho=1)$ 下以 OLS 估計未受限制之 (9) 式依 SSR 最小準則求得，再計算 (14) 式統計量 $F_\mu^*(\hat{k})$ ；和
- (iv) 重複第 (ii) 及 (iii) 步驟 10,000 次，得到 $F_\mu^*(\hat{k})$ 的實證分配，將 $F_\mu^*(\hat{k})$ 由小到大排序，找出 1% 及 5%（顯著水準）分量，即得檢定臨界值。

B. $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 的臨界值

參考 Enders and Lee (2012) 及 Park (2003), 獲得在給定 \hat{k} ($\alpha_k, \beta_k \neq 0$) 下之 $\tau_{LM,\mu}(\hat{k})$ 臨界值以檢定單根 $H_0(\rho=1$ 或 $\phi=0)$, bootstrap 過程如下:

- (i) 利用 \tilde{q}_t , 在單根 $H_0(\rho=1)$ 下先以 OLS 估計未受限制 ($\alpha_k, \beta_k \neq 0$) 之 (7) 式, 利用係數估計值依 (8) 式建立 \tilde{S}_t 序列, 再利用 \tilde{S}_t 及 \tilde{q}_t 估計未受限制之 (9) 式, 以 SSR 最小準則求出 \hat{k} , 及對應 \hat{k} 的係數估計值 $\hat{\phi}$, \hat{d}_0 , \hat{d}_1 , \hat{d}_2 及殘差值 $\hat{\varepsilon}_t$;
- (ii) 利用第 (i) 步驟之殘差值 $\hat{\varepsilon}_t$, 隨機抽取 T 個 bootstrap 樣本 $\hat{\varepsilon}_t^*$, 及利用係數估計值 $\hat{\phi}$, \hat{d}_0 , \hat{d}_1 , \hat{d}_2 , 遞迴求出 bootstrap 樣本 \tilde{q}_t^* :
$$\tilde{q}_t^* = \tilde{q}_{t-1}^* + \hat{\phi}\tilde{S}_{t-1} + \hat{d}_0 + \hat{d}_1\Delta\sin(2\pi kt/T) + \hat{d}_2\Delta\cos(2\pi kt/T) + \hat{\varepsilon}_t^*$$
 並以最初的觀察值 \tilde{q}_0 當做期初條件;
- (iii) 利用 \tilde{q}_t^* , 在 $H_0(\rho=1)$ 下估計 (9) 式, 並計算 (13) 式統計量 $\tau_{LM,\mu}^*(\hat{k})$; 和
- (iv) 重複第 (ii) 及 (iii) 步驟 10,000 次, 得到 $\tau_{LM,\mu}^*(\hat{k})$ 的實證分配, 將 $\tau_{LM,\mu}^*(\hat{k})$ 由小到大排序, 找出 1% 及 5% (顯著水準) 分量, 即得檢定臨界值。

參考文獻

- 吳致寧 Wu, Jyh-Lin (1993), 「匯率與單根：臺灣之實證研究」
“Exchange Rates and Unit Roots: The Empirical Investigation of
Taiwan”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 22:1, 101-133。
(in Chinese with English abstract)
- 吳致寧 Wu, Jyh-Lin (1995), 「臺灣長期購買力平價說之實證研究」
“The Empirical Investigation of Long-Run Purchasing Power
Parity: The Case of Taiwan”, 開放總體經濟論文集 *Essays on
Open Macroeconomic Issues*, 許嘉棟、吳中書主編 Shea, Jia-Dong
and Chung-Shu Wu, 臺北：中央研究院經濟研究所 Taipei: Institute
of Economics, Academia Sinica。(in Chinese)
- 張銘仁 Chang, Ming-Jen (2007), 「實質匯率持續性的實證研究」
“Persistence in Real Exchange Rates: An Empirical Examination”,
中山管理評論 *Sun Yat-Sen Management Review*, 15:3, 613-635。
(in Chinese with English abstract)
- 梁國樹 Liang, Kuo-Shu (1994), 「外匯自由化與金融發展」“Foreign
Exchange Liberalization and Financial Development”, 中央銀行季
刊 *Central Bank Quarterly*, 16:3, 8-20。(in Chinese)
- 陳美源、陳禮潭 Chen, Mei-Yuan and Lii-Tarn Chen (2003), 「購買力平
價說與結構性變動－美 / 台實質匯率之實證研究」“Purchasing
Power Parity and Structural Changes: The Empirical Study of Real
Exchange Rate between Taiwan and the United States”, 臺灣經濟
預測與政策 *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 34:1, 93-112。
(in Chinese with English abstract)
- Abuaf, N. and P. Jorion (1990), “Purchasing Power Parity in the Long
Run,” *The Journal of Finance*, 45:1, 157-174.
- Bai, J. and P. Perron (1998), “Estimating and Testing Linear Models

- with Multiple Structural Changes,” *Econometrica*, 66:1, 47-78.
- Balassa, B. (1964), “The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal,” *Journal of Political Economy*, 72:6, 584-596.
- Becker, R., W. Enders and J. Lee (2006), “A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks,” *Journal of Time Series Analysis*, 27:3, 381-409.
- Bergin, P. R., R. Glick and A. M. Taylor (2006), “Productivity, Tradability, and the Long-Run Price Puzzle,” *Journal of Monetary Economics*, 53:8, 2041-2066.
- Caporale, G. M., S. Kalyvitis and N. Pittis (1994), “Persistence in Real Variables under Alternative Exchange Rate Regimes: Some Multi-Country Evidence,” *Economics Letters*, 45:1, 93-102.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., T. del Barrio-Castro and E. López-Bazo (2005), “Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita,” *The Econometrics Journal*, 8:2, 159-175.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. and A. Sansó (2006), “A Guide to the Computation of Stationarity Tests,” *Empirical Economics*, 31:2, 433-448.
- Chang, T., D. Li, Y. C. Lu and C. H. Lee (2011), “Purchasing Power Parity for East-Asia Countries: Further Evidence Based on Panel Stationary Test with Multiple Structural Breaks,” *Applied Economics*, 43:24, 3289-3298.
- Chinn, M. D. (2000), “The Usual Suspects? Productivity and Demand Shocks and Asia-Pacific Real Exchange Rates,” *Review of International Economics*, 8:1, 20-43.
- Craighead, W. D. (2010), “Across Time and Regimes: 212 Years of the US-UK Real Exchange Rate,” *Economic Inquiry*, 48:4, 951-964.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the*

American Statistical Association, 74:366a, 427-431.

Dornbusch, R. (1976), "Expectation and Exchange Rate Dynamics,"
Journal of Political Economy, 84:6, 1161-1176.

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*, 19:3, 376-387.

Eichengreen, B. (1988), "Real Exchange Rate Behavior under
Alternative International Monetary Regimes: Interwar Evidence,"
European Economic Review, 32:2-3, 363-371.

Enders, W. (2010), *Applied Econometric Time Series*, 3rd Edition, New
Jersey: John Wiley & Sons.

Enders, W. and J. Lee (2012), "A Unit Root Test Using a Fourier Series
to Approximate Smooth Breaks," *Oxford Bulletin of Economics
and Statistics*, 74:4, 574-599.

Frankel, J. A. and A. K. Rose (1996), "A Panel Project on Purchasing
Power Parity: Mean Reversion within and between Countries,"
Journal of International Economics, 40:1-2, 209-224.

Froot, K. A. and K. Rogoff (1994), "Perspectives on PPP and Long-Run
Real Exchange Rates," NBER Working Paper No. 4952.

Glen, J. D. (1992), "Real Exchange Rates in the Short, Medium, and
Long Run," *Journal of International Economics*, 33:1-2, 147-166.

Greene, W. H. (2008), *Econometric Analysis*, 6th Edition, New Jersey:
Pearson Prentice Hall.

Hansen, B. E. (1999), "Testing for Linearity," *Journal of Economic
Surveys*, 13:5, 551-576.

Hasan, S. and M. Wallace (1996), "Real Exchange Rate Volatility and
Exchange Rate Regimes: Evidence from Long-Term Data,"
Economics Letters, 52:1, 67-73.

Hegwood, N. D. and D. H. Papell (1998), "Quasi Purchasing Power
Parity," *International Journal of Finance & Economics*, 3:4, 279-289.

- Kalyvitis, S. and S. Lazaretou (1997), "Persistence of Nominal and Real Variables under Fixed and Floating Exchange Rates: Evidence from Greece, 1954-1992," *Bulletin of Economic Research*, 49:2, 153-168.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54:1-3, 159-178.
- Lee, J. and M. C. Strazicich (1999), "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks," Manuscript, University of Central Florida.
- Lothian, J. R. (1997), "Multi-Country Evidence on the Behavior of Purchasing Power Parity under the Current Float," *Journal of International Money and Finance*, 16:1, 19-35.
- Lothian, J. R. and M. P. Taylor (1996), "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries," *Journal of Political Economy*, 104:3, 488-509.
- Lothian, J. R. and M. P. Taylor (2000), "Purchasing Power Parity over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability: A Reply to Cuddington and Liang," *Journal of International Money and Finance*, 19:5, 759-764.
- Lothian, J. R. and M. P. Taylor (2008), "Real Exchange Rates over the Past Two Centuries: How Important Is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect?" *The Economic Journal*, 118:532, 1742-1763.
- Mussa, M. (1986), "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25:1, 117-214.
- Ng, S. and P. Perron (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag," *Journal of the American Statistical Association*, 90:429, 268-281.

- Papell, D. H. (1997), "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float," *Journal of International Economics*, 43:3-4, 313-332.
- Park, J. Y. (2003), "Bootstrap Unit Root Tests," *Econometrica*, 71:6, 1845-1895.
- Paya, I. and D. A. Peel (2003), "Purchasing Power Parity Adjustment Speeds in High Frequency Data when the Equilibrium Real Exchange Rate is Proxied by a Deterministic Trend," *The Manchester School*, 71: s1, 39-53.
- Paya, I., I. A. Venetis and D. A. Peel (2003), "Further Evidence on PPP Adjustment Speeds: The Case of Effective Real Exchange Rates and the EMS," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65:4, 421-437.
- Peel, D. A. and I. A. Venetis (2003), "Purchasing Power Parity over Two Centuries: Trends and Nonlinearity," *Applied Economics*, 35:5, 609-617.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, 57:6, 1361-1401.
- Rogoff, K. (1992), "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 10:2, 1-29.
- Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, 34:2, 647-668.
- Samuelson, P. A. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems," *The Review of Economics and Statistics*, 46:2, 145-154.
- Sarno, L. (2005), "Viewpoint: Towards a Solution to the Puzzles in Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?" *Canadian Journal of Economics*, 38:3, 673-708.
- Sarno, L. and M. P. Taylor (1998), "Real Exchange Rates under the

- Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion,” *Economics Letters*, 60:2, 131-137.
- Sarno, L. and M. P. Taylor (2002), “Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate,” *IMF Staff Papers*, 49:1, 65-105.
- Sul, D., P. C. B. Phillips and C. Y. Choi (2005), “Prewhitening Bias in HAC Estimation,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67:4, 517-546.
- Taylor, A. M. (2002), “A Century of Purchasing-Power Parity,” *The Review of Economics and Statistics*, 84:1, 139-150.
- Taylor, A. M. and M. P. Taylor (2004), “The Purchasing Power Parity Debate,” *Journal of Economic Perspectives*, 18:4, 135-158.
- Taylor, M. P. and L. Sarno (1998), “The Behavior of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period,” *Journal of International Economics*, 46:2, 281-312.
- Wu, J. L. and S. L. Chen (1999), “Are Real Exchange Rates Stationary Based on Panel Unit-Root Tests? Evidence from Pacific Basin Countries,” *International Journal of Finance and Economics*, 4:3, 243-252.
- Wu, J. L., P. F. Chen and C. N. Lee (2009), “Purchasing Power Parity, Productivity Differentials and Non-Linearity,” *The Manchester School*, 77:3, 271-287.

Purchasing Power Parity, Balassa-Samuelson Effect, and Structural Change: Evidence from Real Exchange Rates between Taiwan and the U.S. and Japan

Lai, Mei-Ying and Zong-Shin Liu

Abstract

The U.S. and Japan are traditionally the two closest trading partners of Taiwan. Previous studies on Taiwan/U.S. and Taiwan/Japan purchasing power parities (PPPs) and their influence factors, however, provide unclear answers. This study explores the evidence of and the influence factors on the long-run Taiwan/U.S. and Taiwan/Japan PPPs as well as PPPs under different exchange rate regimes. We employ the longest available exchange rate data series of the New Taiwan Dollar, consider two influence factors of the Balassa-Samuelson (BS) effect and structural change, and apply the newly developed Fourier form unit-root and stationarity tests. The empirical results show no evidence of long-run Taiwan/U.S. and Taiwan/Japan PPPs as well as PPPs for different regimes. Infact, the influence factors on Taiwan/U.S. and Taiwan/Japan PPPs are different. For the long-run Taiwan/U.S. PPP and PPPs of different regimes, structural change is the main factor. In contrast, the BS effect is the main factor for the long-run Taiwan/Japan PPP, whereby only under a floating regime can both factors influence the support for PPP. The empirical findings reveal that both structural change and the BS effect should be considered in PPP-related studies. Moreover, the influence factors on PPP might be different even if all the countries explored are close trading partners, which is noteworthy for the application of the PPP hypothesis.

Keywords: Purchasing Power Parity, Real Exchange Rate, Balassa-Samuelson Effect, Structural Change, Fourier Form Tests

Lai, Mei-Ying, Department of Accounting Information, Tainan University of Technology, No. 529, Zhongzheng Rd., Yongkang Dist., Tainan City 71002, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-6-2535649, E-mail: t20107@mail.tut.edu.tw. Zong-Shin Liu, Department of Economics, Feng Chia University, No. 100, Wenhwa Rd., Seatwen Dist., Taichung City 40724, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-4-24517250 ext. 4454, E-mail: zslu@fcu.edu.tw.

Received 7 August 2015; revised 16 September 2015; accepted 10 May 2016.

— |

| —

— |

| —