

東吳經濟商學學報 第六十九期
(民國九十九年六月)：29-46.

油價可以解釋實質匯率走勢嗎？ 亞洲新興國家之驗證

柏婉貞*

摘 要

本文擴展 Meese 及 Rogoff(1988)所建構的匯率模型來驗證實質油價是長期實質匯率均衡決定因素。本研究利用 DOLS(dynamic OLS)技術來估計異質性的追蹤共整合向量並檢視亞洲新興國家實質匯率、實質利率與實質油價之長期關係。研究發現匯率模型考慮實質油價後其利率平價假說將成立，油價上升（下跌）衝擊會加深亞洲石油淨進口（淨出口）國家貨幣貶值，意指實質油價可用來解釋亞洲新興國家實質匯率的走勢，實質油價是未來實質匯率變動的關鍵性因素。研究結果不僅有助於解釋亞洲新興國家實質利率平價說失敗的原因，亦說明實質油價對於實質匯率的走勢存在重要的意涵。

關鍵詞：實質油價、實質匯率、追蹤共整合

* 正修科技大學財務金融系

正修科技大學財務金融系繫作者：柏婉貞，正修科技大學財務金融系助理教授。通訊地址：高雄縣鳥松鄉 833 澄清路 840 號，電話：(07)731-0606，傳真：(07)731-5367，電子郵件信箱：wanchen@csu.edu.tw

壹、導論

自 70 年代世界各國實行浮動匯率以來，匯率的波動一直為經濟學家關注的課題。各種匯率決定模型不斷被提出，藉著這些模型，經濟學家希望能對匯率變動的行為有較佳之解釋與預測。Meese 及 Rogoff(1988) 提出實質匯率需求取決於二國實質利率的差異，為了維持名目匯率目標，各國政府使用利率機制來捕捉各國政府的貨幣政策以達到低通貨膨脹，而抑制各國實質匯率升值，但無法發現兩變數的長期關係，作者進一步強調，如果實質匯率與實質利率為非定態，則可能存在其他因素來解釋長期實質匯率。但為何變數會呈現非定態行為，主要肇因於檢定力過低，導致學者們採用實質匯率與實質利率的長期樣本資料時，傾向於拒絕變數非定態的虛無假設；另一項解釋原因是研究期間經濟發生了多次衝擊，但長期樣本卻相對平穩。

MacDonald 及 Taylor(1992) 認定傳統貨幣學派的匯率決定模型是不足的。Baxter(1994) 使用低頻資料，證明實質匯率與實質利率差異的短暫共移關係，尤其是採用多變量模型。Clarida 及 Gali(1994) 驗證實質利率平價說失效，以及實質利率和匯率之間不存在共整合關係乃肇因於遺漏其他實質變數，而導致實質匯率均衡持續性的移動，作者進一步發現在解釋實質匯率波動時，非貨幣性衝擊似乎扮演著關鍵性角色。Hooper 及 Morton(1982) 首先提出預期實質匯率為經常帳函數模型，Edison 及 Pauls(1993)、Edison 及 Melick(1995) 進一步利用共整合關係來估計此模型。Rogoff(1992) 建立資本與要素不完全移動的匯率決定跨時模型，除了產出與財政變數，也包括實質油價衝擊如何影響貿易條件。Obstfeld(1993)、Asea 及 Mendoza(1994) 也強調財政政策和其他實質變數（例如生產力衝擊）在實質匯率模型的角色，有別於傳統的貨幣方法。MacDonald 及 Nagayasu(2000) 則應用時間序列與追蹤共整合模型，研究 14 個工業化國家的長短期實質利率差異，他們認為前述研究失敗乃歸因於估計方法而非理論不完備。雖然近期研究(Hooker, 1996) 無法證明油價與經濟變數之間的強烈因果關係，但 Hooker(2002) 發現石油衝擊會影響產出與通貨膨脹，Sadorsky(1999; 2003)、Papapetrou(2001)、Hammoudeh 及 Eleisa(2004) 相關實證研究亦發現原油價格的波動會對股票實質報酬以及物價、利率和就業等實質經濟活動產生影響。回溯以往學者研究，我們發現文獻在討論匯率

水準的決定因素時，大部份均忽略了外在經濟環境的改變對實質匯率變動的可能影響，事實上，油價與實質匯率關係的存在，將有助於解釋各國實質利率平價失敗的原因。除此之外，文獻大部份採用時間序列資料來檢驗油價與實質匯率因果關係，並沒有考慮共整合關係，由於油價對實質匯率變動之影響可能在短期會實現，但長期隨著經濟成長，這些影響也許會消失或更強烈，如果僅檢定短期因果關係將會導致錯誤的結論。Chen 及 Chen (2007) 研究 G7 國家，驗證油價與實質匯率存在長期均衡關係，但該文並未針對國家特性（石油淨進口國或石油淨出口國）來進一步分析油價衝擊對這些國家匯率的影響。

雖然上述模型直覺地會引起我們的注意，但殊少有文獻仔細檢視亞洲新興國家原油價格與實質的關聯性。依據美國能源部能源資訊署 (Energy Information Administration, EIA) 表示，在今後的 25 年間，全球能源需求的增長非常強勁，至 2030 年成長速度會超過 70%，其增長的大部分將是在發展中國家，特別是亞洲國家。亞洲新興國家的原油需求幾乎完全仰賴國外進口，對於國際原油價格的波動反應極為敏感，石油價格波動不僅影響一國的金融與經濟的穩定，同時對一國的經濟也會造成衝擊，油價大幅波動將引爆石油危機。過去學者在探討石油價格之影響均著重在美國或 OECD 國家 (Sadorsky, 2003; Chen 及 Chen, 2007)，極少數研究日本國家 (Hutchison, 1993; Lee、Lee 及 Ratti, 2001) 與亞洲國家 (Abeyasinghe, 2001)，在學術上已難有新的突破。近年來，亞洲市場採取各項金融自由化措施，試圖與世界金融體系互相整合，油價波動導致市場經濟產生實質影響。另外，匯率是一國重要的經濟指標，隨著亞洲新興國家經濟持續成長與貿易逐漸開放，匯率波動為大眾必須面對之風險，尤其是 1997 亞洲金融危機後，亞洲新興國家對其它國家經濟影響加深，是故，瞭解亞洲新興市場匯率走勢之決定因素變得日益重要。

有鑑於近期計量方法在非穩定時間序列的應用與創新，本文使用 DOLS (dynamic OLS) 來估計變數之間的長期關係，有別於先前學者採用時間序列資料，未考慮變數的結構性改變與非定態性質，更遑論探討變數之間的長期均衡關係。又，利用 DOLS 技術來估計異質性的追蹤共整合向量，以修正傳統 OLS 估計方法所產生的變數內生性與序列相關問題，此估計方法能

使共整合向量具一致性與有效性。本研究主要貢獻與過去文獻最大差異在於本文擴展 Meese 及 Rogoff(1988)匯率理論模型並應用追蹤共整合技術來檢視亞洲新興國家實質油價是否可解釋實質匯率之走勢，同時檢驗石油淨出口國與石油淨進口國的原油價格與實質匯率之關係，並進一步驗證這些國家利率平價模型是否成立。

一般咸認，油價是否可用來解釋實質匯率之長期走勢，有其政策上的重要意涵，然而，迄今國內外文獻對此相關議題仍付諸闕如，是故，值得學者進一步鑽研，以瞭解油價變動在解釋亞洲新興國家貨幣市場中所扮演的角色，進而提供投資人、避險者、經理人及政策決定者參考。本研究發現將有助於近期總體相關領域之研究。首先，實證文獻認為石油價格變動有益於說明總體經濟變動的衝擊。其次，油價與實質匯率存在長期關係的事實。最後，本文驗證實質利率平價說失效，以及實質利率和匯率之間不存在共整關係乃肇因於遺漏石油變數。本文研究架構如下：第一節為本文研究動機及貢獻，第二節介紹研究方法，包含理論模型與實證方法，第三節說明實證過程及討論實證結果，最後第四節為本文的結論。

貳、研究方法

一、理論模型

Meese 及 Rogoff(1988)研究實質匯率與實質利率之間的關聯性，嘗試解決有關貨幣模型的部份疑問。貨幣模型是用來決定實質匯率，假設此變數 q_t 定義為：

$$q_t \equiv e_t - p_t + p_t^*$$

其中 e_t 定義為取對數後外國幣（美元）兌本國幣的數量， p_t 和 p_t^* 為取對數之本國與外國物價。若符合下列三項假設條件：(一)當衝擊發生時，實質匯率會回到均衡的固定匯率，(二)長期均衡匯率 \hat{q}_t 為非定態變數，(三)利率平價設定為：

$$E_t(q_{t+k} - q_t) = R_t - R_t^*$$

其中 R_t 、 R_t^* 分別代表本國與外國期到期的資產利率。

則實質匯率可以表示為下式：

$$q_t = -\rho(R_t - R_t^*) + \hat{q}_t$$

其中 ρ 為大於 1 之正參數。

二、實證模型

本篇文章所提出的實證模型是建立在 Meese 及 Rogoff(1988)匯率模型基礎上，並且利用追蹤共整合技術來檢視模型，此種方法最大的優點是由於傳統的單根與共整合檢定的檢定力與資料有關，當資料取得受限時會對檢定力的影響極大，追蹤資料所增加的樣本訊息以及藉由共整合的估計檢定才有能力估計變數之間的長期關係。本文實證資料分別取自國際貨幣基金(International Monetary Fund, IMF)的國際金融統計資料庫(International Financial Statistics, IFS)、美國能源情報署(EIA)以及台灣新報資料庫月資料。本文係亞洲新興國家之研究，在利率及資料長度的選擇會有限制，研究對象包含石油淨出口國（印尼、馬來西亞）與石油淨進口國（台灣、南韓、香港、新加坡、菲律賓、印度、泰國與中國）。根據過去資料顯示，無論從實際資料或理論分析，在時間序列資料中，匯率、利率與油價受到外在經濟環境改變的影響甚劇，導致變數水準和波動幅度無法維持長期不變的情形，使模型參數估計不具穩定性而影響估計結果，本研究期間為 1985:01-2008:06，樣本中若干國家（如菲律賓、泰國、印尼與馬來西亞）在 1997 以前並非自由浮動，而是緊盯美元的管理浮動制度，是故，本文採用 Zivot 及 Andrews (1992, ZA) 嚴謹作法，來檢定變數可能存在的結構性改變。另外，學者 Clarida 及 Gali(1994)認為在解釋實質匯率波動時，非貨幣性衝擊似乎扮演著重要的角色。有鑑於此，除了分析傳統匯率決定模型（模型 I）之外，本文亦將模型納入油價變數（模型 II）來分析油價如何決定匯率走勢，模型設定如下：

$$\text{模型 I} : q_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}r_{it} + d_i\text{Dum} + u_{it} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{模型 II} : q_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}r_{it} + \beta_{2i}\text{oil}p_{it} + d_i\text{Dum} + u_{it} \\ i = 1, 2, 3 \dots N, t = 1, 2, 3 \dots T \end{aligned} \quad (2)$$

其中， α_i 為固定效果，各國 i 及 t 期（月）的實質匯率為 q_{it} ，實質利率差異（本國實質利率減外國實質利率）為 r_{it} ，實質油價設定為 $oilp_{it}$ ， Dum 代表結構改變虛擬變數（結構改變設定為 1，其他為 0）， u_{it} 為殘差項。本文參考相關文獻將各國實質匯率定義為以美元為基礎的名目匯率所相對應的消費者物價指數。另外，衡量各國實質利率是以消費者物價指數來平減各國名目放款利率。最後，為了獲得實質油價，相對於每個國家，以美元計價的西德州原油(WTI)現貨價格，藉由美元匯率轉換為國內價格後，再以國內消費者物價指數平減。上述變數除了實質利率外，其餘均經過對數轉換。根據利率平價說理論模型，本文預期當實質利率差異增加時，將導致各國貨幣升值，因此相對應的實質匯率符號為負數，即 $\beta_{1i} < 0$ ；另一方面，當實質油價上漲，易造成石油淨進口國家的貿易條件惡化，石油進口國財富移轉至石油出口國，使得這些國家貨幣貶值，即 $\beta_{2i} > 0$ ；而實質油價下跌，將影響石油淨出口國家獲利減少，該國貨幣也將貶值，也就是 $\beta_{2i} < 0$ 。

參、實證結果與分析

一、個別國家時間序列特性

首先，我們檢定各國實質匯率、實質利率差異與實質油價是否存在單根，本文採用 ADF 檢定^(註1)。表 1 為 10 國的單根檢定，本文發現每一個國家的變數為非穩定序列，由於傳統單根檢定方法並無考慮經濟變數可能產生結構改變的情況，因而導致所得結論可能產生偏誤，故本文進一步以 ZA 考慮結構改變單根檢定，由表 1 檢定結果可知，亞洲新興國家實質油價結構改變點為 1985 年，而各國實質匯率與實質利率差異發生結構改變的時間主要在 1997-1999 年，探究其可能原因主要是 1984 年 OPEC 石油價格暴跌及東南亞金融風暴導致，因此，在模型考量結構改變後，所有國家均拒絕無結構改變之虛無假設。接著，表 2 的 Johansen 共整合檢定，發現各國實質匯率、實質利率差異與實質油價均拒絕沒有共整合關係的虛無假設，顯示亞洲各國實質匯率、實質利率差異與實質油價存在長期關係。另外，由標準化共整合向量估計結果，實質匯率、實質利率差異與實質油價之間似乎存在 [1,-1,-1] 共整向量關係，本文進一步檢定虛無假設為 [1,-1,-1] 共整向量 χ^2 統

計量，我們發現無法拒絕考慮油價後的 Meese 及 Rogoff(1988)匯率模型，亦即模型II。最後，本文建構誤差修正模型(ECM)來估計亞洲個別國家變數之間的長期與短期因果關係：

$$\Delta q_t = \alpha + \lambda EC_{t-1} + \sum_p \beta_{1p} \Delta r_{t-p} + \sum_p \beta_{2p} \Delta oilp_{t-p} + \sum_p \beta_{3p} \Delta q_{t-p} + dDum + u_t \quad (3)$$

其中， $EC_{t-1} = q_{t-1} - r_{t-1} - oilp_{t-1}$ 為誤差修正項。 λ 為誤差調整速度，係數若為負數即表示體系會向長期均衡調整，變數之間則存在長期均衡關係，另外， Δ 表示一階差分，(3)式的下標符號 p 代表殘差無序列相關的落後期數（註2）。表3為各國ECM模型係數估計結果，為節省篇幅，我們僅列出模型II的參數。首先，檢視各國長期均衡調整速度 λ ，僅南韓、新加坡、印度、印尼與中國誤差調整係數為顯著負值，代表這些國家實質匯率長期向均衡方向調整，其他國家則不存在長期均衡關係。其次，由表3中 β_1 係數可觀察出新加坡、印尼、泰國與中國為顯著負值，意指這些國家的實質利率差異增加時將使該國貨幣升值，符合利率平價理論；而由 β_2 係數估計結果，發現石油淨進口國中僅新加坡、菲律賓與印度的實質油價與實質匯率呈顯著正相關，代表上述國家高度依賴石油進口，石油衝擊將導致該國的匯率貶值，我們亦觀察石油淨出口國印尼的實質油價與實質匯率呈顯著負相關，也就是當實質油價下跌時，將衝擊產油國印尼獲利，導致該國貨幣貶值，但其餘國家的估計結果並不顯著。最後，虛擬變數估計結果，本文發現油價暴跌與亞洲金融風暴事件對亞洲新興國家實質匯率的影響並不顯著。

表 1 各國單根檢定

國家	q_t		r_t		p_t	
	ADF	ZA	ADF	ZA	ADF	ZA
台灣	-1.24	-15.21*(1997:07)	-2.14	-13.90*(1999:02)	-1.04	-13.72*(1985:12)
南韓	-0.85	-16.02*(1997:07)	-1.47	-14.10*(1999:01)	-2.01	-13.73*(1985:12)
香港	-1.58	-14.34*(1997:07)	-1.02	-13.87*(1998:02)	-1.35	-13.72*(1985:12)
新加坡	-1.97	-15.51*(1997:07)	-0.68	-13.92*(1998:03)	-1.74	-13.74*(1985:12)
菲律賓	-1.01	-15.01*(1997:07)	-2.01	-13.95*(1999:02)	-2.14	-13.72*(1985:12)
印度	-0.87	-14.93*(1997:07)	-2.39	-13.88*(1999:03)	-1.43	-13.72*(1985:12)
印尼	-2.74	-17.42*(1997:07)	-1.87	-14.21*(1999:02)	-1.03	-13.73*(1985:12)
泰國	-0.96	-18.31*(1997:07)	-2.07	-14.04*(1998:03)	-1.78	-13.71*(1985:12)
馬來西亞	-0.87	-15.42*(1997:07)	-2.11	-13.97*(1999:01)	-1.52	-13.70*(1985:12)
中國	-1.96	-16.70*(1997:07)	-0.68	-13.89*(1997:07)	-2.01	-13.72*(1985:12)

說明：*、**分別表示在 1%、5% 顯著水準下的顯著估計值。ADF 檢定 (H_0 : 單根)，臨界值是依據 MacKinno 之臨界值表所決定。ZA 檢定 (H_0 : 無結構改變)，1%、5% 顯著水準臨界值為 -5.34、-4.8。小括弧內為結構改變時間點。

表 2 各國共整合檢定

國家	λ_{trace} 檢定	λ_{max} 檢定	共整合向量 [1, -1, -1] 估計	共整合向量 [1, -1, -1] 檢定
台灣	35.63**	36.31**	[1, -0.98, -0.97]	0.04(0.812)
南韓	37.20**	38.02**	[1, -1.02, -0.99]	0.03(0.872)
香港	41.06**	43.70**	[1, -1, -0.99]	0.03(0.871)
新加坡	37.20**	35.43**	[1, -0.99, -1]	0.04(0.821)
菲律賓	39.25**	40.14**	[1, -0.97, -1.02]	0.02(0.879)
印度	42.56**	41.27**	[1, -0.98, -1.03]	0.03(0.868)
印尼	39.39**	40.90**	[1, -1, -0.99]	0.05(0.803)
泰國	37.01**	37.87**	[1, -0.99, -1]	0.03(0.869)
馬來西亞	47.21**	45.09**	[1, -1, -0.97]	0.04(0.820)
中國	40.21**	38.86**	[1, -1.01, -0.98]	0.02(0.880)

說明： λ_{trace} 、 λ_{max} 、檢定 (H_0 : 無共整合)，5% 顯著水準臨界值為 15.4947、14.2646。相關臨界值 MacKinnon-Haug-Michelis (1999)。小括弧內為 p 值。

表 3 各國 ECM 估計

國家	λ	β_1	β_2	β_3	d	AIC
台灣	-0.001(-1.54)	-0.041(-1.84)	-0.034(-2.01)	0.002(1.31)	-0.012(-1.21)	-6.24
南韓	-0.238(-3.01)	0.103(2.80)	0.007(1.04)	0.005(1.10)	0.034(0.31)	-10.21
香港	0.119(3.08)	-0.073(-1.24)	0.017(1.09)	0.003(1.06)	0.011(0.18)	-2.47
新加坡	-0.122(-4.01)	-0.055(-2.53)	0.025(3.21)	0.006(1.40)	-0.015(-0.19)	-8.33
菲律賓	0.005(1.97)	0.073(2.67)	0.039(3.12)	0.005(1.31)	0.046(0.12)	-12.47
印度	-0.195(-3.21)	-0.098(-1.67)	0.021(2.08)	0.008(1.45)	0.029(1.35)	-11.29
印尼	-0.007(-2.14)	-0.096(-2.04)	-0.011(-2.04)	0.006(1.50)	0.057(0.29)	-8.57
泰國	0.014(0.99)	-0.069(-2.87)	0.003(1.03)	0.003(1.05)	-0.479(-0.13)	-6.52
馬來西亞	-0.008(-0.42)	-0.066(-1.54)	-0.019(-1.02)	0.009(1.21)	0.072(0.52)	-7.22
中國	-0.170(-3.54)	-0.531(-2.01)	0.004(1.04)	0.007(1.36)	0.062(0.35)	-8.35

說明：小括弧內為 t 值。粗黑體字表示顯著估計值。

綜上所述，我們發現各別國家估計結果，變數可能存在國家與國家之間的偏誤，難以獲得共整合關係一致性結果。由於傳統的單根與共整合檢定的檢定力與資料有關，當資料取得受限時會對檢定力的影響極大，追蹤共整合技術具備較強的檢定能力且增加橫斷面的樣本訊息，允許個別國家異質性存在(Pedroni, 2004)，因此，本文進一步採用追蹤資料來解決此一問題。

二、DOLS 模型估計與檢定：

Levin et al. (2000, LLC) 首先研究允許動態異質性、固定效果與個別特定趨勢的追蹤單根檢定。然而，他們設定對立假設為同質性自我迴歸單根。近年來，Im et al. (2003, IPS) 建議組間(between-group)追蹤單根檢定，允許對立假設為異質性自我迴歸單根。然而，上述 LLC 與 IPS 二種檢定並未進一步考慮殘差的序列相關，是故，本文首先應用 Hadri(2000) 允許殘差具有異質性與序列相關的 LM 檢定，在虛無假設下變數為定態。表 4 為追蹤單根檢定，其中所有變數均拒絕虛無假設，代表各國實質匯率、實質利率差異與實質油價呈現非定態，接著，我們利用 Pedroni(1999) 共整合檢定來處理異質性問題。Pedroni 提出七項以殘差為基礎的檢定，允許固定效果、個別確定趨勢與具異質性的短期動態關係，其中四項追蹤共整合檢定是基於組內

(within-group) 殘差迴歸，包含 panel ρ 、panel PP、panel ADF 和 panel variance 統計量，另外三項追蹤共整合檢定則基於組間(between-group) 殘差迴歸，包括 group ρ 、group PP 與 group ADF 統計量，這些檢定是在虛無假設下變數之間不存在共整合關係。表 5 為追蹤共整合檢定結果，我們發現 PP 與 ADF 檢定均拒絕虛無假設，亦即變數之間存在共整合關係。最後，本文採用 Kao 及 Chiang(2000) 的 DOLS(dynamic OLS) 估計式，來檢視追蹤資料的共整合關係，DOLS 是在迴歸式加入應變數的領先與落後的差分項來解決殘差

表 4 追蹤單根檢定

變數	Z_{it} (no time trend)	Z_t (time trend)
q_1	5.28**	114.33**
r_1	6.95**	137.62**
$oilp_1$	4.21**	174.54**

說明：**表示在 5% 顯著水準下的顯著估計值。(H_0 : 無單根)。

表 5 追蹤共整合檢定

Within group	panel ρ	panel PP	panel ADF	panel variance	Between group	group ρ	group PP	group ADF
	-2.84**	-3.01***	-6.20***	-3.75***		-2.52**	-7.32***	-5.25***

說明：**、***表示在 5%、1% 顯著水準下的顯著估計值。檢定虛無假設 (H_0 : 無共整)。

序列相關與內生性，有別於個別國家資料估計的誤差修正模型(ECM)，因此，表 3 與表 6 係數 β_1 、 β_2 估計結果不同。作者證明 DOLS 估計式為係數 β 的一致有效估計式，且優於 FMOLS(fully modified OLS)。DOLS 估計式描述如下：

$$q_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}r_{it} + \beta_{2i}p_t + \sum_{m=-M_i}^{M_i} \theta_{im}\Delta r_{i,t-m} + \sum_{l=-L_i}^{L_i} \rho_{il}\Delta p_{i,t-l} + u_{it}^*$$

$$\beta_{DOLS}^* = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T Z_{i,t} Z_{i,t}' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_{i,t} \tilde{y}_{i,t} \right) \right] \quad (4)$$

其中， $Z_{i,t}$ 包含迴歸式所有應變數減去自身的平均數，另外， $\tilde{y}_{i,t} = y_{i,t} - \bar{y}_{i,t}$ 。

$$t_{\hat{\beta}^{*DOLS}} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_{D,i}^{*} - \beta) (\hat{\sigma}_i^{-2} \sum_t (x_{i,t} - \bar{x}_i)^2)^{1/2}$$

當 T 和 N 無限大時，上述統計量為標準常態分配。

為了避免估計結果解釋上的困擾，本研究依國家特性將樣本區分為石油淨進口國與石油淨出口國兩群，分別估計 DOLS 模型。此外，本研究為使模型設定更具說服性，進一步參考 Camarero 及 Tamarit(2002)所提 Balassa-Samuelson 效果，來檢定模型配適度，模型設定為：

$$\text{模型 III: } q_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} r_{it} + \beta_{2i} oilp_{it} + \beta_{3i} y_{it} + d_i Dum + u_{it} \quad (5)$$

其中 y_{it} 為所得差異（本國實質所得減外國實質所得），定義為實質 GDP 除以就業率，當本國相對外國所得差異擴大時，該國實質匯率將升值，即 $\beta_{3i} < 0$ 。表 6 為亞洲新興國家 DOLS(1, 1) 估計結果，由於追蹤資料必須藉由減去個別國家平均值來消除個別效果，因此，估計結果不包含截異項。首先，就全樣本資料而言，在不包含實質油價的模型 I 中， β_1 為 1.285，括弧內表示 t-統計量， $\beta_1 > 0$ 顯示當實質利率差異變動 1% 時，將導致本國貨幣貶值變動 1.285%，意指傳統匯率模型並不支持實質利率平價說。其次，由模型 II 估計結果，我們發現 β_1 為 -1.535， β_2 為 1.897，兩係數均顯著，且 β_1 估計結果與模型 I 相反，驗證當模型考慮實質油價時，將使實質利率平價說成立，換言之，當本國相對外國實質利率差異擴大 1% 時，將導致本國實質匯率 q_{it} 下降（升值）1.535%。而油價變動，將導致亞洲新興國家貨幣貶值，顯示實質油價與實質匯率存在顯著的關係，最後，模型加入各國所得差異變數（模型 III），我們發現實證結果並未改變原始模型 II 估計結果，顯示模型 II 具頑強性(robust)。本研究亦發現包含油價的匯率模型（模型 II）AIC 值較傳統匯率模型（模型 I）與包含所得差異模型（模型 III）小，代表模型 II 配適度佳。

表 6 DOLS 模型估計與診斷（全樣本）

參數	模型 I	模型 II	模型 III
β_1	1.285(1.25)	-1.535***(-3.65)	-1.420***(-2.92)
β_2		1.897***(20.44)	1.621***(18.01)
β_3			-1.379**(-2.30)
調整 R^2	0.475	0.924	0.820
AIC	-3.245	-6.271	-5.023

說明：**、***表示在 5%、1% 顯著水準下的顯著估計值。小括弧內為 t 值。

表 7 DOLS 模型估計與診斷（石油淨進口國）

參數	模型 I	模型 II	模型 III
β_1	1.302(1.39)	-1.680***(-3.87)	-1.512***(-3.01)
β_2		2.254***(24.90)	1.700***(19.92)
β_3			-1.405**(-2.41)
調整 R^2	0.540	0.931	0.891
AIC	-3.402	-7.091	-6.001

說明：**、***表示在 5%、1% 顯著水準下的顯著估計值。小括弧內為 t 值。

表 8 DOLS 模型估計與診斷（石油淨出口國）

參數	模型 I	模型 II	模型 III
β_1	1.285(1.25)	-1.569***(-3.70)	-1.468***(-2.95)
β_2		-1.716***(-22.08)	-1.509***(-20.69)
β_3			-1.388**(-2.24)
調整 R^2	0.512	0.929	0.873
AIC	-3.398	-6.901	-5.713

說明：**、***表示在 5%、1% 顯著水準下的顯著估計值。小括弧內為 t 值。

本文進一步將樣本區分為石油淨進口國與石油淨出口國兩群，針對石油淨進口國估計結果，表7模型II中我們發現當實質利率差異增加時將導致石油淨進口國貨幣升值，二者呈反向關係，另一方面，油價上升衝擊將導致石油進口國貨幣貶值，顯示實質油價與實質匯率存在顯著正相關。就石油淨出口國而言，表8模型II中實證亦看出實質利率差異增加會導致石油淨出口國貨幣升值，二者為反向關係，但實質油價下跌導致石油淨出口國貨幣升值，二者亦呈反向關係。另外，我們發現將樣本區分石油淨進口國與石油淨出口國情況下，亞洲新興國家實質油價、實質利率差異與實質所得差異對實質匯率影響效果皆較全部樣本估計時強烈。顯示依國家特性區分石油淨進口國與石油淨出口國，確實有助於瞭解亞洲新興國家油價衝擊對各國貨幣與經濟活動影響的重要性（Lardic 及 Mignon, 2008），實證結果符合理論預期。Clarida及Gali(1994)、Baxter(1994)亦驗證實質利率平價說失效，以及實質利率和匯率之間不存在共整合關係是肇因於遺漏其他實質變數，與本研究實證結果相吻合。

肆、結論

本篇文章所提出的模型是建立在 Meese 及 Rogoff(1988)模型基礎上，並且利用追蹤共整合技術來檢視實質匯率均衡的決定因素。本研究發現：(1) 實質匯率、實質利率與實質油價序列均含有單根且傳統匯率模型無法支持利率平價假說。(2) 匯率模型考慮實質油價後其利率平價假說將成立。(3) 實質油價上漲，將導致石油淨進口國（印尼、馬來西亞）的貿易條件惡化，使這些國家貨幣貶值；而油價下跌，將影響石油淨出口國（台灣、南韓、香港、新加坡、菲律賓、印度、泰國與中國）獲利減少，使該國貨幣將貶值。是故，本研究將樣本區分為石油淨進口國與石油淨出口國不僅有助於說明亞洲新興國家實質利率平價說失敗的原因，更有助於亞洲新興國家實質油價如何解釋實質匯率的走勢。實證結果可提供政府相關單位執行總體政策的指標，對實務界與學術界極其重要。

附 註

1. KPSS 單根檢定結果一致。
2. 本文模型以 AIC 來選取最適落後期為=1。

參考文獻

1. Aloysinghe, T. (2001), "Estimation of direct and indirect impact of oil price on growth." *Economy Letters*, 73, pp. 147-153.
2. Asea, P. and E. Mendoza (1994), "Do long-run productivity differentials explain long-run real exchange rates ? ." *Review of International Economics*, 33, pp. 5-37.
3. Baxter, M. (1994), "Real exchange rates and real interest differentials: Have we missed the business-cycle relationship." *Journal of Monetary Economy*, 34, pp. 1-38.
4. Camarero, M. and C. Tamarit (2002), "Oil prices and Spanish competitiveness: a cointegrated panel analysis." *Journal of Policy Modeling*, 24, pp. 591-605.
5. Chen, S. S. and H. C. Chen (2007), "Oil prices and real exchange rates." *Energy Economics*, 29, pp. 390-404.
6. Clarida, R. H. and J. Galí (1994), "Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shocks ? " Working Paper No. 4658, NBER, Cambridge, MA.
7. Edison, H. J. and W. R. Melick (1995), "Alternative approaches to real exchange rates and real interest rates: Three up and three down." International Finance Discussion Papers No. 518, Board of Governors of the Federal Reserve System.
8. Edison, H. J. and B. D. Pauls (1993), "A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974 - 1990." *Journal of Monetary Economics*, 31, pp. 165-187.
9. Hadri, K. (2000), "Testing for unit roots in heterogeneous panel data." *Econometrics Journal*, 3, pp. 148-161.
10. Hammoudeh, S. and L. Eleisa (2004), "Dynamic relationship among GCC stock markets and NYMEX oil futures." *Contemporary Economic Policy*, 22, pp. 250-269.
11. Hooker, M. (1996), "What happened to the oil price-macro economy relationship?" *Journal of Monetary Economics*, 38, pp. 195-213.
12. Hooker, M. (2002), "Are oil shocks inflationary Asymmetric and nonlinear specifications versus change in regime." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34, pp. 540-561.
13. Hooper, P. and J. Morton (1982), "Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination." *Journal of International Money and Finance*, 1, pp. 39-56.
14. Hutchison, M. M. (1993), "Structural change and the macroeconomic effects of oil shocks: Empirical evidence from the United States and Japan." *Journal of International Money and Finance*, 12, pp. 587-606.
15. Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels." *Journal*

- of *Econometrics*, 115, pp. 53-74.
16. Kao, C. and M. H. Chiang (2000), "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data." *Advances in Econometrics*, 15, pp. 179-222.
 17. Lardic, S. and V. Mignon (2008), "Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach." *Energy Economics*, 30, pp. 847-855.
 18. Lee, B. R., K. Lee and R. A. Ratti (2001), "Monetary policy, oil price shocks and the Japanese economy." *Japan and the World Economy*, 13, pp. 321-349.
 19. Levine, R., N. Loayza and T. Beck (2000), "Financial Intermediation and Growth Causality and Causes." *Journal of Monetary Economics*, 46, pp. 31-77.
 20. MacDonald, R. and J. Nagayasu (2000), "The long-run relationship between real exchange rates and real interest differentials: A panel study." IMF Staff Papers, 47, pp. 116-128.
 21. MacDonald, R. and M. P. Taylor (1992), "Exchange rate economics: A survey." IMF Staff Papers, 39, pp. 1-57.
 22. Meese, R. and K. Rogoff (1988), "Was it real? The exchange rate interest differential relation over the modern floating-rate period." *Journal of Finance*, 43, pp. 933-948.
 23. Obstfeld, M. (1993), "Model trending real exchange rates." CIDER Working Paper C93-011, University of California at Berkeley.
 24. Papapetrou, E. (2001), "Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece." *Energy Economics*, 23, pp. 511-532.
 25. Pedroni, P. (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issues, pp. 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: new results," *Econometric Theory*, 20, pp. 597-627.
 27. 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, pp. 783-820.
 28. Sadorsky, P. (1999), "Oil price shocks and stock market activity." *Energy Economics*, 21, pp. 449-469.
 29. Sadorsky, P. (2003), "The Macroeconomics Determinants of Technology Stock Price Volatility." *Review of Financial Economics*, 12, pp. 191-205.
 30. Zivot, E. and D.W. Andrews (1992), "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 251-270.

Soochow Journal of Economics and Business

No.69 (June 2010) : 29-46.

Can the real oil price explain real exchange rate movements? Evidence from emerging Asian countries

Wan-Chen Po*

Abstract

This paper extends the monetary model of Meese and Rogoff (1988) to demonstrate the role of the real oil price as a determinant of the long-run equilibrium real exchange rate. The study is based on the dynamic OLS and new heterogeneous panel cointegration techniques in that it investigates the relationship between the real interest rate differential, the real oil price and the real exchange rate for emerging Asian countries. The results indicate that real oil prices have a significant effect on the real exchange rate in the long run. An increase (decrease) in oil prices will lead to a depreciation in the currencies of the emerging Asian net oil-importing (net oil-exporting) countries. The results not only explain the failure of real interest parity in emerging Asian countries but also show that real oil prices may have been the dominant source of real exchange rate movements.

Keywords: Real oil price, Real exchange rate, Panel cointegration

* Corresponding author: Wan-Chen Po, Cheng-Shiu University, Department of Finance & Banking
Address: No. 840, Chengching Rd, Niasong Township, Kaohsiung Country 833, Taiwan, R.
O.C. E-mail: wanchen@csu.edu.tw

