

南華大學
休閒產業經濟學系經濟學碩士班
碩士論文

外匯準備的累積是否具有 keeping up with the Joneses
effect? 以亞洲新興市場國家實證分析

Does keeping up with the Joneses effect exist in international
reserve holdings? Evidence from nine newly emerging Asian
countries

指導教授：楊政郎 博士

研究生：陳青萍

中華民國一零貳年伍月

摘要

與既存文獻不同, 本篇文章企圖利用淨外匯準備的概念 (外匯準備扣除交易動機與預防動機之需求) 與非線性因果關係來實證9個亞洲新興市場國家的外匯準備是否具有 keeping up with the Joneses effect。其實證結果顯示, 不論是在定義 (1), 定義 (2) 與定義 (3) 之下, 都顯示亞洲國家的外匯準備並不具有 keeping up with the Joneses effect。這結果呼應 Heller(1966) and Rodrik(2006) 的主張由於持有外匯準備需要負擔機會成本, 因此 Cheung and Qian (2009) 與 Pontines and Li (2011) 所主張之亞洲國家之外匯準備會有 keeping up with the Joneses effect 顯然與理性的貨幣當局的行為不同。

關鍵詞：經常帳、金融帳、非線性因果關係

Abstract

Comparing contributions from Cheung and Qian (2009), and Pontines and Li (2011), in this paper, the nonlinear causality evidence shows that using the net international reserves position to replace international reserves position tells the different story by reexamining “keeping up with the joneses” effect in nine newly emerging Asian countries.

Keywords: Foreign Reserves, Emerging Asian Market, Causality Test

目錄

1	緒論	1
1.1	研究背景與動機	1
1.2	研究架構與流程	3
2	文獻回顧	4
3	定義與實證方法	7
3.1	定義 Joneses	7
3.2	實證方法	8
3.2.1	線性因果關係檢定	8
3.2.2	單根檢定	8
3.2.3	Hiemstra-Jones非線性因果關係檢定	10
4	實證結果與分析	12
4.1	資料來源及變數選取	12
4.2	資料分析	12
4.3	線性因果關係分析	18
4.4	非線性因果關係分析	21
5	結論與建議	23

第 1 章緒論

1.1 研究背景與動機

自 1990 年代中期後接連發生金融危機 (1994-95 之墨西哥披索危機、1997-98 之東南亞金融危機、1999 之巴西金融危機及 2001 之阿根廷金融危機等), 引起經濟學家及政策實行者對外匯準備持有問題之關注, 尤其是新興市場國家 (例如, 台灣、中國、南韓) 之外匯準備持有是否過多。文獻上, 解釋新興市場國家 (尤其是亞洲新興市場) 為何會累積大量的外匯準備, 基本上有兩種說法: 第一、出於自保之行爲 (self-insurance)(如 Mendoza, 2004; Aizenman and Lee, 2007; IMF, 2007)。持有足夠之外匯準備可以阻絕如外匯市場之投機炒作 (speculative currency attack) 或資本突然停止流入 (sudden stop) 等衝擊所引發之通貨危機或金融危機。Frankel (2005), Hutchison and Noy (2006) 指出: 因通貨危機所引起之緊縮性的貶值 (contractionary devaluation), 甚至造成有些國家之 GDP 下跌超過 10% 的嚴重後果。而 Bussiere and Mulder (1999) 之研究顯示持有愈多外匯準備, 則通貨危機發生之機率愈低。

第二、因出口擴張政策下所造成之副產品 (by-products)(如 Dooley, et al., 2003, 2004; ECB, 2007; Aizenman and Lee, 2007)。外匯準備持有量會大量累積, 是因為中央銀行刻意干預匯率以低估該國貨幣, 達到藉由刺激出口帶動經濟成長之目的 (Eichengreen, 2008; Freund and Pierola, 2008; Rodrik, 2008)。

晚近, Cheung and Qian (2009) 與 Pontines and Li (2011) 提出持有外匯準備會有所謂的 keeping up with the Joneses effect。簡單而言, 外匯準備的持有量會爲了

追趕上鄰近國家的持有量而增加持有。其利用 10 個亞洲國家進行實證研究分析，發現亞洲國家的外匯準備持有具有 keeping up with the Jones effect 這個令人質疑的結果。

其原因為，如同 Rodrik (2006) 所提及：持有外匯準備需要負擔機會成本，以 2005 年新興市場國家超額持有之外匯準備為例 (總準備減黃金再扣掉 3 個月進口需求值)，其機會成本高達 1% 之 GDP。因此，本著 [永不輸人] 的原因而大量累積外匯準備，完全不考慮機會成本，顯然不是一個理智的貨幣當局會做的決策。亞洲新興市場國家大量累積外匯準備，應該是基於交易動機，預防動機與出口擴張之下的副產品而非 keeping up with the Joneses effect。

本篇文章最主要的目的是重新檢驗亞洲新興市場國家的外匯準備是否支持 keeping up with the Joneses effect 的假說，與既存文獻不同的地方有：第一、本篇文章利用楊政郎、簡仲德與顏厚棟 (2010) 提出的淨外匯準備的概念來取代 Cheung and Qian (2009) 與 Pontines and Li (2011) 所使用的外匯準備變數。這是非常重要的處理方式，因為亞洲新興市場國家大量持有外匯準備的原因，有些國家是基於預防動機 (這些國家具有高額的短期外債或發行大量的貨幣，例如：台灣與中國大陸)，有些國家是基於交易動機 (這些國家具有高額的進口量，例如：菲律賓與南韓)，因此利用外匯準備 (Cheung and Qian (2009) 與 Pontines and Li (2011) 的做法) 來驗證 keeping up with the Joneses effect，得到的結果可能只是反應出這些亞洲新興市場國家因為交易或預防動機而累積的外匯準備具有相同的模式，因此若能夠將外匯準備扣除交易動機與預防動機所需後，再去比較外匯準備的持有是否具有 keeping up with the Joneses effect 將更合理。

第二、亞洲新興市場國家，在 1997-98 亞洲金融風暴後外匯準備快速的累積，使得外匯準備的持有量在危機發生前與危機發生後大幅不同，利用傳統的向量自我迴歸模型來衡量外匯準備是否具有 keeping up with the Joneses effect 似乎不合適，因此

本篇文章企圖利用非線性的因果關係檢定來推估亞洲新興市場國家淨外匯準備是否具有 keeping up with the Joneses effect。本篇文章的實證結果發現, 利用淨外匯準備來驗證亞洲新興市場國家的外匯準備持有並不具有 keeping up with the Jones effect, 此結果與 Cheung and Qian(2009) and Pontines and Li (2011) 的實證結果剛好相反。

1.2 研究架構與流程

本篇文章的研究架構與流程為: 第一章緒論, 介紹文章的研究動機與研究目的及研究成果; 第二章為文獻回顧, 介紹既存文獻的發展與演進; 第三章為實證模型介紹, 說明本篇文章的研究方法; 第四章為實證結果, 說明資料來源, 資料分析與實證結果; 第五章為結論。

第 2 章文獻回顧

最適外匯準備的濫觴是 Heller(1966) 的文章, 其主張最適外匯準備的需求量主要是受國際收支的波動程度、持有外匯準備的機會成本、與邊際進口傾向三個變數影響。其後的學者例如 Kelly (1970)、Clark (1970) 亦實證研究, 此三個變數與外匯準備有正向關係。在外匯準備持有成本的計算上, Heller(1996) 認為持有外匯準備的機會成本約為 5%, Courchene and Youssef (1967) 認為在長期均衡時, 資本報酬率會等於長期利率 (long-term interest rate), 因此機會成本是長期利率且與外匯準備的持有具有正向的關係。

晚近外匯準備持有的議題由交易動機的需求轉向預防動機的需求, Guidotti (1999) 與 Greenspan (1999) 主張外匯準備至少要足以支付一年內到期的短期外債 (short-term external debt) 才足以阻絕突然發生的資本外部流失 (external drain) 或內部流失 (internal drain) 所引發之通貨危機或金融危機, Calvo (1996) 認為外匯準備應該足以支付某一比例之廣義貨幣 (M2) 才能預防本國居民資本外逃。Obstfeld, et al. (2010) 認為外匯準備需求決定因素中, 不可忽略了 1980 年代後期以來金融全球化下之金融開放 (financial openness) 與金融發展 (financial development) 之相關因素, 若考慮此二因素則估計結果之樣本外解釋能力更佳。

Aizenman and Lee (2007) 比較新興市場累積外匯準備的動機是基於預防動機或者是商業動機, 其利用 1980-2000 年的資料, 將外匯準備相對於 GDP 與外匯準備相對於 M2 做為被解釋變數, 其實證結果支持累積外匯準備是基於預防動機, 尤其是資本移動越自由的區域。

Choi, Sharma and Stromqvist (2007) 認為全球金融越來越整合的情況之下, 可以重新檢視外匯準備的累積和資本移動的互動關係。其利用 36 新興市場和 24 先進國家, 在 1980-2005, 進行實證分析, 其結果顯示, 對於新興市場, 在 1980 年代外匯準備和淨資本移動是負相關, 但是在亞洲金融危機之後這關係逐漸變為正, 顯示其使用淨資本移入來累外匯準備。對於先進國家, 淨資本移入對於外匯準備有負的相關性, 尤其是在近幾年。考慮到金融全球化, 我們也發現對於新興市場國家隨著全球化, 淨資本移入對外匯準備的敏感性增加, 然而先進國家的結果剛好相反。

Dyna and Corbett(2010) 分析, 在文獻上對於外匯準備快速累積的原因, 有四種說法: 第一、為了對抗金融危機而衍生的自保行為 (self-insurance)(如 Mendoza, 2004; Aizenman and Lee, 2007; IMF, 2007)。自 1990 年代中期後相繼發生之金融危機後 (1994-95 之墨西哥披索危機、1997-98 之東南亞金融危機、1999 之巴西金融危機及 2001 之阿根廷金融危機等), 實證研究支持, 持有足夠之外匯準備可以阻絕如外匯市場之投機炒作 (speculative currency attack) 或資本突然停止流入 (sudden stop) 等衝擊所引發之通貨危機或金融危機。第二、重商主義 (mercantilism) 之下的副產品 (by-products)(如 Dooley, et al., 2003、2004; ECB, 2007; Aizenman and Lee, 2007)。由於中央銀行刻意干預匯率以低估該國貨幣, 達到藉由刺激出口帶動經濟成長之目的 (Eichengreen, 2008; Freund and Pierola, 2008; Rodrik, 2008), 以致於外匯準備被累積。第三, 支持國內銀行體系, 維持金融穩定性 (Obstfeld et al., 2010)。第四, 管理匯率的波動。而其認為在考慮到金融開發水準 (financial development), 應討論外匯準備的需求和資本移動的關連性。其認為: 在遇到流動性需求衝擊時, 國內居民或廠商可以藉由發行他們有生產力資產的證券使用信用線 (credit line) 來獲得流動性。當金融市場尚未完全開發足以提供這些選擇, 政府或許需要進入提供額外的流動性。低度開發的金融市場可能起因於擔保品的限制, 在這個情況之下, 外匯準備的累積是因為在流動性衝擊時, 政府對國內經濟經理人扮演提供額外流動性

的角色, 因此深度和活躍的金融市場可帶來二個好處: 一、提升資源的移動性給更多私有流動性的提供。二、可以降低資本移動在總體經濟和匯率的波動性衝擊和遇到金融危機的脆弱性的衝擊。這二個好處可以降低外匯準備的累積。Dyna, and Corbett(2010) 的結果發現: 金融系統的發展會減少貨幣當局持有外匯準備當做流動性的動機。因此其建議: 在處理資本移動的長期政策是發展一個深度且活躍的金融部門。

Mendoza (2010) 調查外匯準備持有的模式與危機脆弱性的指標如國外債務和總外債的相關性, 根據其脆弱性的種類, 國家在資本移入時傾向發生資本突然停止流入, 因此會因為預防動機而多持有外匯準備。再者, 從自我保護的觀點, 中國的外匯準備持有的模式顯然與新興市場國家的做法一致。

第 3 章定義與實證方法

3.1 定義 Joneses

在實證研究上, 我們需要先定義誰是 Joneses 國家, 才能測試外匯準備的持有是否存在 keeping up with the Joneses effect。我們參照 Cheung and Qian (2009) and Pontines and Li (2011) 的方法, 考慮三種不同的定義,

$$P_{Joneses1t} = \sum_{j \neq i} NTR_{jt} \quad (3.1)$$

$$P_{Joneses2t} = \sum_{j=China, Korea, Taiwan} NTR_{jt} \quad (3.2)$$

$$P_{Joneses3t} = \sum_{j=Indonesia, Malaysia, Philippines, Thailand} NTR_{jt} \quad (3.3)$$

方程式 (3.1) 中的下標 $Joneses1$ 代表在定義 1 之下的 Joneses, 亦即同時比較 9 個亞洲國家, 中國、印度、印尼、南韓、馬來西亞、巴基斯坦、菲律賓、台灣和泰國, 除了選定的第 i 個國家之外, 其餘的國家的外匯準備之總和視為 $Joneses1$, 另外, NTR 為淨的外匯準備。方程式 (3.2) 中的下標 $Joneses2$ 代表在定義 2 之下的 Joneses, 其是依據地理位置來分類, 選取 3 個東北區域的亞洲國家, 分別為中國、南韓和台灣來做比較。其中, 我們任意選取 2 個國家, 加總其外匯準備之和視為 $Joneses2$ 。方

程式 (3.3) 中的下標 $Joneses3$ 代表在定義 3 之下的 Joneses, 我們依照是否為亞洲金融風暴受創嚴重的國家來分類, 選取的國家有印尼、馬來西亞、菲律賓和泰國, 任意選取 3 個國家, 加總其外匯準備之和視為 Joneses3。

3.2 實證方法

3.2.1 線性因果關係檢定

Granger(1969) 提出之因果關係檢定, 是從預測的角度來定義兩變數之間的因果關係。假設 X_t 與 Y_t 為二變數, 其因果關係檢定主要對以下二式進行迴歸分析,

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^m b_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^m g_{1j} Y_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (3.4)$$

$$X_t = a_2 + \sum_{i=1}^m b_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^m g_{2j} Y_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (3.5)$$

其中, a_1 與 a_2 是截距項, b 、 g 為待估計之參數, m 代表以最小 AIC (Akaike Information Criterion) 為準則所選定的最適落後期數, ϵ 是殘差項。 X 不影響 Y 與 Y 不影響 X 的虛無假設分別為 $b_{1i} = 0$ 與 $g_{2j} = 0$ 。虛無假設的推論可以利用 Wald 檢定, 其服從自由度為 m 的卡方分配。需要特別注意的是, Granger (1969) 的因果關係檢定要求所有的變數需要為恆定的序列, 檢定變數是否具有隨機漫步的過程就如同檢定資料是否具有單根 (unit root), 因此在做線性因果檢定前, 我們會先利用 Dickey and Fuller (1981) 所提出的 ADF (Augmented Dickey Fuller) 單根檢定法來測試變數的恆定性。

3.2.2 單根檢定

一如 Nelson and Plosser(1982) 所揭示, 如果我們忽略總體經濟變數具有隨機漫步的問題, 則過去實證總體經濟研究所得到的統計推理都是錯的。檢定資料是否具有隨機漫步的過程就如同檢定資料是否具有單根 (unitroot), 未處理時間序列的資

料具有單根的問題時，則會產生所謂的虛假迴歸，因此在進行時間序列分析時，必須先判斷時間序列是否為定態 (stationary)。

Dickey-Fuller(1979) 提出的單根檢定法是以最小平方法來進行實證估計，因此殘差項必須符合白雜訊 (white noise) 的假設。當殘差具有自我相關時，以 DF 檢定法檢定資料是否為定態序列是不恰當的，因此為解決上述的問題，後來 Said and Dickey(1984) 發展出擴大的 DF(Augmented Dickey-fuller,ADF) 檢定來解決殘差具有高階自我相關的問題，其方法是在原本的 DF 檢定式加入變數的落遲項 (lagged term) 作為解釋變數來消除迴歸估計式的殘差自我相關。ADF檢定可以分成三種模型：

(A) 有截距項和時間趨勢項的隨機漫步模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_t T + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.6)$$

(B) 有截距項和沒有時間趨勢項的隨機漫步模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.7)$$

(C) 沒有截距項和沒時間趨勢項的隨機漫步模型

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.8)$$

其中： β_0 代表截距項； Δ 代表一次差分； T 代表時間趨勢； ϵ 代表隨機干擾項； p 代表最適落後期數。在模型中，假設檢定的虛無假設 (null hypothesis) 為 $\gamma = 0$ ，表示有單根，為非定態的時間序列。對立假設為 (alternative hypothesis) 為 $\gamma \neq 0$ ，表示拒絕有單根，亦即拒絕時間序列為非定態的假設。若檢定出來結果是拒絕虛無假設，表示沒有單根，該時間序列為定態時間序列；若檢定出來結果沒有並不拒絕虛無

假設, 表示有單根, 該時間序列為非定態時間序列; 當非穩定序列, 經過一次差分後變成穩定序列為一次整合階, 以符號 $I(1)$ 表示, 若經過 n 次差分後為轉為穩定序列 $I(n)$ 。最適落後期數的選擇, 若選擇的期數過長, 會產生過度參數化之問題, 如果選擇期數過短, 則會產生估計偏誤的問題。在 ADF 單根檢定的落後期數選擇上, 我們以選擇 AIC(Akaike Information Criterion) 之最小值為準則。

3.2.3 Hiemstra-Jones 非線性因果關係檢定

在檢定總體經濟變數之間是否存在非線性的因果關係的步驟有二, 首先, 利用 Brock et al. (1987) 所提出 BDS 殘差檢定, 對向量自我回歸模型 (VAR model) 中的殘差進行 *i.i.d* 測試, 若是殘差非 *i.i.d* 則進行非線性因果關係檢定。

Hiemstra and Jones (1994) 所提出非線性因果關係檢定做法是, 令 $F(X_t|I_{t-1})$ 代表在 I_{t-1} 的訊息集合之下 X_t 的條件機率分配, 在這個訊息集合之下, 包含著落遲 L_x 期的 X 向量和落遲 L_y 期的 Y 向量。假設將落遲 L_y 期的 Y 從 I_{t-1} 的訊息集合中移除, 並不會影響到 X 的條件機率分配, 則我們稱 Y 不會影響 X 。上述說明如同在檢定以下的虛無假設:

$$H_0 : F(X_t|I_{t-1}) = F(X_t|I_{t-1} - Y_{t-L_y}^{L_y}) \quad (3.9)$$

其中定義符號 $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 代表由 $t - L_y$ 期開始向前領先 L_y 期的 Y 向量集合, Hiemstra and Jones (1994) 將上述的虛無假設換成另外一種寫法如下:

$$\begin{aligned} & P(\| X_t^m - X_s^m \| < \varepsilon \mid \| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < \varepsilon, \| Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y} \| < \varepsilon) \\ & = P(\| X_t^m - X_s^m \| < \varepsilon \mid \| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < \varepsilon) \end{aligned} \quad (3.10)$$

在此 $P(A|B)$ 代表在 B 已知的條件之下, A 的機率值。 $\| \cdot \|$ 代表 supremum norm, 對於一個 d 維度 (d-dimensional) 的 X 向量 $x = (x_1, \dots, x_d)^T$, 其 $\| x \| = \sup_{i=1}^d |x_i|$ 。方程式 (3.10) 代表的是多加入了任意二個落遲 L_y 的 Y 向量其差的 supremum

norm 是在 ε 之內的條件, 對於任意二個領先 m 期的 X_t 向量, 其差的 supremum norm 也是在 ε 的距離內的條件機率並不會有所改變。為了簡化符號, 我們假設

$$\begin{aligned}
 & C_1(m + L_x, L_y, \varepsilon) \\
 &= P(\| X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x} \| < \varepsilon, \| Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y} \| < \varepsilon) \\
 & C_2(L_x, L_y, \varepsilon) \\
 &= P(\| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < \varepsilon, \| Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y} \| < \varepsilon) \\
 & C_3(m + L_x, \varepsilon) \\
 &= P(\| X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x} \| < \varepsilon) \\
 & C_4(L_x, \varepsilon) \\
 &= P(\| X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} \| < \varepsilon)
 \end{aligned} \tag{3.11}$$

方程式 (3.10) 可以被表示成

$$\frac{C_1(m + L_x, L_y, \varepsilon)}{C_2(L_x, L_y, \varepsilon)} = \frac{C_3(m + L_x, \varepsilon)}{C_4(L_x, \varepsilon)} \tag{3.12}$$

Hiemstra and Jones 證明出

$$U_{statistics} = \sqrt{n} \left[\frac{C_1(m+L_x, L_y, \varepsilon, n)}{C_2(L_x, L_y, \varepsilon, n)} - \frac{C_3(m+L_x, \varepsilon, n)}{C_4(L_x, \varepsilon, n)} \right] \sim N(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, \varepsilon)) \tag{3.13}$$

$U_{statistics}$ 統計量的漸近分配會趨近於平均數為 0, 變異數為 $\sigma^2(m, L_x, L_y, \varepsilon)$ 的常態分配。因此如果檢定統計量值很大, 則拒絕 Y 不會影響到 X 的虛無假設, 反之亦然。

第 4 章實證結果與分析

4.1 資料來源及變數選取

本篇文章主要選取9個亞洲新興市場國家進行實證分析，分別為中國、印度、印尼、南韓、馬來西亞、巴基斯坦、菲律賓、台灣和泰國。因為資料取得的可行性，研究期間為1983年到2010年的年資料，所有的變數的原始資料可以由國際貨幣基金會 (International Monetary Fund, IMF) 的國際金融統計資料 (International Financial Statistics, IFS) 搜集得到，而台灣的資料主要來自於教育部統計資料庫，所有國家的短期外債的資料來自於 Bank for Interational Settlements。

4.2 資料分析

由表4.1是中國的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣 (M2) 的敘述統計量，其中外匯存底，平均數為531,585.3百萬元，標準差為900,078.2百萬元，極大值為3202,789百萬元，極小值為5,058.09百萬元；短期外債，其平均數為53,039百萬元，標準差為86,251.56百萬元，極大值為376,709百萬元，極小值為1,412百萬元；進口值，其平均數為356,778.8百萬元，標準差為470,6611.2百萬元，極大值為1796,125百萬元，極小值為18,619.79百萬元；廣義的貨幣，其平均數為2394,199百萬元，標準差為3413,229百萬元，極大值為1351,731百萬元，極小值為113,011.4百萬元。

表4.2是印度的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣的敘述統計量，其中外匯存底，其平均數為71,522百萬元，標準差為96,274百萬元，極大值為275,277百萬元，極小值為1,521百萬元；短期外債平均數為24,375百萬元，標準差為37,541百萬元。

表 4.1: 原始序列之敘述統計量 (中國)

資料	外匯存底	短期外債	進口	廣義的貨幣
平均數	531,585.3	53,039	356,778.8	2,394,199
中位數	107,039.4	19,408	139,245.8	916,810.8
極大值	3,202,789	376,709	1,796,125	1,351,731
極小值	5,058.09	1,412	18,619.79	113,011.4
標準差	900,078.2	86,251.56	470,661.2	3,413,229
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

元, 極大值為 136,819 百萬元, 極小值為 1,089 百萬元; 進口值平均數為 111,260 百萬元, 標準差為 144,875 百萬元, 極大值為 564,468 百萬元, 極小值為 16,643 百萬元; 廣義的貨幣其平均數為 357,014 百萬元, 標準差為 381,042 百萬元, 極大值為 1471,939 百萬元, 極小值為 68,756 百萬元。

表 4.2: 原始序列之敘述統計量 (印度)

資料	外匯存底	外債	進口	廣義的貨幣
平均數	71,522	24,375	111,260	357,014
中位數	20,170	7,204	45,444	175,919
極大值	275,277	136,819	564,468	1,471,939
極小值	1,521	1,089	16,643	68,756
標準差	96,274	37,541	144,875	381,042
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

表 4.3 是印尼的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣 (M2) 的敘述統計量, 其中外匯存底, 其平均數為 25,435 百萬元, 標準差為 25,775 百萬元, 極大值為 106,539

百萬元, 極小值為 3,144 百萬元; 短期外債平均數為 19,475 百萬元, 標準差為 11,108 百萬元, 極大值為 47,253 百萬元, 極小值為 4,564 百萬元; 進口值其平均數為 58,828 百萬元, 標準差為 47,031 百萬元, 極大值為 210,990 百萬元, 極小值為 17,535 百萬元; 廣義的貨幣其平均數為 94,139 百萬元, 標準差為 77,173 百萬元, 極大值為 328,059 百萬元, 極小值為 15,542 百萬元。

表 4.3: 原始序列之敘述統計量 (印尼)

資料	外匯存底	外債	進口	廣義的貨幣
平均數	25,435	19,475	58,828	94,139
中位數	16,587	17,821	44,870	81,644
極大值	106,539	47,253	210,990	328,059
極小值	3,144	4,565	17,535	15,542
標準差	25,775	11,108	47,031	77,173
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

由表 4.4 是韓國的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣 (M2) 的敘述統計量, 其中外匯存底, 其平均數為 90,488 百萬元, 標準差為 103,007 百萬元, 極大值為 304,255 百萬元, 極小值為 2,347 百萬元; 短期外債, 其平均數為 48,490 百萬元, 標準差為 37,314 百萬元, 極大值為 126,814 百萬元, 極小值為 12,379 百萬元; 進口值, 其平均數為 157,380 百萬元, 標準差為 136,337 百萬元, 極大值為 524,366 百萬元, 極小值為 24,251 百萬元; 廣義的貨幣其平均數為 286,776 百萬元, 標準差為 250,884 百萬元, 極大值為 871,975 百萬元, 極小值為 23,011 百萬元。

由表 4.5 是馬來西亞的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣 (M2) 的敘述統計量, 其中第一個外匯存底, 其平均數為 36,887 百萬元, 標準差為 36,505 百萬元, 極大值為 131,804 百萬元, 極小值為 3,723 百萬元; 短期外債, 其平均數為 9,425 百萬元,

表 4.4: 原始序列之敘述統計量 (韓國)

資料	外匯存底	外債	進口	廣義的貨幣
平均數	90,488	48,490	157,380	286,776
中位數	32,678	35,076	119,752	199,599
極大值	304,255	126,814	524,366	871,975
極小值	2,347	12,379	24,251	23,011
標準差	103,007	37,314	136,337	250,884
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

標準差為 7,328 百萬元, 極大值為 27,845 百萬元, 極小值為 1,662 百萬元; 進口值其平均數為 79,567 百萬元, 標準差為 58,609 百萬元, 極大值為 216,413 百萬元, 極小值為 13,923 百萬元; 廣義的貨幣其平均數為 105,601 百萬元, 標準差為 101,351 百萬元, 極大值為 397,012 百萬元, 極小值為 14,223 百萬元。

表 4.5: 原始序列之敘述統計量 (馬來西亞)

資料	外匯存底	外債	進口	廣義的貨幣
平均數	36,887	9,425	79,567	105,601
中位數	25,559	7,749	76,188	79,409
極大值	131,804	27,845	216,413	397,012
極小值	3,723	1,662	13,923	14,223
標準差	36,505	7,328	58,609	101,351
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

由表 4.6 是巴基斯坦的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣 (M2) 的敘述統計量, 其中外匯存底, 其平均數為 4,401 百萬元, 標準差為 5,005 百萬元, 極大值為 14,528

百萬元, 極小值為 296 百萬元; 短期外債, 其平均數為 1,530 百萬元, 標準差為 703 百萬元, 極大值為 3,256 百萬元, 極小值為 521 百萬元; 進口值其平均數為 14,361 百萬元, 標準差為 10,226 百萬元, 極大值為 41,380 百萬元, 極小值為 5,782 百萬元; 廣義的貨幣其平均數為 4,401 百萬元, 標準差為 5,005 百萬元, 極大值為 14,528 百萬元, 極小值為 296 百萬元。

表 4.6: 原始序列之敘述統計量 (巴基斯坦)

資料	外匯存底	外債	進口	廣義的貨幣
平均數	4,401	1,530	14,361	4,401
中位數	1,511	1,449	10,475	1,511
極大值	14,528	3,256	41,380	14,528
極小值	296	521	5,782	296
標準差	5,005	703	10,226	5,005
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

由表 4.7 是菲律賓的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣 (M2) 的敘述統計量, 其中外匯存底, 其平均數為 13,002 百萬元, 標準差為 16,304 百萬元, 極大值為 67,290 百萬元, 極小值為 602 百萬元; 短期外債, 其平均數為 6,795 百萬元, 標準差為 3,031 百萬元, 極大值為 12,585 百萬元, 極小值為 2,359 百萬元; 進口值其平均數為 34,182 百萬元, 標準差為 22,518 百萬元, 極大值為 81,379 百萬元, 極小值為 6,683 百萬元; 廣義的貨幣, 其平均數為 39,155 百萬元, 標準差為 28,579 百萬元, 極大值為 107,918 百萬元, 極小值 8,247 百萬元。

由表 4.8 是台灣的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣 (M2) 的敘述統計量, 其中外匯存底, 其平均數為 136,896 百萬元, 標準差為 112,272 百萬元, 極大值為 385,547 百萬元, 極小值為 7,235 百萬元; 短期外債, 其平均數為 20,684 百萬元, 標準差

表 4.7: 原始序列之敘述統計量 (菲律賓)

資料	外匯存底	外債	進口	廣義的貨幣
平均數	13,002	6,795	34,182	39,155
中位數	7,297	6,636	38,918	39,963
極大值	67,290	12,585	81,379	107,918
極小值	602	2,359	6683	8,247
標準差	16,304	3,031	22,518	288,579
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

為 16,649 百萬元, 極大值為 75,580 萬元, 極小值為 2,641 百萬元; 進口值其平均數為 106,087 百萬元, 標準差為 74,457 百萬元, 極大值為 279,182 百萬元, 極小值為 18,280 百萬元; 廣義的貨幣, 其平均數為 461,940 百萬元, 標準差為 308,552 百萬元, 極大值為 1101,408 百萬元, 極小值為 30,377 百萬元。

表 4.8: 原始序列之敘述統計量 (台灣)

資料	外匯存底	外債	進口	廣義的貨幣
平均數	136,896	20,684	106,087	461,940
中位數	90,310	15,859	100,118	489,964
極大值	385,547	75,580	279,182	1,101,408
極小值	7,235	2,641	18,280	30,377
標準差	112,272	16,649	74,457	308,552
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

由表 4.9 是泰國的外匯準備、短期外債、進口與廣義的貨幣 (M2) 的敘述統計量, 其中外匯存底, 其平均數為 41,019 百萬元, 標準差為 46,072 百萬元, 極大值為 167,530

百萬元, 極小值為 1,538 百萬元; 短期外債, 其平均數為 14,016 百萬元, 標準差為 11,869 百萬元, 極大值為 45,702 百萬元, 極小值為 2,396 百萬元; 進口值其平均數為 75,845 百萬元, 標準差為 64,599 百萬元, 極大值為 250,208 百萬元, 極小值為 9,012 百萬元; 廣義的貨幣, 其平均數為 137,846 百萬元, 標準差為 107,226 百萬元, 極大值為 444,907 百萬元, 極小值為 14,764 百萬元。

表 4.9: 原始序列之敘述統計量 (泰國)

資料	外匯存底	外債	進口	廣義的貨幣
平均數	41,019	14,016	75,845	137,846
中位數	29,332	10,328	63,084	133,816
極大值	167,530	45,702	250,208	444,907
極小值	1,538	2,396	9,012	14,764
標準差	46,072	11,869	64,599	107,226
觀察值數目	31	29	31	31

註: 所有變數的衡量單位為百萬美元。

4.3 線性因果關係分析

表格 4.10 我們可以發現, 所有的變數的原始序列都是不穩定的, 在經過一次差分之後, 所有的序列在 5% 的顯著水準之下, 都拒絕具有單根的虛無假設, 表示所有的變數都是一階差分後穩定, 據此, 我們在做線性因果關係時, 會先將變數取差分後, 再進行分析, 其實證結果列於表格 4.11。

表格 4.11 是線性因果關係的結果, 我們發現在 Joneses1 的定義之下, 具有 keeping up with Joneses effect 的國家分別為印度與韓國, 其檢定統計量為 12.5 與 12.5, 在 1% 的統計水準之下, 顯著異於 0, 意謂外匯準備的累積, 會考慮到其它國家的累積量而多加以持有。若是依照地理位置來分類, 我們發現 China 其檢定統計量為 10.2, 在 5%

表 4.10: 單根檢定結果

變數	原始序列	一階差分
EX中國 _{J1}	-1.63(0.45)	-5.82(0.00)**
EX印度 _{J1}	-0.19(0.92)	-3.10(0.03)**
EX印尼 _{J1}	-2.08(0.25)	-3.31(0.02)**
EX韓國 _{J1}	-2.26(0.19)	-2.64(0.01)**
EX馬來西亞 _{J1}	-1.70(0.41)	-3.26(0.02)**
EX巴基斯坦 _{J1}	-1.75(0.39)	-3.43(0.01)**
EX菲律賓 _{J1}	-1.85(0.34)	-3.45(0.01)**
EX台灣 _{J1}	-1.74(0.39)	-3.35(0.02)**
EX泰國 _{J1}	-2.39(0.15)	-3.49(0.01)**
EX中國 _{J2}	-1.18(0.66)	-5.45(0.00)**
EX韓國 _{J2}	-2.27(0.43)	-1.87(0.05)**
EX台灣 _{J2}	-2.71(0.08)	-2.33(0.02)**
EX印尼 _{J3}	0.15(0.96)	-4.56(0.00)**
EX馬來西亞 _{J3}	-1.42(0.55)	-4.00(0.00)**
EX菲律賓 _{J3}	-1.23(0.64)	-5.03(0.00)**
EX泰國 _{J3}	-1.78(0.38)	-5.87(0.00)**

註:EX 表示被排除的國家。小括符內的數字是機率值,**在5%的水準之下,顯著異於0。

的顯著水準之下，顯著異於0，代表外匯準備的累積會考慮到 Joneses countries 的外匯準備的累積量。若是依照 Joneses3的定義是否在亞洲金融風暴受創來分類，我們發現泰國其檢定統計量為20.00，在1%的顯著水準之下，顯著異於0，其意謂外匯準備的累積會考慮到 Joneses countries 的外匯準備的累積量。在線性因果關係的檢定結果，我們發現印度、韓國、中國與泰國這些國家在不同的定義之下，皆顯示其有不違反外匯準備的持有具有 keeping with the Joneses effect。

表 4.11: 線性的因果關係檢定

國家	Joneses1	Joneses2	Joneses3
中國	3.29(0.50)	10.2(0.03)**	-
韓國	12.5(0.01)**	6.16(0.18)	-
台灣	0.27(0.60)	9.14(0.99)	-
印尼	0.21(0.90)	-	0.98(0.32)
馬來西亞	0.98(0.61)	-	0.50(0.47)
菲律賓	1.02(0.31)	-	0.21(0.64)
泰國	1.23(0.53)	-	20.0(0.00)***
印度	12.5(0.00)***	-	-
巴基斯坦	0.10(0.94)	-	-

註：小括符內的數字是機率值，*** 和 ** 分別代表在 1% 和 5% 的水準之下，顯著異於0。

無論如何這些結果與我們的經濟直覺並不相同，我們推測這個估計偏誤或許是起因於具有非線性的因果關係。由 Brock et al. (1987) 所提出的 BDS 檢定，可以檢測在線性模型之下的殘差是否為線性或非線性，如果 *i.i.d.* 的假設被拒絕，則模型具有非線性的關係。在表 4.12 是 BDS 檢定的結果，其結果顯示，在 Joneses1 的定義之下，中國、印度、巴基斯坦、台灣和泰國，不論是那一個維度都證實，殘差是線性的假設被拒絕；在 Joneses2 的定義之下，中國和台灣不論是在那一個維度都證實，殘差是線性的假設被拒絕；在 Joneses3 的定義之下，泰國不論是在那一個維度都

證實，殘差是線性的假設被拒絕。

表 4.12: BDS test results

國家	Dimension =3	Dimension=4	Dimension=5
中國 _{J1}	-0.06(0.17)	-0.04(0.33)	-0.14(0.00)***
印度 _{J1}	0.16(0.00)***	0.09(0.03)**	-0.08(0.07)
印尼 _{J1}	0.00(0.85)	-0.03(0.47)	0.00(0.96)
韓國 _{J1}	-0.01(0.77)	-0.05(0.27)	-0.02(0.58)
馬來西亞 _{J1}	0.03(0.09)	0.02(0.39)	-0.00(0.93)
巴基斯坦 _{J1}	-0.01(0.78)	-0.14(0.00)***	-0.10(0.03)**
菲律賓 _{J1}	0.00(0.92)	0.03(0.57)	-0.03(0.57)
台灣 _{J1}	-0.06(0.03)**	-0.10(0.00)***	-0.08(0.01)***
泰國 _{J1}	-0.13(0.00)***	-0.06(0.14)	-0.06(0.13)
中國 _{J2}	-0.10(0.00)***	-0.09(0.01)***	-0.15(0.00)***
韓國 _{J2}	-0.06(0.12)	-0.08(0.07)	-0.06(0.18)
台灣 _{J2}	-0.07(0.04)**	-0.07(0.08)	-0.06(0.15)
印尼 _{J3}	-0.03(0.38)	-0.05(0.18)	-0.03(0.44)
馬來西亞 _{J3}	0.03(0.16)	0.01(0.47)	0.02(0.37)
菲律賓 _{J3}	0.02(0.63)	0.02(0.58)	-0.06(0.16)
泰國 _{J3}	-0.02(0.09)	-0.04(0.05)**	-0.09(0.00)***

註：標準差固定為0.7；小括符內的數字是機率值；*** 和 ** 分別代表在 1% 和 5% 的水準之下，顯著異於0。

4.4 非線性因果關係分析

表 4.13 是非線性的因果關係檢定結果。我們發現 Joneses1 定義之下，中國、印度、巴基斯坦、台灣和泰國，在5%的顯著水準之下，不論是在3,4,5 維度都拒絕具有非線性的因果關係，亦即不支持 keeping up with the Joneses effect 的論點。在 Joneses2 的定義之下，我們發現中國、韓國和台灣，在5%的顯著水準之下，無論是在3,4,5 dimension 都拒絕虛無假設，表示並不支持具有 keeping up with the Joneses effect 的

論點。在 Joneses3 的定義之下, 我們發現泰國在 5% 的顯著水準之下, 無論是在 3,4,5 維度都不支持 keeping up with the Joneses effect。

表 4.13: 非線性因果關係檢定

國家	$L_x=L_y=3$	$L_x=L_y=4$	$L_x=L_y=5$
中國 _{J1}	1.47(0.06)	1.56(0.06)	0.96(0.16)
印度 _{J1}	0.72(0.23)	0.58(0.28)	0.62(0.26)
巴基斯坦 _{J1}	0.52(0.30)	0.32(0.37)	0.27(0.39)
台灣 _{J1}	0.37(0.35)	-0.19(0.42)	-0.36(0.35)
泰國 _{J1}	0.83(0.20)	1.47(0.06)	1.33(0.09)
中國 _{J2}	0.79(0.21)	0.84(0.19)	1.01(0.15)
台灣 _{J2}	0.24(0.40)	0.90(0.18)	1.63(0.06)
泰國 _{J3}	-0.13(0.44)	-0.28(0.38)	-0.28(0.38)

註: $L_x=L_y$ 代表非線性因果檢定的落後期數目, 表格中的數字為檢定統計量, 小括符為二個條件機率的差。

第 5 章結論與建議

與既存文獻不同, 本篇文章企圖利用淨外匯準備的概念 (外匯準備扣除交易動機與預防動機之需求) 與非線性因果關係來實證 9 個亞洲國家的外匯準備是否具有 keeping up with the Joneses effect。對於 Joneses countries 的定義, 我們分成三種, 分別為同時比較 9 個亞洲國家 (Joneses1 的定義), 依據地理位置來分類 (Joneses2 的定義) 及否為亞洲金融風暴受創嚴重的國家 (Joneses3 的定義) 來分類。在線性的因果關係檢定上、我們發現韓國、印度、中國和泰國並不違反外匯準備持有具有 keeping up with the Joneses effect。考量經濟事件, 外在環境的改變都可能造成非線性的情形, 因此我們進一步進行非線性的因果檢定。其實證結果顯示, 不論是在 Joneses1 的定義或 Joneses2 的定義與 Joneses3 的定義之下, 都顯示亞洲國家的外匯準備並不具有 keeping up with the Joneses effect。這結果符合理性的貨幣當局行爲, 如同 Rodrik(2006) 的主張: 由於持有外匯準備需要負擔機會成本, 理性的貨幣當局在累積外匯準備時會審慎爲之, 並不會非理性的大量持有亦即 keeping up with the Joneses effect 的行爲並不存在。

參考文獻

- Aizenman, J. and J. Lee (2007), "International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence," *Open Economy Review*, 18(2), 191-212.
- Brock, W., W. Dechert, and J. Scheinkman (1987), "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension," Working Paper. Department of Economics, University of Wisconsin, Madison.
- Bussiere, M. and C. Mulder (1999), "External Vulnerability in Emerging Market Economies: How High Liquidity Can Offset Weak Fundamentals and the Effects of Contagion," IMF Working Paper, WP/99/88.
- Calvo, G.A. (1996), "Capital Flows and Macroeconomic Management: Tequila Lessons," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 1, 207-23.
- Calvo, G.A. (1998), "Capital Flows and Capital-Market Crises: The Simple Economics of Sudden Stop," *Journal of Applied Economics*, Vol. 1, 35-54.
- Cheng-Lang, Yang., C. Chung-Te, and Y. Ho-Don(2010), "Assessing Optimal Reserve Holdings of Taiwan," *Academia Economic Papers*, Vol. 38, 579-618.
- Cheung, Y.W. and X.W. Qian (2009), "Hoarding of International Reserves: Mrs. Machlup's Wardrobe and the Joneses," *Review of International Economics*, Vol. 17, 824-843.
- Choi, Sharma and Stromqvist(2007), "Capital flows, financial integration, and in-

- ternational reserve holdings: the recent experience of emerging markets and advanced economies,” IMF Working paper.
- Clark, P.B. (1970), “Demand for International Reserves: A Cross-Country Analysis,” *The Canadian Journal of Economics* , Vol. 3, No. 4, 577-594.
- Courchene, T.J. and G.M. Youssef (1967), “The Demand for International Reserves,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 75, No.4, 404-413.
- Dickey, D.A and W.A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autogressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, 49, 1057-72.
- Dooley, M., D. Folkerts-Landau and P. Garber (2003), “An Essay on the Revived Bretton Woods System,” NBER Working Paper, No. 9971.
- Dooley, M., D. Folkerts-Landau and P. Garber (2004), “Direct Investment, Rising Real Wages and the Absorption of Excess Labor in the Periphery,” NBER Working Paper, No. 10626.
- Dyna, H. and J. Corbett (2011), “What Drives Some Countries to Hoard Foreign Reserves?” ERIA Research Project Report 2010-28, Jakarta: ERIA. pp.169-200.
- ECB (2007), “Reserve Accumulation: Objective or By-Product?” Occasion Paper Series, No. 73, European Central Bank.
- Eichengreen, B. (2008), “The Real Exchange Rate and Growth,” Working Paper, No. 4, Commission on Growth and Development.
- Frankel, J. (2005), “Mundell-Fleming Lecture: Contractionary Currency Crashes in Developing Countries,” IMF Staff Papers, Vol. 52, No. 4.
- Freund, C. and M.D. Pierola (2008), “Export Surges: The Power of a Competitive Currency,” Policy Research Working Paper, No. 4750, World Bank.

- Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relation by Econometric and Cross-Sectional Method," *Econometrica*, 37, 424-438.
- Greenspan, A. (1999), "Currency Markets and Debt," Remarks at the World Bank Conference on Recent Trends in Reserve Management, Washington, D.C.
- Guidotti, P. (1999), "Remark at G-33," Seminar in Bonn, April.
- Heller, R. (1966), "Optimal International Reserves," *Economic Journal*, Vol. 76, 296-311.
- Hiemstra, C. and J. Jones (1994), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-volume Relation," *Journal of Finance*, 49, 1639-1664.
- Hutchison, M.M. and I. Noy (2006), "Sudden Stops and the Mexican Wave: Currency Crises, Capital Flow Reversals and Output Loss in Emerging Markets," *Journal of Development Economics*, Vol. 79, 225-248.
- IMF (2007), "Country Insurance: The Role of Domestic Policies," IMF Occasional Paper, No. 254, April.
- Kelly, M.G. (1970), "The Demand for International Reserves," *American Economic Review*, Vol. 60, No. 4, 655-67.
- Mendoza, R.U. (2004), "International Reserve Holding in Developing World: Self Insurance in a Crisis-Prone Era?" *Emerging Markets Review*, Vol. 5, 61-82.
- Mendoza, R.U. (2010), "Was the Asian Crisis a Wake-up call? Foreign Reserves as Self-protection," *Journal of Asian Economics*, Vol. 21, 1-19.
- Nelson, C. and C. Plosser (1982), "Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Obstfeld, M., J.C. Shambaugh, and A.M. Taylor (2010), "Financial Stability, Trilemma,

- and International Reserves,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, 57-94.
- Pontines, V. and Y. Li (2011), “Regime Dependence, Mrs. Machlup’s Wardrobe and the Accumulation of International Reserves in Asia,” *Economics Letters*, 231-234.
- Rodrik, D. (2006), “The Social Cost of Foreign Exchange Reserves,” *International Economic Journal*, Korean International Economic Association, Vol. 20(3), 253-266.
- Rodrik, D. (2008), “The Real Exchange Rate and Economic Growth,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, 365-412.