

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

經濟整合與國際景氣循環：台灣之實證分析

計畫類別：個別型計畫

計畫編號：NSC92-2415-H-004-013-

執行期間：92年08月01日至93年07月31日

執行單位：國立政治大學財政系

計畫主持人：王智賢

報告類型：精簡報告

處理方式：本計畫可公開查詢

中 華 民 國 93 年 10 月 13 日

臺灣經濟預測與政策
中央研究院經濟研究所
35 : 1 (2004), 91-108

生產依賴性, 國際景氣循環與經濟整合: 臺灣之實證分析

王智賢*

政治大學財政學系

林玫吟

真理大學財稅學系

關鍵詞: 國際景氣循環, 經濟整合

JEL 分類代號: E32, F15, C32

* 聯繫作者: 王智賢, 政治大學財政學系, 台北市 116 文山區指南路 2 段 64 號。聯絡電話: (02)2939-3091 分機 51538; 傳真: (02)2939-0074; E-mail: jswang@nccu.edu.tw。作者由衷感謝兩位匿名審稿人的寶貴意見與行政院國家科學委員會專題計畫(編號 NSC 92-2415-H-004-013)的補助。

摘 要

本文建立一兩國國際景氣循環模型，探討國家之間景氣波動連結關係。理論架構是以 Hallett and Piscitelli (2002) 的簡化模型為分析基礎，得到一跨國向量自我迴歸關係式。本文主要的結論為：假設跨國間產出衝擊無相關下，則國際間生產依賴程度與產出相關性的關係不為負；此外，若跨國間產出衝擊相關性不為零時，產出的相關性決定於本國與外國衝擊變異數及共變數的相對大小。本文以臺灣及其主要貿易 15 國做實證研究，在不同的長期趨勢設定下，臺灣與大部分的國家隨著生產面依賴程度增強，國際景氣循環之相關性將愈高，亦即與這些國家均具有進一步經濟整合的條件。

1. 概論

所謂「國際景氣循環」(international business cycle)指的是跨國間經濟波動的共變現象，根據Mundell(1961)的「最適通貨區準則」(Optimum Currency Areas criteria)，跨國景氣循環相關性愈高的國家，愈適合參加貨幣同盟，達到更進一步的經濟整合。臺灣屬於一小型開放經濟體系，近十年來貿易依存度(出口加進口除以GNP)大約維持在80%至90%間，但是隨著對外貿易連結密切，開放程度增加，臺灣與其他國家的經濟波動是否有同步化(synchronized)的現象，是加入其他經濟組織的重要指標。因此，本文即以臺灣及其主要貿易國家為實證對象，分析跨國景氣循環的相關性及其決定因素。

一般而言，國際景氣循環會受到兩項因素的影響：一為世界性的外生干擾，二為經濟整合程度的大小。就第一個因素而言，全面性的衝擊(如石油能源危機、共同技術之創新等)對所有的國家同時產生干擾，此將強化國際景氣循環同步化的現象(見Dellas, 1986; Canova and DeNicoló, 2003)，由此一般文獻多探討衝擊的來源而非衝擊的傳導過程。而第二個因素經濟整合程度與國際景氣循環的相關性，學者們則持有不同的看法：Canova and Dellas(1993)以一兩國向量自我迴歸模型來解釋跨國景氣的連動狀況，其發現在多種不同長期趨勢的設定下，各國景氣循環具有相關性，且隨著各國貿易連結程度愈高，此相關性愈顯著；Frankel and Rose(1998)利用進出口貿易連結程度為指標，並以二十個工業化國家為實證樣本，發現當市場的整合力量愈大時，則國際間經濟相關性愈強，因此國際景氣循環將會同步變動；Rose and Engel(2002)以貨幣整合與否為指標，在貨幣同盟內的成員國間通常較與非成員國間有更強烈的國際景氣循環相關性；Artis and Zhang(1995)實證結果顯示：歐洲國家在未加入歐洲匯率機制(Exchange Rate Mechanism, ERM)前，所得與美國高度相關，但加入之後則與德國密切相關，由此觀之，經濟整合將改變景氣循環的型態。然而另一方面，Krugman(1991)認為當各國貿易障礙減少時，國際間市場的整合力量增加，各國的產業專業化程度將提高，此將導致國際間的景氣波動不同步的結果，而此結論亦可見Kenen(1969)，Eichengreen(1992)；又Hallett and Piscitelli(2002)依照Canova and Dellas的模型設定加以簡化，分析討論國際間產出衝擊的相關性為零與非零的狀況下對兩國所得相關係數的影響，他們發現國際間經濟波動並不一定會有內生收斂的現象。

雖然經濟整合程度與國際景氣循環的關係並無一致的結論，但一般而言：在大型經濟整合度較大的國家間，各國經濟表現會不一致；反之，小型經濟整合度較小的國家間，各國的經濟表現則會趨於一致。

本文即在建立一兩國國際景氣循環模型，探討臺灣與主要貿易國間的景氣波動連結關係。理論架構是以 Hallett and Piscitelli 的簡化模型為分析基礎，所得主要結論為：假設跨國間產出衝擊無相關下，則國際間生產依賴程度與產出相關性的關係不為負，¹ 換言之，當國際間生產依賴程度愈高，國際間產出關聯性愈強；此外，若跨國間產出衝擊相關性不為零時，產出的相關性決定於本國與外國衝擊變異數及共變數的相對大小。本文進一步以臺灣及其主要貿易 15 國做實證研究，在不同的長期趨勢設定下，臺灣與大多數的國家皆具有進一步經濟整合的條件，亦即隨著生產面依賴程度增強，貿易連結性愈強，國際景氣循環之相關性愈高。

本文結構如下，第 1 節為概論，第 2 節說明理論模型，第 3 節進行實證分析，第 4 節則提出結論。

2. 理論模型

本節我們以 Hallett and Piscitelli 的兩國景氣循環均衡模型為理論基礎，² 建立一無窮期的兩國代表性個人景氣循環均衡模型。假設 H 為本國、 F 為外國，兩國代表性個人第 t 期的效用函數為：

$$U^Z = U^Z(C_{H,t}^Z, C_{F,t}^Z) = \phi_H \ln C_{H,t}^Z + \phi_F \ln C_{F,t}^Z$$

其中 $C_{J,t}^Z$ 為 $Z(Z=H,F)$ 國代表性個人消費 $J(J=H,F)$ 國商品的數量， ϕ_J 為小於無窮大的正數。兩國的生產函數為 Cobb-Douglas 型態，其為：

$$Y_{t+1}^Z = f^Z(X_{H,t}^Z, X_{F,t}^Z, \theta_{t+1}^Z) = \theta_{t+1}^Z (X_{H,t}^Z)^{\alpha_{Ht}} (X_{F,t}^Z)^{\alpha_{Ft}}$$

¹ Hallett and Piscitelli 亦曾引用 Canova and Dellas 的理論模型，假設跨國間產出衝擊無相關下，其得到的結論為產出的相關性正負未定。

² 我們可藉由第二福利定理的論述，使得 Hallett and Piscitelli 的分析與 Canova and Dellas 的市場均衡模型結果相同。

其中 Y_{t+1}^Z 為 Z 國第 $t+1$ 期產出， $X_{J,t}^Z$ 為 Z 國代表性個人使用 J 國商品投資的數量， α_{ZJ} 為 Z 國 J 資本財的產出彈性，亦為 Z 國 J 資本財於 Z 國產出中的相對份額；在不失一般情形下，我們假設產出為遞減或固定規模報酬，³ 亦即 $\alpha_{HZ} + \alpha_{FZ} \leq 1$ ， θ_{t+1}^Z 為產出衝擊 (shock) 的大小。假設 H 國商店價格為 1， F 國商店價格為 P_t ，兩國代表性個人的預算限制式為：

$$H: Y_t^H = C_{H,t}^H + P_t C_{F,t}^H + X_{H,t}^H + P_t X_{F,t}^H,$$

$$F: P_t Y_t^F = C_{H,t}^F + P_t C_{F,t}^F + X_{H,t}^F + P_t X_{F,t}^F,$$

另一方面，兩國代表性個人的目標式為：

$$\max_{\{C_{H,t}^Z, C_{F,t}^Z, X_{H,t}^Z, X_{F,t}^Z\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U^Z(C_{H,t}^Z, C_{F,t}^Z)$$

兩國的市場結清條件為：

$$Y_t^Z = C_{Z,t}^H + C_{Z,t}^F + X_{Z,t}^H + X_{Z,t}^F.$$

從代表性個人的目標式與預算限制式，我們經由 Lagrange 乘數法求解各期最適的消費者與投資，以 H 國為例：⁴

$$C_{H,t}^H : U_{H,t}^H = \frac{\phi_H}{C_{H,t}^H} = \lambda_t^H, \quad (1)$$

$$C_{F,t}^H : U_{F,t}^H = \frac{\phi_H}{C_{F,t}^H} = P_t \lambda_t^H, \quad (2)$$

³ 本文不全假設產出為固定規模報酬，主要目的是為了避免討論當 Z 國 J 資本財的相對份額增加， Z 國使用自身資本財的相對份額必減少的情況。

⁴ 假設符合終極條件： $\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t^H X_{J,t}^H = 0$ 。

$$X_{H,t}^H : \lambda_t^H = \beta E_t \left[\lambda_{t+1}^H \frac{\partial Y_{t+1}^H}{\partial X_{H,t}^H} \right] = \beta E_t \left[\lambda_{t+1}^H \theta_{t+1}^H \right] \alpha_{HH} \left(X_{H,t}^H \right)^{\alpha_{HH}-1} \left(X_{F,t}^H \right)^{\alpha_{FH}}, \quad (3)$$

$$X_{F,t}^H : P_t \lambda_t^H = \beta E_t \left[\lambda_{t+1}^H \frac{\partial Y_{t+1}^H}{\partial X_{F,t}^H} \right] = \beta E_t \left[\lambda_{t+1}^H \theta_{t+1}^H \right] \alpha_{FH} \left(X_{H,t}^H \right)^{\alpha_{HH}} \left(X_{F,t}^H \right)^{\alpha_{FH}-1}. \quad (4)$$

其中 λ_t^H 為第 t 期乘數。由式 (1) 與式 (2) 得：

$$C_{F,t}^H = \frac{\phi_F}{P_t \phi_H} C_{H,t}^H, \quad (5)$$

由式 (3) 與式 (4) 得：

$$X_{F,t}^H = \frac{\alpha_{FH}}{P_t \alpha_{HH}} X_{H,t}^H. \quad (6)$$

將 (5) 與 (6) 兩式代入 H 國預算限制式，知：

$$Y_t^H = C_{H,t}^H \left[\frac{\phi_H + \phi_F}{\phi_H} \right] + X_{H,t}^H \left[\frac{\alpha_{HH} + \alpha_{FH}}{\alpha_{HH}} \right]. \quad (7)$$

我們猜測 $X_{H,t}^H$ 之解為 $\beta \alpha_{HH} Y_t^H$ ，則 $C_{H,t}^H = \{ [1 - \beta(\alpha_{HH} + \alpha_{FH})] / (\phi_H + \phi_F) \} \phi_H Y_t^H$ ；將此結果代回式 (3) 檢驗無誤，所以此猜測確可為其解。同理 F 國部份： $X_{H,t}^F = \beta \alpha_{HF} P_t Y_t^F$ ， $C_{H,t}^F = \{ [1 - \beta(\alpha_{HF} + \alpha_{FF})] / (\phi_H + \phi_F) \} \phi_H P_t Y_t^F$ 。

由上述的資訊及式 (5)、式 (6) 等關係，代入 F 國市場結清條件，知：

$$\frac{Y_t^H}{P_t} = \frac{(1 - \beta \alpha_{FF})(\phi_H + \phi_F) - [1 - \beta(\alpha_{HF} + \alpha_{FF})]}{\beta \alpha_{FH} (\phi_H + \phi_F) + 1 - \beta(\alpha_{HH} + \alpha_{FH})} Y_t^F. \quad (8)$$

因此：

$$Y_{t+1}^H = \theta_{t+1}^H \left(\beta \alpha_{HH} Y_t^H \right)^{\alpha_{HH}} \left\{ \beta \alpha_{FH} \frac{(1 - \beta \alpha_{FF})(\phi_H + \phi_F) - [1 - \beta(\alpha_{HF} + \alpha_{FF})]}{\beta \alpha_{FH} (\phi_H + \phi_F) + 1 - \beta(\alpha_{HH} + \alpha_{FH})} Y_t^F \right\}^{\alpha_{FH}}. \quad (9)$$

對上式取自然對數，得：

$$\ln Y_{t+1}^H = c_H + \alpha_{HH} \ln Y_t^H + \alpha_{FH} \ln Y_t^F + \ln \theta_{t+1}^H, \quad (10)$$

同理可推得：

$$\ln Y_{t+1}^F = c_F + \alpha_{HF} \ln Y_t^H + \alpha_{FF} \ln Y_t^F + \ln \theta_{t+1}^F. \quad (11)$$

我們將 (10)、(11) 兩式寫成 VAR 型式，如下：

$$\begin{pmatrix} y_{t+1}^H \\ y_{t+1}^F \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_H \\ c_F \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{HH} & \alpha_{FH} \\ \alpha_{HF} & \alpha_{FF} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_t^H \\ y_t^F \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{t+1}^H \\ u_{t+1}^F \end{pmatrix}, \quad (12)$$

$$y_{t+1} = C + Ayt + u_{t+1}. \quad (13)$$

其中：

$$y_t^i = \ln Y_t^i, \quad i = H, F; \quad u_{t+1}^i = \ln \theta_{t+1}^i, \quad i = H, F,$$

$$c_H = \alpha_{HH} \ln(\beta \alpha_{HH}) + \alpha_{FH} \ln \left\{ \beta \alpha_{FH} \frac{(1 - \beta \alpha_{FF})(\phi_H + \phi_F) - [1 - \beta(\alpha_{HF} + \alpha_{FF})]}{\beta \alpha_{FH}(\phi_H + \phi_F) + 1 - \beta(\alpha_{HH} + \alpha_{FH})} \right\},$$

$$c_F = \alpha_{HF} \ln \left\{ \beta \alpha_{HF} \frac{\beta \alpha_{FH}(\phi_H + \phi_F) + 1 - \beta(\alpha_{HH} + \alpha_{FH})}{(1 - \beta \alpha_{FF})(\phi_H + \phi_F) - [1 - \beta(\alpha_{HF} + \alpha_{FF})]} \right\} + \alpha_{FF} \ln(\beta \alpha_{FF}).$$

令 u_{t+1} 的共變異數矩陣(covariance matrix)為 $V = \{v_{ij}\}, (i, j = H, F)$ 。因此 y_{t+1} 的非條件變異數(unconditional variance)為：

$$\text{var}(y_{t+1}^H) = \frac{(1 - \alpha_{FF})^2 v_{HH} + \alpha_{HF} (1 - \alpha_{FF})(v_{FH} + v_{HF}) + \alpha_{HF}^2 v_{FF}}{(\det|I - A|)^2}, \quad (14)$$

$$\text{var}(y_{t+1}^F) = \frac{\alpha_{FH}^2 v_{HH} + \alpha_{FH}(1 - \alpha_{HH})(v_{FH} + v_{HF}) + (1 - \alpha_{HH})^2 v_{FF}}{(\det|I - A|)^2}, \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(y_t^H, y_t^F) \\ = \frac{\alpha_{FH}(1 - \alpha_{FF})v_{HH} + \alpha_{HF}\alpha_{FH}v_{FH} + (1 - \alpha_{FF})(1 - \alpha_{HH})v_{HF} + \alpha_{HF}(1 - \alpha_{HH})v_{FF}}{(\det|I - A|)^2}. \end{aligned} \quad (16)$$

其中: $\det|I - A| = (1 - \alpha_{HH})(1 - \alpha_{FF}) - \alpha_{FH}\alpha_{HF}$ °

定義國內外所得相關係數 ρ 為:

$$\rho = \text{corr}(y_{t+1}^H, y_{t+1}^F) = \frac{\text{cov}(y_t^H, y_t^F)}{\sqrt{\text{var}(y_{t+1}^H)}\sqrt{\text{var}(y_{t+1}^F)}}, \quad (17)$$

如果 $v_{FH} = v_{HF} = 0$, 則:

$$\rho = \frac{\alpha_{FH}(1 - \alpha_{FF})v_{HH} + \alpha_{HF}(1 - \alpha_{HH})v_{FF}}{\sqrt{(1 - \alpha_{FF})^2 v_{HH} + \alpha_{HF}^2 v_{FF}}\sqrt{\alpha_{FH}^2 v_{HH} + (1 - \alpha_{HH})^2 v_{FF}}}. \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \rho}{\partial \alpha_{FH}} &= \frac{[(1 - \alpha_{HH})(1 - \alpha_{FF}) - \alpha_{HF}\alpha_{FH}](1 - \alpha_{HH})v_{HH}v_{FF}}{\sqrt{(1 - \alpha_{FF})^2 v_{HH} + \alpha_{HF}^2 v_{FF}}\sqrt{\alpha_{FH}^2 v_{HH} + (1 - \alpha_{HH})^2 v_{FF}} [\alpha_{FH}^2 v_{HH} + (1 - \alpha_{HH})^2 v_{FF}]} \\ &\geq 0 (\because \alpha_{HH} + \alpha_{FH} \leq 1, \alpha_{HF} + \alpha_{FF} \leq 1). \end{aligned} \quad (19)$$

若生產函數為固定規模報酬時, 式 (19) 為零, 表示當兩國間生產依賴程度增加時, 並不會改變產出的關聯性; 而當兩國的生產函數不全為固定規模報酬時, 表示當兩國間生產依賴程度增加時, 產出的關聯性愈強, 此結果係支持 Frankel and Rose 的推論。

而當 $v_{FH}, v_{HF} \neq 0$, 則: 我們進一步推導得:⁵

⁵ 其中的推導利用 $v_{FH} = v_{HF}$ 的特性。

$$\frac{\partial \rho}{\partial \alpha_{FH}} = \left\{ 2\sqrt{(1-\alpha_{FF})^2 v_{HH} + \alpha_{HF}(1-\alpha_{FF})(v_{FH} + v_{HF}) + \alpha_{HF}^2 v_{FF}} \right. \\ \cdot \sqrt{\alpha_{FH}^2 v_{HH} + \alpha_{FH}(1-\alpha_{HH})(v_{FH} + v_{HF}) + (1-\alpha_{HH})^2 v_{FF}} \\ \cdot \left. \left[\alpha_{FH}^2 v_{HH} + \alpha_{FH}(1-\alpha_{HH})(v_{FH} + v_{HF}) + (1-\alpha_{HH})^2 v_{FF} \right]^{-1} \right\} \\ \left\{ 2\alpha_{HF} \left[\alpha_{FH}^2 v_{HH} + (1-\alpha_{HH})^2 v_{FF} + \alpha_{FH}(1-\alpha_{HH})v_{FH} \right] (v_{FF} - v_{FH}) \right. \\ \left. + 2(1-\alpha_{HH})^2 (1-\alpha_{FF})(v_{HH}v_{FF} - v_{FH}^2) \right. \\ \left. + 2\alpha_{HF}\alpha_{FH}(1-\alpha_{HH})v_{FF}(v_{FH} - v_{HH}) \right\}. \quad (20)$$

式(20)的正負號，受到 v_{HH} ， v_{FF} ， v_{FH} 之相對大小所影響，我們將各種可能的情況及結果整理於表 1。

表 1 式(20)之正負推定

組別	條件	$v_{FF} - v_{FH}$	$v_{HH}v_{FF} - v_{FH}^2$	$v_{FH} - v_{HH}$	式(20)之正負推定
a	$v_{HH} < v_{FF} < v_{FH}$	-	-	+	-
b	$v_{HH} < v_{FH} < v_{FF}$	+	?	+	若 $v_{HH}v_{FF} - v_{FH}^2 > 0$ ，則+，否則， v_{FH} 愈接近 v_{HH} 時，則+
c	$v_{FF} < v_{HH} < v_{FH}$	-	-	+	-
d	$v_{FF} < v_{FH} < v_{HH}$	-	?	-	若 $v_{HH}v_{FF} - v_{FH}^2 < 0$ ，則-，否則， v_{FH} 愈接近 v_{HH} 時，則-
e	$v_{FH} < v_{HH} < v_{FF}$	+	+	-	+
f	$v_{FH} < v_{FF} < v_{HH}$	+	+	-	+

表 1 的結果，表示隨著兩國相互間生產依賴程度增加時，兩國產出間關聯性的變動方向。若結果為正，則係支持 Frankel and Rose 的推論(如 e、f 等組)，即當兩國相互間生產依賴程度增加時，兩國產出的關聯性愈強；若結果為負，則係支持 Krugman 等學者的推論(如 a、c 等組)，即當兩國相互間生產依賴程度增加時，兩國產出的關聯性愈弱。

3. 實證分析

本節以臺灣 (TW) 及進出口貿易主要之 15 國進行實證分析。此 15 個國家分別為澳大利亞 (AUS)、加拿大 (CAN)、法國 (FRA)、德國 (GER)、香港 (HK)、義大利 (ITA)、日本 (JAP)、南韓 (KOR)、馬來西亞 (MALA)、荷蘭 (NET)、菲律賓 (PHIL)、新加坡 (SING)、泰國 (THAI)、英國 (UK)、美國 (US) 等國家。⁶

一般文獻常以實質所得偏離長期趨勢的程度來衡量景氣循環，但是去除長期趨勢 (detrend) 的方法有很多種，且所得到的景氣循環時間數列可能有極大的差異，影響實證結果。因此，本文對長期趨勢採取三種不同的設定方法：(1) 假設長期趨勢為一隨機漫步數列的自然對數隨機漫步模型 (log random walk model；簡稱 RW)；(2) 假設長期趨勢遵循一線性趨勢的自然對數線性趨勢模型 (log linear trend model；簡稱 LT)；(3) 由 Hodrick and Prescott (1980) 所提出，假設長期趨勢為隨機且平滑移動的隨機趨勢 HP 模型 (HP model；簡稱 HP)，其 λ 參數設定為 1600。本文實證期間為 1971 年第一季至 2002 年第二季，其中若干國家資料不足，我們將根據各別資料長度調整實證期間。至於實質所得以實質 GDP 衡量，若無實質 GDP 資料則我們以名目 GDP 平減消費者物價指數 (CPI) 或以工業生產指數代替。各國及臺灣資料取自教育部 AREMOS 資料庫，包括 INTLINE 國際經濟統計資料庫 (INTLINE)、國際貨幣基金會國際金融統計資料庫 (IMF)、臺灣地區國民所得統計資料庫 (NIAQ)。有關各國之資料期間及實質所得衡量方法見表 2。

在進行 VAR 模式估計前，必須確認所有數列均具有恆定性 (stationary)，因此我們先做各數列的單根檢定 (unit root test)，檢定結果可見表 3 與表 4。表 3 是針對臺灣及各國在去除不同長期趨勢下所得之景氣循環數列水準值的單根檢定，單根檢定估計式中解釋變數有常數項、水準值落後項及差分值落後項，⁷ 差分值落後項的最適落後期選取標準是根據 SIC (Schawartz Information Criterion)，單根檢定的統計量為 ADF 值。由表 3 結果可以看出：在 RW 模型下，所有數列水準值均拒絕單根假設，亦即具有恆定性，為 $I(0)$ 數列；在 LT 模型下，除了 HK 及 ITA 數列

⁶ 近年來，中國大陸及印尼與台灣貿易日益密切，但此二國歷史資料有缺漏，因此我們的實證分析剔除中、印二國。

⁷ 由於本文單根檢定估計式中含趨勢項與不含趨勢項的檢定結果並無顯著差異，因此我們僅討論不含趨勢項之檢定結果。

表 2 各國資料期間與實質所得之衡量

國家	資料期間	實質所得之衡量
AUS	1971： 1 至 2002： 2	實質 GDP
CAN	1971： 1 至 2002： 2	名目 GDP 平減 CPI
FRA	1971： 1 至 2002： 2	名目 GDP 平減 CPI
GER	1971： 1 至 2002： 1	名目 GDP 平減 CPI
HK	1973： 1 至 2002： 2	實質 GDP
ITA	1971： 1 至 2001： 4	名目 GDP 平減 CPI
JAP	1971： 1 至 2002： 2	實質 GDP
KOR	1971： 1 至 2001： 4	實質 GDP
MALA	1971： 1 至 2002： 2	工業生產指數
NET	1977： 1 至 2002： 2	實質 GDP
PHIL	1981： 1 至 2002： 2	實質 GDP
SING	1975： 1 至 2002： 2	實質 GDP
THAI	1988： 1 至 2002： 2	工業生產指數
TW	1971： 1 至 2002： 2	實質 GDP
UK	1971： 1 至 2002： 2	實質 GDP
US	1971： 1 至 2002： 2	實質 GDP

表 3 水準值單根檢定

國家	RW		LT		HP	
	落後期	ADF	落後期	ADF	落後期	ADF
AUS	0	-11.5049*	0	-0.4743	3	-5.7874*
CAN	1	-5.5107*	2	-2.1792	3	-5.4238*
FRA	7	-4.0542*	2	-1.3678	8	-1.1777
GER	0	-11.2235*	0	-1.6737	0	-4.0236*
HK	0	-9.6838*	0	-3.4499*	3	-6.3808*
ITA	0	-12.0623*	0	-3.6298*	0	-5.4838*
JAP	0	-4.7654*	4	-2.1082	0	-4.6847*
KOR	0	-11.9654*	0	-2.3251	0	-4.3389*
MALA	0	-9.5306*	1	-2.1667	1	-5.3073*
NET	0	-11.6697*	5	-1.9054	5	-3.7622*
PHIL	0	-7.5016*	4	-2.5274	0	-2.5190
SING	0	-7.2749*	1	-1.9885	2	-4.8925*
THAI	0	-5.1196*	2	-2.7102	2	-4.1252*
TW	1	-5.1838*	2	-2.3936	2	-4.7049*
UK	0	-10.2093*	3	-1.4861	0	-3.3461*
US	0	-8.0247*	1	-1.3880	2	-4.8544*

1. “*” 代表在 5% 水準下顯著，亦即拒絕單根假設，數列具恆定性。
2. 落後期代表一階差分項根據 SIC 所選取的最適落後期數。

表 4 一階差分數列單根檢定

國家	LT		HP	
	落後期	ADF	落後期	ADF
AUS	0	-10.2031*		
CAN	1	-5.5742*		
FRA	1	-7.6688*	7	-3.4045*
GER	0	-10.9005*		
HK				
ITA				
JAP	3	-3.6673*		
KOR	0	-9.9794*		
MALA	0	-8.8717*		
NET	4	-11.6996*		
PHIL	0	-7.2768*	0	-8.4924*
SING	0	-7.0071*		
THAI	0	-5.2893*		
TW	1	-5.0145*		
UK	2	-4.2358*		
US	0	-7.0179*		

1. “*” 代表在 5% 水準下顯著, 亦即拒絕單根假設, 數列具恆定性。

2. 落後期代表二階差分項根據 SIC 所選取的最適落後期數。

拒絕單根假設, 其餘數列均接受單根假設, 不具有恆定性; 在 HP 模型下, 僅 FRA 及 PHIL 數列接受單根假設, 其餘數列均為 I(0) 數列。我們將水準值接受單根假設的非恆定數列差分後, 再次進行單根檢定, 結果於表 4, 其中所有水準值非恆定的數列經差分後, 均拒絕單根假設, 為 I(1) 數列。我們根據此檢定結果, 將恆定的數列放入 VAR 模型中進行估計。

為避免 16 個國家共同估計會因某些國家資料長度不足而使樣本數減少, 因此我們採取臺灣分別與此 15 個國家進行兩個內生變數之 VAR 模型估計, 落後期的選取亦根據 SIC, 並以所得之殘差去推估其變異數、共變數大小, 即 v_{HH} 、 v_{FF} 、 v_{FH} 之值。三種長期趨勢設定的實證分析結果見表 5 至表 7。表 5 為自然對數隨機漫步模型之結果, 表 6 為自然對數線性趨勢模型之結果, 表 7 為隨機趨勢 HP 模型之結果。表中最後一列為 v_{FH} 及其估計標準誤, 我們發現三個模型中, v_{FH} 均有可能為 0。根據第 3 節的推論, 當 $v_{FH} = v_{HF} = 0$ 時, 產出關聯性要視生產函數是否為固定規模報酬; 若兩國的生產函數均為固定規模報酬時, 式 (19) 為 0; 若兩國的生產函數不全為固定規模報酬時, 式 (19) 大於 0。因此我們根據 VAR 模型的估計結

表 5 自然對數隨機漫步模型(RW)

國家	落後期	v_{FF}	v_{HH}	v_{FH}
AUS	1	0.000121	0.000167	3.58E-05(0.000174)
CAN	1	0.000159	0.000171	5.49E-06(0.000189)
FRA	1	0.000124	0.000166	5.51E-05(0.000166)
GER	1	0.000300	0.000172	3.66E-05(0.000177)
HK	1	0.000450	0.000142	6.56E-05(0.000323)
ITA	1	0.000328	0.000173	4.16E-05(0.000270)
JAP	1	0.000187	0.000165	3.68E-05(0.000230)
KOR	1	0.000377	0.000167	2.84E-05(0.000284)
MALA	1	0.000927	0.000168	0.000103(0.000483)
NET	1	7.49E-05	0.000130	9.65E-06(6.85E-05)
PHIL	1	0.000256	9.87E-05	-4.38E-06(0.000132)
SING	1	0.000202	0.000127	3.92E-05(0.000147)
THAI	1	0.000536	8.17E-05	-1.30E-05(0.000201)
UK	1	9.26E-05	0.000170	2.12E-05(0.000156)
US	1	5.86E-05	0.000163	2.61E-05(9.16E-05)

1.最後一列中括弧內為 v_{FH} 之估計標準誤。

表 6 自然對數線性趨勢模型(LT)

國家	落後期	v_{FF}	v_{HH}	v_{FH}
AUS	1	0.000135	0.000174	5.21E-05(0.000209)
CAN	2	0.000162	0.000174	-2.07E-06(0.000164)
FRA	1	0.000119	0.000170	5.01E-05(0.000173)
GER	1	0.000307	0.000175	4.24E-05(0.000171)
HK	1	0.000383	0.000126	2.86E-05(0.000237)
ITA	1	0.000300	0.000159	1.36E-05(0.000317)
JAP	1	0.000181	0.000169	3.05E-05(0.000251)
KOR	2	0.000358	0.000152	1.25E-05(0.000277)
MALA	1	0.000965	0.000173	0.000126(0.000504)
NET	1	8.21E-05	0.000122	1.65E-05(7.92E-05)
PHIL	1	0.000264	9.32E-05	-5.23E-07(0.000133)
SING	1	0.000209	0.000115	3.91E-05(0.000136)
THAI	1	0.000526	7.84E-05	-2.04E-05(0.000208)
UK	1	9.53E-05	0.000171	2.82E-05(0.000153)
US	1	5.97E-05	0.000162	2.98E-05(9.11E-05)

1.最後一列中括弧內為 v_{FH} 之估計標準誤。

表 7 隨機趨勢的 HP 模型

國家	落後期	v_{FF}	v_{HH}	v_{FH}
AUS	1	9.34E-05	0.000136	2.79E-05(0.000135)
CAN	1	0.000129	0.000136	1.04E-05(0.000138)
FRA	3	0.000136	0.000142	3.78E-05(0.000159)
GER	1	0.000240	0.000147	3.43E-05(0.000135)
HK	1	0.000358	0.000129	5.74E-05(0.000283)
ITA	1	0.000226	0.000136	1.50E-05(0.000278)
JAP	1	0.000137	0.000146	2.08E-05(0.000187)
KOR	3	0.000270	0.000120	-2.09E-06(0.000220)
MALA	2	0.000721	0.000128	6.68E-05(0.000354)
NET	1	5.89E-05	0.000100	1.10E-05(6.05E-05)
PHIL	1	0.000229	7.91E-05	-1.99E-06(0.000119)
SING	1	0.000177	8.92E-05	3.77E-05(0.000136)
THAI	1	0.000471	6.59E-05	-1.64E-05(0.000196)
UK	1	7.54E-05	0.000146	2.29E-05(0.000152)
US	2	4.71E-05	0.000126	2.33E-05(8.65E-05)

1.最後一列中括弧內為 v_{FH} 之估計標準誤。

果進行生產函數是否為固定規模報酬的假設檢定。

為檢定生產函數的規模報酬，我們設定虛無假設為 $\alpha_{HH} + \alpha_{FH} = 1$ ，⁸ 採取 Wald 檢定，檢定統計量為卡方值，有關固定規模報酬檢定結果見表 8。由表 8 之結果，我們發現：在 RW 模型及 LT 模型下，本國生產函數與所有國家均拒絕固定規模報酬的虛無假設；在 HP 模型下，除了 FRA、NET、PHIL、UK 與本國生產函數可能具有固定規模報酬以外，其餘均拒絕虛無假設。換言之，臺灣與大多數國家在生產上具有遞減規模報酬的性質，因此式 (19) 符號大於 0，亦即隨著兩國間生產依賴程度增加時，產出的關聯性愈強，臺灣與這些主要貿易國家的景氣循環有同步化之趨勢，具有進一步經濟整合的條件。

⁸ 若 VAR 模型中落後期數超過 1，則虛無假設為 α_{HH} 及 α_{FH} 對應解釋變數所有落後項係數總合為 1。

表 8 固定規模報酬之檢定

國家	RW		LT		HP	
	$\alpha_{HH} + \alpha_{FH}$	卡方值	$\alpha_{HH} + \alpha_{FH}$	卡方值	$\alpha_{HH} + \alpha_{FH}$	卡方值
AUS	0.1800	45.8304*	0.3026	37.5002*	0.6777	17.8645*
CAN	0.3152	36.3576*	0.4296	16.1869*	0.7492	19.1280*
FRA	0.4784	20.6691*	0.4879	18.5102*	0.8833	0.4951
GER	0.3510	42.2732*	0.3811	39.5194*	0.8818	4.8996*
HK	0.4079	43.5328*	0.3191	59.7295*	0.8444	11.6187*
ITA	0.1800	45.8304*	0.1222	73.6203*	0.7537	19.4905*
JAP	0.4597	26.1464*	0.4831	22.2216*	0.8512	5.2820*
KOR	0.4096	36.8307*	0.6448	10.4248*	0.7856	14.6953*
MALA	0.3152	64.2010*	0.3500	58.3556*	0.8421	11.9566*
NET	0.2522	23.0590*	0.2471	26.6937*	0.8528	2.5734
PHIL	0.4137	21.6017*	0.3652	26.7016*	0.9355	0.4952
SING	0.2564	46.6478*	0.1688	62.5846*	0.7047	28.3092*
THAI	0.2535	27.4632*	0.1768	30.7729*	0.8169	4.0823*
UK	0.3994	19.7332*	0.4902	15.4026*	0.8824	2.9100
US	0.5919	8.5373*	0.6605	6.5270*	0.8464	6.1946*

1. “*”代表 5% 拒絕虛無假設 $\alpha_{HH} + \alpha_{FH} = 1$ 。

4. 結論

本文建立一兩國國際景氣循環模型，探討國家之間景氣波動連結關係。理論架構是以 Hallett and Piscitelli 的簡化模型為分析基礎，我們得到一跨國向量自我迴歸關係式。本文主要的結論為：假設跨國間產出衝擊無相關下，則國際間生產整合程度愈高時，產出的相關性為正；此外，若跨國間產出衝擊相關性不為零時，產出的相關性決定於本國與外國衝擊變異數及共變數的相對大小。本文以臺灣及其主要貿易 15 國做實證研究，在不同的長期趨勢設定下，臺灣與大部分的國家隨著生產面依賴程度增強時，國際景氣循環之相關性將愈高，亦即與這些國家均具有進一步經濟整合的條件。

在跨國景氣波動連結中，資本市場常扮演重要的角色，未來應可進一步納入分析中，以更加反映真實狀況。

參考文獻

- Artis M. and W. Zhang (1995), "International Business Cycles and the ERMs: Is There a European Business Cycle?" CEPR Discussion Paper No.1191, August.
- Canova F. and H. Dellas (1993), "Trade Interdependence and the International Business Cycle," *Journal of International Economics*, 34, 23-47.
- Canova F. and G. DeNicoló (2003), "On the Sources of Business Cycles in the G-7," *Journal of International Economics*, 59, 77-100.
- Dellas H. (1986), "A Real Model of the World Business Cycle," *Journal of International Money and Finance*, 5, 381-394.
- Eichengreen B. (1992), "Should the Maastricht Treaty Be Saved ? " *Princeton Studies in International Finance*, 74, International Finance Section, Princeton University, December.
- Frankel J. A. and A.K. Rose (1998), "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria," *The Economic Journal*, 108, 1009-1025.
- Hallett A. H. and L. Piscitelli (2002), "Does Trade Integration Cause Convergence?" *Economics Letters*, 75, 165-170.
- Hodrick R. and E. Prescott (1980), Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Mimeo, Carnegie-Mellon University.
- Kenen P. (1969), "The Theory of Optimum Currency Areas an Eclectic View," in R. Mundell and A. Swoboda (eds), *Monetary Problems in the International Economy*, Chicago: University of Chicago Press.
- Krugman, P. (1991), *Geography and Trade*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Mundell, R. (1961), "A Theory of Optimum Currency Areas," *American Economic Review*, 51, 657-665.
- Rose, A. K. and C. Engel (2002), "Currency Unions and International Integration," *Journal of Money Credit and Banking*, 34(4), 1067-1089.

生產依賴性，國際景氣循環與經濟整合：台灣之實證分析(王智賢，林玫吟)

**PRODUCTION INTERDEPENDENCE
INTERNATIONAL BUSINESS CYCLE AND
ECONOMIC INTEGRATION — AN EMPIRICAL
STUDY OF TAIWAN**

Jue-Shyan Wang*

Department of Public Finance
National Chengchi University

Mei-Yin Lin

Department of Public Finance
Aletheia University

Key words: International business cycle, Economic integration

JEL classification: E32, F15, C32

* Correspondence: Jue-Shyan Wang, Department of Public Finance, National Chengchi University, Taipei 116, Taiwan. Tel: (02) 2939-3091 ext. 51538; Fax: (02) 2939-0074; E-mail: jswang@ncca.edu.tw.

ABSTRACT

This paper examines the links between the international business cycle and economic integration. We modify the model developed by Hallett and Piscitelli (2002), and use a VAR model to indicate the correlation with the business cycle. The findings suggest that if the cross-country productivity shocks are uncorrelated, the production interdependence and output correlation would be non-negatively related. Otherwise, the relationship would be determined by the relative sizes of variance and covariance in outputs between the two countries. Our empirical study shows that the productivity shocks of Taiwan and its major trading countries are uncorrelated, and Taiwan has the potential for increased economic integration with other countries.