

通貨膨脹、金融發展與經濟成長之因果檢定

—臺灣、韓國及日本之實證研究

張淑華*、許弘毅**

摘要

由於過去研究通貨膨脹、金融發展與經濟成長的相關文獻中，早期文獻主要分別在探討通貨膨脹與金融發展、金融發展與經濟成長、及通貨膨脹與經濟成長等三方面的關係；而近期文獻雖然開始建立通貨膨脹、金融發展及經濟成長三者之間的理論關係，但以時間序列資料來進行實證分析的研究相當缺乏。因此本文研究目的在於同時討論通貨膨脹、金融發展與經濟成長並找出三者之間的因果關係。

本文研究方法即針對個別國家進行時間序列（time series）分析，利用向量誤差修正模型（vector error correction model, VECM）及 Granger（1969）所提出的因果檢定（causality test），探討通貨膨脹、金融發展與經濟成長三者之間的因果關係。預期成果則希望找出通貨膨脹、金融發展與經濟成長三者之間的正負向關係及是否存在長短期因果關係，將實證結果與現有文獻的推論作一比較，並藉此作臺灣、韓國及日本的跨國比較分析。

關鍵字：通貨膨脹、金融發展、經濟成長、因果檢定

1.前言

早期在探討通膨與經濟成長、通膨與金融發展、金融發展與經濟成長等兩兩之間關係的實證研究，在文獻上已有頗多成果，然而由於計量模型設定的不同和時間序列資料特性的不同，使得它們之間的關係迄今未能獲得一致的結論。而近年來，已有不少學者試圖找出通膨、金融發展與經濟成長三者之間的關係。

首先，就金融發展與經濟成長之間關係而言，主要有三種不同的觀點：第一個觀點認為金融發展是經濟成長不可或缺的要害，由於金融深化對一國儲蓄、投資行為的效率將有所助益，而且也會促進技術創新與資本的加速累積，故對經濟成長有一定程度的貢獻，故兩者之間為正向關係。第二個觀點認為金融發展僅是跟隨著經濟成長的腳步而已，對經濟成長的影響很小，故兩者之間無關。第三個觀點則認為金融發展與經濟成長為負向關係，因為銀行逾期放款比例居高不下會形成信用擠壓（credit crunch）使得一些企業轉而向地下金融（如地下錢莊、私人借貸等）籌資，因而造成信用擠壓愈形惡化，而阻礙了經濟成長。

然而，大多數的文獻還是認為金融發展對經濟成長是有正面的影響，例如：

* 真理大學財經研究所暨財務金融學系副教授（E-mail：au4087@email.au.edu.tw）TEL：(02) 2621-2121 轉 5304

**真理大學財經研究所碩士班（E-mail：ff913820@email.au.edu.tw）TEL：(02) 2621-2121 轉 5308、0936-150-907

King and Levine (1993a,1993b) 認為金融中介機構具有衡量企業投資計畫之能力，尤其是降低資訊蒐集成本及監控投資生產所需的成本，改善資金運用的配置效率，加速資本累積及經濟成長。

Demetriades and Hussein (1996) 使用時間序列的資料，利用因果關係檢定及共整合檢定，探討金融發展和實質 GDP 之間的因果關係。結果發現，金融發展在部份國家會導致經濟成長，但有些國家則是經濟成長則會帶動金融發展。作者所蒐集的資料支持金融改革對金融深化過程有所助益，且在經濟成長的過程中達到推波助瀾的效果。

Levine and Zervos (1998) 研究充分運作的股市和銀行是否能促進長期的經濟成長，作者以股市的大小、流動性、國際相關性及波動性等四個變數做為股市發展的指標，以 M2/GDP、商業銀行和其他存款貨幣機構對私有部門放款占 GDP 的比例等兩個變數做為銀行發展的指標，再以長期平均每人實質 GDP、資本累積、生產力的進步和私人儲蓄等四個指標做為經濟成長指標。研究首先利用最小平方法來探討經濟成長、股市發展和銀行發展三者之間是否會互相影響，再以工具變數來檢定三個變數的整合關係，最後再進行敏感性分析。結果指出，金融發展和經濟成長有正向關係且為經濟成長過程中不可或缺的一部分；股市和銀行在金融體系中分別扮演不同的角色。

Zhenhui Xu (2000) 選擇了 41 個發展中國家的時間序列年資料，在 1960—1993 期間，探討金融發展對經濟成長的影響，不過本文中的金融發展變數僅考慮金融中介發展部分，未將股市發展變數納入。結果發現金融發展對經濟成長而言是很重要的，且投資是一個重要的管道透過金融發展來影響經濟成長。

Arestis et al. (2001) 採用時間序列的資料和方法去找出股市發展和經濟成長之間的關係，對銀行體系和股市波動性加以控制，發現銀行及股市皆能促進經濟成長，且前者的效果較強。

Farrokh Nourzad (2002) 探討金融發展和生產效率之間的關係，認為金融中介機構和股市發展程度越高，生產效率也越高；特別的是，在已開發和開發中國家，金融深化皆會降低生產無效率，這種效果在已開發國家更為顯著。

一般而言，持續的通貨膨脹是不利於金融體系和經濟成長的，然而這當中的關係會由於通貨膨脹存在門檻效果 (threshold effect)，而使得它們之間呈現非線性 (nonlinear) 的關係。換句話說，當通貨膨脹率較低或較溫和時，通貨膨脹對經濟成長或金融發展的影響呈顯著的正向關係；但在高通貨膨脹率下，通貨膨脹對經濟成長或金融發展呈顯著的負向關係。

例如：Bullard and Keating (1995) 及 Bruno and Easterly (1998) 皆認為在通膨相當高的狀態下，通膨與經濟成長為顯著負相關。

Barnes et al. (1999) 研究發現到通膨與實質報酬之間不同於以往的關係，在低通膨的國家中，通膨和名目的權益報酬之間呈負相關或無關，名目的利率報酬率和通膨之間有弱的正向關係；在高通膨的國家中，通膨與名目報酬之間有強烈的顯著正向關係。

Engsted and Tanggaard (2000) 利用 VAR 模型分析在不同長短期間內，預期的股價和債券報酬和預期的通膨之間的關係。結果顯示，在長期間內，預期的股價和債券報酬的變動和預期通膨很接近，但在短期間內卻無此現象。然而預期報酬與預期通膨之間的關係，無論在長期或短期皆不顯著。

Boyd et al. (2001) 發現通膨與金融中介和股市的發展變數為顯著的負相關，即通膨會扭曲金融市場的活動，降低投資的報酬率，而隨著通膨的增加，兩者的相關性會逐漸消失。

黃仁德與羅時萬 (2001) 指出，通膨會產生下列三種可能的效果：

1. Tobin-Mundell 效果，即預期的通貨膨脹將使名目利率上升（實質利率下降），實質貨幣餘額與實質財富減少，因而導致消費減少、儲蓄增加，故對經濟成長的影響是正面的。2. 通貨膨脹會使總體經濟不穩定，降低價格機能的運作效率，進而使產出減少，故對經濟成長的影響是負面的。3. 通貨膨脹會增加投資的風險性，因而不利資本的累積與技術的創新，甚至鼓勵投機等非生產性行為，故對經濟成長的影響是負面的。

近期文獻則開始建立通貨膨脹、金融發展與經濟成長三者之間的理論關係，例如：Huybens and Smith (1999) 建立一個貨幣成長理論模型，在模型內，銀行和股市皆扮演重要的配置函數，在此架構之下，發現在長期中，若該國的通貨膨脹相較於其他國家為高，則通貨膨脹與實質變數會呈負相關。

Hung (2001) 建立一個訊息不對稱的模型，允許金融市場存在逆向選擇問題及監督成本，在此架構下，發現逆向選擇問題與監督成本的存在，對於決定一國之通貨膨脹與經濟成長的長期關係，扮演重要的角色。模型結果顯示，一國之通貨膨脹率與經濟成長率的關係視該國原始通貨膨脹率的大小而定，即假若該國之原始通貨膨脹率低，則通貨膨脹的增加可以促進長期的經濟成長，反之，原始通貨膨脹率較高，則通貨膨脹率的繼續增加會降低該國的長期經濟成長。

Khan (2002) 由於通貨膨脹與經濟成長之間，存在非線性的關係，因此也存在著通貨膨脹的門檻效果，本文用實證來找出通貨膨脹的門檻值，發現金融市場扮演重要的管道透過通貨膨脹來影響經濟成長。

Hung (2003) 利用一個簡單的內生模型，介紹通貨膨脹角色的重要性是來決定金融發展對經濟成長的影響程度。實證結果顯示，在通貨膨脹率相對高的國家中，金融發展會使通貨膨脹不斷增加，且會降低經濟成長；只有在起始的通貨膨脹率較低的國家中，金融發展會降低通貨膨脹也會促進經濟成長。

由於目前實證文獻僅在討論通貨膨脹的高低會影響金融發展與經濟成長之間的關係，尚未有直接探討三者之間因果關係的文獻，故本文目的為找出三者之間的長短期因果關係並做跨國比較分析，然而由於大部分實證研究多以多國之橫斷面分析，但由於橫斷面資料分析的技術不允許不同國家顯示不同型態的關係，因此，可能無法顯示單一國家的特色，然而這些特色對單一國家的經濟成長可能是極重要的發展因子，所以本文以時間序列的資料，運用向量誤差修正模型及 Granger 因果檢定，來分析通貨膨脹、金融發展與經濟成長之間的因果關係。

本文架構第一節為前言，第二節為研究方法，第三節為實證結果，第四節為結論。

2.研究方法

2.1 單根檢定

就定態(stationary)的時間序列而言，如果遇到外在的衝擊，只會造成暫時性的影響，隨著時間的經過，此衝擊的效果將會消失，而使得時間序列回復到長期的均衡水準。反之，在非定態(nonstationary)的時間序列中，衝擊具有恆常影響效果，這讓序列無法回到長期均衡狀態，並且變異數具有時間依賴性(time-dependent)，即隨著時間趨近無窮多期而接近無限大。對非恆定的資料做傳統的迴歸分析時，會造成 t 統計量和 F 統計量很顯著、判定係數很高，但 D-W 值卻很小甚至趨近於 0，這就是一般所稱的假性迴歸(spurious regression)。

當一非定態的時間序列資料，經過 d 次差分後即可成為定態序列時，可以 I(d)(integrated of order d)來表示，舉例來說，當一序列 Yt 不為定態時，將其做一階差分後即可消除單根的存在，則可稱 Yt 為 I(1)的序列。

本文使用的單根檢定法分別為 Dickey 和 Fuller 於 1981 年所提出的 ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定以及 Phillips 和 Perron 於 1988 年所提出的 P-P(Phillips-Perron)檢定，以下分別對此兩種單根檢定方法做介紹。

一、Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定

由於 DF 單根檢定其殘差項依然具有時間相依的異質性(Time-Dependent Heteroskedasticity)，即殘差項常會產生自我相關的情況，因此 Dickey-Fuller 於 (1981)提出擴張 D-F 單根檢定即 ADF 單根檢定，其將殘差項的序列相關列入考量，並納入更多前期誤差項的觀察值為其解釋變數，由此便可將誤差序列相關的影響，在模型中予以考量。

ADF 單根檢定有以下三種模型。

(1)無漂項與無趨勢項之隨機漫步模型

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

(2)有漂項但無趨勢項之隨機漫步模型

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

(3)有漂項及趨勢項之隨機漫步模型

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma t + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

假設檢定如下

虛無假設 $H_0: \beta = 0$ (存在單根即資料不為定態)

對立假設 $H_1: \beta \neq 0$ (不存在單根即資料為定態)

二、Phillips-Perron(P-P)單根檢定

P.P.的單根檢定其虛無假設和對立假設與 ADF 單根檢定檢定相同，然而 P-P 檢定以函數型態的中央極限定理(Functional Central Limit Theorem)之無母數統計法，放寬了殘差的限制，允許殘差項存在弱相關和異質性，因此 P-P 檢定可以修正 ADF 檢定所未能考慮到的異質性(Heterokedasticity)問題，其對應檢定統計量為 P-P 統計量。

檢定模式具有漂浮項及時間趨勢項之 P-P 單根檢定如下：

$$Y_t = a + b(t - T/2) + cY_{t-1} + u_t$$

其虛無假設 H_0 為：

$$H_0 = Y_{t-1} + u_t$$

其中 a、b、c 為迴歸係數，檢定模型分別檢定 a=b=0 和 c=1。

2.2 共整合最適模型之選取

本文的最適模型選取是依照 Johansen (1994) 所提出的檢定方法以決定共整合的最適模型以及做為向量誤差修正模型之設定標準。

模型 1：向量自我迴歸模型中無趨勢項，而且共整合方程式中無固定項。

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha \beta' X_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t$$

模型 2：向量自我迴歸模型中無趨勢項，但共整合方程式有固定項。

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha(\beta', \beta_0)(X'_{t-1}, 1) + \phi D_t + \varepsilon_t$$

模型 3：向量自我迴歸模型中有線性趨勢項，而共整合方程式中只有固定項。

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \phi D_t + \varepsilon_t$$

模型 4：向量自我迴歸模型與共整合方程式中皆有線性趨勢項。

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha(\beta', \beta_0)(X'_{t-1}, t) + \mu_0 + \phi D_t + \varepsilon_t$$

模型 5：向量自我迴歸模型中有二次趨勢項，而且共整合方程式有線性趨勢項。

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_{1t} + \phi D_t + \varepsilon_t$$

上述五種可能的模型中，由於一般在估計變數是否具單根時需要截距項，故所有截距項被限制為零的模型 1 是較不合期望的；另外模型 5 中的二次趨勢項也不符合現實經濟社會的現況，因此模型 1 與模型 5 不被採用，故本文只針對模型 2、3、4 進行最適模型的選取。

2.3 共整合檢定

變數間存在著長期均期均衡的關係時，也就是說變數間有亦步亦趨的關係時即可稱為變數間存在著共整合的關係。簡單來說，若 X_t 和 Y_t 兩個變數均為 $I(1)$ 序列，假設存在一常數 a ，使其線性組合 $Z_t = Y_t - aX_t$ 成為 $I(0)$ 序列，則可稱 X_t 和 Y_t 具有共整合的關係。在做共整合檢定時必須要強調序列為非定態(存在單根)並且有相同的整合級次(所有的序列經過 d 次差分均為恆定狀態)，才能做共整合檢定。本文以 Johansen (1991) 所提出的兩種最大概似比檢定來確認共整合向量的個數。

(1)軌跡統計量(Trace statistics)

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

虛無假設 $H_0 : \text{rank}(\Pi) \leq r$

對立假設 $H_1 : \text{rank}(\Pi) > r$

(2)最大概似比統計量(Maximum Eigenvalue statistics)

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

虛無假設 $H_0 : \text{rank}(\Pi) = r$

對立假設 $H_1 : \text{rank}(\Pi) = r + 1$

$\hat{\lambda}_i$: 矩陣 Π 之特性根(附錄三)的估計值

T : 觀察值的個數

r : 共整合向量的個數

2.4 向量誤差修正模型與 Granger 因果關係

當變數間具有共整合的關係時，表示變數在長期下有一共同的趨勢存在。然而短期下不盡然會有如此的關係存在，若出現外力之干擾，變數便會脫離了長期的均衡的關係。誤差修正模型的精神乃在於，若前期有失衡的現象時，有一部份的失衡會在當期予以修正，而誤差修正項可視為變數間在前期偏離均衡的程度，因此模型兼備了長期均衡關係與短期的動態調整。向量誤差修正模型為向量自我迴歸模式(VAR)中加入前一期的誤差項，簡單來說向量誤差修正模型包含了 P 個變數和 P 個等式，而每個等式中均包含(1)該變數的落後差分項(2)其他變數的落後差分項(3)誤差修正項。

本文以 Johansen 共整合檢定的結果來決定 VECM 的模型設定，並根據模型的估計結果進行因果檢定。根據 Johansen 共整合檢定的結果，當變數存再長期均衡關係時，其型式為：

$$\Delta \chi_t = \Gamma_1 \Delta \chi_{t-1} + \Gamma_2 \Delta \chi_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \chi_{t-p+1} + \alpha \theta_{t-p} + \Pi D_t + \nu_t$$

其中 Δ 表一階差分運算因子 (first-difference operator)， $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{p-1}$ 分別為未知參數所組成 $n \times n$ 向量。 θ_{t-p} 是為誤差修正向量 (error correction vector)，即偏離長期共整合均衡的均衡誤差。 D 為一組 $I(0)$ 事前決定的變數，包括常數項、時間趨勢項； v 為獨立之隨機誤差項 (random error) 假設期望值為零，變異數固定。變數間是否存在共整合關係取決於式中的 Π 矩陣的性質。根據 Engle and Granger (1987) 及 Granger (1988)，當變數存在共整合，檢定某一自變數與因變數的 Granger 因果關係，聯合虛無假設 H_0 ：各落後期自變數的係數及誤差修正項的係數同時為零。若拒絕 H_0 表示自變數本身的變動或透過均衡誤差會領先當期因變數的變動，稱此自變數 Granger 領先因變數，亦即自變數為因變數的「因」。除了以向量誤差修正模型為基礎之因果檢定，亦可區分長期與短期因果關係。Zestos and Tao (2002) 曾說明，根據 Granger (1988)，落後期誤差修正項對因變數的影響，刻劃變數偏離長期共整合均衡關係對因變數的影響，因此可解釋為長期因果關係；而落後期自變數對因變數的影響，則可解釋為短期因果關係。

針對誤差修正項係數進行檢定，一般即稱弱外生 (weak exogeneity) 檢定，利用弱外生檢定可以檢視變數間是否存在長期因果關係。檢定某一變數是否具弱外生性，虛無假設 H_0 ：落後期誤差修正係數為零。若拒絕 H_0 ，表示落後期誤差修正項會領先當期因變數的變動，稱該因變數不具弱外生性，在長期為體系之內生變數。換句話說，長期該因變數會受到體系其他變數的影響，是為長期因果關係。另外，檢定某一自變數與因變數短期因果關係，聯合檢定虛無假設 H_0 ：各落後期自變數係數同時為零。若拒絕 H_0 ，表示落後期自變數的變動領先當期因變數的變動，亦即自變數與因變數存在短期因果關係。

3. 實證結果

3.1 變數定義及資料來源

本文經濟成長的指標是以平均每人實質 GDP (PERGDP) 來衡量，以消費者物價指數來衡量通貨膨脹，而金融體系就制度面可區分成直接金融與間接金融，故本文以貨幣供給額 M2 佔名目 GDP 的比例 (Mckinnon and Shaw, 1973)、金融業對私部門實質債信佔實質 GDP 之比 (Goldsmith, 1969) 及金融業對私部門實質債信佔國內實質總債信之比 (King and Levine, 1993) 等三個變數作為間接金融的代理變數；同時直接金融的代理變數則以上市公司總市值佔 GDP 之比來衡量股票市場的大小和股市成交值佔上市公司總市值之比來衡量股票市場的流動性 (Levine and Zervos, 1998)，如表 2 所示。本文所使用的各項變數資料來源，大多取自於教育部電算中心 AREMOS 資料庫，如表 1 所示。

本文將 PERGDP、INFLATION、M2/GDP、CNF/RGDP、CNF/TCR、SIZE 及 TURNOVER 等七個變數，先取 \ln 再做季節調整，接著以季節調整後的資料做單根檢定及共整合檢定，篩選出適當的直接金融與間接金融的代理變數，最後進行向量誤差修正模型之估計、Granger 因果檢定與正規化共整合方程式係數檢定。

表 1 各國變數資料來源

	日本	韓國	臺灣
樣本期間	1982Q2~2003Q1	1982Q3~2003Q1	1980Q4~2003Q3
GDP	AREMOS:IMF	AREMOS:IMF	AREMOS:IFS
CPI*	AREMOS:IMF	AREMOS:IMF	AREMOS:IFS
人口數**	AREMOS:INTLINE	AREMOS:INTLINE	AREMOS:MAN
M2	AREMOS:IMF	AREMOS:IMF	AREMOS:IFS
國內總債信	AREMOS:IMF	AREMOS:IMF	AREMOS:FSM
金融機構對私部門債信	AREMOS:IMF	AREMOS:IMF	AREMOS:FSM
上市公司總市值	Tokyo Stock Exchange	Korea National Statistical Office	臺灣經濟新報
成交金額	Tokyo Stock Exchange	Korea National Statistical Office	臺灣經濟新報

* 以 1995 年為基期。

**人口數為各國 15 歲以上之國民。

表 2 變數名稱及定義

變數名稱		變數定義
成長指標	GDP	平均每人實質產出
通膨指標	INFLATION	以消費者物價指數計算之
銀行	M2/GDP	貨幣供給額佔國內生產毛額比例
	CNF/RGDP	金融機構對私部門實質債信佔時值產出之比例
發展	CNF/TCR	金融機構對私部門實質債信佔國內實質總債信之比
股市發展	SIZE	股票市場大小（上市公司總市值/國內生產毛額）
	TURNOVER	股票市場週轉率（成交金額/上市公司總市值）

PERGDP(GDP per capital)=GDP/people/CPI

CNF(credit to nonfinancial firms)=Claims on Private Sector/CPI

TCR(total domestic credit)=Domestic Credit/CPI

3.2 單根檢定的結果

本文以 ADF 單根檢定以及 PP 單根檢定兩種檢定方法，在模型中選取僅包含截距項及包含截距項和趨勢項，嘗試檢驗變數為恆定序列或著不為恆定序列，並藉此進一步地確認各個變數的整合齊次是否相同，表 3、表 4、表 5 為各國變數在水準值下的 ADF 及 PP 單根檢定的結果，由表可得知各國變數在水準值下均存在單根(無法拒絕虛無假設)。

表 3 臺灣-單根檢定 (水準值)

	ADF 單根檢定		PP 單根檢定	
	截距項	趨勢和截距項	截距項	趨勢和截距項
GDP	-2.472055[1]	0.216459[1]	-2.079295	-0.161139
INF	-2.109707[1]	-0.359637[1]	-1.757044	-0.920816
M2/GDP	-3.680131*[1]	-1.657540[1]	-4.060669*	-1.424307
CNF/RGDP	-1.944306[1]	-0.213341[1]	-1.669770	-0.088475
CNF/TCR	-2.406188[1]	-1.640492[1]	-2.441367	-1.793554
SIZE	-1.421105[1]	-1.994350[1]	-1.421105	-2.008324
TURNOVER	-2.019791[2]	-2.083994[2]	-4.302664*	-4.995780*

表 4 韓國-單根檢定 (水準值)

	ADF 單根檢定		PP 單根檢定	
	截距項	趨勢和截距項	截距項	趨勢和截距項
GDP	-2.546649[1]	-0.668349[1]	-3.371231**	-1.118801
INF	-0.395454[1]	-1.147165[1]	-0.288482	-1.334110
M2/GDP	.567572[1]	-0.897513[1]	2.081470	-0.965027
CNF/RGDP	.573962[1]	0.217167[1]	3.361639	0.114963
CNF/TCR	-2.534730[1]	-1.528720[1]	-2.416683	-1.623090
SIZE	-2.411987[4]	-1.994749[4]	-1.966023	-1.698298
TURNOVER	-1.880267[1]	-3.415426***[1]	-2.520691	-5.352853*

表 5 日本-單根檢定 (水準值)

	ADF 單根檢定		PP 單根檢定	
	截距項	趨勢和截距項	截距項	趨勢和截距項
GDP	-2.905350**[1]	-0.243085[1]	-2.719169***	-0.161527
INF	-2.195642[2]	0.735408[1]	-2.781618***	0.173997
M2/GDP	0.432357[1]	-0.903470[1]	0.275580	-1.204541
CNF/RGDP	-2.101761[1]	-1.796070[1]	-2.030627	-1.853144
CNF/TCR	1.424709[2]	3.075068[1]	2.654281	3.078949
SIZE	-2.233669[1]	-2.046933[1]	-2.336378	-2.087347
TURNOVER	-1.432839[1]	-1.394395[1]	-1.941917	-1.915078

註 1. [.]以 Schwarz Criterion(SC)最小為準則所選出來的最適落後期數。註 2. *, **, ***分別在 1%, 5%, 10%的顯著水準下,可拒絕單根的存在。註 3.ADF 與 PP 檢定臨界值請參閱 MacKinnon(1990)。

在確認各國變數資料皆存在單根後,進一步對各變數做一差分後,再對其做 ADF 及 PP 單根檢定,表 6、表 7、表 8 所列為單根檢定的結果,從表中可發現,

所有的變數在一階差分後均可成爲恆定序列，也就是說變數的整合齊次皆爲 I(1)，有了此結果後接下來便可做共整合檢定。

表 6 臺灣-單根檢定 (差分)

	ADF 單根檢定		PP 單根檢定	
	截距項	趨勢和截距項	截距項	趨勢和截距項
GDP	-6.709447*[1]	-7.274852*[1]	-6.846236*	-7.296087*
INF	-9.903484*[1]	-9.942647*[1]	-9.716006*	-9.764209*
M2/GDP	-13.70080*[1]	-14.80625*[1]	-13.17734*	-14.85286*
CNF/RGDP	-4.118038*[1]	-4.592545*[1]	-4.038492*	-4.539647*
CNF/TCR	-8.435460*[1]	-8.667870*[1]	-8.445151*	-8.665438*
SIZE	-9.715004*[1]	-9.680055*[1]	-9.715004*	-9.680332*
TURNOVER	-11.29872*[1]	-11.23708*[1]	-16.10450*	-16.07761*

表 7 韓國-單根檢定 (差分)

	ADF 單根檢定		PP 單根檢定	
	截距項	趨勢和截距項	截距項	趨勢和截距項
GDP	-7.082266*[1]	-7.695486*[1]	-7.179616*	-7.720008*
INF	-6.007366*[1]	-5.976585*[1]	-6.254399*	-6.220797*
M2/GDP	-7.254335*[1]	-8.048212*[1]	-7.367523*	-8.050314*
CNF/RGDP	-7.051135*[1]	-7.964124*[1]	-7.181140*	-7.959562*
CNF/TCR	-7.156169*[1]	-7.378760*[1]	-7.156538*	-7.385657*
SIZE	-4.190158*[3]	-4.398775*[3]	-8.682993*	-8.760772*
TURNOVER	-13.91893*[1]	-13.82927*[1]	-13.91893*	-13.82927*

表 8 日本-單根檢定 (差分)

	ADF 單根檢定		PP 單根檢定	
	截距項	趨勢和截距項	截距項	趨勢和截距項
GDP	-3.168419**[2]	-10.56180*[1]	-9.234915*	-10.50883*
INF	-4.013874*[1]	-4.826095*[1]	-7.547607*	-8.540201*
M2/GDP	-4.831362*[1]	-4.876251*[1]	-9.937098*	-9.893309*
CNF/RGDP	-9.678668*[1]	-9.835126*[1]	-9.714496*	-9.838506*
CNF/TCR	-2.621020***[1]	-4.761177*[1]	-7.122087*	-9.918796*
SIZE	-8.529753*[1]	-8.989640*[1]	-8.603793*	-9.006976*
TURNOVER	-12.59747*[1]	-12.53465*[1]	-12.84304*	-12.82481*

註 1. [.]以 Schwarz Criterion(SC)最小爲準則所選出來的最適落後期數。註 2. *, **, ***分別在 1%, 5%, 10%的顯著水準下,可拒絕單根的存在。註 3.ADF 與 PP 檢定臨界值請參閱 MacKinnon(1990)。

3.4 共整合檢定

在確認變數具有相同的整合齊次後，接著就可以進行 Johansen 的共整合檢定，將代表經濟成長的變數、代表通貨膨脹的變數、代表銀行成長的變數以及代表股市成長的變數，分別予以配對，然後做共整合檢定，藉此步驟找出三個國家相同的共整合變數組合。表 12 為共整合檢定的結果，發現 GDP、INF、(CNF/TCR)、TURNOVER 這組變數在三個國家中皆有共整合的關係，共整合向量的個數皆為 1，最適落後期數為 1 期¹，而臺灣的最適模型為模型 4、韓國為模型 2、日本則為模型 3。

表 12 GDP、INF、(CNF/TCR)、TURNOVER 之共整合檢定

臺灣			1% Critical		1% Critical
H ₀ :Rank = r	Eigenvalue	λ_{trace}	Value	λ_{max}	Value
r = 0	0.316229	80.36193*	70.05	34.21186	36.65
r ≤ 1	0.260944	46.15007	48.45	27.21439	30.34
r ≤ 2	0.126571	18.93568	30.45	12.17954	23.65
r ≤ 3	0.072320	6.756140	16.26	6.756140	16.26
韓國			1% Critical		1% Critical
H ₀ :Rank = r	Eigenvalue	λ_{trace}	Value	λ_{max}	Value
r = 0	0.532298	101.3483*	60.16	61.55385*	33.24
r ≤ 1	0.236466	39.79445	41.07	21.85358	26.81
r ≤ 2	0.119576	17.94086	24.60	10.31547	20.20
r ≤ 3	0.089845	7.625387	12.97	7.625387	12.97
日本			1% Critical		1% Critical
H ₀ :Rank = r	Eigenvalue	λ_{trace}	Value	λ_{max}	Value
r = 0	0.520988	90.42832*	54.46	60.35450*	32.24
r ≤ 1	0.207347	30.07382	35.65	19.05432	25.52
r ≤ 2	0.106987	11.01950	20.04	9.278673	18.63
r ≤ 3	0.021006	1.740830	6.65	1.740830	6.65

註：*為 1% 的顯著水準下可拒絕虛無假設。

根據表 12，在臺灣 GDP、INF、(CNF/TCR)、TURNOVER 這一組變數存在一組共整合關係，落後一期的誤差修正項方程式為：

$$\theta_{t-1} = \text{GDP}_{t-1} + 0.4210\text{INF}_{t-1} - 1.5872(\text{CNF/TCR})_{t-1} - 0.0430\text{TURNOVER}_{t-1} - 0.0122T + 12.3567$$

共整合方程式中金融中介和股市發展的水準值與 GDP 水準值有長期正向關係，而通貨膨脹的水準值與 GDP 水準值有長期負向關係。

1.最適落後期的選取是根據 SC 最小準則，臺灣、韓國與日本的最適落後期數皆為 1。

在韓國 GDP、INF、(CNF/TCR)、TURNOVER 這一組變數亦存在一組共整合關係，落後一期的誤差修正項方程式為：

$$\theta_{t-1} = \text{GDP}_{t-1} + 2.6697\text{INF}_{t-1} - 21.8761(\text{CNF/TCR})_{t-1} - 0.3981\text{TURNOVER}_{t-1} - 4.2860$$

共整合方程式中金融中介和股市發展的水準值與 GDP 水準值有長期正向關係，而通貨膨脹的水準值與 GDP 水準值有長期負向關係。

在日本，GDP、INF、(CNF/TCR)、TURNOVER 這一組變數同樣也存在一組共整合關係，落後一期的誤差修正項方程式為：

$$\theta_{t-1} = \text{GDP}_{t-1} - 2.7574\text{INF}_{t-1} + 0.2693(\text{CNF/TCR})_{t-1} - 0.1384\text{TURNOVER}_{t-1} + 20.0063$$

共整合方程式中通貨膨脹和股市發展的水準值與 GDP 水準值有長期正向關係，而金融中介發展的水準值與 GDP 水準值有長期負向關係。

本文首先利用 GDP、INF、CNF/TCR 及 TURNOVER 這組變數進行向量誤差修正模型估計及因果關係檢定。

3.5 向量誤差修正模型與 Granger 因果檢定

下列為 GDP、INF、CNF/TCR、TURNOVER 這組變數的一般式向量誤差修正模型，

$$\Delta \text{GDP}_t = \alpha_1 + \alpha_{\text{GDP}} \theta_{t-1} + \alpha_{11} \Delta \text{GDP}_{t-1} + \beta_{11} \Delta \text{INF}_{t-1} + \gamma_{11} \Delta \text{CNF/TCR}_{t-1} + \delta_{11} \Delta \text{TURNOVER}_{t-1} + \varepsilon_{1t} \dots \dots (1)$$

$$\Delta \text{INF}_t = \beta_2 + \beta_{\text{INF}} \theta_{t-1} + \alpha_{21} \Delta \text{GDP}_{t-1} + \beta_{21} \Delta \text{INF}_{t-1} + \gamma_{21} \Delta \text{CNF/TCR}_{t-1} + \delta_{21} \Delta \text{TURNOVER}_{t-1} + \varepsilon_{2t} \dots \dots (2)$$

$$\Delta \text{CNF/TCR}_t = \gamma_3 + \gamma_{\text{CNF/TCR}} \theta_{t-1} + \alpha_{31} \Delta \text{GDP}_{t-1} + \beta_{31} \Delta \text{INF}_{t-1} + \gamma_{31} \Delta \text{CNF/TCR}_{t-1} + \delta_{31} \Delta \text{TURNOVER}_{t-1} + \varepsilon_{3t} \dots \dots (3)$$

$$\Delta \text{TURNOVER}_t = \delta_{41} + \delta_{\text{TURNOVER}} \theta_{t-1} + \alpha_{41} \Delta \text{LnPERGDP}_{t-1} + \beta_{41} \Delta \text{INF}_{t-1} + \gamma_{41} \Delta \text{CNF/TCR}_{t-1} + \delta_{41} \Delta \text{TURNOVER}_{t-1} + \varepsilon_{4t} \dots \dots (4)$$

根據 (1) 式，欲檢定短期通膨非 GDP 成長之因的虛無假設，及設 $H_0: \beta_{11} = 0$ ；欲檢定短期金融中介非 GDP 成長之因，則虛無假設為 $\gamma_{11} = 0$ ；同樣地，欲檢定短期股市非 GDP 成長之因，則虛無假設為 $\delta_{11} = 0$ 。同理，可檢定 (2)、(3)、(4) 式。檢定長期的因果關係時，要檢定個別方程式中之 α_{GDP} 、 β_{INF} 、 $\gamma_{\text{CNF/TCR}}$ 或 δ_{TURNOVER} 是否等於 0，舉例而言，若 α_{GDP} 顯著異於 0，則可支持 (1) 式等號右

邊所有變數在長期下會影響 GDP 成長。聯合 F 檢定是用來檢定全面的 Granger 因果關係，在 (1) 式對 GDP 成長，聯合檢定 F_1 之虛無假設為 $\alpha_{GDP} = \beta_{11} = 0$ ，其目的是要檢定通膨不會 Granger Cause GDP 成長；聯合檢定 F_2 之虛無假設為 $\alpha_{GDP} = \gamma_{11} = 0$ ，是用來檢定金融中介發展不會 Granger Cause GDP 成長；聯合檢定 F_3 之虛無假設為 $\alpha_{GDP} = \delta_{11} = 0$ ，是用來檢定股市發展不會 Granger Cause GDP 成長。

以此類推，(2) 式聯合檢定 F_1 之虛無假設為 $\beta_{INF} = \alpha_{21} = 0$ ， F_2 之虛無假設為 $\beta_{INF} = \gamma_{21} = 0$ ， F_3 之虛無假設為 $\beta_{INF} = \delta_{11} = 0$ 。

(3) 式 F_1 之虛無假設為 $\gamma_{CNF/TCR} = \alpha_{31} = 0$ ， F_2 之虛無假設為 $\gamma_{CNF/TCR} = \beta_{31} = 0$ ， F_3 之虛無假設為 $\gamma_{CNF/TCR} = \delta_{31} = 0$ 。

(4) 式 F_1 之虛無假設為 $\delta_{TURNOVER} = \alpha_{41} = 0$ ， F_2 之虛無假設為 $\delta_{TURNOVER} = \beta_{41} = 0$ ， F_3 之虛無假設為 $\delta_{SIZE} = \gamma_{41} = 0$ 。

3.6 VEC 模型之估計結果與臺灣、韓國及日本 Granger 因果關係

表 13A 為臺灣向量誤差修正模型之估計結果，可分別說明長、短期變數間之因果關係：(1) 就長期因果關係來看，只有以 TURN 為因變數之向量誤差修正模型的誤差項係數檢定結果不顯著，而以 GDP、INF 及 (CNF/TCR) 為因變數之向量誤差修正模型的誤差項係數檢定結果皆顯著，這說明了股市發展不為體系之內生變數，故不會受到經濟成長、通貨膨脹及銀行發展的影響，但股市發展卻會影響經濟成長、通貨膨脹及銀行發展。(2) 就短期因果關係來看，由以 GDP 為因變數的方程式中，自變數 (CNF/TCR) 及 TURN 的落後期係數 t 檢定結果皆不顯著，表示經濟成長、銀行和股市的發展之短期因果關係不明顯，而經濟成長和通貨膨脹之間具有短期的因果關係。

接著再由表 13B 之 Granger 因果關係檢定結果，發現在 10% 的顯著水準下，變數 INF、(CNF/TCR) 及 TURN 皆 Granger Cause GDP，而 GDP Granger Cause INF、(CNF/TCR)，卻 does not Granger Cause TURN，即表示通貨膨脹、銀行和股市的發展皆會帶動經濟成長，而經濟成長也會帶動通貨膨脹和銀行發展，卻不會帶動股市的發展。

最後，依據表 13C 正規化共整合方程式係數檢定的結果來看，經濟成長與通貨膨脹之間呈顯著的負相關，而經濟成長與銀行及股市的發展呈正相關，但股市發展的效果較不顯著。

表 14A 為韓國向量誤差修正模型之估計結果，可得長、短期變數間之因果關係：(1) 就長期因果關係來看，只有以 TURN 為因變數之向量誤差修正模型誤差項的係數檢定結果不顯著，而以 GDP、INF 及 (CNF/TCR) 為因變數之向量誤差修正模型的誤差項係數檢定結果皆顯著，這說明了股市發展不為體系之內生變

數，故不會受到經濟成長、通貨膨脹及銀行發展的影響，但股市發展卻會影響經濟成長、通貨膨脹及銀行發展。(2) 就短期因果關係來看，由以 GDP 為因變數的方程式中，只有自變數 INF 的落後期係數 t 檢定結果顯著，其它自變數的檢定結果為不顯著，表示經濟成長與通貨膨脹之間具有短期因果關係，而經濟成長、銀行和股市的發展之短期因果關係不明顯。

由表 14B 之 Granger 因果關係檢定結果，發現在 10% 的顯著水準下，變數 INF、(CNF/TCR) 及 TURN 皆 Granger Cause GDP，而 GDP Granger Cause INF，卻 does not Granger Cause (CNF/TCR) 及 TURN，即表示通貨膨脹、銀行和股市的發展皆會帶動經濟成長，而經濟成長會帶動通貨膨脹，卻不會帶動銀行和股市的發展。

最後，依據表 14C 正規化共整合方程式係數檢定結果來看，經濟成長與通貨膨脹呈負相關，但不顯著；而經濟成長與銀行及股市的發展雖呈正相關，但股市發展的效果較不顯著。

表 15A 為日本向量誤差修正模型之估計結果，可得長、短期變數間之因果關係：(1) 就長期因果關係來看，只有以 GDP 為因變數之向量誤差修正模型的誤差項係數檢定結果不顯著，而以 INF、(CNF/TCR) 及 TURN 為因變數之向量誤差修正模型的誤差項係數檢定結果皆顯著。這表示以經濟成長不為體系之內生變數，故不會受到通貨膨脹、銀行和股市發展的影響，但經濟成長卻會影響通貨膨脹、銀行和股市的發展。(2) 就短期因果關係來看，由以 GDP 為因變數的方程式中，自變數 INF、(CNF/TCR) 及 TURN 的落後期係數 t 檢定皆不顯著，表示經濟成長、通貨膨脹、銀行和股市的發展之短期因果關係不明顯。

由表 15B 之 Granger 因果關係檢定結果，發現在 10% 的顯著水準下，變數 INF、(CNF/TCR) 及 TURN 皆 Granger Cause GDP，而 GDP Granger Cause INF、(CNF/TCR)，卻 does not Granger Cause TURN，即表示通貨膨脹、銀行和股市的發展皆會帶動經濟成長，而經濟成長也會帶動通貨膨脹和銀行發展，卻不會帶動股市發展。

最後，依據表 15C 正規化共整合方程式係數檢定的結果來看，通貨膨脹與經濟成長和銀行發展呈正相關，但銀行發展的效果較不顯著；而通貨膨脹與股市發展呈顯著負相關。

4. 結論

本文主旨在以 VECM 為基礎，用 Granger 因果檢定來分析通貨膨脹、金融發展和經濟成長三者之間的因果關係，文中以臺灣、韓國及日本為實證對象。根據 Granger 因果檢定之結果顯示，臺灣的經濟成長、通貨膨脹和銀行發展互為因果關係，而股市不受其他變數所影響，但會影響其他變數，見圖 1。韓國則是通貨膨脹與銀行發展互為因果關係，經濟成長和通貨膨脹互為因果關係，股市與銀行的發展兩者之間則無任何因果關係，見圖 2。最後，日本的經濟成長和通貨膨脹互為因果關係，通貨膨脹與銀行發展互為因果關係，銀行和股市的發展互為因果關係，經濟成長只會帶動通貨膨脹，卻不會帶動銀行或股市的發展，見圖 3。

從正規化共整合方程式係數檢定來看，臺灣的通貨膨脹與經濟成長之間皆呈顯著負相關，表示臺灣的通貨膨脹率較其他國家為高或是起始的通貨膨脹率較高；而韓國的通貨膨脹與經濟成長之間皆呈負相關，但不顯著；日本的通貨膨脹與經濟成長之間皆呈顯著正相關率，表示日本的通貨膨脹率可能仍處於較低或較溫和的狀態。因此政府在制定或推行貨幣及財政政策時，應避免持續的通貨膨脹發生，而造成總體經濟的不穩定。此外由於各國經濟環境的不同及金融制度的差異，在解釋這三個變數之間關係，亦扮演著重要的角色。

References

- 李建強（2003），「通貨膨脹、金融發展與經濟成長－臺灣與日本的實證研究」，臺灣經濟學會 2003 年年會。
- 邱魏頌正、耿紹助和尤明仁（2003），「金融發展與經濟成長－台灣實證之研究」，企銀季刊，26 卷 1 期，頁 207-224。
- 許振明和林樹明（2000），「臺灣金融發展與內生經濟成長」，自由中國之工業，1 卷 2 期，頁 21-47。
- 黃仁德和羅時萬（2001），「現代經濟成長理論」二版，華泰文化事業股份有限公司。
- Arestis, P., and P. O. Demetriades, and K. B. Luintel（2001），“Financial Development and Economic Growth：The Role of Stock Markets,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 33：1, 16-41.
- Barnes, M., and J. H. Boyd, and B. D. Smith(1999)，“Inflation and Asset Returns,” *European Economic Review*, 43, 737-754.
- Beck, T., and R. Levine,（2002），“Stock Market, Banks, and Growth：Panel Evidence,” *NBER Working Paper no.9082*.
- Boyd, J. H., and R. Levine, and B. D. Smith（1995），“Inflation and Financial Market Performance,” Manuscript, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*.
- Boyd, J. H., and R. Levine, and B. D. Smith（2001），“The Impact of Inflation on

- Financial Sector Performance,” *Journal of Monetary Economics*, 47, 221-248.
- Bruno, M., and W. Easterly (1998), “Inflation Crisis and Long-Run Growth,” *Journal of Monetary Economics*, 41, 3-26.
- Bullard, J., and J. Keating (1995), “The Long-Run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies,” *Journal of Monetary Economics*, 36, 477-496.
- Demetriades, P. O., and K. A. Hussein (1996), “Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-Series Evidence from 16 Countries,” *Journal of Development Economics*, 51, 387-411.
- Johansen, S.(1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Jones, L. E., and Rodolfo E. Manuelli (1995), “Growth and the Effects of Inflation,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, 1405-1428.
- Harris, R. D. F. (1997), “Stock Markets and Development : A Re-assessment,” *European Economic Review*, 41, 139-146.
- Hung, F. S. (2001), “Inflation and Economic Growth in Financial Markets with Adverse Selection and Costly State Verification,” *Academia Economic Papers*, 29 : 1, 67-89.
- Hung, F. S. (2003), “Inflation, Financial Development, and Economic Growth,” *International Review of Economic and Finance*, 12, 45-67.
- Huybens, E., and B. Smith(1999), “Inflation, Financial Markets and Long-Run Real Activity,” *Journal of Monetary Economics*, 43, 283-315.
- Levine, R., and S. Zervos(1998), “Stock Markets, Banks, and Economic Growth,” *American Economic Review*, 88 : 3, 537-558.
- Levine, R. (2002), “Bank-Based or Market-Based Financial Systems : Which Is Better?,” *Journal of Financial Intermediation*, 11, 398-428.
- Nourzad, F. (2002), “Financial Development and Productive Efficiency : A Panel Study of Developed and Developing Countries,” *Journal of Economics and Finance*, 26 : 2, 138-149.
- Xu, Z. (2000), “Financial Development, Investment, and Economic Growth,” *Economic Inquiry*, 38 : 2, 331-344.
- Zestos, G. K., and X. Tao (2002), “Trade and GDP Growth : Causal Relations in the United States and Canada,” *Southern Economic Journal*, 68 : 4, 859-874.

圖 1 臺灣－通貨膨脹、金融發展和經濟成長之因果關係圖

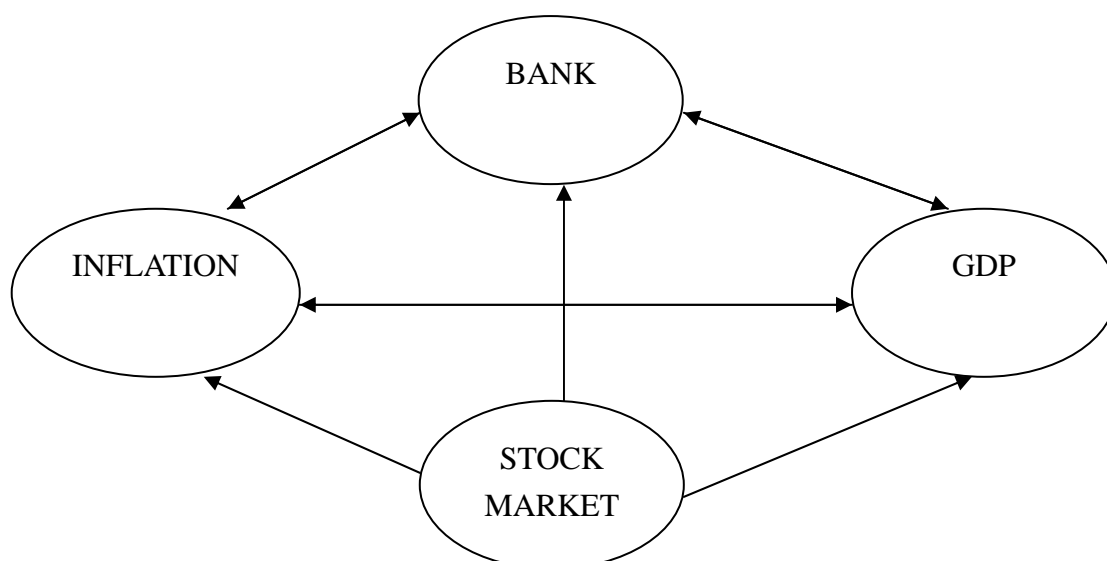


圖 2 韓國－通貨膨脹、金融發展和經濟成長之因果關係圖

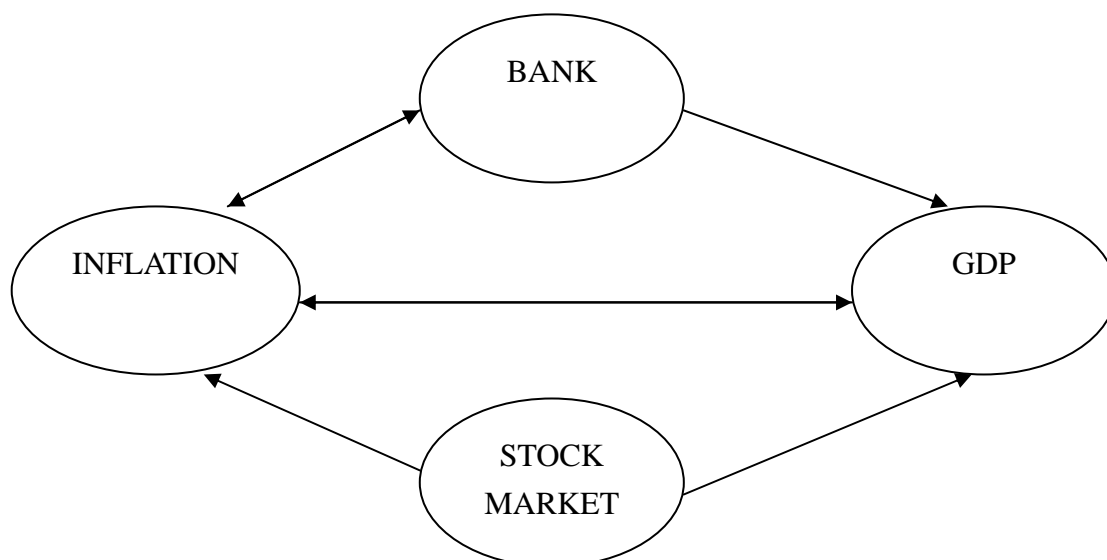


圖 3 日本－通貨膨脹、金融發展和經濟成長之因果關係圖

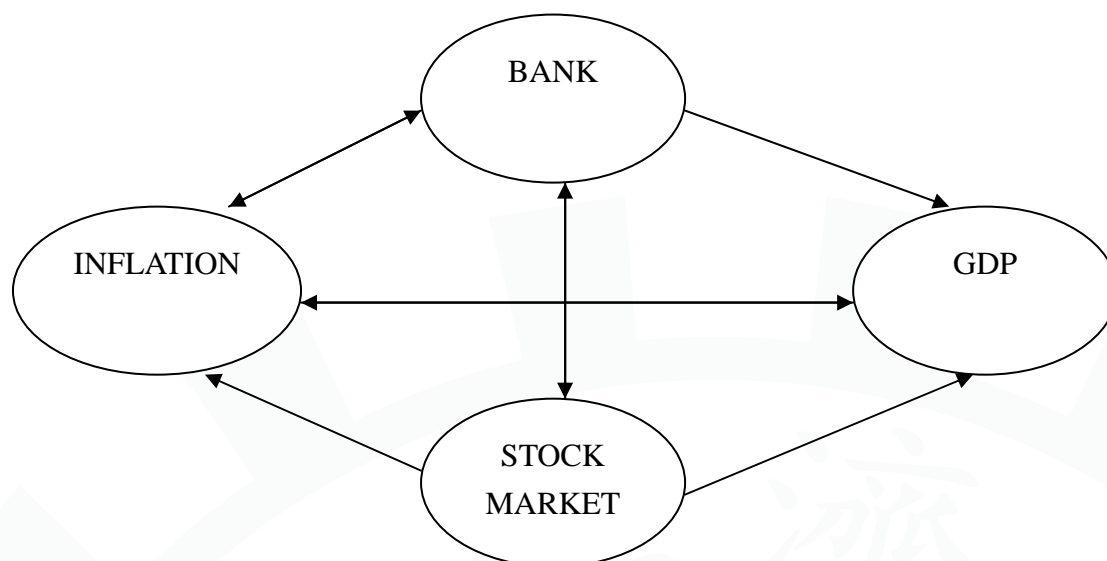


表 13A 臺灣向量誤差修正模型之估計結果

變數名稱	誤差項	ΔGDP_{t-1}	ΔINF_{t-1}	F_1	$\Delta (CNF/TCR)_{t-1}$	F_2	$\Delta TURN_{t-1}$	F_3	固定項
ΔGDP_t	-0.085041 [-2.46134]**	0.392841 [3.55266]*	0.353918 [2.09076]**	14.527*	-0.083737 [-0.77073]	8.249*	0.001313 [0.45316]	9.101*	0.004890 [2.34704]**
ΔINF_t	0.074050 [3.81460]*	-0.010357 [-0.16670]***	-0.010285 [-0.10814]	17.538*	0.120121 [1.96780]***	12.645*	0.004861 [2.98677]*	13.121*	0.004598 [3.92840]*
$\Delta (CNF/TCR)_t$	0.110310 [3.37808]*	-0.135612 [-1.29762]	-0.324925 [-2.03094]**	6.173*	0.156182 [1.52099]	6.169*	0.000149 [0.05440]	6.859*	0.003758 [1.90849]***
$\Delta TURN_t$	-0.074577 [-0.05981]	-1.810793 [-0.45379]	0.503047 [0.08235]	0.189	-5.163591 [-1.31699]	0.295	-0.418982 [-4.00820]*	1.038	0.041600 [0.55334]

註 1：[.]為 t 檢定統計量。註 2：*，**，***分別表示在 1%，5%，10%顯著水準下。

表 13B Granger 因果關係檢定

因變數	自變數	F 統計量	因果關係
ΔGDP	ΔINF	14.527*	ΔINF 會領先 ΔGDP
ΔGDP	$\Delta (CNF/TCR)$	8.249*	$\Delta (CNF/TCR)$ 會領先 ΔGDP
ΔGDP	$\Delta TURN$	9.101*	$\Delta TURN$ 會領先 ΔGDP
ΔINF	ΔGDP	17.538*	ΔGDP 會領先 ΔINF
ΔINF	$\Delta (CNF/TCR)$	12.645*	$\Delta (CNF/TCR)$ 會領先 ΔINF
ΔINF	$\Delta TURN$	13.121*	$\Delta TURN$ 會領先 ΔINF
$\Delta (CNF/TCR)$	ΔGDP	6.173*	ΔGDP 會領先 $\Delta (CNF/TCR)$
$\Delta (CNF/TCR)$	ΔINF	6.169*	ΔINF 會領先 $\Delta (CNF/TCR)$
$\Delta (CNF/TCR)$	$\Delta TURN$	6.859*	$\Delta TURN$ 會領先 $\Delta (CNF/TCR)$
$\Delta TURN$	ΔGDP	0.189	ΔGDP 不會領先 $\Delta TURN$
$\Delta TURN$	ΔINF	0.295	ΔINF 不會領先 $\Delta TURN$
$\Delta TURN$	$\Delta (CNF/TCR)$	1.038	$\Delta (CNF/TCR)$ 不會領先 $\Delta TURN$

註 1：落後期數為 1 期（季）。註 2：聯合檢定虛無假設 H_0 ：各落後期自變數變動及長期均衡誤差不會影響因變數。註 3：*，**，***分別表示在 1%，5%，10%顯著水準下。

表 13C 正規化共整合方程式係數

正規化係數	INF	CNF/TCR	TURN	常數
=GDP				
係數	-0.420969	1.587188	0.042991	-12.35671
P-value	0.027084	0.014634	0.355254	

註：P-value 值為檢定虛無假設 H_0 ：參數值為零，所得到之概度比檢定量之機率值。

表 14A 韓國向量誤差修正模型之估計結果

變數名稱	誤差項	ΔGDP_{t-1}	ΔINF_{t-1}	F_1	$\Delta(CNF/TCR)_{t-1}$	F_2	$\Delta TURN_{t-1}$	F_3
ΔGDP_t	-0.009871 [-4.37354]*	0.087994 [0.82732]	-0.870017 [-2.70741]*	12.488*	0.249744 [1.02472]	13.795*	-0.006126 [-1.07126]	10.356*
ΔINF_t	-0.004338 [-4.87653]*	0.029366 [0.70045]	0.155558 [1.22809]	8.489*	-0.057853 [-0.60221]	6.658*	0.001591 [0.70597]	6.537*
$\Delta(CNF/TCR)_t$	-0.002516 [-2.29086]**	-0.014420 [-0.27863]	-0.360200 [-2.30356]**	0.324	0.101364 [0.85473]	2.454***	-0.004874 [-1.75166]***	1.828
$\Delta TURN_t$	-0.012817 [-0.31052]	0.342175 [0.17591]	-1.816310 [-0.30905]	0.135	-2.765439 [-0.62043]	0.050	-0.417584 [-3.99266]*	0.193

註 1：[.]為 t 檢定統計量。註 2：*，**，***分別表示在 1%，5%，10%顯著水準下。

表 14B Granger 因果關係檢定

因變數	自變數	F 統計量	因果關係
ΔGDP	ΔINF	12.488*	ΔINF 會領先 ΔGDP
ΔGDP	$\Delta(CNF/TCR)$	13.795*	$\Delta(CNF/TCR)$ 會領先 ΔGDP
ΔGDP	$\Delta TURN$	10.356*	$\Delta TURN$ 會領先 ΔGDP
ΔINF	ΔGDP	8.489*	ΔGDP 會領先 ΔINF
ΔINF	$\Delta(CNF/TCR)$	6.658*	$\Delta(CNF/TCR)$ 會領先 ΔINF
ΔINF	$\Delta TURN$	6.537*	$\Delta TURN$ 會領先 ΔINF
$\Delta(CNF/TCR)$	ΔGDP	0.324	ΔGDP 不會領先 $\Delta(CNF/TCR)$
$\Delta(CNF/TCR)$	ΔINF	2.454***	ΔINF 會領先 $\Delta(CNF/TCR)$
$\Delta(CNF/TCR)$	$\Delta TURN$	1.828	$\Delta TURN$ 不會領先 $\Delta(CNF/TCR)$
$\Delta TURN$	ΔGDP	0.135	ΔGDP 不會領先 $\Delta TURN$
$\Delta TURN$	ΔINF	0.050	ΔINF 不會領先 $\Delta TURN$
$\Delta TURN$	$\Delta(CNF/TCR)$	0.193	$\Delta(CNF/TCR)$ 不會領先 $\Delta TURN$

註 1：落後期數為 1 期（季）。註 2：聯合檢定虛無假設 H_0 ：各落後期自變數變動及長期均衡誤差不會影響因變數。註 3：*，**，***分別表示在 1%，5%，10%顯著水準下。

表 14C 正規化共整合方程式係數

正規化係數	INF	CNF/TCR	TURN	常數
=GDP				
係數	-2.669693	21.87612	0.398150	4.286036
P-value	0.199426	0.000837	0.355436	

註：P-value 值為檢定虛無假設 H_0 ：參數值為零，所得到之概度比檢定量之機率值。

表 15A 日本向量誤差修正模型之估計結果

變數名稱	誤差項	ΔGDP_{t-1}	ΔINF_{t-1}	F_1	$\Delta (CNF/TCR)_{t-1}$	F_2	$\Delta TURN_{t-1}$	F_3	固定項
ΔGDP_t	-0.058188 [-1.63228]	-0.103605 [-0.76592]	0.176528 [0.61016]	7.071*	0.072720 [0.35215]	2.581***	-0.004629 [-0.86804]	3.009***	0.002642 [1.78635]***
ΔINF_t	-0.058513 [-3.94183]*	0.097230 [1.72618]***	0.130603 [1.08409]	21.584*	-0.155782 [-1.81166]***	9.589*	0.001822 [0.82060]	9.102*	0.001455 [2.36197]**
$\Delta (CNF/TCR)_t$	-0.141662 [-6.77795]*	-0.031285 [-0.39447]	-0.076712 [-0.45225]	30.230*	-0.277196 [-2.28953]**	30.098*	-0.002102 [-0.67224]	32.131*	-0.002001 [-2.30735]**
$\Delta TURN_t$	-1.241709 [-1.75289]***	-2.429180 [-0.90372]	-10.41834 [-1.81219]***	1.850	-6.189140 [-1.50828]	2.222	-0.321632 [-3.03494]*	2.813***	0.032565 [1.10801]

註 1：[,]為 t 檢定統計量。註 2：*，**，***分別表示在 1%，5%，10%顯著水準下。

表 15B Granger 因果關係檢定

因變數	自變數	F 統計量	因果關係
ΔGDP	ΔINF	7.071*	ΔINF 會領先 ΔGDP
ΔGDP	$\Delta (CNF/TCR)$	2.581***	$\Delta (CNF/TCR)$ 會領先 ΔGDP
ΔGDP	$\Delta TURN$	3.009***	$\Delta TURN$ 會領先 ΔGDP
ΔINF	ΔGDP	21.584*	ΔGDP 會領先 ΔINF
ΔINF	$\Delta (CNF/TCR)$	9.589*	$\Delta (CNF/TCR)$ 會領先 ΔINF
ΔINF	$\Delta TURN$	9.102*	$\Delta TURN$ 會領先 ΔINF
$\Delta (CNF/TCR)$	ΔGDP	30.230*	ΔGDP 會領先 $\Delta (CNF/TCR)$
$\Delta (CNF/TCR)$	ΔINF	30.098*	ΔINF 會領先 $\Delta (CNF/TCR)$
$\Delta (CNF/TCR)$	$\Delta TURN$	32.131*	$\Delta TURN$ 會領先 $\Delta (CNF/TCR)$
$\Delta TURN$	ΔGDP	1.850	ΔGDP 不會領先 $\Delta TURN$
$\Delta TURN$	ΔINF	2.222	ΔINF 不會領先 $\Delta TURN$
$\Delta TURN$	$\Delta (CNF/TCR)$	2.813***	$\Delta (CNF/TCR)$ 會領先 $\Delta TURN$

註 1：落後期數為 1 期（季）。註 2：聯合檢定虛無假設 H_0 ：各落後期自變數變動及長期均衡誤差不會影響因變數。註 3：*，**，***分別表示在 1%，5%，10%顯著水準下。

表 15C 正規化共整合方程式係數

正規化係數	GDP	(CNF/TCR)	TURN	常數
=INF				
係數	0.362664	0.097670	-0.050184	7.255574
P-value	0.008732	0.412745	0.002742	

註：P-value 值為檢定虛無假設 H_0 ：參數值為零，所得到之概度比檢定量之機率值。