

利率對台灣民間投資影響之實證分析*

徐 千 婷

摘 要

本文的主要目的，在於探討台灣的民間固定投資，是否受到實質利率變動的影響。在研究方法上，首先參酌主要投資理論以及國內相關的實證研究，並設定一條民間投資函數，然後利用轉換函數模型(Transfer Function Model)分析方法，針對我國1982年第1季至2005年第4季的資料進行實證研究。實證結果顯示，過去二十餘年來，我國的民間投資函數，符合學理上提出的加速理論與新古典投資理論等，並且也受到其他因素，如股價變動、我國對外投資的情況、以及政府

投資規模的影響。就實質利率變動對於民間固定投資的影響效果來看，實證結果顯示，平均而言，當實質銀行放款利率提高1個百分點，5季以後，實質民間投資將下降(相對於基準值)1.51%左右。不過，在統計顯著性方面，此一估計值位於顯著邊緣(即在10%的顯著水準下，係數值顯著異於零；但在5%的顯著水準下，則係數值與零無顯著差異)。此可能係由於影響民間投資的因素複雜，致利率對民間投資的影響仍存有若干不確定性。

1. 前 言

一般而言，在貨幣政策的傳遞管道中，透過利率變動影響總體經濟活動(稱為「利率管道」)，仍為所有管道中最重要者，而此一貨幣政策傳遞管道的有效與否，則視消費、投資等需求項目對於利率的變動是否敏感而定。因此，對於欲透過調整利率而影響總體經濟的貨幣當局而言，深入瞭解利率變動與實質需求之間的關係，特別是量化其間的關

係，將有助於其政策尺度之衡酌與拿捏。本文的主要目的，即在於研究利率變動對於我國實質民間投資的影響。

就利率變動影響民間投資的這條貨幣政策傳遞管道言，傳統看法是，由於資金成本是影響民間投資的重要因素，因此，貨幣當局如能改變利率水準，則在相當程度上就可以影響民間投資。惟以當前的政治與經濟環

* 本文作者特別感謝本行林理事金龍對於本文給予之諸多指正，以及本刊匿名審稿人的費心審閱。另外，經濟研究處施處長燕、施副處長遵驊、以及盧研究員志敏等也提供了許多寶貴意見，在此一併致謝。惟文中所持觀點僅代表作者個人看法，與服務單位無關；如有任何錯誤，亦概由作者負責。

境來看，企業是否進行實物投資，除了資金成本的考量之外，還受到許多其他因素的左右，例如勞動成本、租稅制度、環保政策以及政治安定性等，特別是近十餘年來，我國企業紛紛接踵至對岸進行投資設廠，因而使得我國的民間投資受到相當程度的衝擊。在這種情況下，利率對於我國的民間投資，是否仍有明顯的影響？值得加以深入探討。

因此，本文的主要目的，在於探討我國的民間固定投資，是否受到實質利率變動的影響。在研究方法上，本文先行參酌主要投資理論以及國內相關實證研究，設定一條民間投資函數，然後利用計量實證方法，針對我國情況進行分析。

在研究方法上，本文採取轉換函數模型(Transfer Function Model, 簡稱 TF 模型)分析法。轉換函數模型首先由 Box and Jenkins (1970) 提出，而後 Liu and Hanssens (1982)與 Pankratz (1991) 加以延伸。相較於傳統迴歸模型之設定與估計，TF 模型具有如下的優點：(1)TF 模型結合了傳統迴歸分析與時間數列分析的特點，或者說，TF 模型兼具經濟理論與統計特性；(2)傳統的迴歸分析法，通常假設干擾項為白噪音(white noise)；而在 TF 模型中，則假設干擾項為一 ARIMA 模型；(3)在解釋變數的落後結構上，傳統的迴歸分析法通常是根據一些選擇落後期數的統計量，如 AIC(Akaike information criterion)、BIC(Schwarz Bayesian Information Criterion)等來

決定解釋變數的落後期數；而 TF 模型則另外尚可根據一套統計方法，即利用樣本交叉相關函數(cross correlation function)來決定解釋變數係數的最近似有理式型式(註 1)；此外，由於本文所欲探討的主題是利率對民間投資的影響，眾所周知，貨幣政策變動對於需求面的影響，通常有一段長而變動的時間落後現象，因此，在模型的設定上，落後結構的決定很重要，這也是本文採用 TF 模型進行實證分析的主要原因之一。

文獻上，TF 模型的應用層面頗為廣泛，但在經濟與金融領域，使用此一方法者並不普遍(註 2)。Ma and Park (2005) 曾利用 TF 模型來檢視利率與物價上漲率之間的因果關係；Zhu (2004) 在 TF 模型的架構下，研究股利對實質股票報酬的預測能力，並發現，相較於純粹的迴歸與時間數列分析法，利用 TF 模型大幅提高了對股票報酬的預測能力；Olatubi (2003) 利用 TF 模型估計及預測美國海域原油外洩事故；Liu (1991) 利用 TF 模型研究美國石油與原油價格間的關係；Enders, Sandler, and Parise (1992) 利用此種模型分析恐怖主義對觀光業的影響；Trivez (1999) 建構一個短期 TF 預測模型，來預測各地區不同部門的失業情形；以及 Fullerton and Tinajero (2001) 則利用 TF 模型研究墨西哥物價的短期動態行為等等。

本文的章節安排如下：除本節前言外，第二節為投資函數的理論簡介與實證文獻回

顧；第三節說明本文採用的實證分析方法，亦即就轉換函數模型進行簡要介紹；第四節利用轉換函數模型，估計民間投資函數，以瞭解實質利率變動對於我國民間投資的影

響；第五節說明近年來我國中央銀行調高重貼現率對於民間投資之可能影響；第六節則為結語。

2. 投資函數的理論簡介與國內實證文獻回顧

本文擬透過相關理論與實證文獻的回顧，來設定適當的投資函數。因此，以下先分別介紹投資函數的相關理論與國內的實證文獻。

2.1 投資理論

學理上較常見的投資理論有：加速理論 (Accelerator Theory)，新古典投資理論 (Neoclassical Theory)，以及 Tobin's q 理論，分別說明如下(見 Gordon, 2003)：

(1) 加速理論

投資的加速理論大意为，廠商的淨投資水準(即新增投資扣除折舊)，取決於預期產出的變動，而其背後的思維很簡單：廠商想要將(最適)資本存量對預期銷貨收入(或預期產出)的倍數，維持在一個固定水準上(註 3)。

加速理論可以公式表達如下：

$$I^n = v^* \Delta Y^e = v^* \Delta Y_t \quad (1)$$

(假設預期產出等於前一期實際產出)

式(1)中， I^n 為淨投資， v^* 為資本存量對預期產出的倍數， Y^e 為預期產出。式(1)稱為簡單的加速理論。加速理論告訴我們，當廠商預期產出將成長時(即 $\Delta Y^e > 0$)，則將有正的淨投資；當產出停止成長，則淨投資將為零；至

於如果預期產出將呈現負成長，則淨投資將為負，亦即廠商的投資毛額將小於資本存量折舊的數額。

此外，如果欲將(1)式等號右邊的產出寫成變動率的型式，則變成：

$$\frac{I^n}{Y} = v^* \frac{\Delta Y_{t-1}}{Y} \quad (2)$$

(2) 新古典投資理論

此一理論係由 Dale Jorgenson 於 1963 年提出，Jorgenson 的主要貢獻在於，透過新古典個體經濟理論，檢視追求利潤極大廠商的決策，進而導出資本使用成本(user cost of capital)的概念。此外，Jorgenson 也說明租稅政策如何影響企業投資。

新古典投資理論的要義為，只有當新增一單位的資本所創造的邊際產出 (marginal product of capital, MPK) 大於或等於實質的資本使用成本(u)—即廠商在一特定期間使用某一資本所花費的成本—亦即 $MPK \geq u$ 時，企業才會進行投資。根據 Jorgenson 的說法，財政政策與貨幣政策都會影響資本使用成本，包括實質利率、稅制因素等(註 4)。

(3) Tobin's q 理論

Tobin's q 理論係 James Tobin 於 1969 年提出，其要旨為，廠商是否有意願添購新的資本設備，端視這項資本在股票市場的價值(即購入一項資本後，將使該公司的股票總市值上升多少)，與其購入成本的相對大小而定；如果前者超過後者，則廠商將添購此項資本設備。為此，Tobin 定義了變數 q ：某家公司在股市的市場價值，除以其資本存量的重置成本。這是平均的概念。另一方面，和投資決策較有關係的，應是邊際 q 的概念，即新增一單位投資所帶來的公司市場價值的變動，除以該新增投資的重置成本。原則上，投資與 q 值呈同向變動的關係。

雖然，在概念上，Tobin's q 對於投資行為應有其影響，不過，在進行實證分析時，如何建構 Tobin's q 資料，卻面臨相當大的困難。例如，實證上應以邊際的 Tobin's q 進行分析，但由於邊際 q 建構不易，因此往往以平均 q 加以取代，而這樣做的前提是，必須假設市場處於完全競爭、以及生產技術具有固定規模報酬。而即便我們可以用平均 q 取代邊際 q ，在以總體資料計算總體經濟的平均 Tobin's q 時，也面臨一些實務上的困難，如分母的重置成本資料不易取得，分子的部份，不管用股價指數或股票總市值，一則將無法代表全體企業(因為只涵蓋上市公司)，另外則是兩者皆會受到上市公司家數變動的影響。因此，在後面的實證中，我們將不納入 Tobin's q 作為投資的解釋變數。

2.2 國內實證文獻回顧

如果觀察民間投資的歷史資料，可以發現，相較於國民所得帳的其他需求項目(如民間消費等)，民間投資的波動性相對較大，猜測主要原因是影響民間企業投資行為的因素相當複雜，且摻雜許多非經濟因素。或許這也是為什麼文獻上有關投資函數應當如何設定，看法相當分歧的主要原因。因此，如果單由投資理論來推論影響民間投資的因素，恐有不足之處，故以下參酌國內現有的相關文獻，期能從中找出影響我國民間投資的其他可能變數。

在一篇論及總體經濟計量模型的研究中，林金龍(2003)對於民間固定投資函數的設定，主要依據加速原理及新古典投資理論，假設民間固定投資受國內產出水準增量(以經濟成長率表示)、資金使用成本(以一年期實質定存利率代表)、以及前期投資等因素影響。而為反映未來的投資前景，作者也納入台灣股價加權指數。此外，由於大部份公共投資屬基礎建設，有利改善民間投資環境，故亦加入落後 4 期的政府投資與公營企業投資。實證上，樣本期間係以資料最早可取得之時間點開始，至 2002 年第 2 季為止。而就本文所關心的利率對民間投資的影響效果部份，實證結果顯示，實質利率(當期值)的估計係數值為-0.56%。

林建甫(2005)在其有關台灣總體經濟金融模型的設定中，有關民間固定資本形成的函

數設定上，主要參酌加速原理、現金流量模型、新古典模型、以及證券價值模型(Securities Valuation Model)，並考量台灣的經濟狀況，設定民間固定資本形成方程式中的解釋變數包括：常數項，名目利率(銀行業基準利率)，落後 4 期的實質民間固定投資，落後 1 期與 2 期的折舊之和，潛在固定資本存量變動，製造業銷售量占 GDP 比重，落後 1 期放款金額，落後 2 期油價，股市總成交值，債市總成交值，以及季節虛擬變數等。樣本期間為 1966 年第 1 季至 2005 年第 2 季。其中，利率(落後 1 期)的估計係數值為-3483.416 (註 5)。

在主計處的總體模型中，民間固定資本形成的解釋變數，除了利率之外，尚包括：常數項，落後 1 期的實質民間固定投資，前期折舊加實質 GDP 變動量，二氧化碳排放量，以及其他虛擬變數。其中，利率的代理變數為：家庭對政府移轉加計直接稅，再除以民間固定資本形成，然後再加上實質民間利率。估計樣本期間為 1970 年至 2004 年的

年資料。估計結果顯示，投資函數中的利率(當期利率)係數估計值為-2031 (註 6)。

胡勝正，詹維玲，陳禮潭(1998)分別利用上市公司個體資料與總體資料，估計我國的民間投資函數，其中，在個體資料方面，主要包含了四個變數，分別反映加速理論、新古典投資理論、Tobin's q 理論、以及現金流量模型的概念。而利用總體資料所建立的投資函數則相對簡單許多，只包含前期資本存量，以及國內、外資本淨報酬(分為絕對淨報酬率與相對淨報酬率)，並發現落後 1 期的國外資本淨報酬(以美國的淨投資報酬率代表)，對國內投資行為有負面影響，而落後 2 期的國內淨報酬，對當期國內投資行為有正面效果。不過，投資函數中並未包括實質利率變數。

此外，尚有一些關於我國投資行為之研究，惟多著重於稅制(如租稅減免、獎投條例、投資抵減、降低營利事業所得稅等)的影響效果，由於此一課題非本文所關注的重點，限於篇幅暫予省略(註 7)。

3. 研究方法說明：轉換函數模型

由於在經濟金融等領域，轉換函數模型的應用並不普遍，因此，以下先簡介其基本概念(見 Wei, 1994)。

假設 x_t 與 y_t 為恆定的(stationary)時間數列，在單一投入(input) x_t - 單一產出(output) y_t 的線性體系中，兩者具有以下的關係：

$$y_t = v(B)x_t + n_t \quad (3)$$

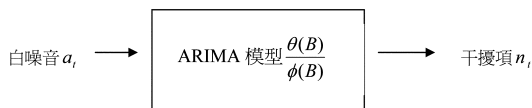
式(3)即 Box and Jenkins 所稱的轉換函數模型， $v(B)$ 為過濾轉換函數(transfer function of filter)， B 為落後運算元(lag operator)， n_t 為獨立於 x_t 的干擾項，為一恆定的 ARMA(p, q) 數列，即：

$$\phi(B)n_t = \theta(B)a_t \text{ 或 } n_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (4)$$

其中 a_t 為白噪音(white noise)。

為避免混淆，在此將干擾項 n_t 、白噪音 a_t 的定義，以及兩者間的關係說明如下。干擾項 n_t 是一個恆定的(stationary)的隨機過程，所謂恆定，是指其平均值與共變異數不隨時間改變(亦即為固定常數)，即：假設有一隨機過程 Y_t ， $E(Y_t) = \mu$ ， $\forall t$ ， $E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$ ， $\forall t, j$ ，則稱 Y_t 為恆定。至於白噪音，則是除了滿足恆定的性質之外(甚至進一步假設平均數等於零)，還必須滿足另一個性質，那就是沒有序列相關，亦即，假設一隨機過程 ε_t ， $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ ， $E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = 0$ ，for $t \neq \tau$ ，此時， ε_t 稱為一白噪音。

至於干擾項 n_t 與白噪音 a_t 之間的關係可表示如下：



接著，如果假設 x_t 與 y_t 只有單向的因果關係，也就是說，當期的產出變數 y_t 只受到當期及過去投入變數 x_t 的影響，則

$$v(B) = v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + v_3 B^3 + \dots \quad (5)$$

係數 v_j 稱為轉換函數權數或衝擊反應函數(因為 v_j 是落後期數 j 的函數之故)。此時，(3)式可以寫成：

$$y_t = v_0 x_t + v_1 x_{t-1} + v_2 x_{t-2} + \dots + n_t \quad (6)$$

進一步言，權數大小代表的意義為：

v_0 ：衡量當期投入對當期產出的影響

v_1 ：衡量前一期投入對當期產出的影響

v_2 ：衡量前兩期投入對當期產出的影響

至於所有權數的加總，即 $\sum v_j$ 通常以 g 代表，稱為“steady state gain”，代表當投入變數較其本身之平均水準提高一單位時，所造成的產出變數平均值變動之和。

轉換函數模型分析的重點，在於利用已知的投入數列 x_t 及產出數列 y_t ，認定及估計轉換函數 $v(B)$ 以及干擾項 n_t 的模型，而其中的困難度在於， x_t 及 y_t 包含的訊息有限，但 $v(B)$ 及 n_t 中的係數卻可能有無窮多個。為解決此一問題，可以將 $v(B)$ 寫成下列的有理數多項式型式：

$$v(B) = \frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_r(B)} \quad (7)$$

其中

$$\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$$

$$\delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$$

b 為延遲參數(delay parameter)，代表投入變數開始對產出變數發生影響之前所需的時間。體系穩定的前提是， $\delta_r(B) = 0$ 的根落在單位圓之外。

因此，轉換函數模型亦可表示如下：

$$y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} x_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (8)$$

以上的說明係針對投入變數只有一個的情況。事實上，轉換函數模型中的投入變數並不僅限於一個；當投入變數超過一個時，即

為多變量的轉換函數模型，此時只要將(3)式加以擴充即可：

$$y_t = v_1(B)x_{1t} + v_2(B)x_{2t} + \dots + v_m(B)x_{mt} + n_t \quad (9)$$

其中 $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt}$ 為投入變數。

4. 利用轉換函數分析利率變動對我國民間投資的影響

4.1 模型變數說明

本文所欲分析的「主角」，是民間固定資本形成毛額 (gross fixed capital formation)，關於這個變數，有幾點值得加以進一步說明：

(1) 民間投資：依投資主體，總投資可劃分為政府投資、公營事業投資、以及民間投資(註 8)。本文所要分析的對象，是民間投資的部份，至於政府與公營事業投資部份，由於其經營目標與投資行為的決策模式，與一般民營企業有所不同，故本文不予以討論；

(2) 固定資本形成：本文所欲分析的投資，只針對固定資本形成部份，不包含「存貨變動」部份；

(3) 投資「毛額」：即未減去「固定資本消耗」(即俗稱的「折舊」)部份的固定投資；

(4) 本文使用之固定資本形成毛額資料，係主計處配合聯合國 1993 年版國民經濟會計制度(1993SNA)編布之統計數，與過去的統計方法主要不同之處在於，將電腦軟體支出以及礦藏探勘費用改列固定資本形成，因此，此一修訂使得固定資本形成毛額較原統計方法(68SNA)下的數列增加。

藉至目前為止，有關投資的相關研究中，對於投資行為的決定因素，看法相當分

歧。經由本文第 2 節的說明，根據常見的投資理論，可初步決定民間投資函數中的主要影響因素包括：產出變動(即經濟成長率)以及資本使用成本。然而，由於影響投資行為的因素相當複雜，因此，僅由這幾個理論(或變數)來解釋我國的民間投資，恐有不足，故本文在回顧國內相關文獻的作法後，參酌林金龍(2003)的作法，加入政府投資與公營企業投資之和，作為解釋變數。另外，由於近年來本國廠商赴海外投資的風氣越來越盛，因此在投資函數中也加入廠商對外直接投資相對我國名目 GDP 之比例。此外，在金融面的變數方面，由於股市的變動一方面可反映總體經濟的變化，一方面又與廠商的籌資難易程度有關，因此，本文也將股價指數納入作為解釋變數。至於其他可能的影響變數，在樣本數目有限之下，考量估計的效率，因此暫不列入考慮(註 9)。

在有關資本使用成本的部份，由於資本的使用成本中，最重要的即是利率水準，且本文的主要目的在於探討利率變動對於民間投資的影響，因此，本文以實質利率作為資本使用成本的代理變數。有關各變數的詳細定義與資料來源見表 1。

表 1 變數的定義與資料來源說明

變數符號	定義	計算方法	資料來源
iv_t	實質民間國內固定資本形成毛額(取對數)		主計處國民所得統計
r_t	實質利率	以銀行放款利率減去消費者物價指數年增率代表(註 10、11)。	金融統計月報
y_t	實質產出(取對數)	實質 GDP。	主計處國民所得統計
s_t	實質股價指數(取對數)	台灣加權股價指數經消費者物價指數平減(註 12)。	金融統計月報
f_t	對外直接投資相對名目 GDP 之比例	我國對外直接投資金額(換算為新台幣計價)相對名目國內生產毛額之比重	金融統計月報：「國際收支簡表」，主計處國民所得統計
ivg_t	實質政府與公營事業固定資本形成毛額之和(取對數)		主計處國民所得統計

4.2 投資函數之實證分析

轉換函數模型的分析方法有兩種，一種稱為交叉相關函數法(cross correlation function, CCF)(又稱為「古典法」)，另一種稱為線性轉換函數法(linear transfer function, LTF)。

當轉換函數中的投入變數只有一個時，可利用 CCF 法進行分析。投入變數如超過一個以上時，如果這些投入變數間沒有相關，則單一變數的 CCF 分析法可以直接擴充應用於多投入的模型；但是，如果投入變數之間具有相關，則模型的建構將變得複雜許多，不宜逕以 CCF 法分析，如利用 CCF 法將產生若干問題。Liu and Hanssens (1982) 提出 LTF 法，可用於分析多個投入的轉換函數模型。

因此，在以下的分析中，主要利用 LTF 法進行實證研究。

如前所述，LTF 法主要由 Liu and Hanssens (1982) 提出(註 13)，主要處理包含兩個以上投入的轉換函數模型。LTF 法主要是從投入數列的 AR 多項式中，選擇一個根接近 1 的共同過濾器，以降低投入變數間的交叉相關。利用 LTF 法，可以同時得到有關轉換函數 $v(B)$ 以及干擾項 n_t 的資訊，模型分析步驟較 CCF 法簡單。

4.2.1 模型估計與檢定(註 14)

本文的實證分析，樣本期間為 1982 年第 1 季至 2005 年第 4 季，使用季資料。其中除實質利率與對外直接投資對 GDP 比例之外，其餘均經過對數轉換。

TF 模型之設定與估計的基本概念是，將迴歸分析與時間數列分析加以結合，期能在樣本內估計或樣本外預測上，其表現都較單獨使用這兩種模型來得好。為達成此一目的，首先將應變數對一個或多個自變數進行迴歸，並據以得到干擾項；然後再針對干擾項進行時間數列分析，亦即建構一 ARIMA 模型；其後，所認定出的 ARIMA 模型即被用來替換原來一開始進行迴歸時所隱含的干擾項；最後，同時估計迴歸以及 ARIMA 模型中的參數。由此可知，TF 模型中的迴歸部份，主要是用來解釋應變數的變異中，由結構因素所引起的部份，而時間數列的部份，則是用來解釋應變數的變異中，無法由結構因素解釋的部份。

以下逐步說明本文如何利用 LTF 法進行我國民間投資的轉換函數分析。

步驟 1：LTF 模型的初步估計

首先，分別選取夠長的落後期數 k 與 l (假設投入變數只有兩個) (註 15)，並猜測一合理的干擾項 n_t 的 ARMA 模式，亦即假設干擾項為一 ARMA(p, q) 的過程，即 $n_t = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} a_t$ ， a_t 為白噪音。然後估計下式：

$$y_t = (v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \dots + v_k B^k) x_t + (u_0 + u_1 B + u_2 B^2 + \dots + u_l B^l) z_t \quad (10)$$

其中， y_t 為產出變數， x_t 及 z_t 為投入變數。

由於所分析的民間固定投資的資料具有明顯的季節性，因此，先猜測干擾項 n_t 為一

個 AR(2) 與季節性 AR(1) 相乘的模型，即：

$$n_t = \frac{1}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \phi_3 B^4)} a_t \quad (11)$$

至於本文中各個投入變數落後期數的設定， r 的落後期數設定為 6 期， $\Delta_4 y$ ， s ，及 f 均為 4 期，至於政府與公營事業投資 ivg ，由於其對民間投資的影響可能有較長的時間落後，因此設定其為落後 5 至 8 期。因此，所欲估計的轉換函數為：

$$\begin{aligned} iv_t = & c + (v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + v_3 B^3 + v_4 B^4 + v_5 B^5 + v_6 B^6) r_t \\ & + (u_0 + u_1 B + u_2 B^2 + u_3 B^3 + u_4 B^4) \Delta_4 y_t \\ & + (a_0 + a_1 B + a_2 B^2 + a_3 B^3 + a_4 B^4) s_t \\ & + (b_0 + b_1 B + b_2 B^2 + b_3 B^3 + b_4 B^4) f_t \\ & + (c_5 B^5 + c_6 B^8 + c_7 B^7 + c_8 B^8) ivg_t \\ & + d_1 Q1 + d_2 Q2 + d_3 Q3 \\ & + \frac{1}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \phi_3 B^4)} a_t \quad (12) \end{aligned}$$

在(12)式中， $Q1$ ， $Q2$ ， $Q3$ 為季節虛擬變數。利用最大概似法(Maximum Likelihood Estimation) 估計轉換函數中的所有參數值後，結果見表 2。

步驟 2：檢視干擾項 n_t 中 AR 項的參數

在此一步驟中，必須檢視干擾項(11)式中 AR 項的估計參數 $\hat{\phi}_i$ ， $i=1,2,3$ ，如果參數值使得 AR 的根落在單位圓上，則必須就投入與產出變數進行適當差分，然後再重覆步驟 1。由表 2 可知，在 AR(2) 的部份， $\hat{\phi}_1=1.12$ ， $\hat{\phi}_2=-0.25$ ，經解出後發現兩根均落在單位圓之外(註 16)，至於在 AR(1) 的部份， $\hat{\phi}_3=0.67 < 1$ 。因此，可毋須就投入與產出變數進行差分(註

表 2 式(12)的估計結果

參數符號	變數名稱	階次	估計值	標準差	t 值	
1	常數項	0	-4.6646	4.6734	-1.00	
2	v_0	r	0	-0.0058	0.0202	-0.29
3	v_1	r	1	-0.0184	0.0200	-0.92
4	v_2	r	2	-0.0138	0.0209	-0.66
5	v_3	r	3	0.0037	0.0149	0.25
6	v_4	r	4	0.0014	0.0199	0.07
7	v_5	r	5	-0.0174	0.0195	-0.89
8	v_6	r	6	-0.0066	0.0211	-0.31
9	u_0	$\Delta_4 y$	0	0.0118	0.0056	2.10
10	u_1	$\Delta_4 y$	1	0.0048	0.0043	1.11
11	u_2	$\Delta_4 y$	2	0.0065	0.0044	1.46
12	u_3	$\Delta_4 y$	3	-0.0066	0.0043	-1.54
13	u_4	$\Delta_4 y$	4	0.0004	0.0054	0.07
14	a_0	s	0	0.0899	0.0558	1.61
15	a_1	s	1	0.0473	0.0559	0.85
16	a_2	s	2	0.0498	0.0610	0.82
17	a_3	s	3	0.0841	0.0590	1.42
18	a_4	s	4	0.0680	0.0668	1.02
19	b_0	f	0	-0.0051	0.0039	-1.29
20	b_1	f	1	0.0013	0.0046	0.27
21	b_2	f	2	0.0042	0.0041	1.03
21	b_3	f	3	0.0009	0.0042	0.21
22	b_4	f	4	-0.0059	0.0036	-1.63
23	c_5	ivg	5	0.3539	0.1097	3.23
24	c_6	ivg	6	0.4667	0.1242	3.76
25	c_7	ivg	7	0.2378	0.1163	2.04
26	c_8	ivg	8	0.1610	0.1162	1.39
27	d_1	$Q1$	0	-0.3922	0.0518	-7.57
28	d_2	$Q2$	0	-0.1967	0.0466	-4.22
29	d_3	$Q3$	0	-0.0948	0.0527	-1.80
30	ϕ_1	AR term	1	1.1186	0.1243	9.00
31	ϕ_2	AR term	2	-0.2543	0.1290	-1.97
32	ϕ_3	AR term	4	0.6685	0.0990	6.75

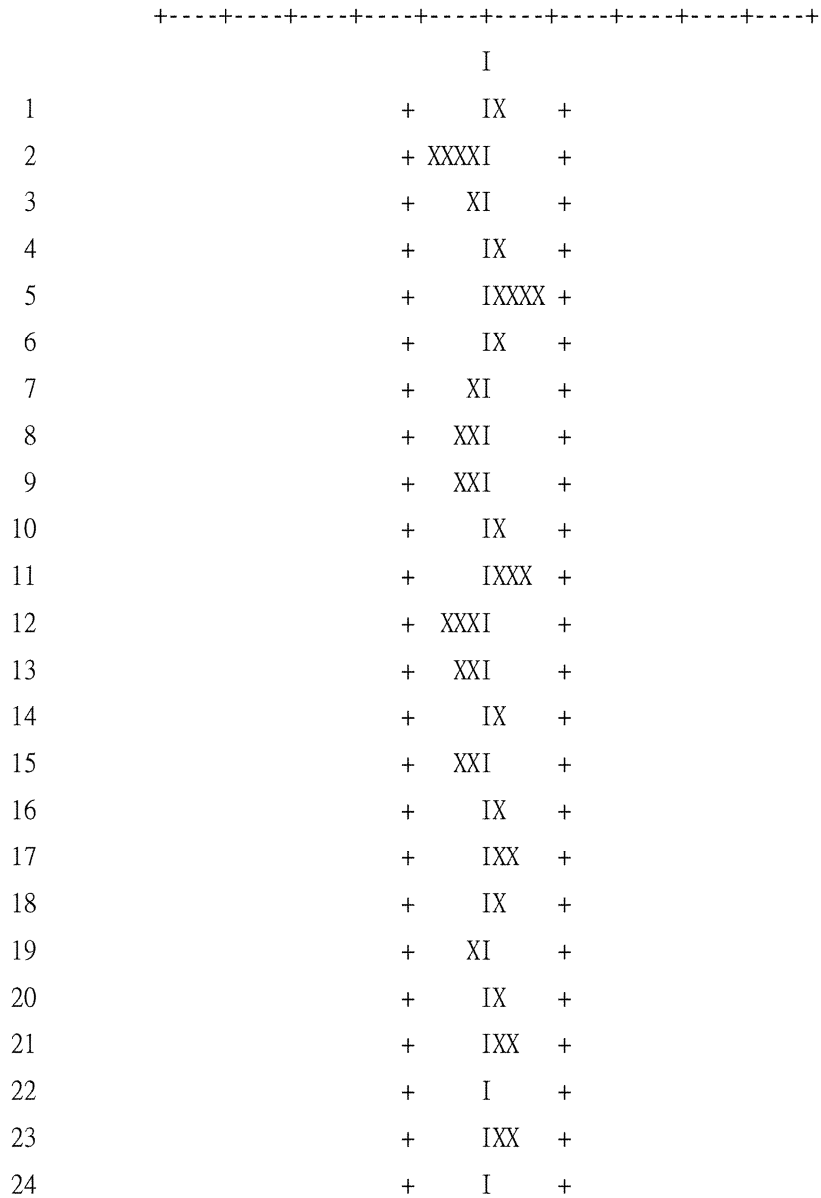
17)。

步驟 3：觀察殘差項 a_t 是否為白噪音

觀察所配適模型的殘差項，即(12)式中的 a_t 是否為白噪音，如果變成白噪音，則可繼續進行下面的步驟。在此利用殘差項 a_t 的

ACF(autocorrelation function)來加以判斷。我們將殘差項 a_t 的 ACF 繪如圖 1。由圖 1 可知，落後 1 至 24 期的 ACF 均在零上下兩個標準差的範圍之內，因此，殘差項為白噪音。

圖 1 殘差項的 ACF



說明：1. 在圖 1 中，橫軸代表 ACF 值的大小，縱軸代表相隔期數。圖中正中央的“**I**”符號代表 ACF=0，兩直行加號“**+**”代表零上下兩個標準差，“**X**”則標示各個期數所對應的 ACF 值大小。

2. 圖 1 的判讀方式為：只要“**X**”落在兩行加號“**+**”之內，即表示殘差項為白噪音。

步驟 4：認定干擾項的模型

在步驟 1 中，所初步設定的干擾項 n_t 的 ARMA 模型，係為一猜測的模型，而非經由嚴格的模型認定(identification)程序得來。在此一步驟中，將利用干擾項 n_t 的 ACF 與 PACF (partial autocorrelation function) 來認定其模型。要找出干擾項 n_t 的 ARMA 模型，必須先求得 n_t 的估計值 (\hat{n}_t)。由於在步驟 1 中已得

到轉換函數權數的估計值，因此，可輕易計算 \hat{n}_t ：

$$\hat{n}_t = y_t - (\hat{v}_0 + \hat{v}_1 B + \hat{v}_2 B^2 + \dots + \hat{u}_l B^l) x_t - (\hat{u}_0 + \hat{u}_1 B + \hat{u}_2 B^2 + \dots + \hat{u}_k B^k) z_t$$

接著，再利用標準的認定程序，決定 \hat{n}_t 的 ARIMA 模型。— ARIMA(p, d, q) 模型： $\phi(B)(1-B)^d Z_t = C + \theta(B)a_t$ ，可從其 ACF 與 PACF 的型態加以判斷，其大致的原則列表如下：

表 3 ARMA 模型的認定原則

	ACF	PACF
MA(q)	在落後 q 期之後切斷(cuts off)	以指數型態漸漸消失
AR(p)	以指數型態漸漸消失	在落後 p 期之後切斷(cuts off)

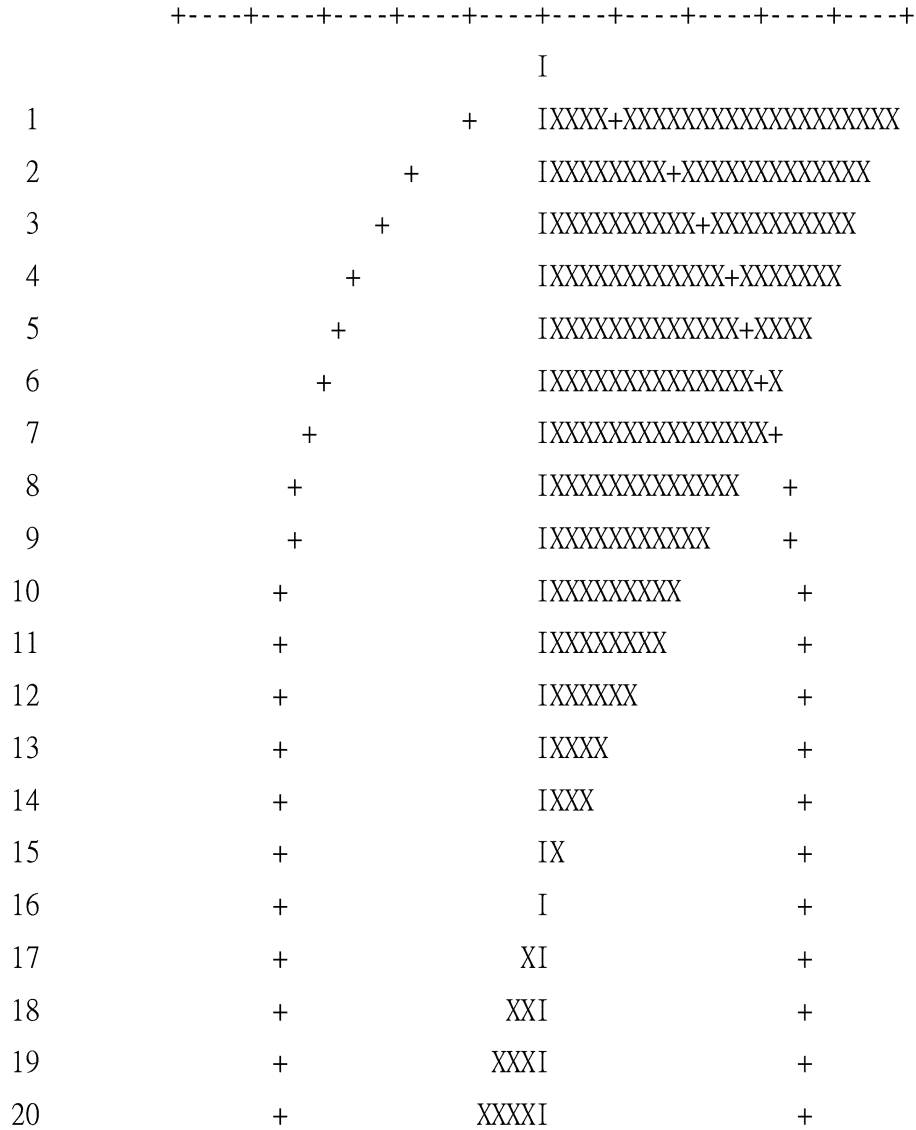
干擾項 \hat{n}_t 的 ACF 與 PACF 分別如圖 2(A) 與圖 2(B)。

從圖 2 可看出，干擾項的 ACF 大致接近 die-out 的情況，而 PACF 則在落後 1 期與 5 期時有 cut-off 現象，因此，初步判斷其為一 AR(5) 的模型。

為進一步確認干擾項的模型，可進一步

觀察干擾項的 EACF(extended ACF)。EACF 主要用於認定混合型的 ARMA(p, q) 模型，亦即當 ACF 與 PACF 均呈現逐漸消失的情況時。EACF 對於混合型 ARMA 模型之認定，提供有用的訊息(詳細說明見 Tsay and Tiao, 1984)。干擾項 n_t 的 EACF 如圖 3。

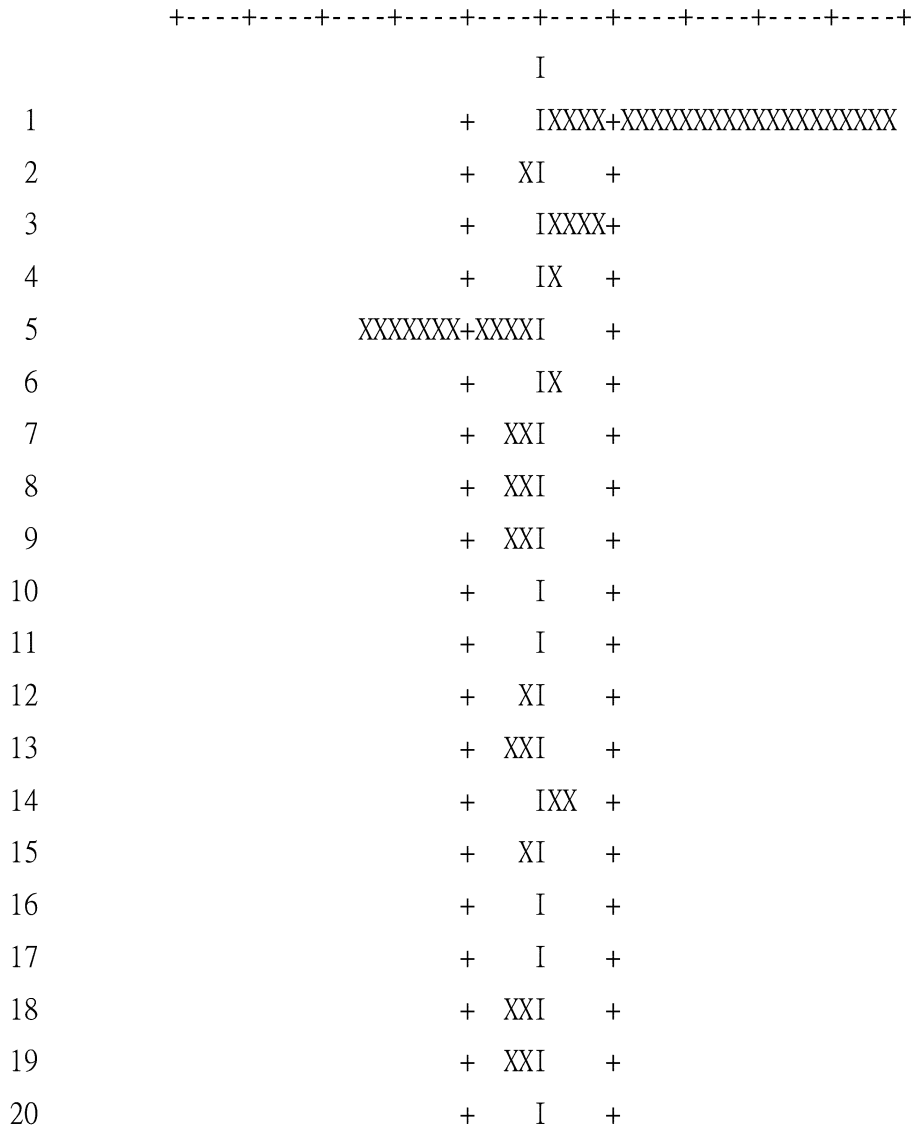
圖 2(A) 模型(12)之干擾項的 ACF



說明：1. 在圖 2(A)中，橫軸代表 ACF 值的大小，縱軸代表相隔期數。圖中的兩直行加號“+”代表零上下兩個標準差，“I”符號代表 ACF=0，“X”符號則標示各個期數所對應的 ACF 值大小。

2. 圖 1 的判讀方式為：如果“X”落在兩行加號“+”之外，即代表 ACF 顯著異於零。

圖 2(B) 模型(12)之干擾項的 PACF



說明：1. 在圖 2(B)中，橫軸代表 PACF 值的大小，縱軸代表相隔期數。圖中的兩直行加號“+”代表零上下兩個標準差，“I”符號代表 PACF=0，“X”符號則標示各個期數所對應的 PACF 值大小。

2. 圖 2(B)的判讀方式為：如果“X”落在兩行加號“+”之外，即代表 PACF 顯著異於零。

圖 3 簡化的 EACF(顯著水準為 5%)

AR	MA												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0	X	X	X	X	X	X	X	0	0	0	0	0	0
1	0	0	0	X	0	0	0	X	0	0	0	0	0
2	X	0	0	X	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	X	0	0	X	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	X	X	0	X	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	0	X	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	X	X	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

EACF 的判讀方式為，如果在以座標 (\bar{p}, \bar{q}) 為頂點的三角區域內(如上圖所示以兩條直線所圍成者)所有位置的值都是「0」，或者說，含「0」之三角型區域的頂點落在 (\bar{p}, \bar{q}) 上，則可判斷 ARMA 模型為 ARMA (\bar{p}, \bar{q}) 。因此，由上方的 EACF 圖 3 可知，干擾項為一 ARMA(5,2)的模型。不過，在以下的設定中，我們將先假設干擾項為一 AR(5)的模型(註 18)。

步驟 5：重新估計模型

根據各個投入變數的衝擊反應權數的初步估計值，有兩種方法決定轉換函數的落後結構(order)：

(1) 若某一投入變數之衝擊反應權數估計結果呈切斷 (cut-off) 型態，則可判斷其為一種線性型式，而將轉換函數設定為一個簡單的落後迴歸模型(simple lagged regression model)；

(2) 若衝擊反應權數呈 die-out，則不易判斷落後結構，可利用 Liu and Hanssens(1982)提出的角落法(corner method)，來認定 $\frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_s(B)}$ 中的 r, s, b 等參數，然後再進行估計。有關角落法的建構與判斷的詳細討論，限於篇幅，不在此進一步說明，可參見林茂文(2006)。

由表 2 轉換函數權數的估計結果可知， r, Δ_1y, s, f 的係數大致呈現 cut-off 的現象，但 ivg 的權數則似乎呈現 die-out 的現象。為進一步確認，算出 (c_5, \dots, c_8) 的角落表後得知， ivg 的衝擊反應權數 (c_5, \dots, c_8) 應不屬於 die-out 的情況。因此，所欲估計的民間投資轉換函數設定為線性模型。

我們先根據最初的衝擊反應權數的估計結果(即(12)式與表 2)，並利用由繁至簡的原則，逐步剔除 t 值較小的變數，反覆進行模型估計，得到的估計結果列如表 4。

表 4 轉換函數(12)式的估計結果：已剔除不顯著的解釋變數

參數符號	變數名稱	階次	估計值	標準差	t 值	
1	常數項	0	8.6018	1.2084	7.12	
2	v_5	r	5	-0.0107	0.0119	-0.89
3	u_0	$\Delta_4 y$	0	0.0159	0.0033	4.85
4	u_2	$\Delta_4 y$	2	0.0091	0.0033	2.79
5	a_3	s	3	0.1222	0.0392	3.11
6	b_4	f	4	-0.0027	0.0027	-0.98
7	c_6	ivg	6	0.2741	0.0832	3.29
8	d_1	$Q1$	0	-0.3066	0.0461	-6.65
9	d_2	$Q2$	0	-0.1678	0.0476	-3.52
10	ϕ_1	AR term	1	0.8184	0.0813	10.07
11	ϕ_2	AR term	4	0.7327	0.0789	9.29
12	ϕ_3	AR term	5	-0.5727	0.0980	-5.84

步驟 6：診斷檢定

項與各個解釋變數間是存在相關，分述如下。

診斷檢定的項目包括離群值 (outlier) 的偵測、判斷殘差項是否為白噪音、以及觀察殘差

(1) 離群值的偵測：偵測結果發現 4 個離群值，列如表 5。

表 5 離群值偵測結果

時間	估計值	t 值	類型	經濟事件說明
2001Q3	-0.174	-4.32	LS	由於國內外景氣急遽降溫，以及傳統產業轉型不易或外移，致民間投資鉅幅衰退 38.65%
2002Q1	0.177	4.73	TC	本年全球景氣初顯復甦，製造業生產逐漸步上回穩的階段，不過初期投資活動仍緩，本季呈負成長 14.19%。
2003Q4	0.173	3.52	IO	本季民間投資表現不俗，年增率為 10.7%，可能是由於 SARS 疫情結束，企業對未來經濟情況轉趨樂觀所致。
2005Q4	-0.222	-4.51	AO	由於高科技電子業的新建投資計畫尚未明朗，加以比較基期較高，本季實質民間投資大幅衰退，年增率為 -17.99% (其中機器及設備投資減少 35.35%)，為自 2002 年第 1 季以來的最低點。

說明：在「類型」一欄中，LS 代表水準值的移動 (level shift)，指某事件對於民間投資的影響為永久性；TC 代表暫時性變動 (temporary change)，指某事件對於民間投資的影響為暫時性，衝擊效果將隨時間經過而逐漸消失；IO (innovational outlier) 指某事件發生後，將影響該時點以後所有觀察值，此種情況通常是由於外部因素所導致 (the onset of an external factor)；AO 代表加性的離群值 (additive outlier)，指某事件只影響當期的觀察值，通常，這是因為統計或其他錯誤所導致。各離群值的類型，係利用統計方法加以認定，並由 SCA 統計軟體自動列出認定結果。

在納入離群值的影響效果，並重新估計模型參數後，將最後的結果列於表 6。

表 6 轉換函數(12)式的估計結果：納入離群值之影響

參數符號	變數名稱	階次	估計值	標準差	t 值
1	常數項	0	10.4004	2.5488	4.08
2	v_5	r	-0.0151	0.0087	-1.75
3	u_0	$\Delta_4 y$	0.0130	0.0024	5.49
4	u_2	$\Delta_4 y$	0.0111	0.0023	4.76
5	a_3	s	0.1029	0.0287	3.59
6	b_4	f	-0.3054	0.0525	-5.81
7	c_6	ivg	-0.1761	0.0533	-3.31
8	d_1	$Q1$	-0.0034	0.0020	-1.69
9	d_2	$Q2$	0.2320	0.0698	3.33
10	ϕ_1	AR term	0.6101	0.0764	7.99
11	ϕ_2	AR term	0.8186	0.0619	13.22
12	ϕ_3	AR term	-0.6377	0.0861	-7.40

(2) 判斷殘差項 a_t 是否為白噪音：由於在表 6 中已得到轉換函數中各權數的估計值，因此，可據以推計 \hat{n}_t 如下：

$$\hat{n}_t = iv_t - c - v_5 B^5 r_t - (\hat{u}_0 + \hat{u}_2 B^2) \Delta_4 y_t - \hat{a}_3 s_t - \hat{b}_4 f_t - \hat{c}_6 ivg_t - \hat{d}_1 Q1 - \hat{d}_2 Q2$$

接著，再利用 n_t 與 a_t 的關係式算出殘差項 a_t 。由前面的步驟 4 可知， n_t 為一 AR(5) 的序列，經估計並剔除不顯著的 AR 項係數後，得到 n_t 與 a_t 的關係式如下(見表 6 第 10 至 12 列)：

$$n_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t = \frac{1}{(1 - \hat{\phi}_1 B - \hat{\phi}_2 B^4 - \hat{\phi}_3 B^5)} a_t$$

圖 4 (12)式的殘差項

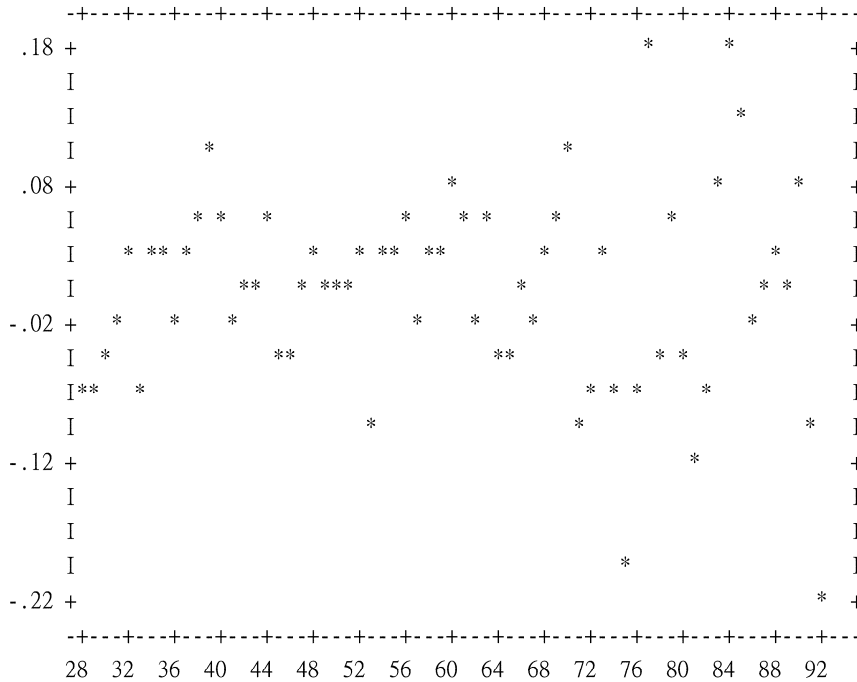
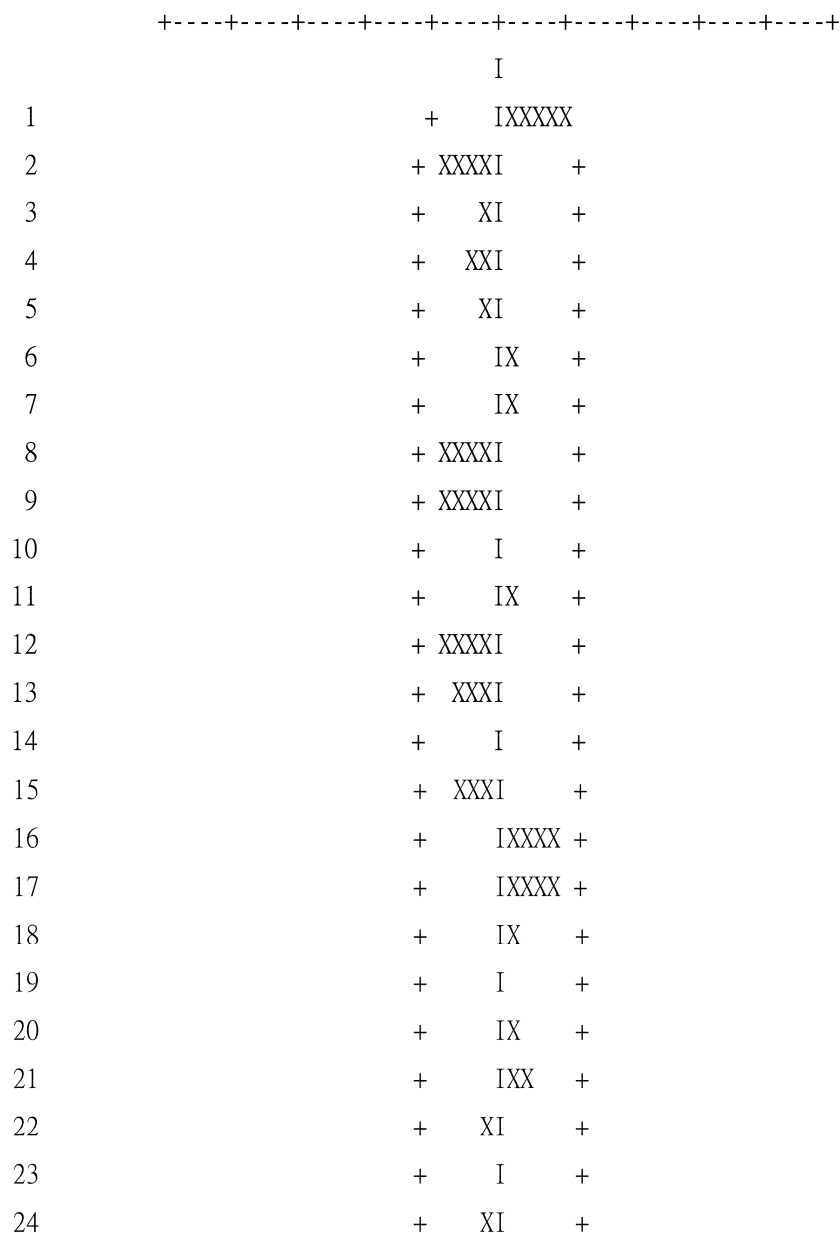


圖 5 (12)式之殘差項的 ACF



得到 \hat{a}_t 之後，可直接畫出殘差項(見圖 4)，以及觀察其 ACF(圖 5)：

由圖 4 可知，殘差項並無明顯的特定型態，而由圖 5 可知，殘差項也沒有自我相關

的現象，故符合白噪音的假設。

(3) 觀察殘差項與 5 個解釋變數 $r_t, \Delta_4 y_t,$

$s_t, f_t,$ 及 ivg_t 間是否有交叉相關，若無，表示模型只有單方向的因果關係。由圖 6 的交叉

相關看出，殘差項除了與領先 5 期的 $\Delta_4 y_t$ 、以及領先 1 期的 f_t 有相關之外，其餘均沒有明顯的交叉相關。

圖 6(A) r_t 與殘差項的交叉相關圖

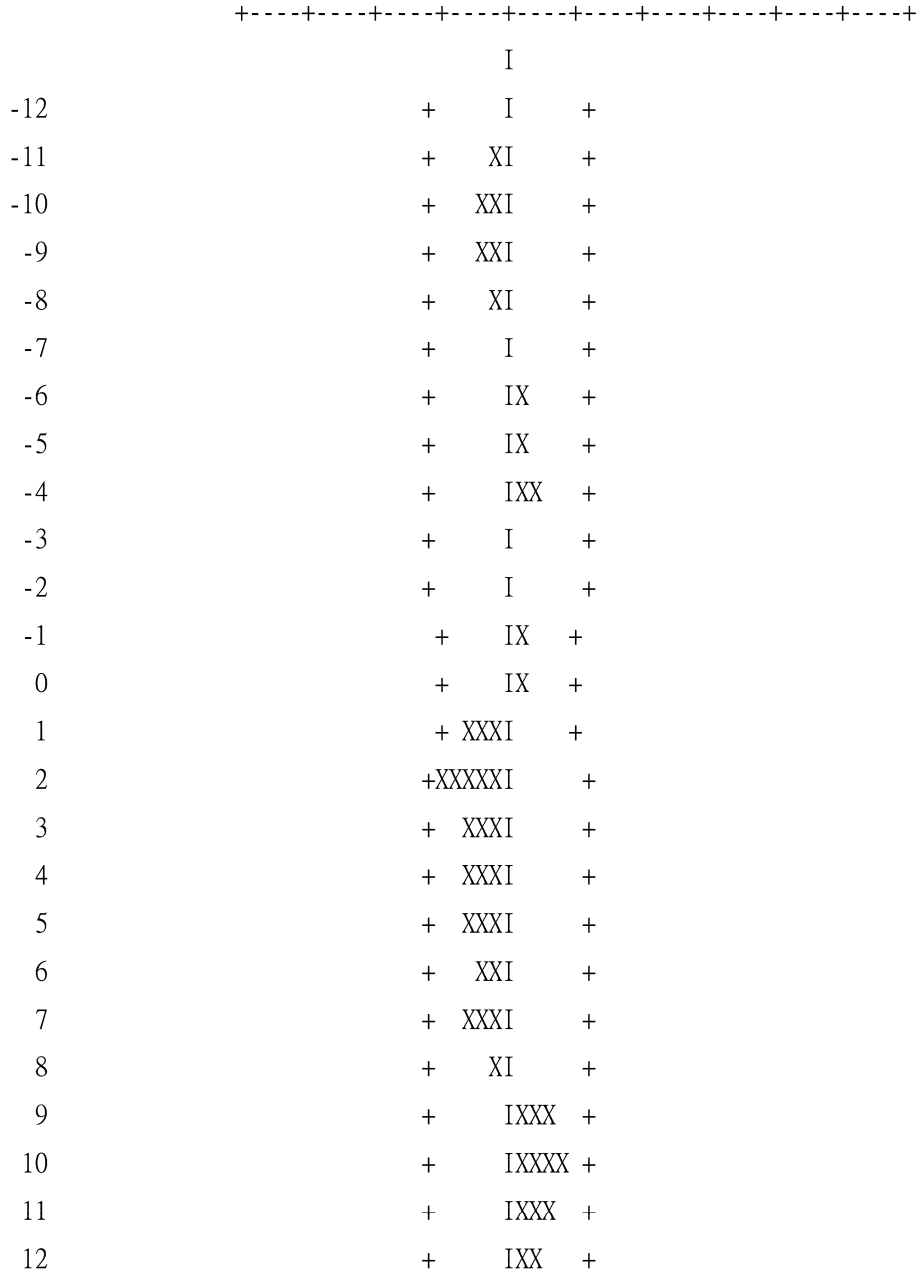


圖 6(B) $\Delta_4 y_t$ 與殘差項的交叉相關圖

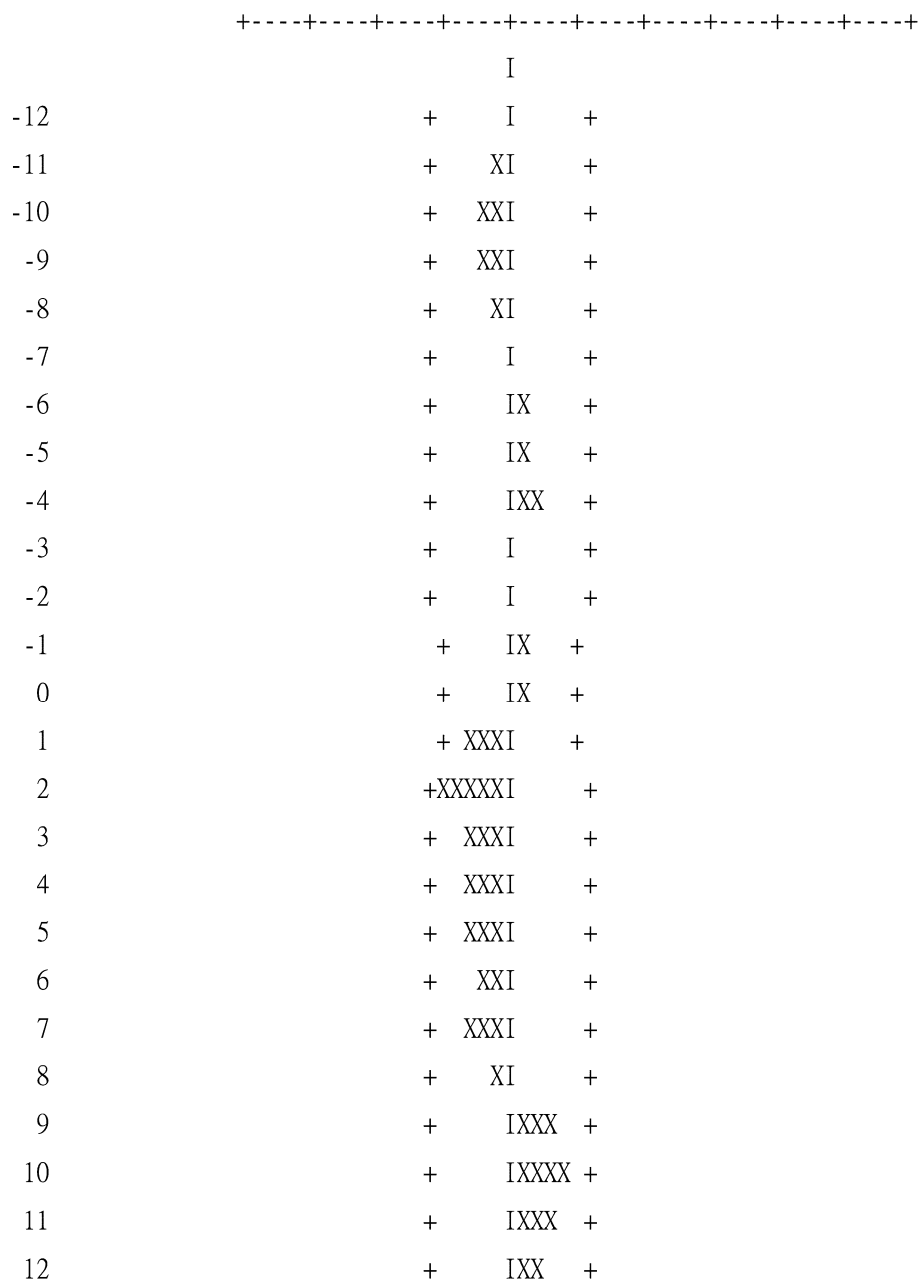


圖 6(C) s_t 與殘差項的交叉相關圖

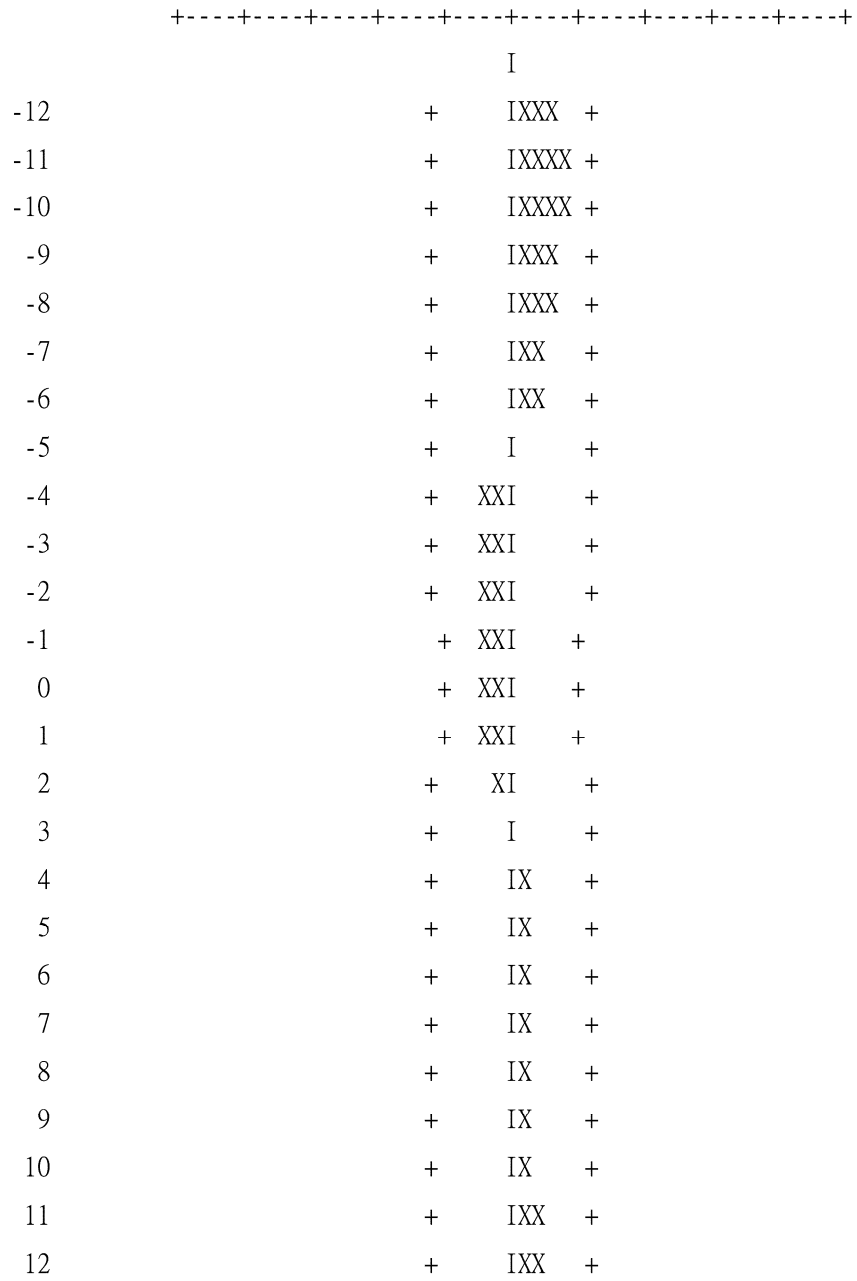


圖 6(D) f_t 與殘差項的交叉相關圖

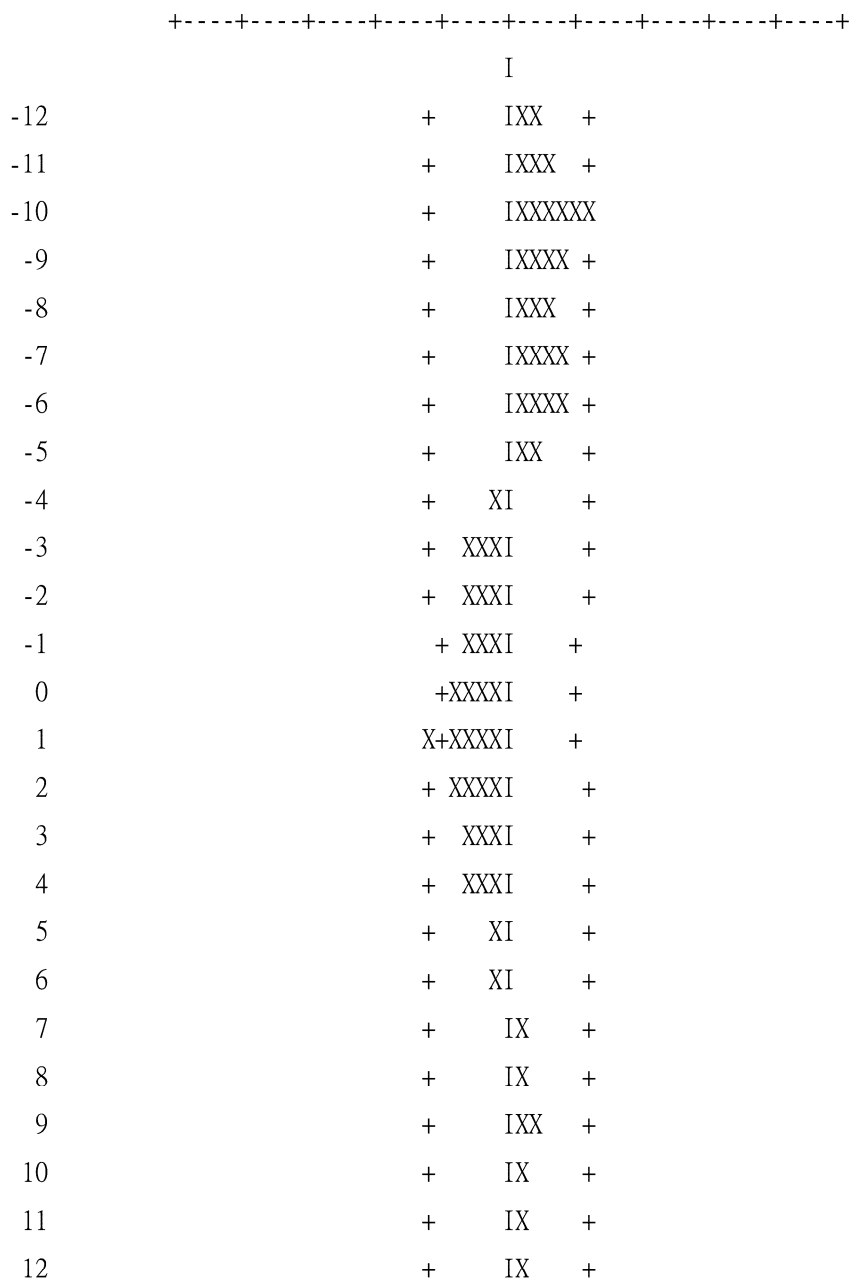
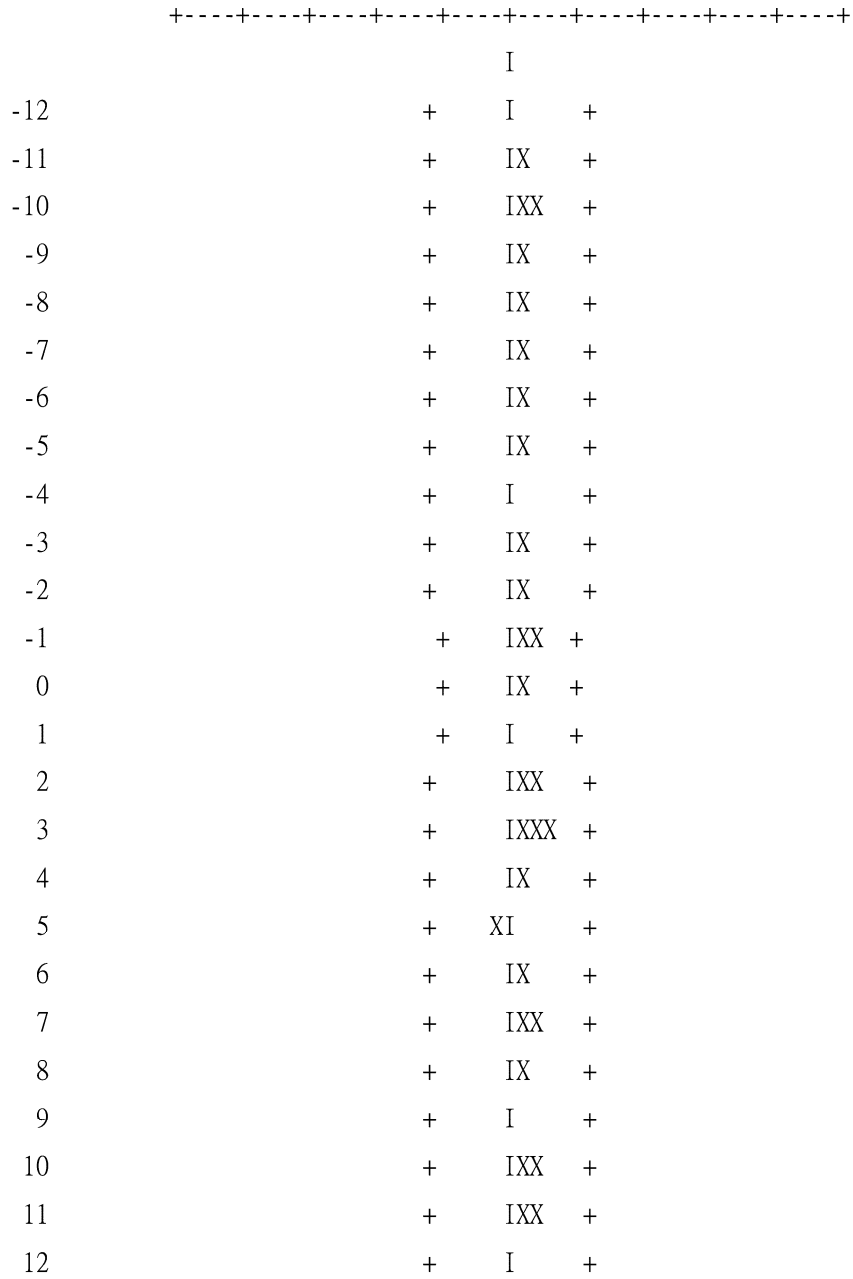


圖 6(E) ivg_t 與殘差項的交叉相關圖



4.3 實證結果解讀

謹將模型估計結果以方程式的型態表示如下：

$$\begin{aligned}
 iv_t = & 10.40 - 0.0151r_{t-5} + 0.013\Delta_4y_t \\
 & (4.08)^{***} \quad (-1.75)^* \quad (5.49)^{***} \\
 & + 0.0111\Delta_4y_{t-2} + 0.1029s_{t-3} - 0.0034f_{t-4} \\
 & (4.76)^{***} \quad (3.59)^{***} \quad (-1.69)^* \\
 & + 0.232iv_{t-6} - 0.3054Q1 - 0.1761Q2 \\
 & (3.33)^{***} \quad (-5.81)^{***} \quad (-3.31)^{***} \\
 & + \frac{1}{(1-0.61B-0.82B^4+0.64B^5)} a_t \quad (13)
 \end{aligned}$$

$$R^2=0.988, \text{ Residual Standard Error}=0.049$$

在上式中，係數下方括弧內的數字代表t值，上標***，**與*，分別代表在1%、5%與10%的顯著水準下，係數估計值顯著異於零。

首先，就模型配適度來看， R^2 接近0.99，表示模型的對於我國民間固定投資的解釋能力頗高。其次，分別觀察各解釋變數的估計係數結果，首先，就本文所關切的重點，即實質利率變動對於我國民間投資的影響效果來看，落後5期(季)的實質利率之係數估計值為-0.0151，代表實質利率上升1個百

分點，將使5季以後的實質民間投資相對於基準線值(baseline value)下降1.51%左右。不過，在統計顯著性方面，此一估計值位於顯著邊緣，P值為0.08(即在10%的顯著水準下，係數值顯著異於零；但在5%的顯著水準下，則係數值與零無顯著差異)。

其次，就其他解釋變數來看，經濟成長率的係數值均為正且顯著，表示我國的民間投資行為，與第一節所描述的加速理論與新古典投資理論等接近。實質股價指數的符號亦為正，且在統計上顯著，表示股市榮枯將影響我國的民間投資水準。我國對外直接投資相對名目GDP的比例，係數符號為負且顯著(在10%的水準下)，表示近年我國廠商外移至海外設廠投資，對於我國的民間投資應產生若干替代效應。最後，政府與公營事業投資的係數符號為正且顯著，驗證了林金龍(2003)的推測，即由於大部份公共投資屬基礎建設，因此，其對於改善民間投資環境以及促進民間投資，具有正向的影響。

5. 近年來央行調高重貼現率對民間投資之可能影響

5.1. 名目放款利率變動情形

中央銀行自民國93年10月1日起，逐步調高重貼現率，至95年3月底為止，總共調高7次，累計升幅為1個百分點。同一期

間，銀行放款利率(五大銀行新承做放款利率)僅上升0.01個百分點(93年9月為2.29%，95年3月為2.30%)，兩種名目利率的走勢參見圖7。

圖 7 名目利率走勢：86 年 1 月至 95 年 3 月



說明：有關銀行放款利率之說明，請參見本文附註 10。

5.2 實質放款利率變動情形

如以名目利率減去消費者物價指數年增率(12 個月移動平均)代表實質利率，則自民

國 93 年 9 月至 95 年 3 月，實質銀行放款利率(新承做放款利率)下降 1.14 個百分點，其走勢參見圖 8。

圖 8 實質放款利率走勢：86 年 1 月至 95 年 3 月



5.3 央行近期調升重貼現率，對於我國民間投資應不至產生負面影響

由以上可知，自 93 年 10 月開始，央行雖逐步調升重貼現率，但是在扣除通貨膨脹

率之後，實質放款利率不僅未隨之上升，反而呈現下跌現象。以此觀之，央行近期調升重貼現率，對於我國民間投資應不至產生負面影響。

6. 結 語

本文參考主要投資理論以及國內相關實證研究，設定投資函數，並利用轉換函數模型分析法，針對我國情況進行實證研究。實證結果發現，我國的民間固定投資，符合學理上的加速理論與新古典投資理論等，同時，也受到我國對外直接投資情況以及政府與公營事業投資的影響。

而就本文的主要研究目的，即探討利率變動對於民間固定投資的影響來看，實證結果顯示，以 1982 年第 1 季至 2005 年第 4 季為樣本期間的實證結果顯示，實質利率提高，5 季以後將使我國實質民間投資下降 1.51% 左右。不過，在統計顯著性方面，此一

估計值位於顯著邊緣，即在 10% 的顯著水準下，係數值顯著異於零，但在 5% 的顯著水準下，則係數值與零無顯著差異。

值得注意的是，影響一國廠商投資意願的因素，除了可量化的經濟金融面因素之外，尚包括其他不可量化的非經濟因素，如投資環境的良窳、環保政策、國際產品市場的變化、政治安定性、以及政府決策等，而這些因素甚至可能較投資函數中的解釋變數來得更加重要，這是進行量化分析時所無法納入系統性考量的部份，也是從事計量分析時所面臨的限制。

附 註

(註 1) 詳言之，可以利用 $v_k = \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \rho_{xy}(k)$ 的關係式，推論 $Y = \frac{\omega_s(B)}{\delta_s(B)} X_{s,b}$ 中的有理式中的參數 s ， r 及 b ，其中， v_k 為落後 k 期的衝擊反應權數， σ 為樣本標準差， ρ 為樣本交叉相關係數，有關 $Y = \frac{\omega_s(B)}{\delta_s(B)} X_{s,b}$ 可見本文式(7)的說明。至於這部份的詳細說明，可參見林茂文(2006)第 10.3 節。

(註 2) Zhu (2004) 即指出，TF 模型對於預測績效的提昇特別有用，但令他感到訝異的是，這麼有價值的分析方法，竟很少被用來進行金融時間數列的分析。

(註 3) 至於此一係數的大小，則與資金成本、稅率、廠商所能掌握的政府政策相關訊息、以及投資的可能獲利情況等因素有關。此外，加速理論有一個假設，即實際資本存量能夠立即調整至最適水準。

(註 4) 此外，資本使用成本也包括資本設備的折舊率等，惟此一部份並非政府政策所能影響。

(註 5) 由於林建甫(2005)的民間投資函數中，實質民間投資未進行對數轉換，而直接以水準值進行估計，因此，利率的係數值並非代表彈性，而是利率變動後引起民間實質投資「規模」或「水準」的變動。主計處的估計亦採類似的設定。

- (註 6)見附註 3。
- (註 7)此類的研究包括：周濟(1987)、許松根與陳玉瓏(1989)、張慶輝(1985)等。
- (註 8)民間投資除了「民營企業」的投資之外，尚包含「家庭」購買房地產的部份(設算數)，由於家庭購買房地產占整體民間投資的比重不高(1996年至2004年間，民間企業住宅房屋投資加計家庭購買房地產投資，約占整體民間投資的10%左右)，因此，民間投資的變化主要還是受到企業投資行為的影響。
- (註 9)本文亦曾嘗試加入銀行放款與投資金額、以及油價等變數，惟係數估計值或不顯著、或符號與理論預期不符，故最後加以剔除。
- (註 10)利率之選取，應以能反映企業實際資金取得成本者為佳，由於我國企業資金來源主要以銀行借款為主，因此，本文採銀行放款利率，惟該變數在1998年11月之前指的是銀行基本放款利率，1998年11月(含)以後則是指五大銀行新承做平均放款利率，如此處理的主要原因是銀行基本放款利率大約自1998年末開始，即明顯呈現向下調整的僵固性，無法反映當時的市場利率情況。無法全部採用五大銀行新承做放款利率資料的原因是，此項利率數列始於1994年7月，對於本文而言，樣本期間太短。另外，本文不採用商業本票利率的主要原因，一則是因為近年來商業本票的發行量逐漸萎縮，代表性恐有不足，一則是因為，據瞭解，銀行在承做大額放款時，其放款利率之訂定並無一定的參考指標。
- (註 11)在此減去的消費者物價指數年增率，係利用CPI的4季移動平均計算年增率而得。
- (註 12)同附註 7。
- (註 13)見 Liu, L.M. and Hanssens, D.M. (1982), "Identification of Multiple Input Transfer Function Models," *Communication in Statistics*, 11, 297-314.
- (註 14)本文利用 SCA (Scientific Computing Associates) 統計軟體，來進行有關轉換函數模型的實證分析。
- (註 15)落後期數的選擇方法並無一定的標準，亦即多少有點主觀，主要考量的是某一投入變數對產出變數的影響最長可落後至幾期，並且受限於樣本數目的大小。
- (註 16)經解出，AR(2)的兩根為 3.25 與 1.23。
- (註 17)本文亦曾嘗試利用差分後的資料進行分析，發現實證結果(特別是實質利率的係數估計結果)並沒有產生大幅的變動。
- (註 18)此外，本文亦曾假設干擾項為 ARMA(5,2)並進行模型估計，惟最後結果並無太大差異。

參考文獻

- 何金巡(2006)，「總供需估測年模型 9502 號」。
- 林茂文(2006)，《時間數列分析與預測：管理與財經之應用》，三版，台北：華泰文化。
- 林金龍(2003)，「利率政策的傳遞機制及其對總體經濟金融影響效果之實證分析」，《中央銀行季刊》，25 卷 1 期，頁 5-47。
- 林建甫(2005)，「台灣總體經濟金融模型之建立」，2005 年中央銀行委託研究計劃。
- 周濟(1987)，「獎勵投資條例之經濟效益評估分項報告：(1)獎勵投資(總體經濟面)」，中華經濟研究院。
- 胡勝正，詹維玲，陳禮潭(1998)，「民間投資意願變動之研究」，《自由中國之工業》，9 月，頁 27-66。
- 許松根、陳玉瓏(1989)，「獎勵投資條例與固定資本形成」，《經濟論文叢刊》，17:1，頁 77-119。
- 張慶輝(1985)，「投資租稅抵減之賦稅面與經濟面效果」，《財稅研究》，17:4，頁 32-52。
- Box, G.E. and G. Jenkins (1976), *Time-Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden day, San Francisco.
- Enders, W., T. Sandler, and G. Parise (1992), "An Econometric Analysis of the Impact of Terrorism on Tourism," *Kyklos*, 45:4, 531-554.
- Fullerton, T.M., Jr. and R. Tinajero (2001), "Short-Run Price Dynamics in Mexico," *Journal of Business and Economic Studies*, 7:

2, 1-82.

Gordon, Robert J. (2003), *Macroeconomics*, 9th ed., Addison Wesley.

Liu, L.M. (1991), "Dynamic Relationship Analysis of US Gasoline and Crude Oil Prices," *Journal of Forecasting*, 10, 521-547.

Liu, L.M. and Hanssens, D.M. (1982), "Identification of Multiple Input Transfer Function Models," *Communication in Statistics*, 11, 297-314.

Ma, Seungryul and Sangbum Park (2005), "Dynamic Relationship between Interest Rate and Inflation: The Case of Korea," *Applied Financial Economics Letters*, 1, 217-221.

Pankratz, A. (1991), *Forecasting with Dynamic Regression Models*, Wiley, New York.

Tobin, James (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, 15-29.

Trivez, F.J. (1999), "A Short-Term Forecasting Model for Sectoral Regional Employment," *Annals of Regional Science*, 33, 69-91.

Tsay, R.S. and G.C. Tiao (1984), "Consistent Estimates of Autoregressive Parameters and Extended Sample Autocorrelation Function for Stationary and Non-stationary ARMA Models," *Journal of the American Statistical Association*, 79, 84-96.

Wei, William W.S. (1994), *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Method*, Addison-Wesley Publishing Company.

Zhu, Jianzhou (2004), "A Transfer Function and Noise Model of Aggregate Stock Returns," *Journal of Accounting and Finance Research*, Fall, 1-9.