

## 參 實證過程與結果

在西方成熟的市場經濟國家，面對經濟波動時，政府大都採用財政政策及貨幣政策，並以價格機能使社會供需自動調節，達到穩定經濟的目的。而中國和西方的經濟背景差異極大，中國在面對經濟劇烈波動時，是以宏觀調控措施來穩定經濟。因此，以西方的穩定經濟政策為理論基礎，分析國家在面對經濟波動時的治理方式，再依經濟理論基礎以及中國的主要宏觀調控政策，作為實證模型設立的根基。最後為實證結果。

### 一、實證模型的設定

簡述西方國家調控經濟時的穩定經濟政策，而中國政府則依照中國國情，除了運用財政政策及貨幣政策外，更採用異於市場力量的行政手段來調控經濟，而這些宏觀調控政策是否對中國產出波動達到調控的效果，也就是本實證所欲加以探討的。

#### (一) 理論基礎

一般來說，中西方在面對經濟波動時，在中國是實行宏觀調控，西方國家則是在具有自我調控功能的市場機制下，以貨幣政策及財政政策為主要穩定經濟的調控工具。利用主要總體經濟指標來判斷當下的經濟狀況，並預測未來的經濟走勢，運用財政政策及貨幣政策減緩經濟的波動，控制產出。當經濟退時，實行寬鬆的財政政策（如減稅及擴大政府預算），或實施寬鬆的貨幣政策（增加貨幣供給及降低利率），刺激投資與消費，進而帶動國家產出；反之，當經濟繁榮時，則運用緊縮性的財政及貨幣政策壓縮投資與消費，避免經濟過熱與物價膨脹。因此，中西方在調控經濟波動的方式，最終目的是一致的，都是以穩定經濟、充分就業、物價穩定、及國際收支平衡等總體面為目標（黃仁德，2000）。

而中國在面對經濟波動實行宏觀調控時，由於國家體制背景和西方國家差異極大，1978 年才結束社會主義的體制，轉向改革開放的新時代，因此在市場機能無法自行運作的情況下，國家在面對經濟波動時，調控經濟的方式自然和西方國家不同，造成經濟波動的原因不同，因此政府採行的調控管道也不同。中國在宏觀調重主要的降溫手段，是抑制“總量”上的方向來達到緊縮目標，在央行方面是實行緊縮型財政政策，政府方面則是以控制固定資產投資規模，及控制財政支出等大方向來實行。

西方有相當多的文獻在探討國家面臨經濟波動時，國家實施財政政策及貨幣政策來穩定經濟時的有效性。在現實社會中，兩種確實能左右社會產出，並且西方已開發國家藉由市場力量這隻看不見的手，運用利率與價格來調整市場供需，使國家的財政政策與貨幣政策的互相搭配達到國家的經濟目標。面對經濟波動時國家政策的有效性，早期 Milton Friedman 支持以盯住貨幣數量的貨幣政策；但由於在 1980 年代初期，釘住貨幣數量的政策確實控制住物價膨脹率，卻也使就業率隨之下降。

在 1982 年後，美國聯邦準備銀行 (Fed) 漸漸放棄釘住貨幣數量，改以盯住利率為主，到了 1993 年，Fed 正式放棄釘住貨幣數量政策，改以盯住物價膨脹為長期最終目標，並以利率為短期操作目標。在後來的貨幣政策關於利率的實證研究上，以泰勒法則進行貨幣政策有效性最為常見，Taylor (1993) 發表泰勒法則說明利率是國家最有效的調控手段，透過對美國、英國、及加拿大的貨幣政策研究，發現實質利率可以和物價及產出保持長期成長關係。

雖然西方國家的貨幣政策幾乎皆已放棄貨幣數量目標，改採短期的調整利率作為貨幣政策的中間目標及操作目標，但是在中國，金融市場不完善，並且利率仍處於管制階段，因此利率的變化對中國市場的敏感度不足，因此中國仍是以貨幣供給量作為貨幣政策的中間目標與操作目標，也是中國在貨幣政策上操作上可

以提供重要訊息的指標 (傅春紅等人, 2005)。Yu (1997) 就曾分析在經濟轉軌下的中國, 其貨幣政策在經濟過熱時穩定經濟的有效性問題, Yu 利用單根檢定與共整合檢定進行分析, 結果發現使用貨幣供給作為中國人民銀行的政策工具, 比使用信貸總額更為有效。

在財政政策穩定經濟功能方面, 政府面對國家經濟的波動時編列相對應的財政預算, 在經濟蕭條時增加政府支出, 進而刺激投資與消費需求, 增加就業, 提高社會福利; 相反的, 在經濟繁榮時, 就增加稅收, 或減少政府開支來緊縮經濟, 並輔助國家經濟穩定成長。

改革開放後經濟成長率頻頻失控最大起因為中國投資的高成長, 觀察中國歷次宏觀調控, 在計劃經濟體制的背景下, 在歷次宏觀調控政策中, 是以行政命令的方式管制中國的固定資產投資, 壓縮固定資產投資規模。在投資與經濟成長的實證研究中, De long 與 Summers (1992) 認為, 投資和產出間的關係, 會透過機器設備這種生產性投資作為傳導, 因此越多的投資投入, 對產出有越高的乘數效果。劉金全 (2003) 將中國的投資波動與經濟波動作一實證分析, 認為社會投資需求波動的平穩性是經濟波動穩定性的主因。

中國在經濟波動的實證研究方面, 戴彬 (2006) 利用 1997 至 2004 年的資料, 使用共整合分析中國宏觀調控的有效性, 認為宏觀調控政策用於控制中國物價是有效的, 另外貨幣政策在也有達到為經濟降溫的效果, 但財政政策是無效的。周曉樂 (2004) 也針對中國固定資產投資規模, 使用共整合檢定分析財政政策與貨幣政策調控之控有效性, 得到貨幣政策短期較有效的結論。尹振濤與鄭麗娟 (2005) 則利用共整合與誤差修正模型, 選擇自 1999 年 1 月至 2004 年 9 月的月資料, 分析中國財政政策及貨幣政策調節固定資產投資規模的有效性, 獲得貨幣政策較為有效的結論。

因此, 在本實證模型設定中, 納入中國政府調控經濟的主要兩大經濟政策,

即財政政策及貨幣政策。除了上述兩大政策外，另外加入一代表中國宏觀調控行政手段之代表變數，運用經濟面與行政面的變數，並以變數之變動量為水準值，使用共整合模型分析中國宏觀調控主要政策變數與中國經濟波動間的關係，主要為檢驗當中國進行緊縮性宏觀調控時，這些宏觀調控政策是否可使產出的變動如同中國政府預期般下降，達到冷卻經濟的目的。

## (二) 變數的選取

實證中採用的變數，是選自 1980 年至 2005 年的時間序列年資料，包含自變數：固定資產投資總額 (INV)、狹義貨幣供給 (M1)、及財政支出 (FE)，應變數為中國國內生產毛額 (Y)，透過這些的變數來代表中國宏觀調控的政策變數，進行實證分析，以下分簡述選擇各變數的原因後，再說明實證模型之設定。

### 1. 全社會固定資產投資總額 (INV)

中國經濟的高成長，主要原因來自中國在改革開放後，政府致力於提升中國的現代化水準，力求迅速縮小和西方國家的差距，因此在這幾十年來固定資產投資的投資熱潮從未熄滅，平均以 20% 的年成長率在增加 (表 3)，嚴格控制固定資產投資增長一直是中國宏觀調降溫的重點項目。

改革開放後頭幾年，中國選擇發展資本密集的重工業建設，為基本建設投資的第一波熱潮；1980 年代中期至 1990 年代初，固定資產投資預算內與預算外的投資額居高不下，第三次宏觀調控中國政府採取強硬的降溫措施，造成經濟的硬著陸；1992 年鄧小平的南巡演說後帶動全國各地興起大小開發區，1993 年固定資產投資總額竟然比 1992 年上漲了 61.8% 的高成長率，因此 1993 下半年中國隨即展開第四次宏觀調控；在 21 世紀初中國更以世界工廠的姿態，沿海新興開發區吸引外資大量進入中國設廠，同時在 2001 年也加入 WTO，正式對 WTO 會員國開放市場，逐漸放寬國際貿易的限制，例如降低關稅與非關稅障礙，中國境內經濟活動更加活潑多元，投資的熱潮有增無減。

中國的行政手段的宏觀調控，不容易藉由計量方式衡量其效力，而固定資產投資規模的增長，一直是導致中國經濟過熱的主因。此外，中國對固定資產投資的管制，大都由政府下達行政命令，例如，清理審批國家計畫內或計畫外的投資案，或勒令工程停工等方式，以控制、限制、或禁止的方式直間干涉投資規模，因此這裡以 1980 至 2005 年的固定資產投資總額，作為代表中國行政手段的實證變數。資料來源取自 AREMOS 經濟統計資料庫中的中國統計年鑑資料庫。

表 3 中國全社會固定資產投資總額與成長率

年別	全社會固定資產投資總額 (億元人民幣)	固定資產投資總額成長率 (上年=100)	年別	全社會固定資產投資總額 (億元人民幣)	固定資產投資總額成長率 (上年=100)
1980	910.9	—	1993	13072.3	61.8%
1981	961.0	5.5%	1994	17042.1	30.4%
1982	1230.4	28.0%	1995	20019.3	17.5%
1983	1430.1	16.2%	1996	22913.6	14.5%
1984	1832.9	28.2%	1997	24941.1	8.8%
1985	2543.2	38.8%	1998	28406.2	13.9%
1986	3120.6	22.7%	1999	29854.7	5.1%
1987	3791.7	21.5%	2000	32917.7	10.3%
1988	4753.8	25.4%	2001	37213.5	13.0%
1989	4410.4	-7.2%	2002	43499.9	16.9%
1990	4517.0	2.4%	2003	55566.6	27.7%
1991	5594.5	23.9%	2004	70477.5	26.8%
1992	8080.1	44.4%	2005	88773.6	26.0%

註：1981 年至 2005 年固定資產投資總額平均成長率為 20.9%。

資料來源：AREMOS 經濟統計資料庫。

## 2. 貨幣政策——狹義貨幣供給 (M1)

中國對貨幣供給的三個層次區分的定義，包含 M0、M1、及 M2，在實證分析中，選擇了 M1 做為中國貨幣政策的變數，這是由於在一般大陸研究中，M1 相較 M0 及 M2 更為穩定，易行健 (2003) 的「中國的長期均衡與短期動態貨幣

需求模型估計」中得到這個結論。因此選擇 M1 做為中國宏觀調控貨幣政策中的指標數據。

1990 年代以來，中央銀行的貨幣政策操作方式逐漸以三大貨幣政策工具為主—公開市場操作、金融機構人民幣存貸款利率、金融機構存款準備金率，屬於價格型工具，在實證模型中選擇貨幣供給這種數量型工具，而不選擇利率的原因，是由於中國的利率目前還處於管制階段，尚未真正的市場化，因此使用中國貨幣政策中介目標—貨幣供給量 M1，作為代表貨幣政策的變數，以實際的數量型指標來解釋中國貨幣政策在宏觀調控中的有效性。資料來源取自 AREMOS 經濟統計資料庫中的中國統計年鑑資料庫。

### 3. 財政政策——財政支出 (FE)

財政政策相關指標包含了預算、國債、財政收入、與財政支出，根據中國統計年鑑的定義，財政收入指國家財政參與社會產品分配所取得的收入，是實現國家職能的財力保證；財政支出是國家財政將籌集起來的資金進行分配使用，以滿足經濟建設和各項經濟體制改革的需要。根據上面的定義，財政支出是政府依據國家需建設的需求來進行資金的配置，形同政府在總體調控的一項操作工具，雖然財政支出必須透過政府的決策，時間較長，但財政支出自然會影響到國家投資及消費等需求面，因此以財政支出作為探討中國宏觀調控政策對中國經濟調控效果的代表變量。資料來源自中國國家統計局中國統計年鑑。

### 4. 國內生產總值——國內生產毛額 (Y)

中國經濟過熱具體展現在持續攀升的國內生產總值上，改革開放幾十年來經濟成長率平均已近 10% 的速度上升，特別是第一至第四次宏觀調控前夕，中國經濟成長率都已超過 11%，在經濟成長率顯示中國經濟過熱下，中國政府才在之後啟動宏觀調控措施要求各地方各政府緊縮支出，為經濟降溫。在第一至第四次的緊縮型宏觀調控後的隔年，中國的經濟成長率往往能迅速下降至個位數，第五次

緊縮型宏觀調控則是在經濟有過熱的徵兆下，胡溫政府就先行展開宏觀調控，避免以往大起大落式的經濟硬著陸。資料來源取自中國統計年鑑。

因此，中國在展開宏觀調控後，能否將經濟成長率下壓，已是判斷中國經濟是否冷卻的重要指標，政府透過宏觀調控政策，包含了行政手段及經濟手段來調控中國經濟的波動，因此以中國國內生產總值作為衡量宏觀調控有效性的應變數，再以上述三個變數來檢驗宏觀調控政策對中國產出波動的影響力。國內生產總值資料來源為中國歷年統計年鑑。

在實證模型設定上，基於時間序列變數常為非定態之特性，本文採用 Johansen 共整合檢定。在進行共整合檢定前，必須對變數個別做單根檢定，檢定變數是定態 (stationary) 或非定態，因為一般的總體時間序列資料，如所得及貨幣供給等變數，通常都具有非定態的性質，當變數屬於非定態，卻仍然使用傳統最小平方法進行估計時，會有虛假迴歸 (spurious regression) 出現 (Granger 與 Newbold, 1974)，也就是說，假性迴歸的估計值會有“看起來”很好的結果 (很高的  $R^2$  值及顯著的  $t$  值)，估計出來的參數也不具一致性，無法支持以往古典統計的推論結果。

基於非定態的變數在應變數和自變數之間，原本並無因果關係或是經濟意義，但迴歸結果卻可能出現很高的解釋力，因此變數的水準值 (level) 經過單根檢定後，確定是定態變數，則直接用 OLS 估計即可；但當變數確定是非定態後，就不能直接使用古典迴歸。非定態變數透過  $k$  次差分後變成定態，即稱此變數為  $k$  階整合變數，表示成  $y_t \sim I(k)$ 。而原本在未經過差分下的非定態變數，經過  $k$  次差分後變成定態的整合變數，將這些具有相同整合階次的原始變數進行迴歸，使變數經由線性組合變成定態—— $I(0)$ ，起即為共整合現象，也就是說，即使變數 level 值是非定態，在擁有相同整合階次前提下，就可以進行共整合檢定，且迴歸估計出來的係數是具有經濟解釋能力，變數間長期下具有均衡關係 (Enders, 2004)。

實證將先從單根檢定開始，判斷變數的穩定性質以及整合階次，檢定包含擴大的 Dickey-Fuller 單根檢定及 Phillipis-Perron 單根檢定，本篇採用 PP 單根檢定，允許檢定式中的殘差項存在自我相關及異質變異。其次，變數間共整合關係則有 Engle-Granger 共整合檢定及 Johansen 共整合檢定兩種，雖然 Engle-Granger 的檢定方式容易估計，但仍然存在操作上的問題，例如，總體時間序列資料樣本往往不夠大，一但自變數應變數交換後，可能會形成殘差項的單根檢定結果不一致的現象，因此不進行 Engle-Granger 共整合檢定，直接使用 Johansen (1988) 共整合檢定法驗證求出共整合向量，用這種方式計算出來的參數值會更有效，改善 Engle-Granger 的缺點 (楊奕農，2006)。

由於本實證主要在討論中國宏觀調控下，主要宏觀調控政策和產出間的關係，因此，共整合模型中的變數是以變動量的形式呈現，也就是說，模型中的四個變數產出 (Y)、狹義貨幣供給 (M1)、固定資產投資 (INV)、及財政支出 (FE)，都是以變動量作為共整合模型中的水準值。<sup>12</sup> 當中國執行宏觀調控政策時，緊縮型政策變數會小於零 ( $\Delta M1 < 0$ ,  $\Delta INV < 0$ ,  $\Delta FE < 0$ )，並預期這些政策變數估計出的係數應為正，表示緊縮型宏觀調控政策確實會使產出減少 ( $\Delta Y < 0$ )，達到中國冷卻經濟的目的。共整合模型中變數皆以變動量作為水準值，其迴歸式為：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 M1 + \beta_2 INV + \beta_3 FE \quad (1)$$

最後為誤差修正模型，一般在探討時間序列變數間長期關係的共整合模型後，再進一步以解釋變數間短期變動方向之誤差修正模型加以說明，其中的誤差修正項參數理論上應為負值，可以說明模型短期動態調整方向朝均衡值的過程。

## 二、結果分析

計量實證以 EVIEWS 統計軟體進行估計，首先進行檢驗時間序列變數性質

---

<sup>12</sup> 模型中的變數皆為中國主要總體變數，曾經納入一個代表宏觀調控實施期間的虛擬變數，但實證結果並不顯著，故模型中並無代表宏觀調控政策的虛擬變數。

之單根檢定，其次為 Johansen 共整合檢定，最後為代表短期動態調整之誤差修正模型。所有變數皆是以變動量作為水準值，並以 2000 年為基期之中國 GDP 平減指數調將各變數整成為實質變數。

### (一) 單根檢定

首先必須檢驗模型中變數資料的性質，分別對國內生產總值 (Y)、狹義貨幣供給 (M1)、固定資產投資總額 (INV)、及財政支出 (FE)，以這四個變數的變動量作為水準值，進行單根檢定，單根檢定採用 Phillips-Perron 檢定法，首先檢驗各變數之變動量水準值是否為定態。在表 4 的水準值檢定結果中，發現其檢定統計量  $\tau$  值都無法拒絕有單根的虛無假設，表示變數之變動量水準值是非定態的。

檢定出產出、M1、固定資產投資、及政府支出之變動量皆非定態後，將水準值取一次差分再次進行 PP 單根檢定，在表 5 的結果中，得到四個變動量的 1 次差分單根檢定結果，有包含截距項的單根檢定中，5%顯著水準下皆拒絕有單根的假設；包含截距項與趨勢項的單根檢定在 10%顯著水準下拒絕虛無假設；無截距項與趨勢項的單根檢定結果在 1%顯著水準下拒絕虛無假設。因此確定變數之變動量值取一次差分後，都已降為定態變數，也就是說，此四個變動量都已降階為 1 階整合變數—I(1)。

表 4 變數水準值 PP 單根檢定結果

	包含截距項		包含截距項與趨勢項		無截距項與趨勢項	
	落後期數	$\tau$ 統計量	落後期數	$\tau$ 統計量	落後期數	$\tau$ 統計量
Y	8	-0.15	2	-2.82	13	2.08
M1	1	-1.81	1	-3.18	3	-0.73
INV	1	-0.29	0	-0.92	2	1.38
GE	0	-1.11	0	-2.02	0	-0.66

註：各水準值之  $\tau$  統計量皆不顯著。

表 5 變數取一次差分 PP 單根檢定結果

	包含截距項		包含截距項與趨勢項		無截距項與趨勢項	
	落後期數	$\tau$ 統計量	落後期數	$\tau$ 統計量	落後期數	$\tau$ 統計量
$\Delta Y$	11	-7.08***	14	-7.73***	3	-4.60***
$\Delta M1$	6	-7.20***	5	-6.88***	4	-6.77***
$\Delta INV$	1	-4.00***	3	-4.32**	0	-3.77***
$\Delta GE$	2	-3.46**	2	-3.28*	2	-3.49***

註：\*、\*\*、及\*\*\*分別代表一次差分值的  $\tau$  統計量，在 10%、5%、及 1%顯著水準下是顯著的。

## (二) 共整合檢定

PP 單根檢定確定變數都是同階整合變數後，就可以進行 Johansen 共整合檢定，來檢驗變數間長期間的共整合關係。首先先對變數進行向量自我迴歸 (Vector Autoregression, VAR)，決定變數的落後期數，落後  $i$  期就以 VAR( $i$ )表示，在檢驗每個 VAR( $i$ )時，必須對每  $i$  期的向量自迴歸各變數的殘差項進行 Q 檢定或 LM 檢定，確認殘差項已無自我相關。決定出落後期數後，就可以利用該落後期數在進行對角元素或檢定或最大特性根檢定，進而求出共整合向量以及共整合向量的數目。

VAR 檢定結果確認殘差項已無自我相關後，並依據赤池資訊準則 (Akaike Information Criteria)的結果決定出落後期數為 2 期。確定出落後期數後，就利用決定出的落後期數進行共整合檢定，依照最大特性根檢定或是對角元素檢定來判斷共整合向量的個數。茲將共整合向量個數檢定結果呈現在表 6 與表 7。軌跡檢定之不論在 1%或 5%顯著水準下，檢定統計量皆不顯著，但在最大性根檢定中，在 5%顯著水準下，得到產出、M1、固定資產投資、及財政支出此四個變數之變動量間，存在一組共整合向量。

表 6 共整合軌跡檢定之結果

共整合向量 個數 r	特徵根	軌跡檢定 統計量	5%顯著水準	1%顯著水準
r=0	0.710	45.62	47.21	54.46
r≤0	0.436	18.38	29.68	35.65

註：軌跡檢定顯示無共整合向量

表 7 共整合最大特性根檢定之結果

共整合向 量個數 r	特徵根	最大特性根 檢定統計量	5%顯著水準	1%顯著水準
r=0*	0.71	27.24	27.07	32.20
r≤0	0.436	12.60	20.97	25.52

註：\*代表軌跡檢定統計量在 5%顯著水準下是顯著的。

確定變數間具有共整合關係後，接著可進一步求出宏觀調控政策變數之變動量與產出間的共整合關係。對(1)式的共整合模型進行估計，結果為：

$$Y=0.09 + 1.30MI + 1.33INV - 3.46FE \quad (2)$$

(5.14)\*\* (7.21)\*\* (4.05)\*\*

上式中，Y 代表中國國內生產總值之變動量，M1 為中國狹義貨幣供給之變動量，INV 為固定資產投資總額之變動量，FE 為中國財政支出之變動量，各變數於 5%顯著水準下皆為顯著。依最大特性根檢定中變數間存在一組共整合向量，此共整合向量經過標準化後即為(2)式，代表中國宏觀調控變數之變動量與產出變動量間的長期關係。

共整合檢定結果，代表貨幣政策政策的 M1 變數，估計出的係數為 1.3，表示中國自改革開放的 20 幾年中，中國採行緊縮型貨幣政策，或是擴張型貨幣政策，確實會使中國產出呈現同向變動。代表行政手段的固定投資變數係數為 1.33，固定資產投資總量的控制，在各次的宏觀調控中皆是中國政府相當重視的項目，而 Johansen 共整合估計出結果也和預期相符，當中國政府實行宏觀調控政

策抑制過熱的固定資產投資時，產出也會呈現同向變動。

中國宏觀調控旨在抑制過熱的經濟，因此主要以  $\Delta M1 < 0, \Delta INV < 0 \rightarrow \Delta Y < 0$  之變動方向為主，當中國實行緊縮型宏觀調控，貨幣供給減少 ( $M1 \downarrow$ )，固定資產投資受到壓抑 ( $INV \downarrow$ )，長期結果顯示這兩項政策確實可以作為中國調控經濟過熱的總體變數。

在財政支出方面則有相反的結果，依照西方經濟理論，當社會生產有效需求不足導致物價膨脹，為了抑制經濟波動，必須先朝有效需求過剩方面著手，因此緊縮型財政政策為政府最有效的途徑，緊縮財政支出或是增加稅收來減少社會需求，因此總產出理應與財政支出同向變動。但在中國的財政支出變動量之共整合系數為負的 3.46。在中國自 1978 年開始改革開放後國家經濟才開始轉型，因此中國的財政支出扮演的主要角色為調整中國經濟結構，這和貨幣政策是調整經濟總量的不同之處 (劉家義，1999)。

財政政策主要執行手段包含了預算、國債、財政收入、與財政支出，尤其是財政支出是最能代表國家宏觀調控的財政政策。但，雖然中國的財政支出成長快速，但其支出結構的不合理，資金效益使用不佳等制度上問題，使財政支出無法在調控經濟波動時有效發揮作用，甚至會出現逆向誘導與調節。此外，從財政支出使用的成本面來看，財政支出不能完全視為產出的增函數，還必須考慮到社會成本，當成本過高時，即使財政政策有達到政府的施政目標，但成本的消耗反而會使財政政策的功效弱化了。因此，中國的財政政策在調控經濟波動的角色上，從數據的實證結果看出不符合理論，但財政政策在改善中國經濟結構上仍有其成效。

### (三) 誤差修正模型

共整合檢定可以看出變數間的長期關係，誤差修正模型則進一步驗證變數間的短期變動，中國宏觀調控整變數與產出間的誤差修正模型，估計結果為：

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & 0.71 - 0.40e_{t-1} - 0.31\Delta Y_{t-1} - 0.27\Delta MI_{t-1} + 0.25\Delta INV_{t-1} + 2.31\Delta FE_{t-1} - \\ & (2.32)** \quad (1.77)** \quad (1.53)* \quad (0.93) \quad (2.42)** \\ & 0.60\Delta Y_{t-2} + 0.05\Delta MI_{t-2} - 0.09\Delta INV_{t-2} - 0.25\Delta FE_{t-2} \end{aligned} \quad (3)$$

(2.92)\*\*      (0.27)      (0.34)      (0.26)

$$\bar{R}^2 = 0.56$$

上式括號內之數值為 t 值，\*及\*\*分別代表在 10%及 5%顯著水準下是顯著的。誤差修正模型中以誤差修正項  $e_{t-1}$  之係數，代表模型間的短期變動關係，即模型的調整參數，估計出來的誤差修正係數為-0.40，t 值顯著，符合理論的要求，表示模型短期下是會朝系統的均衡值移動。

因此，在共整合實證結果中，得到一組共整合向量，表示長期下這些時間序列變數間具有長期穩定關係，貨幣供給與固定資產投資兩者皆對產出有正向的效果，與預期相符。由圖 2 與圖 3 可以發現，貨幣供給和固定資產支出的與產出變動量間的關係，當貨幣供給與固定資產投資在進行緊縮降溫時，產出在當期或下期，即會隨之下降，波動趨勢密切。但共整合結果的財政支出方面長期下呈反向的關係，圖 4 是中國財政支出與產出變動量間的關係，可以看出財政支出與產出間的波動，與 M1 及 INV 相較下相對較小，緊縮經濟的程度較不明顯，影響程度因此較不顯著，也因此財政支出在中國宏觀調控的效力上，不若 M1 與固定資產投資般亦步亦趨。

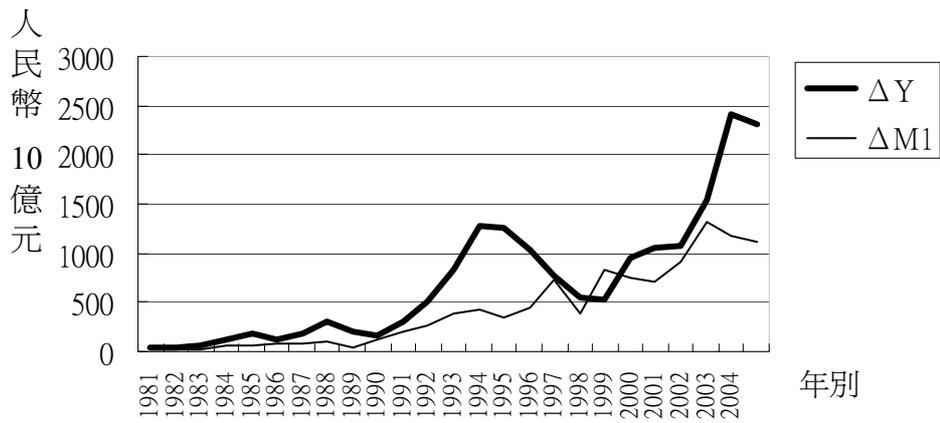


圖2 產出變動量與M1變動量之時間趨勢圖

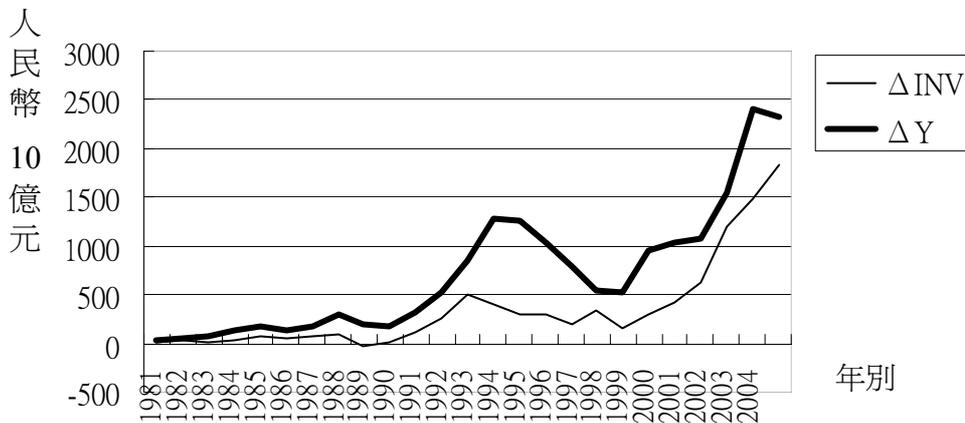


圖3 產出變動量與固定資產投資變動量之時間趨勢圖

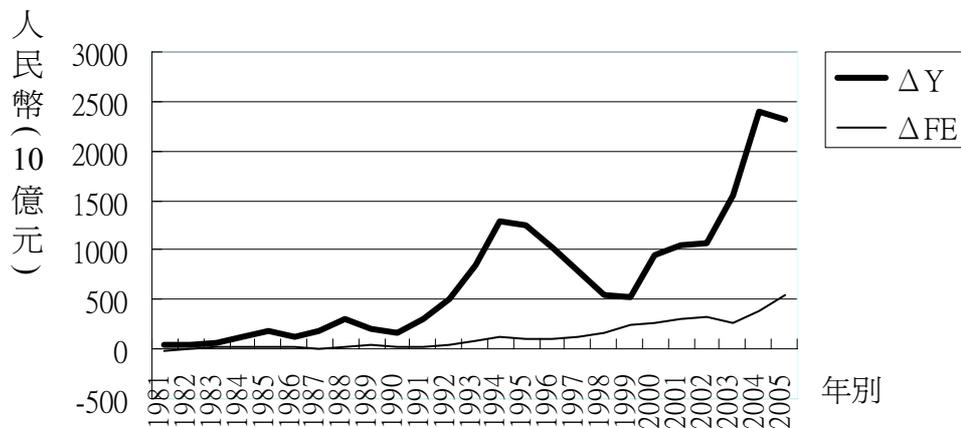


圖4 產出變動量與財政支出變動量之時間趨勢圖