

台灣的物價情勢： 影響因素探析與計量實證模型應用*

葉 盛 田慧琦**

摘 要

本文首先探討 1980 年代以來台灣出現「通貨膨脹率減緩(disinflation)」現象，以致於 2000 年代初期面臨發生「通貨緊縮(deflation)」風險的主要原因，包括有世界主要國家央行多致力於反通貨膨脹、國內人口成長率下降、產業外移、資產價格下滑、所得分配不均程度擴大、產業結構改變、經貿全球化與自由化、產品高科技化等長期因素，以及物流系統革新、失業率明顯攀高與嚴重急性呼吸道症候群(SARS)疫情衝擊等近期因素。此一分析凸顯物價確屬十分複雜的經濟現象，係一整體經濟活動的綜合表現，其牽連因素甚廣且遠，非單一理論模型所能完全解釋或預測，因此，本文進一步建立貨幣模型(monetary model)、成本加成模型(mark-up model)、菲力普曲線(Phillips curve)模型，進行實證模擬分析。除了就各

實證模型估計結果評估其對台灣物價變動的解釋能力與預測能力之外，另綜合此三理論模型之重要解釋變數，並擴增資產價格與銀行信用等變數進行 Granger Causality 檢定及向量自我迴歸(vector autoregression; VAR)模型分析。最後，就本文分析與實證研究結果提出貨幣政策策略建議，包括：貨幣政策決策者在分析物價變動趨勢時，除了應結合不同模型的預測結果外，仍須考量模型外或無法模型化因素的影響，加以綜合判斷後，再行貨幣政策之調整，以降低貨幣政策決策受特定模型預測偏差而誤判的風險；同時，在分析物價變動時，應重視信用成長與股價變動等金融變數的影響；以及欲維持物價穩定可以從影響社會大眾對物價變動的預期著手等。

* 本文完成於 2004 年 6 月，承施處長燕、葉副處長榮造、施副處長遵驊、盧研究員志敏、林襄理淑華與匿名審稿人之費心審閱與斧正，特致謝忱。惟文中觀點僅代表個人意見，與服務單位無關，如有疏漏或謬誤，概由作者負責。

** 作者分別為中央銀行經濟研究處國內經濟科一等專員與計量分析科四等專員。

壹、前言

影響一國物價變動的因素很多，但基本上可分為兩大類，一為供給面因素，例如勞動薪資、租金(地租、房租)、利息成本、匯率及原材料成本等，由這些因素引起的物價變動，稱為成本推動(cost push)；另一為需求面因素，例如財富、所得、景氣、貨幣數量及預期心理等，由這些因素所引起的物價變動，則稱為需求拉動(demand pull)。

傳統貨幣數量學說主張，一般物價是貨幣現象，長期間貨幣數量增加有促使一般物價同比例上漲的效果，但是如果就小型開放經濟體的台灣而言，同時間新台幣對國際通貨(如美元)升值，進口關稅稅率持續調降，而且重要國際物價(比如油價)不升反降，那麼國內貨幣數量增加所產生的物價上漲效果就相對變小。因此，晚近的學者專家大多比較傾向於贊同物價是個十分複雜的經濟現象之主張。換句話說，我們要研判或分析短期間物價的變動，除了必須衡酌國際物價、國內總體需求情勢、勞動市場、資產市場及金融市場等指標的變動之外，尚要考量屬於難以量化的其他影響因素，包括產業結構的轉變及制度面或政策性因素，例如加入世界貿易組織(WTO)，市場開放、關稅稅率的調

整、學雜費、醫療健保負擔及法定工時的調整或菸酒新制的實施，以及天候的變化，或者難以意料的衝擊，比如1997年的豬隻口蹄疫事件與2003年的嚴重急性呼吸道症候群(SARS)疫情等突發事件。

台灣於1980年代以來與世界主要國家一樣出現「通貨膨脹率減緩(disinflation)」的現象，2000年至2003年間更面臨發生「通貨緊縮(deflation)」的風險(註1)，主要原因為何？亟需探討。本文分成伍節，除了前言之外，第貳節係探討影響台灣物價情勢之長期與近期供需因素；第參節為影響物價變動之實證研究文獻回顧；第肆節試圖建立三種主要模型，包括貨幣模型(monetary model)、成本加成模型(mark-up model)與菲力普曲線(Phillips curve)模型，進行實證模擬分析；除了就實證模型估計結果評估其對台灣物價變動的解釋能力與預測能力之外，另綜合此三理論模型之重要解釋變數，並擴增資產價格與信用等變數進行Granger Causality檢定及向量自我迴歸(vector autoregression；VAR)模型分析。最後一節則將實證研究結果做成結論與政策建議，提供央行執行貨幣政策之參考。

貳、影響台灣物價長期與近期因素之分析

全球歷經1970年代兩次石油危機，也就是所謂的「大通貨膨脹(The Great Inflation)

時期」之後，世界主要國家央行多致力於反通貨膨脹，加上生產自動化、商品高科技化、經貿市場全球化及自由化等因素促使供給面成本下降之影響，1980年代以來世界主要國家通貨膨脹率（以消費者物價指數（CPI）年增率代表）呈現趨緩走勢，帶來所謂「通貨膨脹率減緩」的現象（參見表 2.1）；尤其 1990 年代後期，亞洲的日本及香

表 2.1 世界主要國家 CPI 平均年增率

單位：%

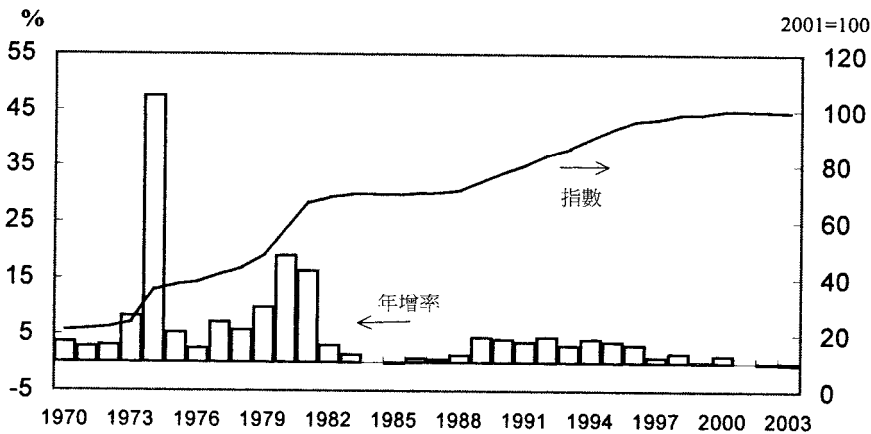
	1970 年代	1980 年代	1990 年代	2000-2003 年
工業化國家	9.5	5.8	2.7	2.0
美國	7.8	4.2	2.7	2.5
日本	9.0	1.7	0.9	-0.7
德國*	5.1	2.2	2.4	1.5
英國	13.7	5.8	2.9	2.3
加拿大	8.0	5.3	1.7	2.6
紐西蘭	12.8	11.4	2.0	2.4
新加坡	6.4	2.8	1.9	0.6
香港	n.a.	n.a.	6.8	-2.7
中國大陸**	n.a.	11.8	9.9	0.4
台灣	10.4	4.4	2.9	0.2

註：*1990 年東西德統一前為西德資料。

**中國大陸 1980 年代資料僅為 1987 年起。

資料來源：中央銀行經濟研究處編「重要國際經濟金融指標」，以及 IMF, International Financial Statistics。

圖 2.1 台灣的 CPI 與年增率



資料來源：行政院主計處

港，因其特殊的經濟金融結構與環境（註2），更導致其一般物價水準在一段期間內均呈現持續下跌的現象，步入了所謂「惡性通貨緊縮（harmful deflation）」的困境。至於台灣，自1980年代以來的物價走勢，除了受到國際環境的影響呈現與世界主要國家大致相同的趨勢外，亦自有屬於本土性之特殊經濟金融背景，以致2001年至2003年間台灣之CPI亦曾間歇出現下跌的現象（參見圖2.1）。

由於物價是個十分複雜的經濟現象，係一整體經濟活動的綜合表現，其牽連因素甚廣；因此舉凡國際物價、國內總體供需情勢、勞動市場、資產市場及金融市場的變

動，甚至產業結構的轉變及制度面或政策性因素及預期心理等，均與之息息相關。也就是說當前台灣之物價情勢應係長期以來影響物價之各種供需力量交互影響的結果；因此，乃結合全球性與台灣自有特性的觀點分別探討如下：

一、長期以來影響台灣物價情勢之供需因素

(一) 需求面因素

1. 世界主要國家央行多致力於反通貨膨脹

歷經1970年代兩次石油危機所導致之高度通貨膨脹的洗禮之後，世界主要國家央行多致力於反通貨膨脹，維持貨幣總計數穩定成長；1980年代以來世界主要國家貨幣總計

表 2.2 世界主要國家廣義貨幣總計數平均每年成長率*

單位：%

	1970年代	1980年代	1990年代	2000-2003
美國	9.7	8.3	5.3	6.5
日本	13.4	8.9	3.2	2.2
德國**	9.0	7.5	7.1	6.3
英國	15.8	16.8	6.2	8.3
加拿大	16.4	8.5	6.9	8.3
紐西蘭	19.1	16.3	6.8	6.8
新加坡	16.2	15.5	13.2	2.9
香港	n.a.	n.a.	10.7	4.0
中國大陸***	26.2	23.2	24.7	15.8
台灣	25.8	21.4	12.8	5.0

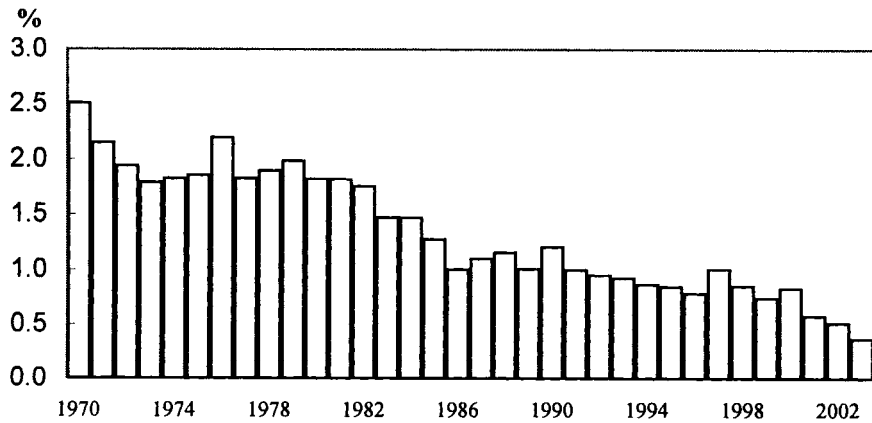
註：*廣義貨幣總計數＝貨幣＋準貨幣

**1990年東西德統一前為西德資料，2000年起為歐元區資料。

***中國大陸1970年代資料僅為1978年起。

資料來源：中央銀行經濟研究處編「重要國際經濟金融指標」，以及IMF, International Financial Statistics。

圖 2.2 台灣地區人口增加率



資料來源：內政部戶政司

數成長率呈現減緩趨勢（參見表 2.2）。尤其自 1990 年代以來，紐西蘭、英國、加拿大、澳大利亞及瑞典等許多國家的中央銀行更紛紛改採通貨膨脹目標機制，以對抗通貨膨脹，引領世界主要國家邁向一個低通貨膨脹的環境。本文利用 1981 年至 2003 年間之年資料為分析樣本，得到台灣貨幣總計數年增率與 CPI 年增率之相關係數為 0.21，惟若將樣本期間縮短為 1991 年至 2003 年間，得到之相關係數達 0.90，顯示二者之同向變動關係顯著（註 3）。

2. 人口增長率下降削弱消費需求

自 1980 年代以來，台灣出生率明顯下降，少子化的結果，導致人口成長減緩，人口增加率在 1981 年為 1.819%，1986 年降為 1%，1990 年代以後國人移民海外人數持續上升，以致 2003 年時此一比率再降為 0.371%（見圖 2.2），削弱整體消費需求（註 4）。本

文利用 1970 年至 2003 年間之年資料為分析樣本，得到人口增加率與民間消費支出增加率之相關係數為 0.53，顯示人口增加率與消費增加率之同向變動關係尚稱顯著。

3. 產業外移

1990 年代以來，台灣產業陸續外移至低成本地區生產，透過要素價格均等化定理 (factor price equalization theorem) 之作用，減緩國內薪資的上升（註 5），進而影響民間消費需求隨之放緩；本文利用 1974 年至 2003 年間之年資料為分析樣本，得到平均薪資所得與平均每戶消費支出之相關係數達 0.99 以上，顯示薪資所得與消費之同向變動關係顯著（註 6）。同時，產業外移亦將減弱國內總體投資與消費需求，例如中國大陸熱使許多國人到中國大陸經商工作，據估計目前有百萬台商在中國大陸工作，也在中國大陸定居生養小孩（註 7）。

圖 2.3 台灣證交所股價指數

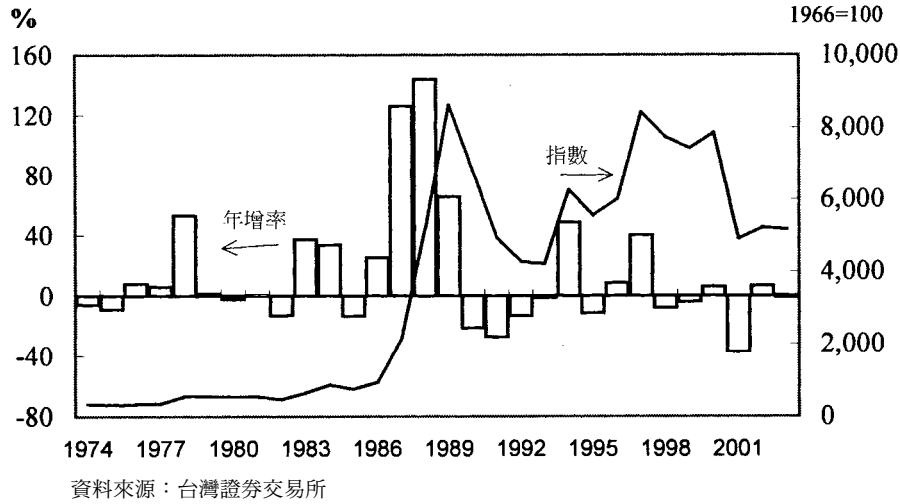
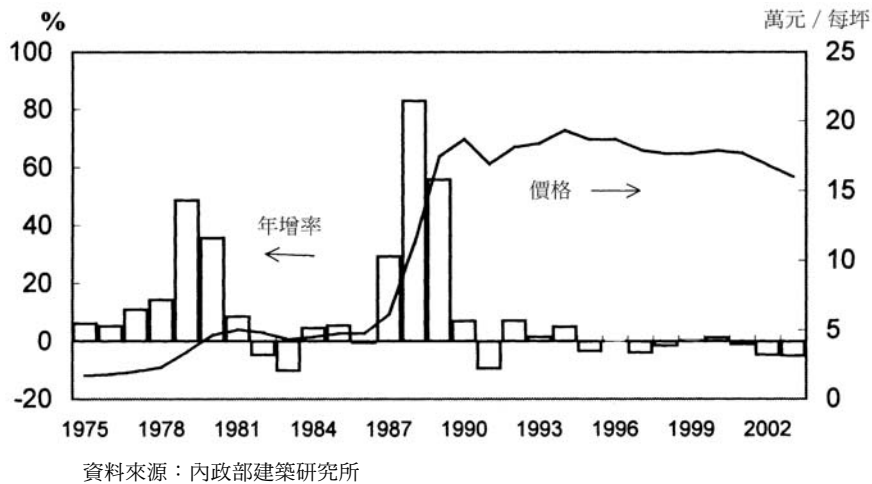


圖 2.4 預售屋及新成屋平均價格



4. 資產（房地產、股票）價格大起大落
1980 年代後半，由於鉅額貿易順差，兼以欠缺投資管道，以致熱錢流入，民間游資充斥，台灣房價與股價相互推波助瀾，連袂飆漲；台股股價指數（年平均數）自 1986 年起漲，至 1989 年累計漲幅超過 10 倍（見圖 2.3），房價（年平均數）則自 1987 年起漲，

至 1990 年累計漲幅亦超過 3 倍（見圖 2.4）（註 8），締造前所未有的資產泡沫。隨著 1989 年之央行選擇性信用管制措施與若干貨幣緊縮政策逐漸發揮效果、地下投資公司紛紛倒閉及 1990 年初的政爭，房地產投機現象漸受抑制，股價指數亦明顯回跌，自 1989 年至 1993 年跌幅達 51%，股票市值萎縮逾半。

幸賴台灣係以出口為導向的經濟結構，加上產業適時升級，高科技產業蓬勃發展取代傳統產業，帶動經濟再度快速成長（註9），激勵股價指數止跌回升，至1997年(與1993年比較)漲幅約達100%，即造就了所謂的科技股泡沫。房價則於1991年小幅回跌後，即在市場因應全省實施容積率管制及土地稅制趨嚴，配合銀行大量開放新設，積極推展融資業務下，建商大量推案炒作，加上股市回升之激勵，再度震盪走高，至1994年(與1991年比較)漲幅為14.36%。

1997年起陸續受亞洲金融風暴、國內產業景氣大幅下滑，建商財務危機頻傳，以及美國高科技泡沫破滅與911恐怖攻擊事件之影響，股價、房價雙雙下挫，1998年至2003年間，股價跌幅達38.63%；1997年至2003年間，房價跌幅為14.5%，資產價格泡沫破滅（註10）。

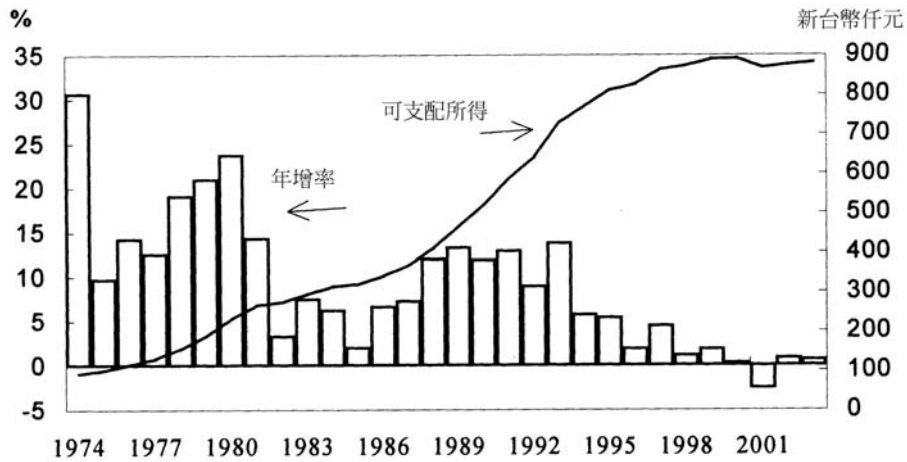
資產價格萎縮導致財富緊縮，引發民間部門之資產負債表失衡，消費及投資因而縮減，進而衝擊物價的穩定。根據方文碩與吳政勳(2003)之研究顯示，台灣股價指數與消費支出存在顯著的共整合（co-integration）長期均衡關係，且呈同方向變動。另外，根據美國耶魯大學教授席勒(Robert Shiller)研究顯示，就已開發國家而言，房市財富對消費的影響十分顯著且甚於股市等金融性財富（註11），主要原因為房地產價格變動可透過長遠（permanent）財富效果影響家計部門消費支

出（註12）；同時，房地產價格或房貸利率變動，將改變購屋貸款負擔，產生預算限制效應(budget constraint effect)，進而影響消費與淨財富效果（註13）。

根據台灣家庭收支調查與國富統計結果報告之統計資料顯示，台灣自有住宅比率偏高，2003年為85.11%，房地產成為家庭部門重要資產，2002年房地產財富占家庭部門資產結構比重為36.24%，有價證券（股票、公債）比重則為33.36%，顯示房地產與有價證券係影響家庭財富結構之關鍵（註14）；1998年在房地產與股票價格紛紛走跌以來，平均每戶可支配所得與消費支出成長同告逐漸趨緩；尤其，至2001年間在房地產與股票價格連袂下跌下，平均每戶可支配所得與消費支出更同步縮減(見圖2.5與圖2.6)（註15）。本文利用1974年至2003年之年資料為分析樣本，得到消費支出與房價之相關係數達0.91，而消費支出與股價之相關係數亦達0.84，顯示資產價格與消費支出之同向變動關係相當顯著。

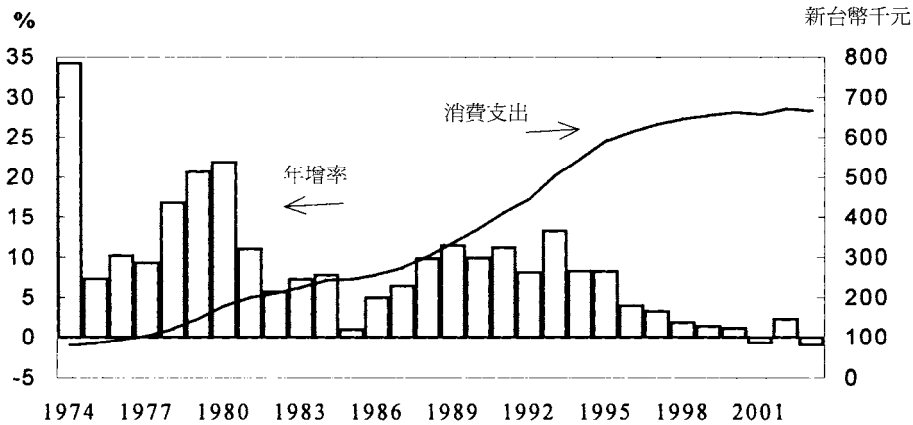
再者，當房地產價格崩跌衍生不良債權問題，將使銀行授信的能力與意願均受到限制，例如台灣、日本與中國大陸的金融機構均曾經經歷相當嚴重的不良債權問題，即使是金融機構體質健全的香港在面臨房地產價格崩跌時，銀行授信仍然保守，無法充分發揮金融中介的功能，不利需求擴張。台灣自1998年以來在資產價格萎縮影響下，國內需

圖 2.5 平均每戶可支配所得



資料來源：行政院主計處

圖 2.6 平均每戶消費支出



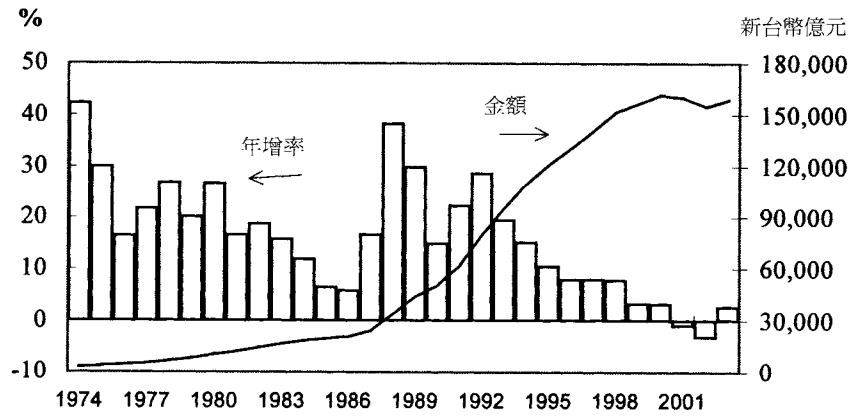
資料來源：行政院主計處

求疲弱，銀行授信成長減緩（見圖 2.7），對物價構成下跌壓力。根據陳南光、徐之強 (2002) 之實證結果，台灣房價波動對於核心 CPI 變動有顯著的解釋力（註 16）。

資產價格萎縮除了衝擊物價的需求面以外，房地產價格下跌也會直接影響房租，以致與 CPI 同向變動（註 17）。惟租屋屬單純

的消費行為，不易存在投機活動，房租的波動自遠較房價的波動為小，同時，房租反映房價變動，在調整上存有時差落後（見圖 2.8）（註 18）。因此，本文利用 1975 年至 2003 年之年資料為分析樣本，得到同期房租與房價之相關係數約為 0.28，若以時差相關係數而言，在房價領先期為 1 年或 2 年時，

圖 2.7 主要金融機構放款與投資



資料來源：中央銀行經濟研究處

相關係數均提高為 0.47。

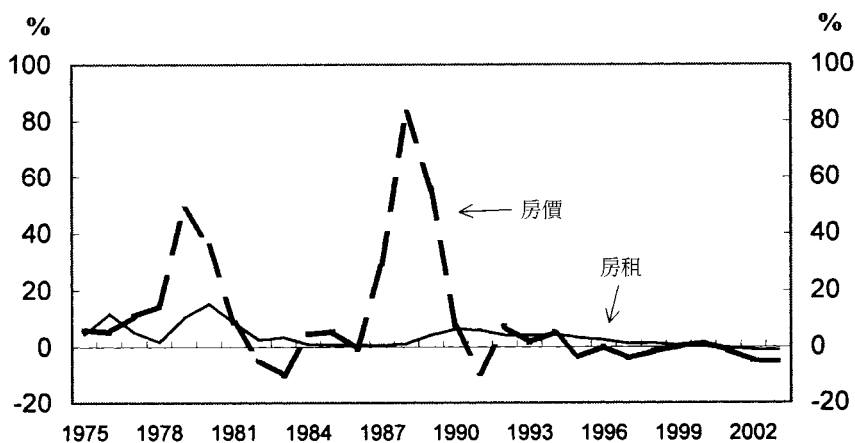
台灣房租反映房地產價格的變動及經濟景氣，在 1990 年房租年增率曾達 6.47%，由於房租占 CPI 權數高達 21%，因此直接使 CPI 年增率上升 1.36 個百分點，占該年 CPI 漲幅的 33%。1991 年以來房租年增率趨緩，自 1990 年之 6.47% 下滑至 2000 年為 0.15%，至 2001 年轉呈負 0.1%，係歷年來首見下跌的情

況；至 2003 年跌幅擴大為 1%，直接使 CPI 年增率下降 0.2 個百分點 (見圖 2.9)。本文利用 1975 年至 2003 年之年資料為分析樣本，得到房租與 CPI 之相關係數為 0.86，亦顯示房租與 CPI 存在顯著的同向變動關係。

5. 所得分配差距擴大，削弱整體消費需求

1990 年代以來，「知識經濟 (knowl-

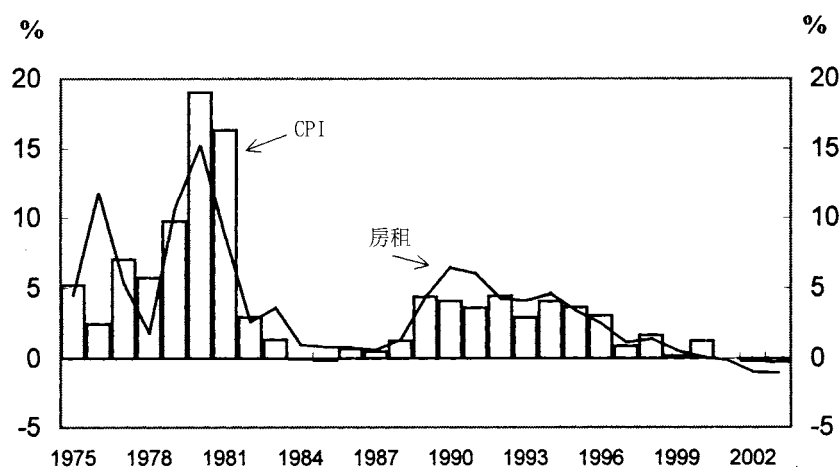
圖 2.8 房價年增率與房租年增率



註：房價係指預售屋及新成屋平均價格

資料來源：內政部建築研究所與行政院主計處

圖 2.9 CPI 年增率與房租年增率



資料來源：行政院主計處

edge-based economy) 逐漸盛行的結果，造就「贏者圈」(如俗稱之「科技新貴」)(註 19)；益以 1997 年亞洲金融風暴以來，失業人口不斷增加，加上政府所採行之所得稅減免與稅制改革措施(例如兩稅合一)對所得高者遠較所得低者有利，因而擴大所得分配不均。由於高所得者邊際消費傾向較低所得者為低，在所得分配不均程度擴大的情

況下，削弱了整體消費需求(見表 2.3)。

(二) 供給面因素

1. 產業結構改變促使原油價格大幅變動的衝擊式微

原油在 1970 年代兩次石油危機的時代，對於全球經濟曾有莫大的影響力；惟隨著世界主要工業國家產業結構的改變、能源相關技術的進步與經濟不斷成長(註 20)，其整

表 2.3 所得差距與消費

單位：%

	1970 年代***	1980 年代	1990 年代	2000-2003 年
所得差距倍數*(1)	4.23	4.50	5.33	6.04
平均每戶消費支出倍數** (2)	3.30	3.15	3.50	3.73
(2)/(1)	0.78	0.70	0.66	0.62
民間消費平均年增率	15.74	13.28	10.37	2.30

註：*係將家庭可支配所得高低分成五等分，最高分位組為最低分位組之倍數。

**係五等分平均每戶消費支出，最高分位組為最低分位組之倍數。

***1970 年代資料僅為 1976 年起。

資料來源：行政院主計處編「中華民國臺灣地區九十二年家庭收支調查報告」與「中華民國臺灣地區國民所得統計摘要」。

體經濟對原油之依賴度大幅降低，原油的重要性已經大不如前。

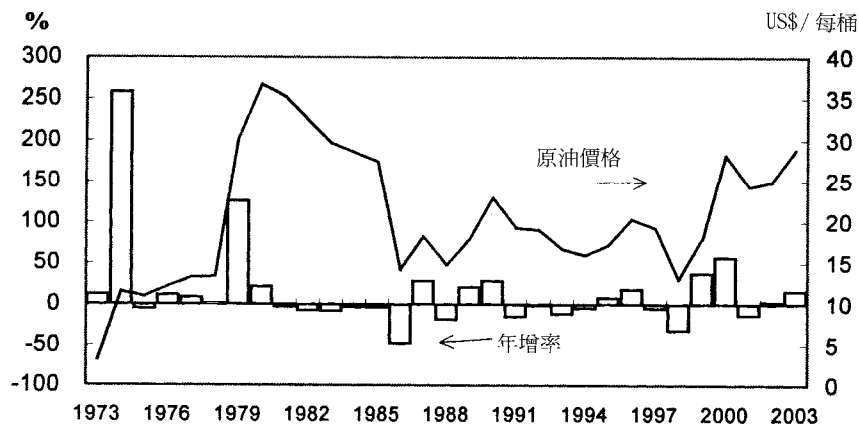
近幾年來世界主要工業國家能源（尤其是石油）需求相對產出的比率大幅降低（註 21）；根據工業技術研究院能源與資源研究所之研究報告指出，世界主要國家之能源密集度呈現下降趨勢（註 22），以經濟合作暨發展組織(OECD)國家為例，自第二次石油危機(1979~80年)時的0.8降至1990年代之0.5，降幅約37.5%，其中以美國降幅約48%為最，其次為德國之44.4%、英國36.9%、法國34.6%、日本26.8%及澳洲23.2%等；台灣降幅亦達35.1%，顯示全體部門產出每單位GDP所需的能源使用量有降低趨勢。此外，根據國際能源總署(IEA)的統計資料顯示（註 23），全球燃油發電比重已由1973年之24.7%降至2001年之7.5%，降幅達70%；顯示在能源使用上，石油之重要性已明顯被其

他能源所取代。

因此，自第二次石油危機以來，儘管國際上仍不時發生干擾石油供給的衝突事件，例如1990年8月伊拉克入侵科威特，導致波斯灣戰爭事件，2002年下半年美伊對峙，至2003年初美英聯軍攻打伊拉克事件，均未再造成國際油價像1970年代持續飆漲的局面，油價的變動相對平穩（見圖2.10），油價對經濟的影響亦趨減弱。依據OECD估計，若國際原油每桶價格提高5美元，將導致全球經濟成長率僅下滑0.2個百分點；而依世界銀行(World Bank)2003年之調查，若國際原油每桶價格上漲10美元並持續1年，則開發中國家之經濟成長率也僅將下滑0.75個百分點（註24）；也就是說近20多年來，全球性石油危機的威脅已頗減。

同時，國內產業結構也出現明顯的轉變。台灣服務業產值占GDP比重明顯提高，

圖 2.10 國際原油平均價格



資料來源：IMF 編製 International Financial Statistics Yearbook

由第二次石油危機時的 47% 上升到 2000 年代已經超過 66%；相對地，製造業比重下降，由第二次石油危機時的 36% 降至 2000 年代已經不及 26%，而且製造業的主要結構也已經由紡織、鋼鐵、石油、塑化等高耗油產業轉向電子精密等高科技業，電子精密業產值占製造業產值比重由第二次石油危機時之 10% 升至 2000 年代已經超過 38%。根據行政院主計處之「產業關聯統計編算結果」，礦產(主要為原油)業的向前關聯係數自 1981 年的 9.2 漸次降至 1999 年的 5.2 (註 25)，顯示礦產業與各產業間的相互依存度降低。

另外，根據工業技術研究院能源與資源研究所之研究報告指出，台灣生產部門整體能源密集度呈現下降趨勢(註 26)，自 1981 年之 6.65 (單位為仟卡/每元實質 GDP) 降至 2000 年之 5.03，降幅 24%，顯示生產部門能源使用效率提高，產出每單位 GDP 所需的能源使用量有降低趨勢。同時，根據經濟部能源局統計資料顯示，燃油及燃氣之發電比重自第二次石油危機時的 50.5% 降至 2001 年以來僅 21% 左右，顯示整體產業用油成本比重已大幅降低。另外，第二次石油危機時，石油進口值占總進口值的比重及相對 GDP 的比率分別約為 24% 及 11%；之後，台灣對進口石油的依賴度明顯降低，1990 年代此二比率分別降為 4% 與 1.5% 上下，2000 年代受國際石油價格高漲影響，再回升至 7% 與 3% 上下，惟仍不及第二次石油危機時的三分之

一。再就物價指數結構觀察，原油占進口物價指數與躉售物價指數(WPI)之權數分別由第二次石油危機時(1981 年為基期)之 22.0% 與 4.9% 降至目前(2001 年為基期)為 6.7% 與 2.1%，油料費占 CPI 之權數則受汽機車日益普及之影響，由 1.93% 略升為 2.26%。因此，相較第二次石油危機時，台灣經濟對能源(尤其是石油)依賴度明顯降低，油價變動對台灣物價的成本面衝擊已然減弱，整體物價乃愈趨穩定。

2. 生產自動化與要素價格均等化降低單位產出勞動成本

1980 年代以來，隨著科技的高度發展，資訊電子產品大量生產，再伴隨資訊、通訊技術之運用，改變傳統生產型態，廠商自動化生產情形日益普遍，使得勞動生產力持續提高；同時，台灣產業陸續外移至低成本地區生產，透過要素價格均等化定理之作用，減緩國內薪資的上升，促使單位產出勞動成本呈現走低趨勢(見表 2.4 與圖 2.11)(註 27)，創造物價的下跌空間。

3. 經貿全球化與自由化壓低商品價格

1990 年初期蘇聯瓦解、柏林圍牆撤除，東歐國家紛紛放棄社會主義計畫經濟體制，轉向市場經濟，使其產能與生產力均大幅提增；同期間，致力於改革開放的中國大陸，其產能更加融入世界市場(註 28)，吸引鄰近之香港、台灣、南韓、新加坡及日本大量企業(資金)移往生產低成本的勞力密集商

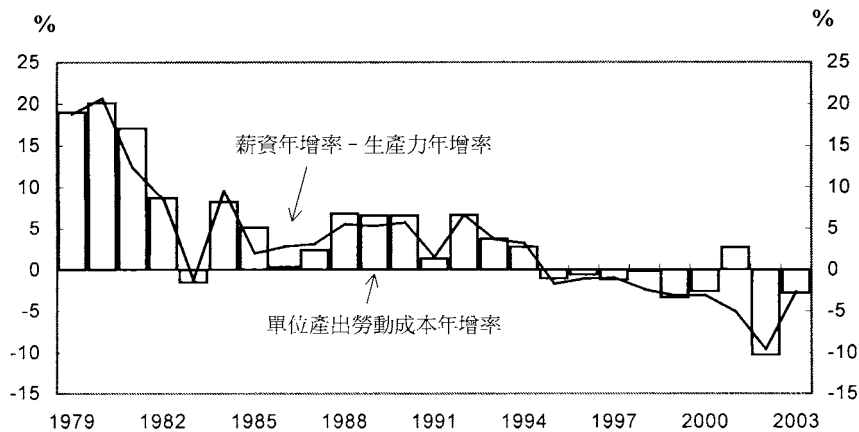
表 2.4 台灣製造業單位產出勞動成本、薪資與生產力平均每年年增率*

	單位：%			
	1979 年	1980 年代	1990 年代	2000-2003 年
生產力	2.1	4.7	5.9	6.2
薪資	21.8	11.5	6.8	1.1
薪資-生產力	19.7	6.8	0.9	-5.1
單位產出勞動成本	19.5	7.2	1.3	-3.4

註：*薪資係採名目值計算之年平均薪資。

資料來源：行政院勞工委員會編「勞動統計年報」。

圖 2.11 製造業薪資與生產力及單位產出勞動成本



資料來源：行政院勞工委員會

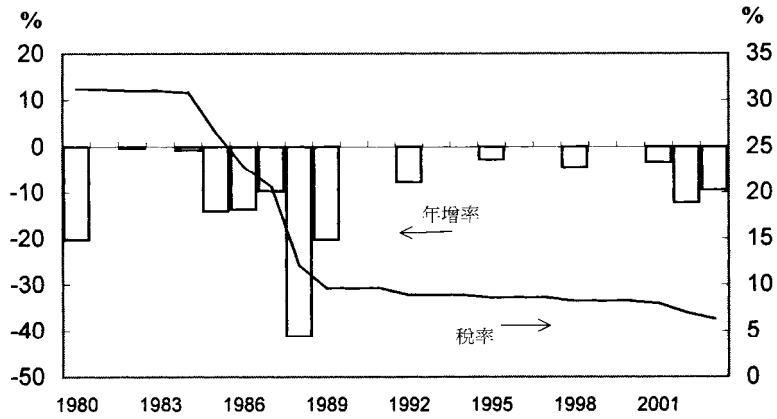
品（註 29），再藉由經貿全球化，低價回銷國內與全球，增加這些國家相關貿易財之價格競爭壓力，成為國際性物價走低的重要推手。

4. 台灣進口關稅稅率持續調降、新台幣匯率升多貶少

1980 年代以來，台灣進口關稅稅率漸次調降，不論名目或實質有效稅率均呈下降趨勢，自 1981 年至 2002 年降幅分別達 77.57%

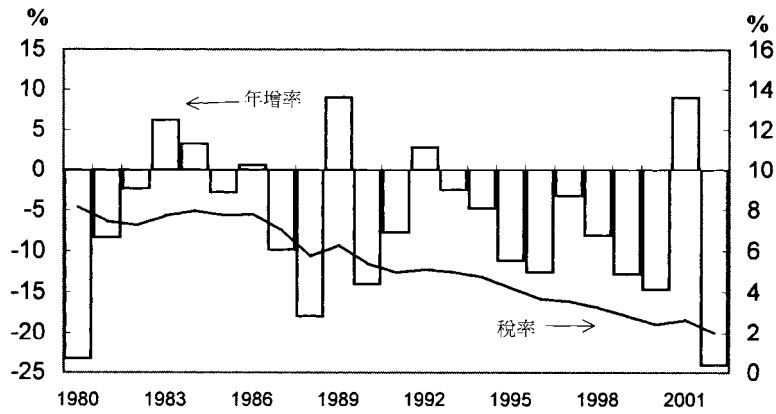
與 72.89%（見圖 2.12 與圖 2.13）；同期間新台幣兌美元匯率（年平均數）亦升多貶少（見圖 2.14）。由於台灣為一小型開放經濟體，因此，國際物價、匯率與進口關稅稅率等因素，都會直接對台灣進口物價指數產生很大的影響，進而影響 WPI（註 30），以致 CPI。自 1980 年代以來，台灣進口物價指數跌多漲少（見圖 2.15），以新台幣計價之進口物價指數自 1981 年至 2003 年下跌

圖 2.12 進口關稅平均名目稅率



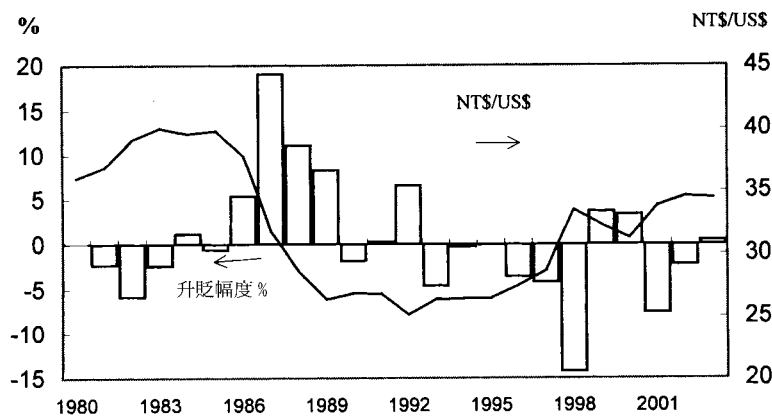
資料來源：財政部關政司

圖 2.13 進口關稅平均實質稅率



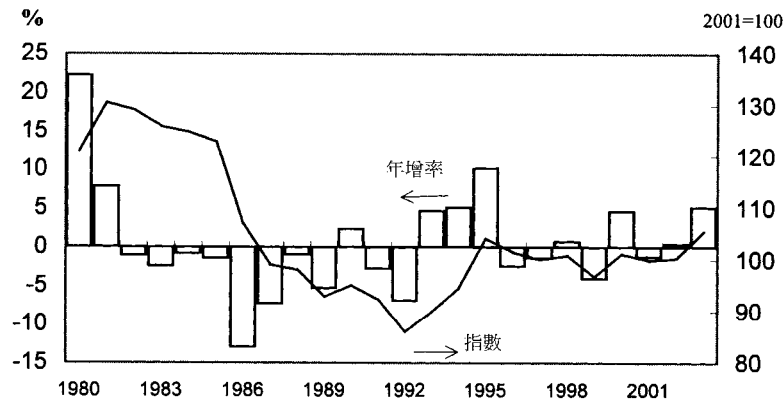
資料來源：財政部關政司

圖 2.14 新台幣兌美元匯率



資料來源：中央銀行經濟研究處

圖 2.15 進口物價指數



資料來源：行政院主計處

19.17%，若剔除匯率因素，同期間以美元計價之進口物價指數亦下跌 13.51%。

5. 產品高科技化帶來產品生命週期縮短與產能過剩

世界經濟技術進步除了促使商品之供給面成本明顯下降外，產品高科技化的結果亦帶來產品生命週期縮短與產能過剩，加速價格下滑的現象。例如，高科技化的 3C(資訊、通訊及消費性電子)產品日新月異，市場競爭激烈，促使廠商投注大筆資源與經費專注於新產品的研發，產品的演進速度也就十分快速，產品生命週期不斷縮短，造成相關產品產能過剩與價格節節下降（註 31）。在 WPI 中電腦、通信及視聽電子產品類之統計資料始自 1991 年，而自 1994 年以來下跌情況即非常明顯，平均每年下跌 5.99%，至 2003 年跌幅累計達 46.06%，其中 2003 年較 2002 年下跌 11.43%。

二、2001 年以來影響台灣物價情勢之特

殊供應因素（註 32）

(一) 需求面因素

1. SARS 疫情衝擊

2003 年受 SARS 疫情衝擊，導致民間消費與投資趨於保守，有效需求不足，交通、旅遊、餐飲等相關行業降價促銷。

(二) 供給面因素

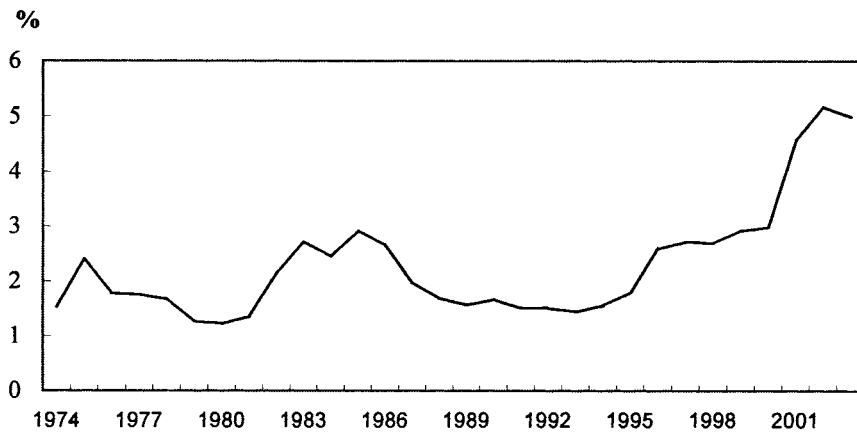
1. 加入 WTO 與物流系統革新

2000 年代以來台灣為因應加入 WTO，除了繼續調降進口關稅稅率之外，國內市場更加速開放競爭，例如通信、油品及農畜產品市場的開放競爭（註 33）；加上網際網路的快速發展，進入市場的障礙大幅降低且物價訊息的傳播暢行無阻，管銷成本大幅下降；此外，量販店不斷興起，商品價格競爭愈加劇烈。

2. 失業率明顯攀高

從 1990 年代中期以降，台灣的經濟發展結構與特色已然產生劇烈的變化；自由化與

圖 2.16 失業率



資料來源：行政院主計處

國際化的市場開放，不但讓產業的競爭條件改變與重組，為因應整體環境的挑戰與試煉，企業更須要快速有效的轉型與升級，兼以勞力密集產業大舉關廠外移，而勞力結構調整的速度無法趕得上產業轉型的需求，結構性的失業現象便不可避免地漸趨嚴重與明顯。若再加上經濟景氣循環的起落，尤其是營建業，一直無法從景氣衰退的泥淖中脫困；加上勞動市場或制度的變動等因素干擾，失業問題隨之愈為嚴重（註 34），2001 年以來失業率明顯攀高至 4% 以上（見圖 2.16）；就成本面而言，由於失業率上升，工資增長不及勞動生產力的提高，致單位產出勞動成本下降，廠商產品出現降價空間，加上民間消費能力受到抑制，廠商降價求售的壓力也就日益加重（註 35）。

3. 天候較好，農產品盛產

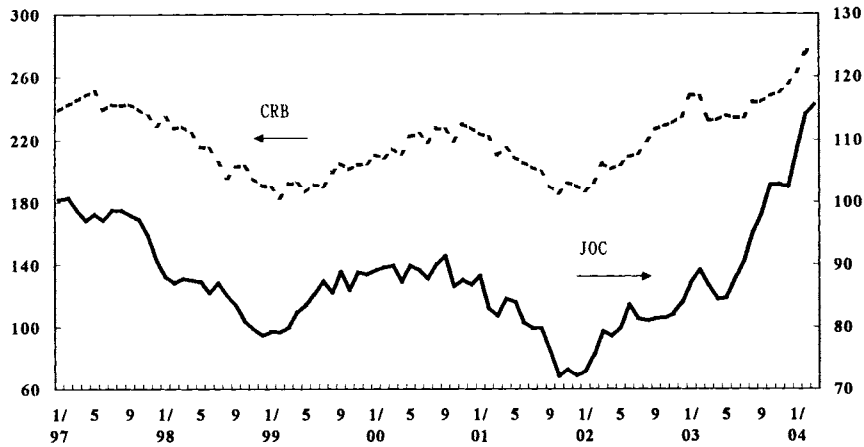
颱風來襲往往挾帶豪雨成災，容易造成蔬菜、水果等食物類價格暴漲。往年颱風來

襲次數較為頻繁，平均每年約 2 至 3 次，且多造成農畜產品嚴重損失；惟自 2001 年以來，除 2001 年 10 月納莉颱風造成農畜產品稍有損失以外，幾無任何颱風造成農畜產品嚴重損失導致蔬菜、水果等農畜產品出現明顯量減價漲的情況。

4. 國際農工原料行情高漲

1990 年代後期國際原物料（石油、鋼鐵及銅等基本金屬）需求不振，庫存大增，加上環保壓力益趨加重，致原物料投資獲利不佳，原物料業者乃縮減對原物料的開發投資；輪船業者亦縮減對散裝貨輪的採購。影響所及，隨著 2003 年下半年以來全球經濟同步復甦，對國際原物料需求相對增加，尤其是中國大陸的龐大需求，原物料價格乃在原物料產能受限及海運費飆升的推波助瀾下狂飆，不論美國商品研究局期貨價格指數(CRB) 或者美國哥倫比亞大學工業原料價格指數(JOC)至 2004 年 3 月均飆漲至歷年來新高（見

圖 2.17 國際農工原料價格指數



資料來源：Bloomberg 資訊系統

圖 2.17)。

5. 狂牛症及禽流感

近年來因美加地區出現狂牛症，使其牛肉輸出受阻，加上亞太地區發生禽流感，大量雞隻遭到撲殺，益以國內豬隻養頭數大減，造成肉品供應難符需求，價格高漲。

綜合上述分析得知，自 1980 年代以來台灣與世界主要國家相似，邁入「通貨膨脹率減緩」的時期，2001 年以來更因產業持續外移，失業率居高難下，薪資升少降多，單位產出勞動成本持續下降趨勢，加上台灣在 2002 年初正式加入 WTO，商品及服務市場愈趨自由化、全球化，價格競爭愈加劇烈；益

以資產價格萎縮所造成的資產負債表失衡效應持續發酵，銀行不良債權比重攀高，總體需求疲弱，銀行授信不振，貨幣數量成長亦大為減緩等影響，導致物價下跌風險大於上漲風險，各年 CPI 年增率轉呈負數，2001 年至 2003 年依序為 -0.01%、-0.20% 及 -0.28%，平均為 -0.16%；2001 年至 2003 年核心 CPI 年增率則依序為 0.08%、0.69% 及 -0.61%，平均亦僅 0.05%。所幸 2004 年起，在寬鬆貨幣政策效果顯現激勵國內總體需求回溫及國際農工原料行情高漲帶動下，物價溫和回升，逐漸脫離通貨緊縮的風險，2004 年第 1 季 CPI 與核心 CPI 年增率分別升為 0.51% 與 0.12%。

叁、物價變動模型之實證文獻回顧

影響物價變動的因素很多，但基本上可分為兩大類，一為供給面因素，例如勞動薪資、租金(地租、房租)、利息成本、匯率及原材料成本等，由這些因素引起的物價變動，

稱為成本推動；另一為需求面因素，例如財富、所得、景氣、貨幣數量及預期心理等，由這些因素所引起的物價變動，則稱為需求拉動。為瞭解影響台灣物價變動的重要因

素，本文除了前節利用圖表說明與簡單相關係數分析之外，以下將進一步建立物價變動模型進行實證研究。本節首先簡述探討物價變動成因，包括超額貨幣 (excess money)、成本加成 (mark up) 與產出缺口 (output gap) 等之實證文獻，並據此於下節設立貨幣模型 (monetary model)、廠商成本加成訂價模型 (markup model) 與菲力普曲線 (Phillips curve) 模型，進行實證分析。茲就物價變動實證模型之主要文獻簡單回顧如下：

一、貨幣模型

貨幣模型是早期分析通貨膨脹實證研究最常用的模型，該模型係屬偏向需求面因素影響物價變動的模型。根據貨幣數量學說，物價與貨幣數量應呈同向等比例變動，長期下的通貨膨脹為貨幣現象。

利用貨幣模型分析物價變動的實證文獻大多以 Hallman, Poter & Small (HPS, 1991) 所提之 P* 模型，或長期貨幣需求函數為分析架構。基本上，P* 模型從交易方程式出發，假設經濟體系的貨幣流通速度穩定，長期均衡物價水準為滿足潛在產出的物價水準，而當實際物價偏離均衡物價時，實際物價將朝均衡物價調整，因此物價的變動將受實際物價與均衡物價差距（即物價缺口）變動的影響。有關 P* 模型之實證研究，HPS (1991) 實證結果顯示物價缺口為影響美國物價變動的重要解釋變數，預測物價缺口的變動，有助預測美國的通貨膨脹。Kool & Tatom (1994) 根據

P* 模型分析歐洲國家之通貨膨脹發現（註 36），採取釘住匯率政策的小型開放經濟體之物價變動，顯著受到國內物價缺口以及國內物價相對國外均衡物價差距的影響，若同時將國內外物價缺口納入 P* 模型，將可提高對通貨膨脹的預測能力。

理論上，P* 模型之物價缺口透過交易方程式可進一步表示為實質貨幣供給與實質貨幣需求之差距（即超額貨幣），是以部分實證研究採取估計貨幣需求函數的方式，分析超額貨幣對物價變動的影響。這些實證研究指出物價變動為經濟體系反映貨幣失衡 (monetary disequilibria) 的現象，因此當貨幣供給高於貨幣需求，造成過多貨幣追逐有限商品的情況時，超額貨幣供給將導致物價上漲或通貨膨脹的壓力。探討超額貨幣與總體物價水準及通貨膨脹關係之實證文獻如 Atta-Mensah (1996) 與 Engert & Hendry (1998) 等，其以加拿大之資料估計長期貨幣需求函數 M1，並設定通貨膨脹預測模型為超額貨幣、產出缺口、過去之通貨膨脹率及貨幣數量成長率等解釋變數之函數，結果顯示貨幣數量成長與超額貨幣二變數有助於解釋及預測通貨膨脹的長期路徑 (long-run path)。另外，Gerlach & Svensson (2000) 以歐洲國家為研究對象，實證結果發現以超額貨幣取代 P* 模型的物價缺口，將可提高對未來通貨膨脹的預測能力。

雖然金融創新導致貨幣需求改變，影響貨幣與物價間的關係，進而降低貨幣成長與

超額貨幣對物價變動的解釋能力（註 37），但歸納相關實證研究指出，貨幣與物價間具有長期穩定關係，貨幣數量成長應可作為預測長期間通貨膨脹的良好指標（註 38）。

二、成本加成模型

在分析通貨膨脹影響因素時，成本加成模型通常被視為偏向供給面因素影響通貨膨脹之模型。理論上，不完全競爭市場，個別廠商面對負斜率需求曲線的最適訂價決策為售價等於邊際成本加上邊際成本之加成(markup)，故長期觀之，廠商對成本的加成將影響國內一般的物價水準，而廠商成本加成的調整將造成物價的變動（註 39）。

以成本加成模型分析通貨膨脹的實證研究，基於邊際成本衡量困難，通常假設國內一般物價水準為總單位成本的加成(mark-up over total unit costs)（註 40），如 Brouwer & Erisson(1998) 利用單位成本加成模型分析澳洲通貨膨脹，實證結果顯示，物價與單位產出勞動成本、進口物價及能源價格等投入成本具長期關係，且產出缺口及能源價格的變動對通貨膨脹的影響顯著為正。此外，Bailliu, Graces, Kruger & Messmacher(2003)歸納成本加成模型之實證研究指出，成本加成模型有助於預測小型開放經濟體的通貨膨脹，如澳大利亞、智利及墨西哥等國家。

三、菲力普曲線模型

菲力普曲線係名目工資上漲率與失業率之關係式。自 Phillips(1958)發現英國名目工

資上漲率與失業率呈負向關係後（註 41），菲力普曲線的實證分析被廣於應用研究通貨膨脹率與經濟成長率間的抵換關係，並成為先進國家解釋及預測通貨膨脹的重要工具（註 42）。目前有關菲力普曲線的實證，主要以含有預期之擴充菲力普曲線(expectations-augmented Phillips curve)為研究對象（註 43），其基本型式為： $(\pi_t = \pi_t^e + \lambda(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t^s)$ ，其中， π_t^e 為通貨膨脹預期、 $(y_t - y_t^*)$ 為產出缺口， ε_t^s 為干擾項(shock)。

理論上，菲力普曲線有各種不同的表現型式，Gordon(1997)認為大部分的菲力普曲線係以三角模型(triangle model)來解釋通貨膨脹，亦即通貨膨脹取決於物價變動的慣性(inertia)、需求(demand)與供給(supply)三項基本因素。Razzak(2002)針對不同型式的菲力普曲線模型加以說明，基於擴充菲力普曲線之通貨膨脹預期及產出缺口均為無法觀察之變數(unobservable variables)，不同假設所推導出來的菲力普曲線模型亦有所差異（註 44），常見的模型，包括傳統菲力普曲線(traditional Phillips curve)、新凱因斯菲力普曲線(New-Keynesian Phillips curve)、新興菲力普曲線(New Phillips Curve)（註 45）及無加速通貨膨脹之菲力普曲線(non-accelerating inflation rate of unemployment (the NAIRU) Phillips curve)等。Razzak(2002)依據不同理論模型，進行菲力普曲線模型之實證研究，結果顯示，通貨膨脹主要仍受通貨膨脹預期的影響。

採菲力普曲線分析通貨膨脹的實證研究不勝枚舉，實證結果亦因研究方法不同而略有差異，惟大部分的實證結果支持透過菲力普曲線關係式，可以提供正確預測未來通貨膨脹的基準，如 Tallman(1995)、Stock & Watson(1999)、Fisher, Liu & Zhou(2002)及 Lansing(2002)等。Coe & McDermott (1999) 以菲力普曲線研究開發中國家的通貨膨脹，結果亦顯示開發中國家的通貨膨脹顯著受到產出缺口的影響。但另一方面，Atkeson & Ohanian(2002)與 Razzak(2002)等實證研究則發現，在低通膨時，應用菲力普曲線分析通

貨膨脹的變動相當困難。

四、國內分析通貨膨脹的實證文獻

國內分析通貨膨脹的實證文獻大部分以貨幣模型為研究架構，如邱正雄與侯德潛(1995)、許嘉棟與吳中書(1993)及許振明(1992)等，其主要實證結果均顯示貨幣數量成長對通貨膨脹的影響顯著。至於探討通貨膨脹之預測，如徐千婷與侯德潛(2002)實證結果顯示，P*模型與菲力普曲線模型均能解釋台灣物價變動，惟 P*模型對台灣物價變動的預測能力不如菲力普曲線模型。

肆、台灣物價變動之實證分析

依前節所述，本節擬設立貨幣模型、廠商成本加成訂價模型與菲力普曲線模型等三種模型進行台灣通貨膨脹實證分析；之後，並就此三種實證模型估計結果評估各模型對台灣物價變動的解釋能力與預測能力。其次，鑑於影響物價變動的因素甚廣，且過程相當複雜，實務上要以特定經濟理論模型全盤解釋物價變動並不容易，加以金融市場日趨發達，資產價格與信用變化等金融變數對物價變動的訊息內涵(information content)逐漸受到重視，因此本節除就理論上常探討影響物價變動的因素進行實證分析外，另增加資產價格、信用等金融面變數進行 Granger Causality 檢定與向量自我迴歸(vector autoregression; VAR)模型分析，俾瞭解台灣物價變

動與各影響因素間的關係。

各實證變數之符號以大寫字母表示原始時間數列，小寫字母表示取自然對數後之時間數列。實證研究之樣本期間從 1991 年第 1 季至 2004 年第 1 季資料(註 46)。附表 1 說明本文實證分析引用之資料來源，附表 2 為實證變數之穩定性檢定，所有實證變數除利率與失業率外，均以取自然對數後進行估計。

一、貨幣模型(註 47)

依據貨幣模型，物價變動係超額貨幣改變所致，因此本文設定物價變動方程式(1)為超額貨幣的函數，其中， $\pi_t \equiv (p_t - p_{t-1})$ 代表消費者物價指數(CPI)年增率， $Mgap_t$ 代表實質超額貨幣，並假設超額貨幣對物價變動的影

響具落後效果，落後期數為 j 。由於目前台灣貨幣政策架構為貨幣目標機制，並以貨幣總計數 M2 為中間目標，故後續有關貨幣模型的實證分析將以 M2 為討論重點。式(2)為超額貨幣(或貨幣缺口)的估算，代表實質貨幣餘額與實質貨幣需求的差距，其中， m_t 代表名目貨幣餘額， p_t 代表 CPI， m_t^d 代表實質貨幣需求。

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum \alpha_i \pi_{t-i} + \theta Mgap_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

(+) (+)

$$Mgap_t = (m_t - p_t) - m_t^d \quad (2)$$

理論上，超額貨幣以實質貨幣餘額與實質貨幣需求間的差距為代表，惟實證上，不同貨幣需求函數設定所估算的超額貨幣可能有所差異，因此，本文以(一)傳統貨幣需求函數，及(二)央行經濟研究處 M2 貨幣目標區之貨幣需求函數二種模型設定，進行實質貨幣需求函數及超額貨幣的估計，以檢視超額貨幣對物價變動解釋力的韌性(robustness)。茲簡述貨幣模型估計結果如后：

(一)傳統貨幣需求函數模型

依據傳統經濟學教科書的貨幣需求理論設定貨幣需求方程式(3)為實質所得 y_t 與名目利率 R_t (表示持有貨幣之機會成本)與時間趨勢之函數。

$$m_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 R_t + \gamma_3 Trend_t \quad (3)$$

(+) (-) (+)

由附表 2 之單根檢定結果顯示，實質貨幣餘額 M2 及實質 GDP 取對數後均為一階整

合 I(1)，故本文進而檢定貨幣、利率與所得間之共整合關係(註 48)，檢定結果列於附表 3，經由共整合(co-integration)分析結果顯示，實質 M2、利率與所得間具一組共整合向量代表三個變數間之長期關係，經由共整合分析結果，M2 長期貨幣需求函數的估計結果如(3)'式所示，其中括號內為估計係數之標準誤(standard error)。估計結果顯示長期貨幣需求所得彈性為 0.882。

$$m_t^d = 3.586 + 0.882 y_t - 0.061 R_t + 0.003 Trend_t \quad (3)'$$

(0.47)* (0.02)** (0.01)

(二)央行訂定 M2 貨幣目標區之貨幣需求函數模型

目前央行設定 M2 目標區所依據之貨幣需求函數係一短期部分調整模型，模型設定如(4)式(註 49)，其中 π_t^e 代表預測物價上漲率(以 CPI 當季之季變動率衡量)， $dpstock_t$ 代表國內、外證券投資預期資本利得差異指標(以美股道瓊工業股價指數報酬率減去台股報酬率與台幣升值幅度)， $DF = df / (df + M2)$ 為金融資產多樣化指標(df 包括流通在外之公債、公司債、短期票券及上市、上櫃股票面值與增資溢價部分，再扣除全體貨幣機構及郵匯局持有之政府債券、公營事業的股份與票債券)， SD_i ($i=1,2,3$) 為季節虛擬變數，其餘符號代表的變數與前述相同。

$$m_t^d = \mu_1 m_{t-1}^d + \mu_2 y_t + \mu_3 R_t + \mu_4 \pi_t^e + \mu_5 dpstock_t + \mu_6 DF_t + \sum$$

(+) (+) (-) (-) (-) (-)

$$\delta_i SD_i + w_t \quad (4)$$

以最小平方估計得到結果為(註

50) :

$$m_t^d = 0.877m_{t-1}^d + 0.140y_t - 0.016R_t - 0.923\pi_t^e - 0.017df_t + 0.025SD_1 - 0.002SD_2 + 0.0053SD_3 \quad (4)'$$

(0.02)**
(0.03)**
(0.01)**
(0.15)**
(0.03)

(0.00)**
(0.00)**
(0.0)**
(0.0)**
(0.0)**

將(3)與(4)'之實質貨幣需求函數估計結果代入式(2)即可求得超額貨幣。除了透過估計貨幣需求函數方式估算超額貨幣外，實證上，也可應用 Hodrick-Prescott Filter (HP Filter)方法估算經濟變數的缺口(Gap)。本文利用 HP Filter 估算平滑後的趨勢實質貨幣餘額與實際實質貨幣餘額的差距，以其作為超額貨幣實證變數之替代變數(proxy)，並與前面二種估算結果作比較(註 51)。圖 4.1 為不同模型估算之超額貨幣與物價變動之關係。圖中顯示依傳統貨幣需求函數模型設定所估算的超額貨幣波動較大，和 CPI 年增率的關係較不明顯。將 M2 超額貨幣作為物價變動方程式的解釋變數，經反覆估計後，實證結果

列於表 4.1；由於物價年變動率經常受到比較基期的影響，為使殘差項通過序列相關檢定，故在方程式中加入上年同期之物價季變動率 (Δp_{t-4})，以消除殘差 4 階序列相關。表中顯示不同方式所估算 M2 超額貨幣在物價方程式中的估計結果並不一致。其中，以央行設定貨幣目標區所用之貨幣需求函數所估算的超額貨幣作為物價變動解釋變數時，落後 3 季之超額貨幣係數估計值顯著為正，隱含實質貨幣餘額高於實質貨幣需求時，物價會上升，並引起通貨膨脹的壓力，且貨幣對物價的影響存在遞延效果，與理論預期相符。但以傳統貨幣需求函數模型共整合分析法所估算之 M2 超額貨幣對物價變動影響的係數估計值符號與理論不符，檢討原因可能受 M2 貨幣需求模型設定過於簡化而影響超額貨幣之估計所致(註 52)。至於以

圖 4.1 超額貨幣與 CPI 的變動

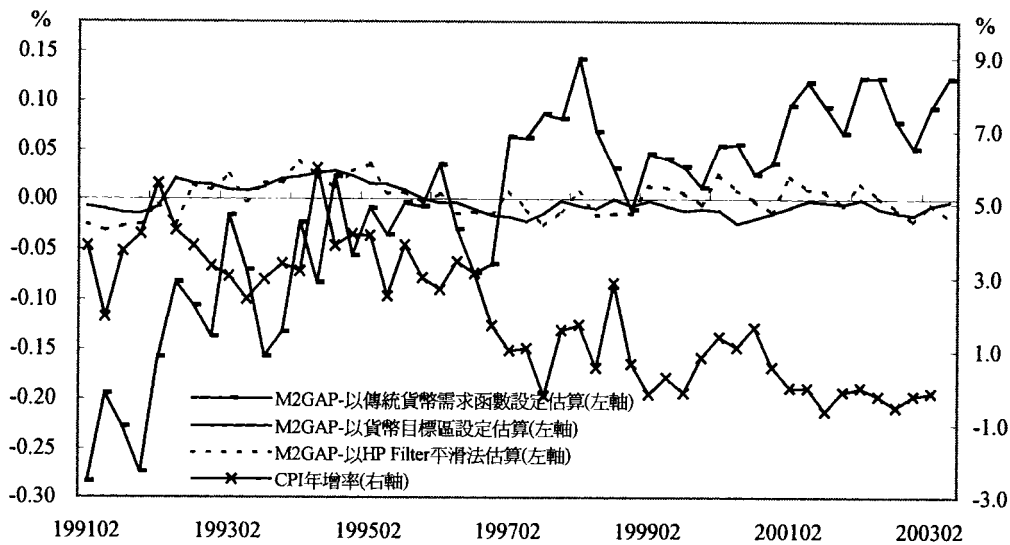


表 4.1 M2 超額貨幣與物價變動

被解釋變數 $\pi_t = (p_t - p_{t-1})$	傳統貨幣需求理論之貨幣 需求函數設定	央行經研處貨幣目標區之 貨幣需求函數設定	以 HP Filter 方式估算貨幣 需求
α_0	0.004 (0.002)**	0.003 (0.002)*	0.001 (0.001)
π_{t-1}	0.550 (0.116)**	0.599 (0.112)**	0.642 (0.113)**
π_{t-2}	0.233 (0.106)**	0.276 (0.104)**	0.325 (0.104)**
Δp_{t-1}	-0.431 (0.136)**	-0.452 (0.138)**	-0.528 (0.150)**
$Mgap_{t-1}$		0.168 (0.086)**	
$Mgap_{t-5}$	-0.034 (0.015)**		0.068 (0.06)
$D94$	0.026 (0.007)**	0.022 (0.007)**	0.022 (0.007)**
Adj. R ²	0.853	0.849	0.840
Q(1)	0.013 [0.910]	0.287 [0.592]	0.233 [0.629]
Q(4)	5.064 [0.281]	7.347 [0.119]	6.846 [0.144]
Jarque-Bera	0.120 [0.942]	0.677 [0.713]	0.807 [0.668]
RESET F	0.890 [0.351]	0.248 [0.621]	0.012 [0.914]

註：1. $Mgap_{t-j}$ 為超額貨幣落後期對物價變動的影響，落後期數 j 的選定，係以迴歸估計結果之 Adj. R² 達到最大者，為選取依據。

2. () 內為標準誤，[] 內為 p-value。「**」與「*」分別表示在 5% 和 10% 顯著水準下，係數估計值顯著異於 0。

3. Q 代表 Ljung-Box Q 檢定統計量，檢定殘差是否存在序列相關，其中 Q(1) 與 Q(4) 分別檢定 1 階與 4 階的序列相關。

4. Jarque-Bera 檢定殘差是否為常態分配。表中解釋變數 D94 為代表 1994 年第 3 季期間，CPI 年變動率受進口物價大幅飆漲而上升的虛擬變數，加入該虛擬變數，可使模型的設定通過常態檢定。

5. RESET F 為 Ramsey 之迴歸設定錯誤檢定 (Regression Specification Error Test) 統計量，檢定階次設為 1。主要在檢定遺漏解釋變數或解釋變數與誤差具有相關等迴歸問題。

HP Filter 方式估算超額貨幣的估計結果，超額貨幣估計係數雖為正，但不顯著。

二、成本加成模型

根據單位成本加成模型，總體物價水準決定於要素投入成本與成本之加成。本文擴充 Brouwer & Erisson(1998)的物價方程式，假設廠商的訂價主要受勞動成本、資本財使用成本、進口要素成本與能源價格的影響，如(5)式或(5)'式所示。其中， ULC_t 為單位產出勞動成本， R^{kc}_t 為資本財購置資金成本， EX_t 為美元兌新台幣名目匯率(NT/\$)， MPI_t 為進口物價(以美元表示)， MPI^{NT}_t 為進口物價(以台幣表示)， P_t^{oil} 為進口原油價格(以台幣表示)， P_t^{oil} 為進口原油價格(以美元表示)，並假設物價為一階齊次式，則 $\beta_1+\beta_2+\beta_3+\beta_4=1$ 。

$$P_t = \beta_0 (ULC_t)^{\beta_1} (R^{kc}_t)^{\beta_2} (MPI^{NT}_t)^{\beta_3} (P_t^{oil})^{\beta_4} \quad (5)$$

$$\text{或 } P_t = \beta_0 (ULC_t)^{\beta_1} (R^{kc}_t)^{\beta_2} ((EX_t MPI_t)^{\beta_3} (EX_t P_t^{oil})^{\beta_4}) \quad (5)'$$

取自然對數後，長期物價函數之實證模

型將設定為(6)或(6)'式：

$$p_t = \ln(\beta_0) + \beta_1 ulc_t + \beta_2 R^{kc}_t + \beta_3 (ex_t + mpi_t) +$$

$$+ \beta_4 (ex_t + p_t^{oil}) \quad (6)$$

$$(+) \quad (+) \quad (+)$$

$$\text{或 } p_t = \ln(\beta_0) + \beta_1 ulc_t + \beta_2 R^{kc}_t + \beta_3 mpi_t^{NT} +$$

$$\beta_4 p_t^{oil} \quad (6)'$$

$$(+) \quad (+) \quad (+)$$

$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 = 1$$

由附表 3 之單根檢定結果顯示，單位產出勞動成本指數、購置資本財資金成本（註 53）、匯率、美元或台幣計價之進口物價指數及進口原油價格指數等變數，在取對數後均為一階整合 I(1)數列，故本文進而檢定變數間是否具有共整合關係，檢定結果列於附表 4。經由共整合分析得到共整合向量代表物價、勞動成本、資金成本、進口物價與進口原油價格之長期關係估計結果如表 4.2 所示

表 4.2 成本加成模型之共整合向量估計結果

被解釋變數	常數項	單位產出 勞動成本	資本財成本	進口物價	進口原油 價格
CPI	0.074	0.292 (0.159)*	0.005 (0.003)*	0.585 (0.175)**	0.119 (0.051)**

註：1.進口物價指數已剔除進口原油價格的部分。

2.進口物價指數與原油價格均以台幣表示。

3.同表 4.1 之註 2。

(註 54)，影響廠商訂價之成本變數的係數估計均顯著大於零，與理論預期相符。由估計係數觀之，單位產出勞動成本、資金成本、進口物價、匯率及進口原油價格等因素均為廠商訂價決策中的重要變數。長期下，單位產出勞動成本上升 1%，CPI 將上升 0.292%，資本財資金成本上升 1 個百分點，CPI 將上升 0.005%，進口物價(以台幣計價)上升 1%，CPI 將上升 0.585%，至於進口原油價格(以台幣計價)上升 1%，CPI 則將上升 0.119%。

透過共整合關係，求得物價方程式之遞延 1 期的誤差修正項(error correction; EC)，以形成動態調整之誤差修正模型(註 55)。本文經反覆估計，依精簡原則，刪去不顯著的變數後，將物價短期動態調整模型估計結果列示如下(註 56)：

$$\begin{aligned}
 EC_{t-1} &= p_{t-1} - 0.29ulc_{t-1} - 0.01kc_{t-1} - \\
 &\quad 0.58mpi_{t-1}^{NT} - 0.12p_{t-1}^{oil} \\
 \Delta p_t &= -0.003 - 0.10 EC_{t-1} + 0.02 \Delta ulc_{t-4} \\
 &\quad (1.56) \quad (0.03) ** \quad (0.01) * \\
 &\quad -0.37 \Delta p_{t-1} - 0.30 \Delta p_{t-2} - 0.07 \Delta p_{t-3} \\
 &\quad (0.01) * \quad (0.14) ** \quad (0.14) \\
 &\quad -0.01SD_1 + 0.02D94 \\
 &\quad (0.00) ** \quad (0.01) ** \\
 \bar{R}^2 &= 0.406 \quad S.E. = 0.007 \quad Q(1) = 0.01 \\
 Q(4) &= 3.03 \\
 RESET \ F &= 1.057 \quad Jarque-Bera = 0.30
 \end{aligned}$$

估計結果顯示，當期物價變動顯著受落

後 4 期的單位產出勞動成本變動與前期加成訂價的影響。基於此，成本加成模型假設總體物價水準決定於要素投入成本與成本之加成，因此加成訂價的係數估計值顯著，表示廠商成本加成的變動將影響一般物價的調整。就誤差修正模型而言，誤差修正項所代表的經濟意義，係反映實際物價與廠商要素投入成本的差距。當前期誤差修正項為正時，實際物價高於要素投入成本，隱含景氣較佳，廠商為增加價格競爭力，訂價決策將傾向降低成本加成的部分，將造成物價向下調整；反之，當前期誤差修正項為負時，隱含景氣較差，實際物價低於要素投入成本，廠商為爭取獲利，訂價決策將傾向聯合提高成本加成，而造成物價向上調整。就實證結果來看，誤差修正項對物價變動的影響顯著為負，除合乎模型動態穩定條件外，亦顯示廠商成本加成比例之逆循環現象(註 57)。此外，實證結果顯示加成訂價的誤差修正調整期約 2.5 年(1/0.10=10 季)(註 58)。

為便於與其他模型比較，茲將成本加成模型之誤差修正項置於物價年變動方程式，其函數設定為： $\pi_t = f(\alpha_0, \pi_{t-1}, \Delta p_{t-1}, EC_{t-1})$ 進行估計，其中， EC_{t-1} 為成本加成之物價調整修正項，估計結果顯示，CPI 年增率除受前期值之影響外，亦顯著受上季成本加成的影響。

$$\begin{aligned}
 \pi_t &= -0.05EC_{t-1} + 0.71\pi_{t-1} + 0.20\pi_{t-2} - \\
 &\quad (0.02) ** \quad (0.10) ** \quad (0.09) **
 \end{aligned}$$

$$0.70\Delta p_{t-4} + 0.021D94$$

$$(0.13)** \quad (0.01)**$$

$$\bar{R}^2=0.857 \quad S.E.=0.007 \quad Q(1)=0.00$$

$$Q(4)=4.08$$

$$RESET F=0.218 \quad \text{Jarque-Bera}=0.40$$

三、菲力普曲線模型

理論上，菲力普曲線模型依其對通貨膨脹預期形成的假設不同而有不同的型式，但從許多實證檢定結果顯示（註 59），民眾對通貨膨脹的預期多傾向回顧式(backward-looking)的假設，故本文參酌 Stock & Watson (1999)，採取傳統菲力普曲線模型的設定方式，估計菲力普曲線。實證模型有二：一是以過去通貨膨脹率及失業率缺口作為物價變動的解釋變數，如(7)式所示；另一是將失業率缺口以產出缺口取代，如(8)式所示。

$$\pi_t = c_0 + \sum c_i \pi_{t-i} + c_2 Ugap_{t-1} + \omega_t \quad (7)$$

$$\pi_t = \mu_0 + \sum \mu_i \pi_{t-i} + \mu_2 ygap_{t-1} + \zeta_t \quad (8)$$

其中， π_t 代表 CPI 年增率， $\sum c_i \pi_{t-i}$ 與 $\sum \mu_i \pi_{t-i}$ 代表對通貨膨脹的預期，並假設預期為過去通貨膨脹率的平均（註 60）， $Ugap_t$ 為失業率缺口，係失業率減去無加速通貨膨脹失業率， $ygap_t$ 為產出缺口，係潛在產出與實際產出之差距， ω_t 與 ζ_t 為干擾項。

有關菲力普曲線的估計，在式(7)失業率缺口中，無加速通貨膨脹失業率之估算係以估計期間之平均失業率及 HP Filter 平滑法二種方法設算。式(8)產出缺口中的潛在產出，則以生產函數法、HP Filter 平滑法及結構化時間數列模型(Structural Vector Autoregressions; SVAR)加以估計，各方法之估計說明詳見附錄。不同方法所估算之產出缺口與實際通膨

圖 4.2 CPI 年增率與三種方法估算之產出缺口

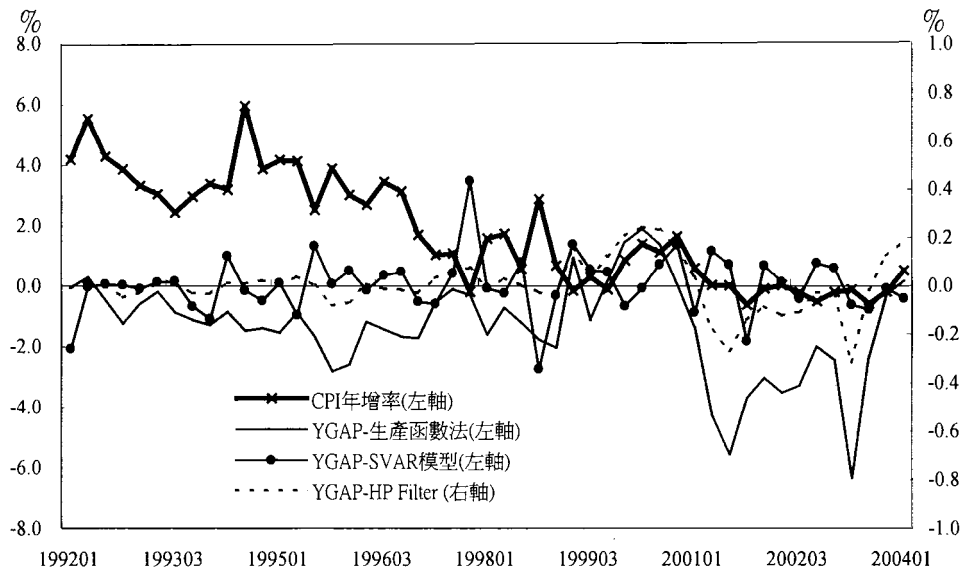


表 4.3 菲力普曲線之估計結果

	無加速通貨膨脹率之估算		潛在產出估算		
	估計期間之平均失業率	H-P Filter	生產函數法	H-P Filter	SVAR 估計
π_{t-1}	0.613 (0.116)**	0.744 (0.112)**	0.732 (0.112)**	0.749 (0.112)**	0.735 (0.121)**
π_{t-2}	0.179 (0.100)*	0.283 (0.103)**	0.266 (0.103)**	0.275 (0.104)**	0.294 (0.111)**
Δp_{t-4}	-0.601 (0.122)**	-0.612 (0.136)**	-0.572 (0.138)**	-0.585 (0.139)**	-0.551 (0.153)**
$ygap_{t-1}$			0.001 (0.001)	0.007 (0.01)	0.0002 (0.001)
$Ugap$	-0.370 (0.139)**	-0.256 (0.268)			
$D94$	0.018 (0.007)**	0.019 (0.008)**	0.020 (0.008)**	0.020 (0.008)**	0.020 (0.008)**
常數項	0.006 (0.002)**	0.001 (0.002)	0.003 {0.002}	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
Adj. R ²	0.857	0.829	0.831	0.827	0.823
Q(1)	0.213 [0.645]	0.278 [0.598]	0.185 [0.667]	0.137 [0.711]	0.005 [0.942]
Q(4)	0.346 [0.987]	1.714 [0.788]	1.809 [0.771]	1.864 [0.761]	2.582 [0.630]
Jarque-Bera	1.451 [0.484]	0.331 [0.847]	0.473 [0.789]	0.263 [0.876]	0.270 [0.874]
RESET F	4.006 [0.051]*	0.021 [0.883]	0.001 [0.966]	0.131 [0.719]	0.385 [0.538]

率(CPI 年增率)的走勢並列於圖 4.2。觀察圖中不同方法估算的產出缺口發現，生產函數法估計之產出缺口較 HP Filter 與 SVAR 二種方法估算的結果大，此與 IMF(1999) 比較不同方法估計產出缺口的結論相符。雖然產出缺口估算結果受估計方法影響變動不全然一致，但大體上，產出缺口與物價年增率二者仍呈同向變動。

表 4.3 為菲力普曲線的估計結果。表中顯

示各解釋變數之係數估計值符號與理論預期相符，失業率缺口的係數估計值均小於 0，隱含失業率上升，物價將呈下跌。當失業缺口以失業率高於樣本期間之平均失業率(即無加速通貨膨脹失業率之替代變數)估算時，該係數估計值顯著小於零。至於產出缺口方面，其係數估計值受所採潛在產出估計方法的影響而不同，均符合理論為正數，但全不顯著。

四、三種模型的實證結果比較

歸納比較前述三種不同模型的實證結果顯示，超額貨幣解釋台灣物價變動的效果因受貨幣需求函數設定不同，而估計結果有明顯差異。相對上，菲力普曲線模型估計結果較具韌性，但對物價變動的配適度而言，則以成本加成模型較佳。其次，不論模型依據的理論為何，估計結果均顯示物價變動率顯著受前期值的影響，顯示通貨膨脹具僵固性(stickiness)與持續性(persistence) (註 61)。

五、模型預測能力評估

本文依據不同的物價決定理論，估計物價變動模型，目的除檢視影響物價變動的重要因素外，也希望透過實證模型預測未來物價變動的趨勢，提供決策參考，因此以下擬就前述實證模型評估其對通貨膨脹的預測績效。惟考量預測物價變動，除依經濟理論設定模型外，也可以採用純粹時間數列模型的方式進行；若前述所建立之實證模型的預測能力遠低於沒有理論依據的純粹時間數列模型，則設立該模型對提供物價變動趨勢的政策參考價值並不高。基於此，在評估前述實證模型的預測績效時，本文除了觀察不同的預測誤差評量指標外，將採取另行估計一通貨膨脹季節 ARIMA 模型作為基準模型，以進行預測能力的比較。

本文對實證模型進行樣本外預測(out-of-sample forecast)，估計期間縮短為 1991 年第 1 季至 2002 年第 1 季，並向後預測 8 季，預

測期間為 2002 年第 2 季至 2004 年第 1 季。

至於預測誤差評量指標，則包括：(1)平均誤差(mean error; ME)，衡量模型預測值是否有持續性偏誤，(2)平均絕對誤差(mean absolute error, MAE)與(3)均方根誤差(root mean squared error, RMSE)，衡量模型預測誤差的大小，及(4)Theil U 係數，衡量模型預測績效是否優於隨機漫步模型(random walk model)或 Naive 的預測模型。本文所設定之季節性 AR-IMA 模型的估計結果如下(括號內為估計係數之標準誤)：

$$(1-0.97L^1)(1+0.519L^4)\pi_t=(1-0.439)\varepsilon_t$$

$$(0.02)** \quad (0.11)** \quad (0.13)**$$

$$+0.016D94 \quad (9)$$

$$(0.01)**$$

$$\bar{R}^2=0.83 \quad SSR=0.002 \quad Jarque-Bera=0.196$$

由表 4.4 的預測誤差顯示，所有的模型 Theil U 均小於 1，表示各模型的預測績效均優於隨機漫步模型。其次，比較不同模型的預測誤差可發現成本加成模型與菲力普曲線模型(除以平均失業率作為無加速通貨膨脹率模型外)的預測誤差均較貨幣模型與季節性 ARIMA 模型低。各模型之預測結果與 CPI 年增率見附表 5 (註 62)。

基本上，雖可從模型預測誤差高低，選定較適當的預測模型，但僅依據一特定預測模型的預測結果調整貨幣政策，將提高貨幣政策受特定模型預測偏差而誤判的風險。Razzak(2002)建議貨幣政策決策者應摒除企圖

表 4.4 樣本外動態預測誤差及相對時間數列模型（註 63）

單位：百分點

預測誤差 評量指標	季節性 ARIMA	貨幣模型		成本加成 模型	非力普曲線模型				
		超額貨幣			無加速通膨失業率		潛在產出		
		貨幣目標 區設定	HP filter		平均 失業率	HP filter	生產函數	HP filter	SVAR
<i>ME</i>	0.41	0.47	0.36	0.13	-1.60	-0.04	-0.14	0.18	0.21
<i>MAE</i>	0.60	0.48	0.39	0.30	1.60	0.24	0.30	0.33	0.37
<i>RMSE</i>	0.66	0.59	0.48	0.38	1.65	0.29	0.42	0.41	0.46
<i>Theil U</i>	0.73	0.79	0.72	0.56	0.78	0.31	0.54	0.48	0.53

註：各預測誤差之定義如下，其中預測樣本 $s, s+1, s+2 \dots s+h$ ，預測值 $\hat{\pi}_t$ 、實際值 π_t

$$ME = \frac{1}{h} \sum_{t=s+1}^{s+h} \hat{\pi}_t - \pi_t, MAE = \frac{1}{h} \sum_{t=s+1}^{s+h} |\hat{\pi}_t - \pi_t|, RMSPE = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=s+1}^{s+h} \left(\frac{\hat{\pi}_t - \pi_t}{\pi_t}\right)^2} \times 100\%$$

$$Theil U = \frac{\sqrt{\sum_{t=h+1}^{s+h} (\hat{\pi}_t - \pi_t)^2}}{\sqrt{\sum_{t=s+1}^{s+h} \hat{\pi}_t^2 / h} + \sqrt{\sum_{t=h+1}^{s+h} \pi_t^2 / h}} \times 100\%$$

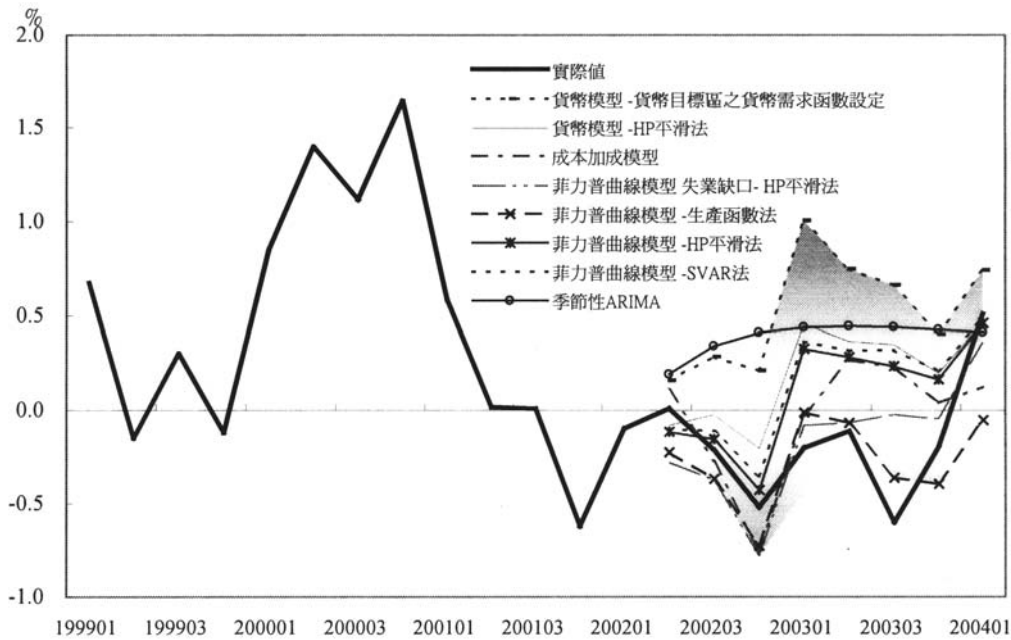
尋找或依賴單一預測績效最佳的模型，反而是要結合不同模型的預測結果，加以判斷後，再決定貨幣政策的調整。因此，本文嘗試將先前所估計的模型之預測值與 CPI 年增率走勢繪於圖 4.3，圖中顯示季節性 ARIMA 模型較無法捕捉物價變動趨勢的轉折點，而貨幣模型的預測值則明顯高估，相對上，以成本加成模型與非力普曲線模型對預測物價變動較具參考價值。由圖中亦顯示，雖然個別模型的預測值無法準確預測物價的變動，但透過模型多樣化(model diversification)的方式，建立預測區間，將可降低單一模型預測偏誤的風險（註 64）。

六、Granger Causality 檢定與 VAR 模型分析

實務上，影響物價變動的因素甚廣，很難以特定理論模型全然解釋，承如 Diebold & Pauly(1987)指出物價模型的設定不應侷限於一特定的理論，而應以較為實務的策略及系統方式，將重要的物價決定因素包含於模型中。鑑於當前金融環境快速創新與發展，資產價格與信用變化能否有助於預測物價變動已逐漸受到重視，因此本文將綜合前述理論模型之重要解釋變數，並擴充增加資產價格與信用等變數進行實證分析，據以瞭解各影響因素與物價變動間的關係。

(一) Granger Causality 檢定

圖 4.3 CPI 年增率與各模型之預測值



首先就 CPI、股價指數、房地產價格指數、銀行信用等變數之年增率進行 Granger Causality 因果檢定，結果列於附表 6。表中檢定結果顯示：

1. 在資產價格方面，CPI 年增率與房地產價格指數年增率之雙向因果關係檢定不顯著，隱含以房地產價格變動對預測未來物價變動助益不大，但股價指數年增率對 CPI 年增率之因果關係檢定結果顯著，而反向檢定則不顯著，顯示觀察股價指數變動走勢，將有助於預測未來物價變動趨勢。

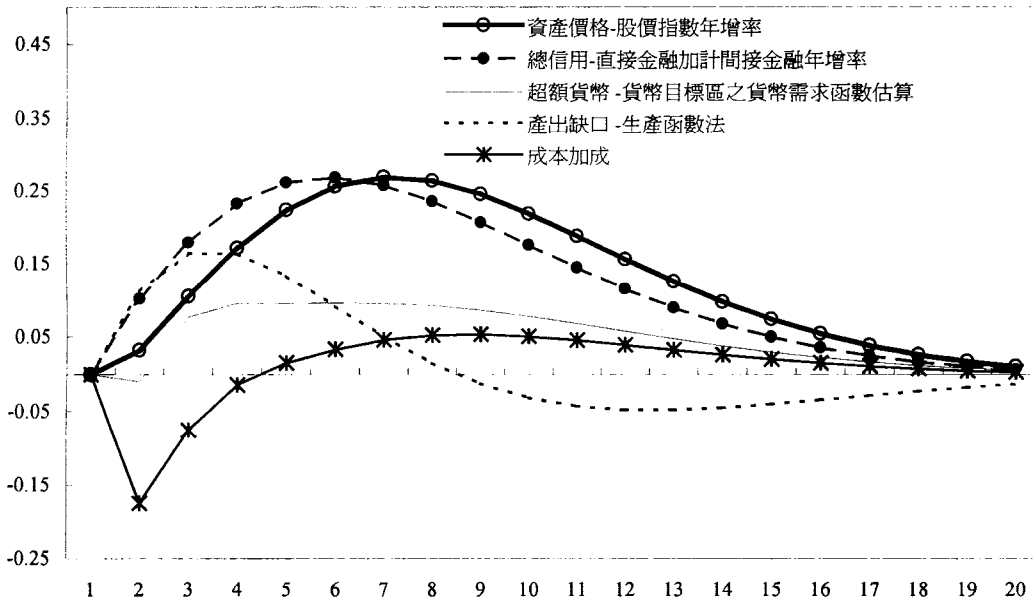
2. 在信用指標方面，不論就間接金融或直接金融與間接金融合計之信用指標的檢定結果均顯示，信用成長顯著 Granger cause CPI 年增率，且因果關係檢定僅具單向關係，隱

含利用信用成長的資訊將有助於預測未來的物價變動。此實證結果亦如 Tallman & Chandra(1997)指出信用指標變數能改進對通貨膨脹與產出成長預測的準確度。

(二) VAR 模型分析

其次，建構一 VAR 模型探討台灣物價變動受影響因素衝擊之反應效果，及其預測誤差變異分解。VAR 模型內之變數係依據先前實證分析與因果關係檢定結果決定，包含 CPI 年增率、超額貨幣、成本加成、產出缺口、股價指數年增率與總信用(直接金融與間接金融合計，即非金融部門取得資金總額)成長率 6 個變數(註 65)，其中超額貨幣係以央行經濟研究處訂定 M2 貨幣目標區之貨幣需求函數模型估算、產出缺口則以生產函數法估

圖 4.4 物價變動對來自於各影響因素衝擊之反應



算、信用成長指標以直接金融加間接金融之年增率為代表。VAR 體系的落後期數依 SIC (Schwarz information criterion)標準選定為 1，Choleski Decomposition 之變數排列順序依次為 CPI 年增率、成本加成、產出缺口、信用成長、股價年增率。

圖 4.4 顯示物價變動受各影響因素衝擊的反應，由圖中觀察，物價變動對於來自股價指數變動的正向衝擊(shock)反應，呈逐漸上升而後遞減現象，於第 7 季時升幅達到最大，並在 10%的顯著水準下，6-8 季的反應為顯著。其次，物價變動對於來自信用成長衝擊的反應與來自股價指數變動衝擊的反應相近，但其在第 6 季時反應效果達到最大，之後效果逐漸下降，在 10%的顯著水準下，未來 3-8 季的反應均為顯著。物價變動受超額

貨幣正向衝擊的反應，在第 3 季時上升後緩慢遞減，惟相較股價變動與信用成長衝擊，物價變動對超額貨幣正向衝擊的反應較小且不顯著。此外，物價變動受到產出缺口與成本加成衝擊的反應，亦不顯著。

透過物價變動之預測誤差變異數分解，可觀察 M2 超額貨幣對物價年增率之波動的解釋能力。表 4.5 係將未來 5 年(1-20 季)物價變動對來自於其本身及其他變數衝擊之預測誤差變異數分解之結果。表中顯示總信用成長與股價變動衝擊於 8 季後，共可解釋約 25% 的物價變動的預測誤差，顯見信用成長與股價變動對物價變動的解釋能力相當高。至於成本加成、產出缺口與超額貨幣三項因素對物價變動的解釋能力則較低，合計約 8% (註 66)。

表 4.5 預測誤差變異數分解

單位：百分點

Period	S.E.	CPI 年增率	成本加成	產出缺口	超額貨幣	總信用	股價
				-生產函數法	-貨幣目標區之貨幣需求函數估算	-直接金融加計間接金融年增率	-股價指數年增率
1	0.940	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	1.139	95.792	2.346	0.972	0.007	0.802	0.081
3	1.255	91.343	2.292	2.512	0.382	2.700	0.770
4	1.344	85.840	2.007	3.663	0.840	5.347	2.303
8	1.603	67.026	1.657	3.705	1.996	13.966	11.649
12	1.709	60.325	1.772	3.436	2.493	15.983	15.990
16	1.730	59.109	1.812	3.588	2.603	16.150	16.737
20	1.732	58.995	1.815	3.639	2.615	16.148	16.788

伍、結論與政策建議

回顧過去五十年來，台灣經濟發展的表現可謂穩健有成，由貧窮的農業國家轉變成睥睨全球的新興工業化國家，進而邁入已開發國家之林。在這發展的過程中，央行的貨幣政策在兩次世界性石油危機的不安定時期曾經受到了嚴厲的考驗。在 1980 年代中期至 1990 年代初期，國內出現了鉅額貿易出超所引起的總體經濟失衡現象，再加上龐大的國家建設六年計畫的實施，央行的貨幣政策又通過了艱困的試煉。1990 年代中期以來，經濟金融日益自由化及全球化，加上高科技化，促使各式各樣的商品推陳出新，以及市場的競爭更加劇烈，衝擊到企業的生存；也導致貨幣需求改變，影響貨幣與物價間的關係，進而降低貨幣成長與超額貨幣對物價變

動的解釋能力，資產價格及信用等金融變數對物價的影響力乃凌駕其上，傳統貨幣政策中間目標(Intermediate targets)與最終目標的相關性逐漸不穩定，衝擊到傳統貨幣政策的有效性，央行貨幣政策已再度面臨新的挑戰。尤其 2001 年以來再加上出現物價下跌風險高於上漲風險的威脅，無疑的使得央行貨幣政策所面臨的挑戰更形艱困。不論通貨膨脹或通貨緊縮通常都會對總體經濟造成負面的衝擊，貨幣政策要如何充分掌握住時代的脈動，發揮「維持物價穩定」的功能是本文關心的重點之一。

然而，瞭解影響物價變動的原因，進而預測未來物價的變動，一直是央行在維持物價穩定的過程中相當關切的問題。本文結合

全球性與本土性的觀點探討出台灣出現「通貨膨脹率減緩」現象以致面臨發生「通貨緊縮」風險的主要原因，包括有世界主要國家央行多致力於反通貨膨脹、國內人口成長率下降、產業外移、資產價格下滑、所得分配不均程度擴大、產業結構改變、經貿全球化與自由化、產品高科技化等長期因素，以及物流系統革新、失業率明顯攀高與 SARS 疫情衝擊等近期因素。此一分析凸顯物價確屬十分複雜的經濟現象，係一整體經濟活動的綜合表現，其牽連因素甚廣且遠，非單一理論模型所能充分解釋或預測，亦非央行所能獨力完全掌握與影響。因此，本文進一步嘗試從建立以經濟理論為基礎之貨幣模型、成本加成模型與菲力普曲線模型出發，實證研究 1991 年以來影響台灣物價變動的重要因素；並且建構一 VAR 模型分析物價變動受各影響因素的衝擊反映結果。實證研究分析結果如下：

一、貨幣模型方面，共整合分析結果顯示，實質貨幣餘額、利率及實質所得間具長期穩定關係，惟超額貨幣對物價變動的影響受模型設定不同而有所差異；可能隱含超額貨幣對物價變動影響的不確定性提高。

二、成本加成模型方面，共整合分析結果顯示，物價、單位產出勞動成本、進口物價及進口原油價格間具長期關係，前期加成訂價及單位產出勞動成本的變動均顯著影響當期物價的變動。

三、傳統菲力普曲線模型迴歸估計結果顯示，物價年增率顯著受前期值的影響，與 Razzak(2002)之研究結果相同，惟產出缺口對物價變動的影響雖為正，但不顯著。

四、預測能力方面，成本加成模型與菲力普曲線模型的預測能力不僅優於隨機漫步模型及 ARIMA 時間數列模型，並且較貨幣模型為佳；惟各模型對捕捉物價變動的轉折點仍難免有所失誤。

五、鑑於個別理論模型之預測值無法準確預測物價的變動，本文乃透過模型多樣化的方式，建立預測區間，應有助於避免單一或特定模型預測偏誤導致貨幣政策決策因而誤判的風險。

六、由 Granger Causality 因果檢定結果顯示，股價指數、信用指標等變數，有助於預測未來的通貨膨脹壓力，至於房地產價格指數變動率對預測未來的物價變動並無助益。

七、就 VAR 模型納入股價指數與信用指標成長率後，實證結果發現，解釋 CPI 變動之預測誤差的重要因素依次為：信用成長、股價變動、產出缺口、超額貨幣與成本加成。

最後，就本文分析與實證研究結果，提出因時制宜之維持物價穩定的貨幣政策策略建議如下：

一、鑑於物價是個複雜的經濟現象，影響物價變動的因素複雜多變，難以由單一理

論模型充分解釋或預測，即使實證模型有助於預測物價的變動，但對物價變動的轉折點仍不易完全掌握，因此，貨幣政策決策者在分析物價變動趨勢時，除了應結合不同模型的預測結果（例如利用模型多樣化方式建立預測區間）外，仍須考量模型外或無法模型化因素（例如市場開放、勞動市場的變革及 SARS 疫情等）的影響，加以綜合判斷後，再行貨幣政策之調整，以降低貨幣政策決策受特定模型預測偏差而誤判的風險。

二、信用成長與股價變動等衝擊對解釋物價變動預測誤差變異的能力高，因此，在分析物價變動時，應重視信用成長與股價變動等金融變數的影響。

三、影響物價的因素甚廣且遠，非央行所能獨力完全掌握與影響；為維持物價的長期穩定，除了央行必須竭盡所能伴隨時代的脈動妥適執行貨幣政策之外，尚有賴人口、財政、產業與勞動等政策的配合方能克竟全功。

附錄 潛在產出之估算

根據 IMF(1997)所述潛在產出係經濟個體在維持通貨膨脹率不上升的情況下，所能達到的最大產出(the maximum output an economy can sustain without generating a rise in inflation)。實證上對於潛在產出的衡量方法，以生產函數法（註 67）、Hodrick-Prescott Filter (HP Filter)平滑法（註 68）及結構化時間數列模型(Structural Vector Autoregressions; SVAR)（註 69）較為常見。茲說明本文潛在產出之估算過程如后（註 70）：

（一）生產函數法

本文設定生產函數為 $Y_t/L_t=f(K_t/L_t, A, T)$ ，其中 Y_t 為實質 GDP， L_t 為勞動力(先以實際勞動就業量 E_t 估計參數值)， A 為技術進步過程， T 為外生性時間趨勢項， K_t 為實質資本存量。其中，資本存量的估算，係採用經建會編印「中華民國六十四年台灣地區產業固

定資本存量報告」資料為基礎，以永續盤存法 $K_t=K_{t-1}+Inv_t$ 的方式推估處理，其中 Inv_t 為 t 期的固定資本形成淨額(扣除折舊)。

接著，採取兩階段方式估計潛在產出，首先就生產函數 $Y_t/L_t=f(K_t/L_t, T)$ 作簡單迴歸，將估計式之殘差以 HP filter 法平滑後所產生的新數列視為外生性技術進步項 A_t ，再擴充模型為 $Y_t/L_t=f(K_t/L_t, T, A)$ 的參數進行估計，得到最後的結果為(1A)式(括號內為標準差)（註 71）。

$$(1A) \quad \ln(Y_t/E_t) = -1.34 + 0.55 \ln(K_t/E_t) +$$

$$(0.58)** \quad (0.08)**$$

$$1.83 A_t - 0.030 SD_1 -$$

$$(0.27)** \quad (0.01)**$$

$$0.035 SD_2 - 0.002 SD_3$$

$$(0.01)** \quad (0.01)**$$

$$\bar{R}^2=0.99 \quad D.W.=0.88 \quad S.E.=0.014$$

假設結構性失業維持穩定，實際的勞動力走勢可代替充分就業勞動力的變動趨勢，將估計式(1A)的勞動就業量 E_t 以實際勞動力 L_t 取代，即可推估出實質潛在產出。

(一) HP filter

基本上，HP 方法是將跳動的時間數列取平滑(smooth)估計值的方法。主要概念乃是在時間趨勢值的最大可能變動的限制下，而將變數的波動極小化。即：

$$(2A) \quad \text{Min} \sum_t \lambda (y_t - y_t^*)^2$$

$$(3A) \quad \text{s.t.} \sum_t \lambda [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (\lambda(y_{t-1}^* - y_t^*))]^2 \leq \varepsilon$$

本文利用 Eviews 統計軟體內建的 Hodrick- Prescott filter 模組，直接估算 1991 年第 1 季至 2004 年第 1 季的潛在產出。

(二) SVAR 模型

以 SVAR 估算潛在產出，假設實際產出係由潛在產出之趨勢產出及影響潛在產出之供給面與需求面之衝擊(shock)所組成。本文參酌 Bailliu etc.(2003)作法，建構一個三變數之 SVAR 模型來推估潛在產出，SVAR 中的內生變數為進口原油價格(以美元計價)、匯率(註 72)，及實質 GDP，並假設進口原油價格(以美元計價)代表影響產出的供給面因素、匯率變動代表影響產出的需求面因素。假設結構模型之縮減式以向量表示為(2A)，變異數矩陣已標準化。利用 Wald's decomposition 將結構模型轉成衝擊的函數，如(2A')。基本上，C 矩陣決定個別衝擊對變數的長期總效

果(long-run effect)。

$$(2A) \quad Ax_t = C(L)x_t + Bu_t$$

$$\text{其中，} x_t = \begin{bmatrix} \Delta mpi_t^{oil} \\ \Delta y_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} \quad u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \quad E(u_t u_t')$$

= I

$$(2A') \quad x_t = (I - A^{-1}C(L))^{-1} A^{-1} B u_t \quad \text{令 } C = (I - A^{-1}C(L))^{-1} A^{-1} B \quad x_t = C u_t$$

在估計潛在產出時，應認定結構模型衝擊。實證上的作法係先估計一未受限制之 VAR(unrestricted VAR)模型，將估計殘差加上經濟理論的限制式，作為結構模型的認定條件。式(3A)為未受限制 VAR 模型殘差與結構模型衝擊之關係，其中 e_t 為未受限制下之 VAR 模型殘差。雖然 A 與 B 分別為 3×3 矩陣，合計須估計 18 個參數，但因 $e_t e_t'$ 為對稱矩陣，隱含已有 6 條限制式，加以 Eviews 軟體已將 A 矩陣設為單位矩陣(可減少 9 個參數的估計)，因此最後只須再加上 3 條限制即可認定結構模型的衝擊。

$$(3A) \quad A^{-1} B u_t = e_t \quad e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix}$$

$$E(e_t e_t') = A^{-1} B B' (A^{-1})'$$

移項後，

$$(4A) \quad B^{-1} A e_t = u_t$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}$$

本文參酌 Blanchard & Quah(1989)的作法(註 73)，假設匯率的衝擊對產出影響只有

暫時性效果，而進口原油價格本身衝擊的影響，對產出具有長期的效果。加入此三個限制式後，B 矩陣估計結果如(5A)所示。將(5A)帶入(2A)得到產出的結構如式(6A)，其中 μ ， $C_{oil}(L)u_{oit}$ ， $C_y(L)u_{yt}$ 三項之和即為一階差分後

的潛在產出。

$$(5A) \quad \hat{B} = \begin{bmatrix} 0.1028 & 0.01705 & 0.4713 \\ 0.0013 & 0.0290 & 0.0034 \\ -0.0141 & -0.00024 & 0.0196 \end{bmatrix}$$

$$(6A) \quad \Delta y_t = \mu + C_{oil}(L)u_{oit} + C_y(L)u_{yt} + C_{ex}(L)u_{ext}$$

附表 1 實證變數說明

變數符號	變數名稱	說明	資料來源
p	物價	消費者物價指數	中華民國台灣地區 物價統計月報 行政院主計處
MPI_t	進口物價指數	以台幣表示	
MIP_t^d	進口物價指數	以美元表示	
F^{oil}	進口原油價格指數	以台幣表示	
F^{oil^d}	進口原油價格指數	以美元表示	中華民國台灣地區 金融統計月報 中央銀行經濟研究處
m^d	實質貨幣需求	以貨幣總計數 M2 除以消費者物價指數代表實質貨幣需求	
R	名目利率	以 30 天期商業本票次級市場利率扣除第一銀行 1 年期定期存款利率作為持有 M2 之機會成本	
EX_t	名目匯率	美元兌新台幣(NT/\$)	
ka	購置資本財資金成本	以 90 天期商業本票初級市場利率作為代理變數。	
$pstock$	股票價格變動	台灣證交所股價指數年增率	
$credit1$	主要金融機構信用擴張	主要金融機構放款與投資年增率	
$credit2$	全體金融機構信用擴張	全體金融機構放款與投資年增率	
$credit3$	間接金融	全體金融機構放款與投資(含催收及轉銷呆帳)年增率	
$credit4$	總信用(非金融部門取得資金總額)	直接金融加計間接金融年增率	
y_t	實質 GDP	以 1996 為基期	中華民國台灣地區 國民經濟動向統計季報 行政院主計處
ula	單位產出勞動成本	單位產出勞動成本指數	中華民國台灣地區薪資 與生產力統計月報 行政院主計處
$phousing$	房地產價格變動	房地產價格指數變動率	信義房屋價格指數

附表 2 實證變數之單根檢定[#]

水準值	$\ln(CPI)$	CPI^2	$\ln(GDP96)$	$\ln(M2/CPI)$	R	KC	$\ln(U/LC)$	$\ln(EX)$	$\ln(MPI^T)$	$\ln(MPI)$	$\ln(P^M)$	$\ln(P^{M2})$
C, T	t 值 -0.3630	-4.8292	2.3935	-3.2065	-4.2100	-2.6471	-2.3414	-2.8426	-3.3303	-2.1496	-2.4612	-1.9336
	p-value 0.9865	0.0014	1.0000	0.0942	0.0084	0.2622	0.4051	0.1892	0.0725	0.5069	0.3453	0.6228
C	t 值				-4.0535		-1.9944			-2.2982		
	p-value				0.0023		0.2884					
NONE	t 值											
	p-value											

一階差分	$D(\ln(CPI))$	$D(CPI)$	$D(\ln(GDP96))$	$D(\ln(M2/CPI))$	$D(R)$	$D(KC)$	$D(\ln(U/LC))$	$D(\ln(EX))$	$D(\ln(MPI^T))$	$D(\ln(MPI))$	$D(\ln(P^M))$	$D(\ln(P^{M2}))$
C, T	t 值 -6.9772	-5.9867	-4.2865	-3.5441	-9.2438	-6.5456	-3.5257	-4.9945	-5.7586	-4.1593	-6.7603	-4.4668
	p-value 0.0000	0.0000	0.0075	0.0449	0.0000	0.0000	0.0468	0.0008	0.0001	0.0095	0.0000	0.0044
C	t 值	-6.0663			-9.3269	-6.6638	-2.7976	-5.0472	-5.6207	-4.1323	-6.7394	-4.2488
	p-value	0.0000			0.0000	0.0000	0.0654	0.0001	0.0000	0.0019	0.0000	0.0015
NONE	t 值	-6.0565			-9.4184	-10.4104	-2.8415	-5.0101	-5.6624	-4.1552	-6.6729	-6.4047
	p-value	0.0000			0.0000	0.0000	0.0053	0.0000	0.0000	0.001	0.0000	0.0000

水準值	$phousing$	$psitock$	$credit 1$	$credit 2$	$credit 3$	$credit 4$
C, T	t 值 -2.4456	-2.752	-4.2163	-2.0489	-1.7416	-3.6135
	p-value 0.3525	0.2212	0.0081	0.5615	0.7151	0.0398
C	t 值	-2.7706			-2.9916	
	p-value 0.0624	0.0694		0.0437		
NONE	t 值	-2.6278			-4.3812	
	p-value 0.0097	0.0079		0.0000		

一階差分	$D(phousing)$	$D(psitock)$	$D(credit 1)$	$D(credit 2)$	$D(credit 3)$	$D(credit 4)$
C, T	t 值 -7.552	-7.215	-6.7043	-6.3109		
	p-value 0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
C	t 值	-7.175	-6.798			
	p-value 0.0000	0.0000	0.0000			
NONE	t 值	-7.263	-7.355			
	p-value					

註：

1. 各變數之單根檢定後項選擇依據為 SIC，表中，C，T 表示檢定含常數項及趨勢項，C 表示檢定含常數項，NONE 表示檢定不含常數項及趨勢項。檢定時，依一般化至特定(from general to specific)的方式，並刪除迴歸方程式不顯著之趨勢項與常數項。

附表 3 實質貨幣 M2 餘額、利率及實質所得之共整合檢定結果

共整合向量個數 (r)	M2			跡(trace) 檢定-LR 臨界值 最大特徵根檢定- λ_{max} 臨界值			
	特徵根 λ_i	LR 統計量	λ_{max} 統計量	$H_0: r=q$ 5%	$H_1: r>q$ 1%	$H_0: r=q$ 5%	$H_1: r=q+1$ 1%
r=0	0.3526	42.1390**	22.1764	42.44	48.45	25.54	30.34
r=1	0.2716	20.6318	12.8547	25.32	30.45	18.96	23.65
r=2	0.1351	7.7771	7.7771	12.25	16.26	12.25	16.26

- 註:1.共整合關係檢定之 VAR(vector autoregression)落後期數選取依 SIC (Schwarz information criterion) 標準定為 1，檢定時外生變數包括季節虛擬變數與時間趨勢。
2. 「**」表示在 5%顯著水準下未能接受虛無假設共積向量的個數。
- 3.以 Johansen-Juselius(1990)跡檢定統計量 $TR(Q; q | p) = -T \sum_{i=q+1}^p \ln(1-\lambda_i)$ 檢定結果共整合向量個數 $r=1$ 。

附表 4 物價、單位產出勞動成本及進口物價之共整合檢定結果

共整合向量個數 (r)	進口物價指數以台幣表示			進口物價指數以美元表示		
	特徵根 λ_i	LR 統計量	λ_{max} 統計量	特徵根 λ_i	LR 統計量	λ_{max} 統計量
r=0	0.5298	69.8098**	38.4894**	0.5306	69.778**	38.5714**
r=1	0.2302	31.3204	13.3421	0.2299	31.2066	13.3215
r=2	0.1916	17.9783	10.8454	0.1914	17.8851	10.8336
r=3	0.1304	7.1330	7.1269	0.1290	7.0515	7.0449
r=4	0.0001	0.0060	0.0060	0.0001	0.0067	0.0067
共整合向量個數 (r)	跡(trace) 檢定-LR 臨界值			最大特徵根檢定- λ_{max} 臨界值		
	$H_0: r=q$ 5%	$H_1: r>q$ 1%		$H_0: r=q$ 5%	$H_1: r=q+1$ 1%	
r=0	68.52	76.07		33.46	38.77	
r=1	47.21	54.46		27.07	32.24	
r=2	29.68	35.65		20.97	25.52	
r=3	15.41	20.04		14.07	18.63	
r=3	3.76	6.65		3.76	6.65	

- 註:1.共整合關係檢定之 VAR(vector autoregression)落後期數選取依 SIC (Schwarz information criterion) 標準定為 1，檢定時外生變數包括季節虛擬變數與時間趨勢項。
- 2.共整合關係不具時間趨勢項。
3. 「**」表示在 5%顯著水準下未能接受虛無假設共積向量的個數。
- 4.不論以 Johansen-Juselius(1990)跡檢定統計量 $TR(Q; q | p) = -T \sum_{i=q+1}^p \ln(1-\lambda_i)$ 或 Johansen(1998)最大特徵根檢定 $\lambda_{max}(Q, q | p) = -T \ln(1-\lambda_{q+1})$ 均顯示共整合向量個數 $r=1$ 。

附表 5 CPI 年增率與模型之樣本外預測結果比較

預測點	CPI 實際年增率	最大預測值	最小預測值	季節性 ARIMA	貨幣模型		成本加成模型	菲力普曲線模型			
					超額貨幣			無加速通膨失業率	潛在產出		
					貨幣目標區設定	HP filter			HP filter	生產函數	HP filter
200202	0.02	0.19	-0.28	0.19	0.16	-0.08	0.11	-0.28	-0.22	-0.11	-0.10
200203	-0.21	0.29	-0.37	0.34	0.29	-0.02	-0.27	-0.37	-0.36	-0.15	-0.11
200204	-0.51	0.21	-0.78	0.41	0.21	-0.2	-0.76	-0.78	-0.72	-0.43	-0.35
200301	-0.21	1.00	-0.44	0.44	1.00	0.46	-0.03	-0.08	-0.01	0.33	0.36
200302	-0.12	0.75	-0.07	0.45	0.75	0.37	0.27	-0.06	-0.07	0.28	0.32
200303	-0.59	0.66	-0.36	0.44	0.66	0.35	0.23	-0.02	-0.36	0.24	0.32
200304	-0.19	0.40	-0.39	0.43	0.4	0.2	0.04	-0.05	-0.39	0.16	0.21
200401	0.52	0.74	-0.05	0.41	0.74	0.47	0.13	0.36	-0.05	0.46	0.49

附表 6 CPI 年增率與資產價格、信用變化之 Granger-Causality 檢定結果

虛無假設：			F-統計量	P值	
資產價格年增率與CPI年增率(CPI)					
股票價格	<i>pstock</i>	不Granger Cause	<i>CPI</i>	2.272	0.06*
	<i>CPI</i>	不Granger Cause	<i>pstock</i>	1.170	0.32
房地產價格	<i>phousing</i>	不Granger Cause	<i>CPI</i>	1.871	0.17
	<i>CPI</i>	不Granger Cause	<i>phousing</i>	1.385	0.25
信用成長率與CPI年增率(CPI)					
主要金融機構放款與投資	<i>credit1</i>	不Granger Cause	<i>CPI</i>	4.227	0.00**
	<i>CPI</i>	不Granger Cause	<i>credit1</i>	0.466	0.63
全體金融機構放款與投資	<i>credit2</i>	不Granger Cause	<i>CPI</i>	17.752	0.00**
	<i>CPI</i>	不Granger Cause	<i>credit2</i>	0.969	0.39
間接金融	<i>credit3</i>	不Granger Cause	<i>CPI</i>	5.114	0.00**
	<i>CPI</i>	不Granger Cause	<i>credit3</i>	0.180	0.67
間接金融加直接金融	<i>credit4</i>	不Granger Cause	<i>CPI</i>	5.707	0.02**
	<i>CPI</i>	不Granger Cause	<i>credit4</i>	1.576	0.22

註:1. 「**」表在 5%顯著水準下摒棄虛無假設, 「*」表在 10%顯著水準下摒棄虛無假設。

2. 檢定時, 變數之落後期依 SC 標準決定。如以 AIC 標準決定落後期數, 檢定結果差異不大。

3. 房地產價格指數及直接金融加間接金融兩變數因資料取得限制, 其檢定之樣本期間分別為 1992 年第 3 季至 2004 年第 1 季, 與 1992 年第 1 季至第 2004 年第 1 季。其餘檢定之樣本期間均為 1991 年第 1 季至 2004 年第 1 季。

附 註

- 註 1 國際貨幣基金 (IMF) 與國際清算銀行(BIS)均曾為分析之便，認為若物價年增率持續兩年呈現負數，則可視總體經濟已落入通貨緊縮之中，參見 IMF (1999), *World Economic Outlook, Oct., p.106* 及 Bank for International Settlements(1999): *69th Annual Report*。另外 IMF 曾組研究小組，發表研究報告,利用四大類共 11 項指標評估一國發生通貨緊縮的風險程度，詳參 IMF (2003)。
- 註 2 例如，日本的銀行壞帳過於龐大，企業交叉持股問題嚴重，致使金融改革成效不彰，政府財政問題惡化，影響長期經濟結構的調整，以及人口結構老化；香港與中國大陸有密切的地緣、人文與經貿關係，以及港元對美元採行聯繫匯率制度等。
- 註 3 貨幣數量增加雖有促使物價上漲的效果，但是如果同時進口關稅率持續調降，新台幣對美元升值，而且重要國際物價（比如油價）持續下降，那麼貨幣數量增加所帶動的物價上漲效果將受到抵銷。1980 年代大部分的期間即是貨幣數量成長率很高，但因 1982 年至 1989 年間進口物價指數持續下跌及其他因素的影響，CPI 仍十分平穩。
- 註 4 台灣人口成長減緩的速度在世界已開發國家中屬一屬二，至 2001 年台灣生育率已成世界最低國之一，平均一個婦女生育小孩低於 1.5 個，詳參鍾俊文(2003)與(2004)。
- 註 5 所謂「要素價格均等化定理」係假設世界上只有二個國家，二國生產技術與消費偏好完全相同，二國同時生產世界上僅有的二種商品，且無任何貿易障礙；二國內生產要素(資本、勞動)的供給量固定。若二國可自由貿易，則該二國內生產要素的相對價格(例如工資/租金或利率)將逐漸趨於相等。詳參陳博志(2003)。
- 註 6 根據 Ando-Modigliani 生命循環模型，消費者支出受其長遠 (permanent) 財富影響，長遠財富包括長遠工資所得現值、房地產(含不動產)、金融資產(含股票、債券與國外資產)及人力資本所折算之現值。當消費者財富增加，便可刺激當前消費。
- 註 7 詳參鍾俊文(2003)，頁 12。
- 註 8 本文房價資料係採內政部建築研究所委託政治大學台灣房地產研究中心編製之「台灣地區預售與新建住宅平均標準單價」，「預售與新建住宅平均標準單價」自 2003 年第 2 季起採用國泰台灣地區預售與新建住宅平均標準單價作為資料來源，由於資料來源的存續時間不同，因此，在不同時期，選擇當期能蒐集到之最佳市場價格資訊作為資訊來源，自 1971 年至 1987 年採用行政院主計處舉辦之住宅狀況調查中之交易價格、1988 年至 1992 年採用太平洋房屋公司、信義房屋公司、台灣不動產成交公報之中古屋交易價格，先個別編製價格指數，再以相同基期銜接，接著與國泰房地產價格指數銜接成為完整房價指數時間序列，最後再轉為標準住宅的平均單價。詳細對應時間參見「國泰房地產指數」2003 年 2 月 27 日新聞稿及張金鵬(1999)之「住宅資訊系統之整合與規劃」。
- 註 9 台灣產業適時順利升級，高科技產業蓬勃發展取代傳統產業，加上台灣經濟依賴出口市場的比重遠大於日本，台灣商品與服務出口占 GDP 的比重逾五成，日本則僅約一成，這也就是 1990 年代，台灣與日本在同樣面臨資產價格泡沫經濟破滅下，台灣仍有 4.5%至 7.5%之 GDP 成長率(平均每年成長率為 6.3%)，而日本卻長期陷入成長停滯與低利率的重要原因之一。不過，以出口為導向的經濟體若遇上國際景氣驟衰時，所受到的衝擊則將較大，例如新加坡 2000 年 GDP 成長率達 9.7%，2001 年即轉為-1.9%，台灣 2000 年 GDP 成長率達 5.9%，2001 年亦轉為-2.2%。
- 註 10 在政府陸續推出優惠房貸、土地增值稅減半徵收、開放外資投資國內不動產及不動產證券化等措施激勵下，台灣房地產價格下跌情況較日本及香港輕微。
- 註 11 參見 Karl, Quigly and Shiller (2001)。
- 註 12 同註 6，參考 Ando-Modigliani 生命循環模型。
- 註 13 參見 Ludwig and Slok (2002)。
- 註 14 根據行政院主計處 2002 年國富統計結果報告之表八、台灣地區家庭部門資產結構表，其中土地依市價重估，並將企業與金融兩部門資產淨額按最終所有權設算分配。

- 註 15 本文利用 1974 年至 2003 年之年資料為分析樣本，得到消費支出與可支配所得之相關係數達 0.99 以上。
- 註 16 詳參陳南光、徐之強(2002)。
- 註 17 與高峰點比較，香港及日本房地產價格的跌幅均逾 6 成，其中香港之房屋租金反映下降逾 3 成；香港、日本及台灣之房屋租金占 CPI 權重均逾 2 成，近 5 年香港居住類價格下跌對 CPI 下跌的影響逾五成；台灣房租跌幅雖遠低於香港，惟以 2002 與 2003 年為例，跌幅約 2%，仍使 CPI 下降 0.4 個百分點，與 CPI 跌幅相當。另外，日本之出租房屋租金近 5 年平均下跌 0.2%，對 CPI 的影響相對較小。
- 註 18 消費行為與投機行為均可能影響房價，但投機行為不會出現在租賃市場，詳參林祖嘉(1992)。此外，當房價回升，房租仍持續下滑的原因，除了在調整上存有時差落後以外，自有住宅率之提高及空屋率偏高也會影響房租回升。
- 註 19 由於高科技產業發展須憑藉資本及科技技術，以致其發展利益多數為投資高科技產業的資本家、科技菁英及投入相關產業生產的員工所取得，也造就了一批高所得的「科技新貴」；相較之下，一般薪資階層及非技術性勞工的所得增加速度就大為遜色，致所得分配愈趨不均。
- 註 20 包括風能、燃料電池、玉米酒精燃料、太陽能、天然瓦斯、能源燃燒熱效率提升、能源使用效率提升及勘探技術等均屬能源相關技術的進步。
- 註 21 依據環球透視預測機構 (Global Insight, Inc.) (2004) 的分析，2000~2003 年原油需求量相對全球 GDP 比率，較 1970 年代石油危機時減少 1/3。
- 註 22 能源密集度=最終能源消費量(石油換算，百萬噸)/實質 GDP(1995 基準，十億美元)，詳參工研院能源所網頁 http://www.erl.itri.org.tw/continenergy/con_refs_d01.html。
- 註 23 詳參該署網頁 <http://www.iea.org/statist/key2003.pdf>。
- 註 24 參見中國石油股份有限公司 (2003)。
- 註 25 1981 年礦產業的向前關聯係數為 9.2，居 39 個產業之冠，意謂當 39 個產業均增加 1 個單位最終需要時，礦產業的需求便升至 9.2 個單位。
- 註 26 生產部門整體能源密集度=生產部門能源使用量/生產部門實質 GDP，詳參工研院能源所網頁 http://www.erl.itri.org.tw/continenergy/con_core_b02.html。
- 註 27 2000 年 6 月勞基法第 30 條修正案三讀通過，原每週 48 小時之法定工時縮減為每兩週 84 小時，並自 2001 年 1 月 1 日起實施。2001 年單位產出勞動成本年增率轉為正數，主要係受法定工時調降致每小時平均薪資上升之影響。
- 註 28 依據 Robertson(2004)之研究指出，1980 年代 G7 之 GDP 占全球 GDP 逾 2/3，2002 年已低於 1/2，原因為新興國家如中國、印度、巴西及俄羅斯等經濟迅速成長；依目前匯率計算，此 4 國 GDP 占全球 GDP 為 9%，但若依購買力平價匯率計算則高達 22%。
- 註 29 中國大陸人口占全球人口之二成以上，根據 2004 年 6 月 21 日英國金融時報專題 "World's manufacturers march into China" 報導指出，中國大陸目前勞工之平均薪資僅及主要工業化國家之 5%；另參見中時人力網 (http://www.ctjob.com.tw/survey/salary_1.html)，2000 年與 2001 年之台灣平均每人薪資分別為中國大陸的 3.41 倍與 3.02 倍。此外，根據行政院勞工委員會編印之「國際勞動統計」(2002)顯示，2000 年台灣非農業部門員工每月薪資是中國大陸的 14.2 倍，1999 年為 15.1 倍。
- 註 30 本文利用 1980 年至 2003 年之年資料為分析樣本，得到新台幣兌美元匯率與進口物價指數之相關係數達 0.86，顯示新台幣兌美元匯率對進口物價指數之影響顯著。同時，進口物價指數占 WPI 權數為 31.07%，而進口物價指數結構中，農工原料占 70%、資本用品占 20%、消費品占 10%，所涵蓋的所有進口商品價格會立即直接反映在當期的 WPI 上，另外，還可能透過對國產原材料、中間產品來影響最終產品價格，因此，進口物價指數不論是對當期及未來的 WPI 均有相當的影響力。
- 註 31 根據針對個人電腦中央處理器(Central Processing Unit, CPU)的研發週期定義之「摩爾法則」(Moore's Law) 指出近來 CPU 研發的速度，促使個人電腦每 18 個月就能以一半的價格得到快一倍的效能。產品生命週期短，造成新產品上市時間極為快速，每當新產品上市時，廠商為出清舊一代產品的存貨，也為了刺激消費者觀望新產品時存在的消費需求

空窗期，舊有產品的價格調降極為迅速。

註 32 係指 2001 年以來至 2004 年第 1 季，本文第二節實證研究之樣本期間亦截至 2004 年第 1 季止。

註 33 2000 年台塑油品正式量產上市，經濟部亦廢止國內油品計算公式之計價方式，至 2001 年底國內油品的價格競爭正式開啓。

註 34 例如 2001 年勞動基準法修正，法定工時大幅調降。根據勞基法規定，只要超過法定工時，即使勞資兩造達成協議，亦屬違法，再加上該法一體適用所有產業，乃更讓整個制度缺乏彈性。如此，當產業遭逢景氣衝擊時，為減少人事成本，便常只能以裁員等較劇烈的手段來因應。

註 35 失業率攀高也可能造成國民所得下降，進而減緩消費，影響物價的需求面。

註 36 Kool & Tatom(1994) 將 P*模型擴充，加入購買力平價說之關係式。

註 37 Moreno & Glick(2001)以東南亞國家為研究對象，實證顯示 1970 年代貨幣成長對通膨波動的貢獻度約 20%~50%，惟至 1990 年代逐漸下降為 5%以下。

註 38 如 Gallen & Chang(1999)、Fitzgerald(1999)、Dotsey, Lantz & Santucci(2000)與 King(2000)等。

註 39 一般而言，當景氣繁榮時，廠商的競爭較激烈，加成比例會下降，反之，不景氣期間，廠商間的聯合加成可能性提高，因此加成比例有逆循環現象。至於廠商成本加成的變動，與其因應要素價格及進口品價格改變的調整能力有關。

註 40 惟 Banerjee & Russell(2002)實證發現通貨膨脹受邊際成本加成的影響高於平均成本加成。

註 41 原始的菲力普曲線，一般表示為： $(\Delta W_t = f(u_t))$ ，其中 W_t 為名目工資， u_t 為失業率， $f(u_t) < 0$ 。

註 42 Stock & Watson(1999) 在 "Inflation forecasting" 一文中即指出 "...Phillips curve generally have been more accurate than forecasts based on other macroeconomic variables, including interest rates, money and commodity prices...."

註 43 Phelps(1967)與 Friedman(1968)認為，菲力普曲線隱含之工資上漲率與失業率間之抵換關係僅屬短期現象，一旦考慮預期因素，長期下，民眾對通貨膨脹產生預期，含有預期之擴充菲力普曲線將成為垂直線。

註 44 通貨膨脹預期為研究通貨膨脹動態調整的重要變數，一般對預期的假設可分為回顧式(backward-looking)、前瞻式(forward-looking)與混合式(hybrid form)三種型態。如 Herz & Roger(2002)指出傳統菲力普曲線對通貨膨脹的預期採回顧式，直接假定民眾對通貨膨脹的預期為過去通貨膨脹率的加權平均，而新凱因斯學派之菲力普曲線對通貨膨脹的預期則採前瞻式，並考慮未來工資水準及貨幣政策等因素的影響，如 Taylor(1980)、Calvo(1983)、Roberts(1995)、Fuhrer(1995)等。

註 45 Gali & Gertler(2000)提出新菲力普曲線的分析架構，認為以邊際成本加成取代產出缺口來解釋通貨膨脹形成原因，是較具個體經濟基礎(micro foundation)，並使分析通貨膨脹的動態調整過程具一致性。

註 46 樣本期間之決定主要係考量資料取得限制與模型比較的問題，其中，實證資料中不論是新台幣計價或美元計價之進口原油價格指數均自 1991 年起始有資料。另外，為便於後續各模型之估計與預測結果比較，本文將實證樣本期間定為 1991 年第 1 季至 2004 年第 1 季。

註 47 理論上，以 P*模型分析通貨膨脹，應滿足貨幣的所得流通速度不變的假設，若該假設不成立，將影響 P*模型對物價變動的推論。基於實證期間之台灣貨幣所得流通速度並非平穩數列，而係呈明顯下降趨勢，故本文採取估計超額貨幣方式進行貨幣模型的實證分析。

註 48 設一 k 階 n 維向量自我迴歸(vector-autoregression; VAR)模型 Z_t 為 $Z_t(A_1Z_{t-1} + A_2Z_{t-2} + \dots + A_kZ_{t-k} + u_t)$ ， $u_t \sim N(0, \Sigma)$ ，根據 Granger 表現定理，可將其改寫為 $\Delta Z_t(\Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Pi Z_{t-1} + u_t)$ ，其中， $\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$ ， $i=1, 2, \dots, k-1$ ， $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$ ， $\Pi = \alpha\beta'$ ， $(\alpha$ 為調整速度， β 為共整合向量個數)。Johansen(1988)之最大似法檢定係檢定 Π 的秩(rank)，當

- (1) Π 為滿秩(full rank)時，表示向量 Z_t 中所有變數均為定態數列，VAR 模型可直接以變數之水準值估計；
- (2) Π 為零矩陣時， Z_t 中的變數間無共整合關係，故 VAR 模型可就 Z_t 中所有變數取差分後，進行估計；
- (3) Π 的秩為 $r < n$ ，表示向量 Z_t 中的變數存在 r 個共整合關係，應以誤差修正模型進行分析。

註 49 本式為央行設定貨幣成長目標區之貨幣需求函數模型，方程式之設定與估計細節可參考中央銀行(2003)。

註 50 dpstock_t 之係數估計值接近零且不顯著，故予剔除。

- 註 51 HP Filter 平滑法，係實證中用以估算經濟變數長期趨勢的方法之一，大部分的實證文獻，應用 HP Filter 平滑法估算變數偏離長期趨勢的程度，並以缺口稱之(如產出缺口、信用缺口、資產價格缺口等)。本文應用 HP Filter 平滑法估算之實質貨幣餘額長期趨勢，雖無法全然代表實質貨幣餘額之需求，但可從另一角度檢視當超額貨幣(實際實質貨幣餘額高於長期趨勢)是否會造成物價上漲，並與其他模型作比較。
- 註 52 另一個解釋 M2 超額貨幣估計結果不佳的可能原因為：台灣為小型開放經濟體，貨幣總計數 M2 受外資匯入的影響相當明顯，然而外資的匯出入雖影響貨幣總計數，但對物價(係指以衡量零售消費商品價格的 CPI)的影響較為間接，亦可能導致 M2 超額貨幣與物價變動關係不明。本文雖嘗試將 M2 剔除外資匯入金額或是準備貨幣之國外資產變動(作為央行調節外資匯入金額之替代變數)，惟仍無法改善以傳統貨幣需求函數設定實證模型的估計結果。
- 註 53 資本財購置成本，以 90 天期商業本票初級市場利率作為替代變數(proxy)，主要因資本支出貸款利率自 1994 年第 3 季始有資料。本文雖嘗試自 1994 年第 3 季以資本支出貸款利率取代 90 天期商業本票初級市場利率，惟估計結果，利率變數估計係數為負，且不顯著，故未予採用。
- 註 54 不論以美元表示或新台幣表示之進口物價指數與進口原油價格指數的共整合關係檢定結果一致，共整合向量估計結果相近。
- 註 55 誤差修正模型設定如下，其中， $\Delta p_t \equiv p_t - p_{t-1}$ ，(γ_i 為誤差修正調整速度($\gamma_i < 0$)， SD_k 為季節虛擬變數($k=1,2,3$)， U_t 為干擾項。
- $$\Delta p_t = \mu_0 + \sum \phi_i \Delta p_{t-i} + \sum \delta_i \Delta ulc_{t-i} + \sum \gamma_i \Delta R_{t-i}^{kc} + \sum \phi_i \Delta mpi_{t-i}^{NT} + \lambda_i (p_{t-1} - \beta_1 ulc_{t-1} - \beta_2 kc_{t-1} - \beta_3 mpi_{t-1}^{NT} - \beta_4 p_{t-1}) + \sum d_k SD_k + U_t$$
- 註 56 就美元計價及新台幣計價之進口物價指數計算所隱含之美元兌台幣匯率指數，與實際名目匯率指數相較，差異甚小，故本文以下實證結果，將僅列示進口物價及進口油價以台幣計價之結果。
- 註 57 詳參梁發進(1996)，頁 421。
- 註 58 加成訂價的調整係數估計值為-0.10 與 Brouwer & Erisson(1998)的估計結果-0.09 相近。
- 註 59 Razzak(2002)指出實證研究對菲力普曲線之預期檢定結果以回顧式居多，如 Fuhrer(1997b)，Roberts(1995)(2001)及 Rudebusch(2001)等。
- 註 60 理論上 $\sum \mu_i = 1$ 與 $\sum c_i = 1$ ，以滿足長期菲力普曲線為垂直線的假設。
- 註 61 若將三種不同模型的重要解釋變數同時納入同一模型估計，模型解釋能力提高， $Adj.R^2 = 0.86$ ，惟解釋變數之顯著性並無改變。
- 註 62 若將三種不同模型的重要解釋變數同時納入同一模型進行樣本外預測，則預測績效並無明顯改善，故擬不再贅述。
- 註 63 表中通貨膨脹預測的超額貨幣模型並不包含以傳統貨幣需求函數估算超額貨幣的模型，主要因該模型設定所估算的超額貨幣估計係數與理論預期不符，故在此予以排除。
- 註 64 以模型多樣化方式進行通貨膨脹之實證研究，如 Stock & Waston (1999)、Razzak(2002)。
- 註 65 因房地產價格指數年增率與 CPI 年增率之 Granger Causality 雙向因果關係檢定不顯著，故在模型中不考慮房地產價格因素。
- 註 66 若不考慮信用成長與股價變動，物價變動對來自於成本加成、產出缺口與超額貨幣衝擊之預測誤差變異數解釋能力分別為 1.4%、19%與 0.4%。
- 註 67 生產函數法係 IMF、OECD 等國際組織用以評估會員國經濟發展潛能的工具，相關說明詳參 IMF(1997)、OECD (1994)。
- 註 68 HP Filter 趨勢平滑法雖較不具經濟理論基礎，但因可衡量時間數列的長期趨勢，加以方法簡單，故許多實證研究亦採用該方法估計潛在產出，如 IMF(2003)、Razzak(2002)、Gerlach & Yiu(2002)、Sekine(2001)與 Stock & Watson(1999)等。
- 註 69 利用結構化時間數列模型估計潛在產出及產出缺口的實證文獻，如 Claus(1999)、Dupasquier etc.(1997) 與 Bailliu etc.(2003)等。
- 註 70 以不同方法估算台灣產出缺口的實證研究，另可參考劉淑敏(1999)，劉瑞文(2002)等。

註 71 實質 GDP 具明顯季節效果，故將季節虛擬變數置於方程式中。

註 72 以匯率變數作為影響潛在產出之需求面因素，係考量台灣為一小型開放經濟體，匯率對經濟活動影響重要。

註 73 Balnchard & Quah(1989)的作法，假設供給面的衝擊(shock)對於實質面有永久性效果(permanent effect)但需求面的衝擊對實質變數只有暫時性效果(temporary effect)。

參考資料

- 方文碩與吳政勳(2003)，「股市表現與消費支出」，台灣金融財務季刊，第 4 輯第 4 期，頁 87-108。
- 中國石油股份有限公司(2003)，「石油及石化市場供需展望」，石油通訊 619 期(三月號)，頁 46-47。
- 中央銀行(2003)，「民國九十三年貨幣成長目標區設定說明」，中央銀行季刊，第 25 卷第 4 期，頁 5-15。
- 林祖嘉(1992)，「台灣地區房租與房價關係之研究」，台灣銀行季刊，第 43 卷第 1 期，頁 279-312。
- 邱正雄、侯德潛(1995)，「物價、貨幣政策指標與貨幣供給-台灣經驗」，中央銀行季刊，第 17 卷，第 2 期，頁 23-41。
- 侯德潛、徐千婷(2002)，「我國通貨膨脹預測模型之建立」，中央銀行季刊，第 24 卷第 3 期，頁 9-40。
- 財團法人工業技術研究院，http://www.eri.itri.org.tw/continuenenergy/con_refs_d01.html。
- 許嘉棟、吳中書(1993)，「當前物價問題與對策」，行政院研究發展考核委員會委託研究。
- 許振明(1992)，「貨幣政策與物價：向量自我迴歸模型之實證分析」，國內經濟研討會系列-物價研討會，中華經濟研究院。
- 陳博志(2003)，「要素價格均等化定理的政策運用」，貨幣觀測與信用評等，第 44 期，頁 3-8。
- 陳南光、徐之強(2002)，「資產價格與中央銀行政策-台灣的實證分析」，中央銀行季刊，第二十四卷第一期，頁 45-82。
- 梁發進(1996)，總體經濟理論與政策，頁 421。
- 張金鵬(1999)，「住宅資訊系統之整合與規劃研究」，國立政治大學台灣房地產研究中心，內政部營建署委託研究計劃。
- 鍾俊文(2003)，「從美麗新世界到世界不美麗(上)-探討少子化、人口老化及人口減少的原因、衝擊與對策」，貨幣觀測與信用評等，第 44 期，頁 11-30。
- 鍾俊文(2004)，「從美麗新世界到世界不美麗(下)-探討少子化、人口老化及人口減少的原因、衝擊與對策」，貨幣觀測與信用評等，第 45 期，頁 85-112。
- 國泰建設公司與國立政治大學台灣房地產研究中心，「國泰房地產指數季報」。
- 劉瑞文(2002)，「潛在國內生產毛額之推估」，2002 年總體經濟計量模型研討會，12 月，中央研究院經濟研究所。
- 劉淑敏(1998)，「泰勒法則在台灣的實證研究」，1998 年總體經濟計量模型研討會，中央研究院經濟研究所。
- Atta-Mensah, J. (1996), "A Modified P*-Model of Inflation Based on M1", *Working Paper* 96-15, Bank of Canada.
- Atkeson, A. and L.E. Ohanian (2001), "Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 25, 1, winter, pp.2-11.
- Bailliu, J., D. Graces, M. Kruger and M. Messmacher (2003), "Explaining and Forecasting inflation in Emerging Markets: The Case of Mexico", *Working Paper* 03-17, Bank of Canada.
- Banerjee, A. and B. Russell (2002), "Inflation and Measure of the Markup, the Department of Economic Studies", University of Dundee.
- Bank of England (1999), "Economic Models at the Bank of England."
- Bank for International Settlements (1999): *69th Annual Report*.
- Bernanke, B. and I. Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy", *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp.869-902.
- Blanchard, O.J. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances.", *American Economic Review*, 79, pp.655-73.
- Coe, D. T. and C. J. McDermott, (1999), "Does the Gap Model Work in Asia? ", *IMF Staff Papers*, 44,1, pp.59-80.
- de Brouwer, G. and N.Ericsson (1998), "Modelling Inflation in Australia", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.16,4, pp.

433-49.

- Diebold, F. X. and P. Pauly (1987), "Structural Change and the Combination of Forecasts", *Journal of Forecasting*, 6, 1, pp.21-40.
- Dotsey, M., C.D. Lantz and L. Santucci (2000), "Is Money Useful in the Conduct of Monetary Policy?" *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Engert, W. and S. Hendry (1998), "Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two.", *Working Papers*, 98-6, Bank of Canada.
- Fisher, J.D.M., C.T. Liu, and R. Zhou (2002), "When Can We Forecast Inflation?" *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, 1, pp.30-42.
- Fitzgerald T. J. (1999), "Money Growth and Inflation: How Long is the Long-Run?" *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, August.
- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 158, 1, pp.1-17.
- Fuhrer, J.C. (1995), "The Phillips Curve is Alive and Well.", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, Mar., pp.41-56.
- Fuhrer, J. C. (1997b), "The (Un)importance of Forward-looking Behavior in Price Specifications", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 3, pp.338-350.
- Gali, J. and M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, 2, pp. 195-222.
- Gallen, T. and D. Chang (1999), "Modeling and Forecasting Inflation in India", *IMF Working Paper*; WP/99/119.
- Gerlach S. and L. E. O. Svensson (2000), "Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators?" *NBER Working Paper*; 8025.
- _____ and M. Yiu (2002), "Unobservable-Components Estimates of Output Gaps in Five Asian Economies", *C.E.P.R. Discussion Papers*, 3393, Centre for Economic Policy Research, May.
- Global Insight (2004), "Oil Price Scenarios : Crisis, Crunch, Crumble ? ", June.
- Gordon, R.J. (1997), "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, pp.11-32.
- Hallman, J. J., R. D. Porter and D. H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?", *American Economic Review*, 81, 4, pp.841-858.
- Hendry, D. F. (1999), "Does Money Determine UK Inflation over the Long Run?" U.K. Economic and Social Research Council, R000237500.
- IEA, <http://www.iea.org/statist/key2003.pdf>.
- International Monetary Fund (1997), "IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice", *IMF Working Paper*; WP/97/177, Research Department of International Monetary Fund, December.
- _____ (2003), "Deflation: Determinants, Risks, and Policy Option- Findings of an Interdepartmental Task Force", *IMF Occasional Paper*; 221, International Monetary Fund, April.
- IMF (2003), "Deflation: determinants, Risks, and Policy Options - Findings of an Interdepartmental Task Force", 30 April.
- IMF (1999), *World Economic Outlook*, October pp.105-126.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, pp.231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169-210.
- Karl, C., J. Quigly and R. Shiller (2001), "Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market", *Cowles Foundation Discussion Papers*, No 1335, Yale University.
- King, M. (2002), "No Money, No Inflation-the Role of Money in the Economy", *Bank of England Quarterly Bulletin*, Summer 2002,

- pp.162-177.
- Kool, Clemens J.M. and J. A. Tatom (1994), "The P-Star Model in Five Small Economies", Federal Reserve Bank of ST. Louis, May - June, pp.11-29.
- Lansing, K. J. (2002), "Can the Phillips Curve Help Forecast Inflation?" *Economic Letter*; Federal Reserve Bank of San Francisco, October 4.
- Ludwig A. and T. Slok (2002), "The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries", *IMF working paper/02/01*, January.
- Moreno, R. and R. Glick (2001), "Is Money Still Useful for Policy in East Asia?" *Pacific Basin Working Paper Series*, 01-12, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Organization for Economic Cooperation and Development (1994), "Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances", *Economic Outlook* (Paris: Dec. 1994)
- Phillips, A. W. (1958), "The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom", 1861-1957, *Economica*, 25, pp.283-99.
- Phelps, E. (1967), "Phillips Curve, Expectation and Optimal Unemployment over Time", *Economica*, 34, 1135, pp.254-81.
- Razzak, W.A. (2002), "Monetary Policy and Forecasting Inflation With and Without the Output Gap" , *Discussion Paper Series*, DP2002/03, Reserve Bank of New Zealand.
- Roberts, J. (1995), "New Keynesian Economics and the Phillips Curve", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp.975-84.
- Roberts, J. (2001), "How Well Does the Keynesian Stick-Price Model Fit the Data?" *FEDS Working Paper*, 2001-13, Federal Reserve Board, Washington DC.
- Robertson, S. (2004), "The UK Inflation Outlook", *Lombard Street Research Monthly Economic Review*, February, <http://www.lombardstreetresearch.com/>.
- Rudebusch, G. (2002), "Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data", *Economic Journal*, 112, ,479, pp.402-432
- Sekine, T. (2001), "Modeling and Forecasting Inflation in Japan", *IMF Working Paper*, WP/01/82, International Monetary Fund, June.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp.293-335.
- Tallman, E. W. (1995), "Inflation and Inflation Forecasting: An Introduction", Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, Jan.- Feb., pp.13-27.
- _____ and N. Chandra (1997), "Financial Aggregates as Conditioning Information for Australian Output and Inflation", *Research Discussion Paper*, 9704, Economic Research Department of Reserve Bank of Australia.
- Taylor, J. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, 88, pp.1-22.

