

合宜核心物價領先指標之建置*

蕭宇翔**

摘 要

本文以鄭麗玲(1999) (以下簡稱鄭文)編製之核心物價領先指標為比較對象。自80個經濟變數中，依據轉折點與相關係數分析，重新篩選領先指標的構成項目，編製新的核心物價領先指標。新建核心物價領先指標由8個項目簡單平均(等權)得到，包含2個商品價格變數，3個金融指標變數，以及3個實質經濟活動變數。

本文驗證結果發現，鄭文領先指標平均領先7.50月，新建領先指標平均領先9.21月，領先月數的中位數分別為10個月與12個月。此外，鄭文領先指標有4個轉折點同時或落後於核心物價年增率轉折點，新建領先指標同時或落後發生的轉折點只有2個，顯示新建領先指標應較能幫助貨幣當局掌握未來核心物價年增率的走勢。

樣本外預測結果顯示，新建領先指標樣本外預測能力顯著優於鄭文領先指標。在預測樣本外核心物價年增率上升機率方面，本文採用的二次機率評分準則與對數概似分數兩個指標皆顯示，新建領先指標對核心物價年增率上升期或下降期的預測能力亦均較優。

* 本文初稿完成於民國104年6月，105年2月修正完稿。本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、林副處長淑華、吳副處長懿娟、汪研究員建南、葉研究員盛、廖研究員俊男與三位匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，在此亦一併致謝。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處辦事員。

壹、前言

穩定物價為央行經營目標之一。目前中央銀行除關注消費者物價指數外，亦參考主計總處編製之核心消費者物價指數(不含蔬果及能源)，並藉由適當的通貨膨脹預測工具，掌握未來通膨變化，供決策參考。核心物價領先指標能預先判斷核心物價年增率未來走勢變化，尤其是預測核心物價年增率由上升轉至下降(高峰)，或由下降轉而走升(谷底)的轉折時間點，可及早掌握未來核心物價年增率上升或下降的趨勢。

編製核心物價領先指標的主要概念為，有些經濟變數的循環移動(cyclical movement)系統性的早於核心物價年增率，將這些變數加總後成為綜合領先指標，以預測核心物價年增率走勢。例如國際商品及原物料價格、單位產出勞動成本與核心物價具上下游結構關係，上游生產成本提高會傳遞至核心物價，因此具領先性質。此外，貨幣學派認為，通貨膨脹為貨幣現象，因此貨幣總計數增加會使未來物價上揚；景氣領先指標的上升反映未來需求可能增加，提高了物價上揚的可能性；而利率或殖利率曲線和股價等變數則隱含了一般大眾對未來價格的預期。由於物價變化是供給面、需求面多種經濟因素的總和結果，故將多個具領先性質的變數加總而成之綜合領先指標，往往會優於只隱含部分訊息的單一變數。

鄭麗玲(1999) (以下簡稱鄭文)選取9項對核心物價年增率具領先性質的經濟變數，並設定不同權數，編製台灣核心物價領先指標^{註1}。9個構成項目包含：核心國產內銷價格指數年增率、台灣地區房租指數年增率、國家發展委員會(以下簡稱國發會)景氣領先指標年增率、新台幣計價之進口物價指數年增率、第一銀行一年期定存利率減活期存款利率、製造業每人每月平均經常性薪資年增率、失業總人數(倒數)年增率、M2(日平均)年增率與股價指數年增率，變動率越大之數列給予的權數越小。詳細的權數設定如表1。

然而，近年我國經濟結構轉變甚劇，核心物價領先指標之構成項目可能隨經濟結構改變，逐漸喪失對核心物價年增率的領先性，致加總而成之核心物價領先指標代表性不足。此外，依構成項目的變動率大小加權平均，但未隨時間調整之核心物價領先指標，其預測未來核心通膨走勢之能力，亦值得重新評估檢討。

本文從眾多變數中重新篩選核心物價領先指標之構成項目，建置新的領先指標，並就該指標對核心物價年增率的領先性，與鄭文進行比較，檢視對核心物價年增率轉折點(turning point)的領先期數，以及評估對核心物價年增率與年增率上升機率的樣本外預測

表1 鄭麗玲(1999)核心物價領先指標構成項目

構成項目	權數(百分比)
核心國產內銷價格指數年增率	29.3
台灣地區房租指數年增率	22.5
國發會景氣領先指標年增率	14.7
新台幣計價之進口物價指數年增率	10.3
第一銀行一年期定存利率減活期存款利率	8.3
製造業每人每月平均經常性薪資年增率	5.5
失業總人數(倒數)年增率	3.9
M2(日平均)年增率	3.8
股價指數年增率	1.7
合計	100

能力，強化核心物價領先指標預先反映核心物價年增率走勢變化之能力。

本文架構如下：第壹節為前言。第貳節為文獻回顧，介紹國內外文獻編製通膨領先指標的方式及結果。第參節從80個候選變數

篩選出具領先性質的變數，加總成為本文編製的核心物價領先指標。第肆節比較鄭文領先指標與本文新建領先指標對核心物價年增率的領先性質。最後則為本文之結論與建議。

貳、文獻回顧

一、央行需掌握未來通膨變化，提出對應的貨幣政策

穩定物價可降低未來經濟不確定性，有助民間部門安排與執行生產、消費、投資等經濟活動，利於長遠的經濟發展。因此，各國央行皆將物價穩定作為經營目標之一，Fischer(1996)更強調央行應以維持物價穩定為主要目標，只有在物價穩定範圍內才能協助經濟成長。

為防範通貨膨脹於未然，央行須隨時注意各種經濟金融情勢，採行適宜的貨幣政

策，調節社會上的資金，影響未來通膨變化，以達成物價穩定。由於貨幣政策的執行到最終目標的實現存在時間落後^{註2}，若央行等待政策效果完全顯現後，才決定是否採取新措施，往往會緩不濟急或錯失先機。因此，欲穩定物價，就需充分掌握通膨預測(Cecchetti et al., 2000)，以及早預知未來通膨變化，提出因應對策。

二、通膨領先指標之發展沿革與編製方法

綜合領先指標的建構方法可追溯至1919年，最早由美國國家經濟研究局(National Bureau of Economic Research, NBER)所發展，此方法主要用於編製景氣領先指標。如，OECD(2012)延續此方法，建置了OECD會員與非會員國的景氣綜合領先指標(OECD's composite leading indicator)^{註3}。而我國國發會所編製之景氣領先指標，亦運用類似的方法建置，篩選出7個構成項目，經適當處理後，以相同權重加權平均合成綜合指數^{註4}。

建置通膨領先指標的研究則發展較晚，最早的文獻為Moore and Kaish(1983)編製美國通膨領先指標，之後陸續有相關文獻針對歐洲各國編製通膨領先指標，如Artis et al.(1995)、Quinn and Mawdsley(1996)、Bikker and Kennedy(1999)及Gibson and Lazaretou(2001)等。而歐美以外國家的文獻則相對較少，如Moosa(1998)、鄭麗玲(1998、1999)及Sfia(2010)。各國通膨領先指標的相關文獻及編製方法整理如附錄1。

相較於景氣領先指標係用以預測未來景氣變動，通膨領先指標因對通膨率的轉折點具領先性，則是用以預測未來通膨率的走勢變化與轉折時間點。在編製通膨領先指標前，需先選定以何種物價指數的年增率為基準數列(reference series)^{註5}，過去文獻多選擇以CPI年增率為基準數列^{註6}，而鄭麗玲(1999)為唯一以核心物價年增率為基準數列，編製

核心物價領先指標的文獻，主要係因蔬果及能源價格極易受季節、偶發性因素或國際能源價格波動影響，若僅以CPI年增率作為物價穩定與否之觀察指標，恐易導致貨幣當局政策偏誤，甚至使政策過度反應。因此宜同時考量以核心物價年增率^{註7}作為通膨領先指標的基準數列。

通膨領先指標的主要編製方法為：收集涵蓋各種經濟面向的候選變數，將變數標準化^{註8}後，篩選出對基準數列具領先性的變數，作為領先指標的構成項目，再將構成項目加總成通膨領先指標。而為即時反應未來物價年增率的走勢，文獻多以頻率較高的月資料編製通膨領先指標。

在判斷候選變數領先性的方法，文獻多比較候選變數與基準數列的轉折時間點(如，Gibson and Lazaretou, 2001；鄭麗玲, 1998、1999)，若候選變數的轉折點多發生於基準數列的轉折點之前，且未遺漏過多基準數列的轉折點，即表示該候選變數對基準數列具領先性。Bikker and Kennedy(1999)與Sfia(2010)則計算基準數列與候選變數領先期至落後期的交叉相關係數(cross correlation)，衡量兩數列共同移動(co-movement)的程度，若候選變數的落後期與基準數列的相關係數最大，表示該候選變數具領先性。

而文獻常見的加總方法有3種：(一)簡單平均法：將構成項目以等權平均的方法加總，此方法能避免給予特定構成項目過大權

數，擴大該數列可能存在的錯誤訊息。(二)加權平均法：依構成項目的波動程度給予不同權數，波動越大的變數給予的權數越小，以此方法得到的領先指標較為平滑，有利於轉折點的判斷。(三)主成分分析法：利用主成分分析萃取能解釋大部分構成項目變異的少數新變數，通常以主成分分析的第一主成分作為通膨領先指標。

三、通膨領先指標檢討有其必要

理想的通膨領先指標其轉折點應領先於基準數列，且每一個轉折點領先的月數要相近，亦不能有額外的錯誤轉折或遺漏了基準數列的轉折點，方能有效判斷物價走勢的變化。此外，由於央行採行貨幣政策至影響最終物價，往往歷經長而變動(long and variable)的時間落後(Friedman, 1972)，因此，通膨領先指標領先基準數列轉折點的期

數不能過短，始能提供貨幣當局足夠的政策反應時間。

彙整過去編製通膨領先指標的文獻，整體而言，通膨領先指標平均領先基準數列的期數多介於3個月到9個月之間。而Artis et al.(1995)與Gibson and Lazaretou(2001)依構成項目對基準數列的領先程度，分別編製了領先程度較長與較短的兩個通膨領先指標，領先期數較長的指標平均領先期數可達14-16個月。

領先指標的構成項目對基準數列的領先性可能因經濟情勢改變而減弱，故應定期對構成項目檢討調整。如，國發會景氣領先指標自1977年起發布後，分別於1978年、1987年、2007年及2013年進行修訂^{註9}。鑑於近年國內外經濟情勢急遽改變，實有必要重新檢視核心物價領先指標之編製，以期能及早反映核心物價年增率走勢變化。

參、核心物價領先指標之編製

一、核心物價年增率轉折點認定

在建構核心物價領先指標前，需先找出核心物價年增率高峰和谷底之轉折時間點，以作為判斷變數領先性質的依據。由於核心物價指數具明顯農曆春節等季節性因素，因此先以美國普查局(U.S. Census Bureau)開發的X-13 ARIMA-SEATS軟體處理物價指數所含的農曆春節等移動節日因子，再取年增

率。由於核心物價年增率具有不規則的短期隨機波動，為避免影響轉折點的判定，將季調後核心物價年增率做三個月中心移動平均(centered moving average)^{註10}，數列經平滑化後再進行轉折點的判定。

本文依據多數編製通膨與景氣領先指標的文獻，運用簡化的Bry and Boschan(1971)演算法來判定核心物價年增率的轉折點。

採用相同方法的文獻有Artis et al.(1995)、Bikker and Kennedy(1999)與Gibson and Lazaretou(2001)，而OECD(2012)亦以此方法判定構成項目與基準數列^{註11}的轉折點。

轉折點判定的準則為：

- (一) 高峰必在谷底^{註12}之後，谷底必在高峰之後(即不能連續出現兩次高峰或谷底)。
- (二) 轉折點為兩兩相鄰的上升與下降區間數值最大或最小之時點。
- (三) 各循環階段(phase)^{註13}至少持續5個月。
- (四) 各完整循環(cycle)^{註14}至少持續15個月^{註15}。
- (五) 如果有兩個以上數值相同的轉折

點，選擇日期最近的轉折點。

表2為依據上述轉折點演算法所判定之台灣核心物價年增率的轉折時間點。1982年1月^{註16}至2014年10月間共有13次循環，最近一次高峰發生於2011年11月，而谷底發生於2013年11月。整體而言，核心物價年增率擴張時間平均持續14.4個月，平均上升2.10個百分點；收縮時間平均持續15.7個月，平均下降2.46個百分點。圖1為季調前、季調後以及以三個月中心移動平均平滑化的季調後核心物價年增率走勢，而陰影部分為高峰至谷底的區間，由圖1可知，轉折點的判定大致可以正確捕捉核心物價年增率高峰與谷底的時點。

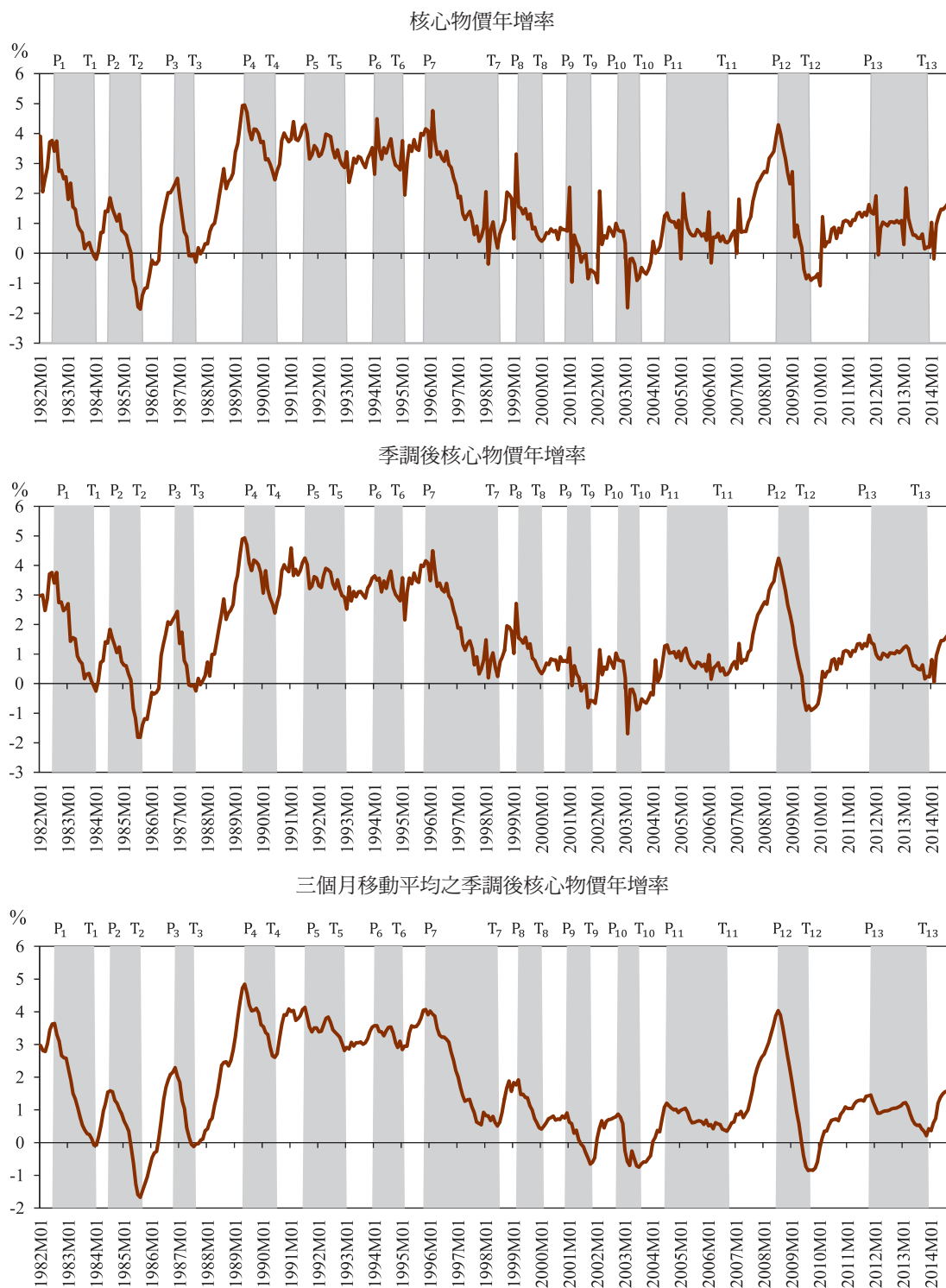
表2 台灣核心物價年增率高峰/谷底時點

高峰/谷底	時間點	存續時間(月) 擴張/收縮	振幅(百分點) 擴張/收縮
P1/T1	1982M07/1983M12	— /17	— /-3.49
P2/T2	1984M07/1985M08	7/13	1.91/-3.65
P3/T3	1986M11/1987M07	15/8	4.10/-2.33
P4/T4	1989M05/1990M06	22/13	4.78/-2.54
P5/T5	1991M07/1992M12	13/17	1.86/-1.32
P6/T6	1994M01/1995M01	13/12	0.72/-1.49
P7/T7	1995M11/1998M06	10/31	0.57/-3.91
P8/T8	1999M03/2000M01	9/10	1.31/-1.21
P9/T9	2000M12/2001M10	11/11	0.40/-1.30
P10/T10	2002M10/2003M07	12/9	1.36/-1.65
P11/T11	2004M07/2006M09	12/26	2.15/-0.98
P12/T12	2008M07/2009M08	22/13	3.92/-4.99
P13/T13	2011M11/2013M11	27/24	2.14/-1.15
平均		14.4/15.7	2.10/-2.46

說明：1. P代表高峰，T代表谷底。

2. 振幅係依據季調後核心物價年增率計算。

圖1 核心物價年增率走勢



說明：陰影部分為核心物價年增率由高峰至谷底的區間，P表示高峰，T表示谷底。

資料來源：主計總處及作者自行計算

二、領先指標構成項目的篩選與加總

依據OECD(2012)，領先指標構成項目除了對基準數列具領先性外，其他應具備的特質包含：構成項目為涵蓋廣泛經濟活動的變數，與基準數列之關係具經濟意義，月頻率資料優於季頻率資料，且資料較少修正、無中斷。本文依據Cecchetti, Chu, and Steindel(2000)對通膨領先指標的分類，考慮了包含國內外商品價格、金融指標與實質經濟活動指標，共80個候選變數，所有資料皆更新至2014年10月，詳細的候選變數見附錄2。

所有候選變數須經預先處理，其過程如下：

- (一) 季節調整^{註17}：以美國普查局開發的X-13 ARIMA-SEATS與Genhol軟體^{註18}，來處理農曆春節移動節日效果。
- (二) 取年增率：與去年同月比較計算年增率。部分候選變數直接使用水準值或原始值，如長短期利差與景氣指標循環波動(不含趨勢)。
- (三) 平滑化：為避免加總後的領先指標受構成項目隨機波動影響，將候選變數取三個月中心移動平均，緩和與不規則波動，也利於轉折點的判定。
- (四) 標準化：由於各候選變數的數值和

單位皆不相同，故將數列標準化以利比較。處理方式為將候選變數減去平均數，除以平均絕對離差(mean absolute deviation)，再加上100。

- (五) 有些候選變數之走勢與核心物價年增率相反，如失業率，因此將變數取倒數，再取年增率、平滑化與標準化。

候選變數經上述方法處理後^{註19}，將候選變數與核心物價年增率進行轉折點與相關係數分析，以判斷候選變數是否領先基準數列。分析方法如下：

- (一) 轉折點分析：將候選變數依據前述轉折點演算法找出候選變數的轉折點，並與核心物價年增率的轉折點進行比較，計算出候選變數轉折點領先或落後核心物價年增率幾個月。此外，相對於核心物價年增率，候選變數可能產生多餘或遺失的轉折點，此為候選變數釋放出的假訊號(false signals)，多餘或遺失的轉折點越少表示該數列越能捕捉核心物價年增率的循環波動。
- (二) 相關係數分析：計算季調後核心物價年增率與候選變數從落後24期至領先24期，共49個同期與跨期交叉相關係數。若49個相關係數中，最大的相關係數為候選變數的落後項

與核心物價年增率的相關係數，表示該數列具領先性質。

依據上述兩個方法，本文參考OECD(2010)設定兩個篩選變數的準則：(一)遺漏與額外的轉折點少於核心物價年增率轉折點數目的30%，且平均領先期數為2個月以上；(二)候選變數落後期與核心物價年增率最大的相關係數大於0.5，且最大的相關係數為落後2個月以上。本文篩選出的核心物價領先指標構成項目需至少滿足其中一項準則，並為涵蓋範圍較大，具經濟重要性，能反映整體經濟活動的變數。

例如，於1994年12月至2014年10月間，新台幣計價之進口物價指數年增率未遺漏任何轉折點，但有4個額外轉折點(佔所有轉折點比率為28.6%)，轉折點平均領先期數為5.21個月，符合第一個篩選準則，因此將之列為可能的構成項目之一。

依據上述兩個準則篩選後，再排除不足以代表總體經濟活動之變數，選出可能的領先指標構成項目，分別以文獻常見的三種加總方法：權數相同的簡單平均法、加權平均法^{註20}及主成分分析法，試編多個領先指標。再與核心物價年增率進行轉折點與相關係數分析，判斷試編領先指標的優劣，從中選出最佳的構成項目與加總方法，作為本文新編製的核心物價領先指標，再將此新建領先指標與鄭文領先指標進行預測能力之比較。

三、編製新的領先指標

依據上述方法，本文最終選擇將8個構成項目以相同權數的簡單平均做為新建核心物價領先指標。8個構成項目包含2個商品價格變數：核心國產內銷價格指數年增率、新台幣計價之進口物價指數年增率，3個金融指標變數：M2(日平均)年增率、10年期政府公債次級市場利率減1-30天期商業本票次級市場利率、貨幣機構放款年增率，以及3個實質經濟活動變數：國發會景氣領先指標年增率、製造業每人每月平均經常性薪資年增率、失業率(倒數)年增率。

鄭文與新建領先指標的構成項目之比較列於表3。其中，核心國產內銷價格指數年增率、新台幣計價之進口物價指數年增率、M2(日平均)年增率、國發會景氣領先指標年增率及製造業每人每月平均經常性薪資年增率等5項為鄭文與新建領先指標共同的構成項目。

原構成項目失業總人數(倒數)年增率替換為失業率(倒數)年增率，主要係因考慮失業率(倒數)年增率所編製的領先指標，對核心物價年增率的領先性，優於考慮失業總人數(倒數)的領先指標。

新建領先指標刪除了房租指數年增率與股價指數年增率。其中，季調後核心物價年增率與2期後房租指數年增率的相關係數最大，顯示房租指數可能已轉變為核心物價年

表3 鄭文領先指標與新建領先指標構成項目

經濟性質		鄭文領先指標	新建領先指標	資料來源
商品價格	國內商品	1. 核心國產內銷價格指數年增率 2. 台灣地區房租指數年增率	1. 核心國產內銷價格指數年增率	主計總處
	國外商品	3. 新台幣計價之進口物價指數年增率	2. 新台幣計價之進口物價指數年增率	主計總處
金融指標	貨幣	4. M2(日平均)年增率	3. M2(日平均)年增率	中央銀行
	利率	5. 第一銀行一年期定存利率減活期存款利率	4. 10年期政府公債次級市場利率減1-30天期商業本票次級市場利率	第一銀行 中央銀行
	金融市場	6. 股價指數年增率	5. 貨幣機構放款年增率	中央銀行
實質經濟變數	經濟情勢	7. 國發會景氣領先指標年增率 8. 失業總人數(倒數)年增率	6. 國發會景氣領先指標年增率 7. 失業率(倒數)年增率	國發會 主計總處
	生產成本	9. 製造業每人每月平均經常性薪資年增率	8. 製造業每人每月平均經常性薪資年增率	主計總處

增率的落後指標^{註21}。季調後核心物價年增率與3期後第一銀行一年期定存利率減活期存款利率的相關係數最大，顯示該變數可能已轉為落後指標。且第一銀行一年期定存利率減活期存款利率於全球金融危機後僅有小幅的變動，已無法協助預測未來核心物價年增率的轉折。

而由於國發會景氣領先指標中已經包含股價指數，此外，雖季調後核心物價年增率與10期前股價指數年增率的相關係數最大，惟其轉折點領先期數的波動程度較大^{註22}，且考慮股價指數的領先指標對核心物價年增率的領先性較差，因此將股價指數刪除。另增加貨幣機構放款年增率與10年期政府公債次級市場利率減1-30天期商業本票次級市場利率兩個金融指標變數。

由於10年期政府公債次級場利率資料期

數較短，因此本文以1994年12月後的資料加總成領先指標。將8個構成項目與加總後的領先指標以Bry and Boschan(1971)演算法判定轉折點，再與核心物價年增率的轉折時間點比較，比較結果列於表4。表4中－號表示構成項目領先核心物價年增率的月數，＋號表示落後的月數，M表示該構成項目遺漏了核心物價年增率的轉折點。遺漏/額外循環表示該構成項目遺漏幾個核心物價年增率的轉折點，又多了幾個額外的轉折點；平均數/標準差為該構成項目轉折點領先或落後核心物價年增率幾個月的平均數與標準差；相關係數/期數表示構成項目落後24期至領先24期與季調後核心物價年增率最大的相關係數，以及與季調後核心物價年增率相關係數最大的構成項目落後或領先期數。

相對於核心物價年增率的轉折點，8個

構成項目領先最多者為國發會景氣領先指標年增率，平均領先12.64個月；領先最少者為製造業每人每月平均經常性薪資年增率，平均領先4.69個月。而核心國產內銷價格指數年增率、進口物價指數年增率及國發會景氣領先指標年增率捕捉到核心物價年增率每一

個轉折點，惟三個構成項目皆有額外的轉折點。M2(日平均)年增率遺漏的轉折點最多，共有5個，且有4個額外錯誤訊息，但其與核心物價年增率的相關係數為8個構成項目中最高。

表4 新建核心物價領先指標及其構成項目與核心物價年增率轉折點的對應表現

核心物價年增率 轉折點 高峰(P),谷底(T)	核心國產內 銷價格指數 年增率	進口物價 指數年增率	M2(日平均) 年增率	長短期利差	貨幣機構 放款年增率	國發會景氣 領先指標年 增率	製造業每人 每月平均經 常性薪資年 增率	失業率(倒數) 年增率	新建核心物 價領先指標
P7(1995M11)	-6	-8	-17	-5	-14	-13	-13	-8	-12
T7(1998M06)	-19	-15	-9	-9	-20	-30	-15	-22	-22
P8(1999M03)	-15	-15	-5	+5	-13	-22	-16	-12	-15
T8(2000M01)	-4	-13	M	M	-11	-18	-14	-9	-14
P9(2000M12)	-12	-5	M	M	-1	-16	-13	-6	-12
T9(2001M10)	1	+1	M	-3	M	-4	+4	-1	0
P10(2002M10)	-5	+4	M	-6	M	-4	+4	M	3
T10(2003M07)	0	+2	-3	-2	-13	-4	+3	M	-2
P11(2004M07)	-3	+2	-3	0	+4	-4	+5	-3	-1
T11(2006M09)	-11	-14	-17	+8	+4	+3	+3	-9	-15
P12(2008M07)	0	0	M	-8	+2	-11	M	-2	-1
T12(2009M08)	-2	0	-19	-10	+2	-8	-7	-2	-7
P13(2011M11)	-18	-1	-5	-29	-9	-23	+5	-8	-18
T13(2013M11)	-15	-11	-11	-13	-7	-23	-7	-9	-13
遺漏/ 額外循環	0/2	0/4	5/4	2/2	2/0	0/2	1/5	2/2	0/2
平均數/ 標準差	-7.79/7.03	-5.21/7.18	-9.89/6.41	-6.00/9.47	-6.33/8.23	-12.64/9.65	-4.69/8.79	-7.58/5.74	-9.21/7.78
相關係數/ 期數	0.32/-5	0.29/-7	0.69/-17	0.45/-2	0.69/-15	0.17/-22	0.65/-6	0.18/-22	0.60/-8

說明：1. 一號表示構成項目領先核心物價年增率轉折點的月數，+號表示落後的月數，0表示兩者同時發生，M表示構成項目遺漏了核心物價年增率的轉折點。

2. 長短期利差為10年期政府公債次級市場利率減1-30天期商業本票次級市場利率。

將8個構成項目簡單平均編製而成的新建領先指標其轉折點與相關係數分析列於表4最後一列，相較於核心物價年增率，新建領先指標有2個額外轉折點，但無遺漏基準

數列每一個轉折點，轉折點平均領先9.21個月，而季調後核心物價年增率與8個月前新建領先指標的相關係數最大。

四、領先指標構成項目與核心物價年增率的經濟關係

檢視新建領先指標8個構成項目與核心物價年增率的經濟關係。在兩個商品價格指數方面，進口物價指數反應國際商品與原物料價格提高，可能引發輸入性通膨；而核心國產內銷價格指數則反映國內原材料、中間財及最終產品生產成本的提高。上游原物料與中間財價格上揚，提高生產成本，將帶動下游最終財價格提高^{註23}，導致核心物價上升。

在金融指標方面，根據貨幣數量學說，物價與貨幣數量應成同向等比例變動，因此，當M2貨幣數量的成長率提高時，會是未來物價上漲的訊號。而長短期利差^{註24}反映大眾對未來通膨與景氣的預期，利差擴大反映對未來景氣樂觀及通膨升高的預期。

貨幣機構放款年增率則反映民間資金需求程度，當景氣復甦，民間消費、投資需求

增溫，使借款需求提高，亦推升商品市場價格。葉盛與田慧琦(2004)實證發現資產價格與銀行信用變化有助於預測物價變動^{註25}。

在實質經濟活動的指標方面，國發會景氣領先指標年增率提高表示未來經濟可能增溫，將帶動國內需求，進而提高商品價格。失業率與通膨率的關係為菲利浦曲線(Phillips curve)，兩者在短期呈負向關係。失業率提高，將抑制民間消費，增加物價下降的壓力。

勞動成本影響物價變動源自成本加成假說(price markup hypothesis)：當生產成本提高時，廠商將上升的成本以較高的商品價格轉嫁出去，造成物價上漲(葉盛與田慧琦, 2004)。製造業每人每月平均經常性薪資年增率上升反映勞動成本提高，進而將影響核心物價。此外，薪資提高亦將帶動民間消費需求，提高商品價格。

肆、核心物價領先指標之評估

本節對鄭文核心物價領先指標與新建領先指標分別進行轉折點分析、樣本外預測及核心物價年增率上升機率的樣本外預測分析，評估兩個領先指標的表現與預測能力。

一、轉折點分析

圖2為鄭文、新建領先指標與核心物價

年增率轉折點比較，圖中陰影為核心物價年增率高峰至谷底的區間，虛線為季調後核心物價年增率，實線為領先指標，三角形為依據Bry and Boschan (1971)演算法得到的領先指標轉折點。轉折點領先月數的相關統計結果如表5。

圖2 核心物價領先指標與核心物價年增率轉折點對應性

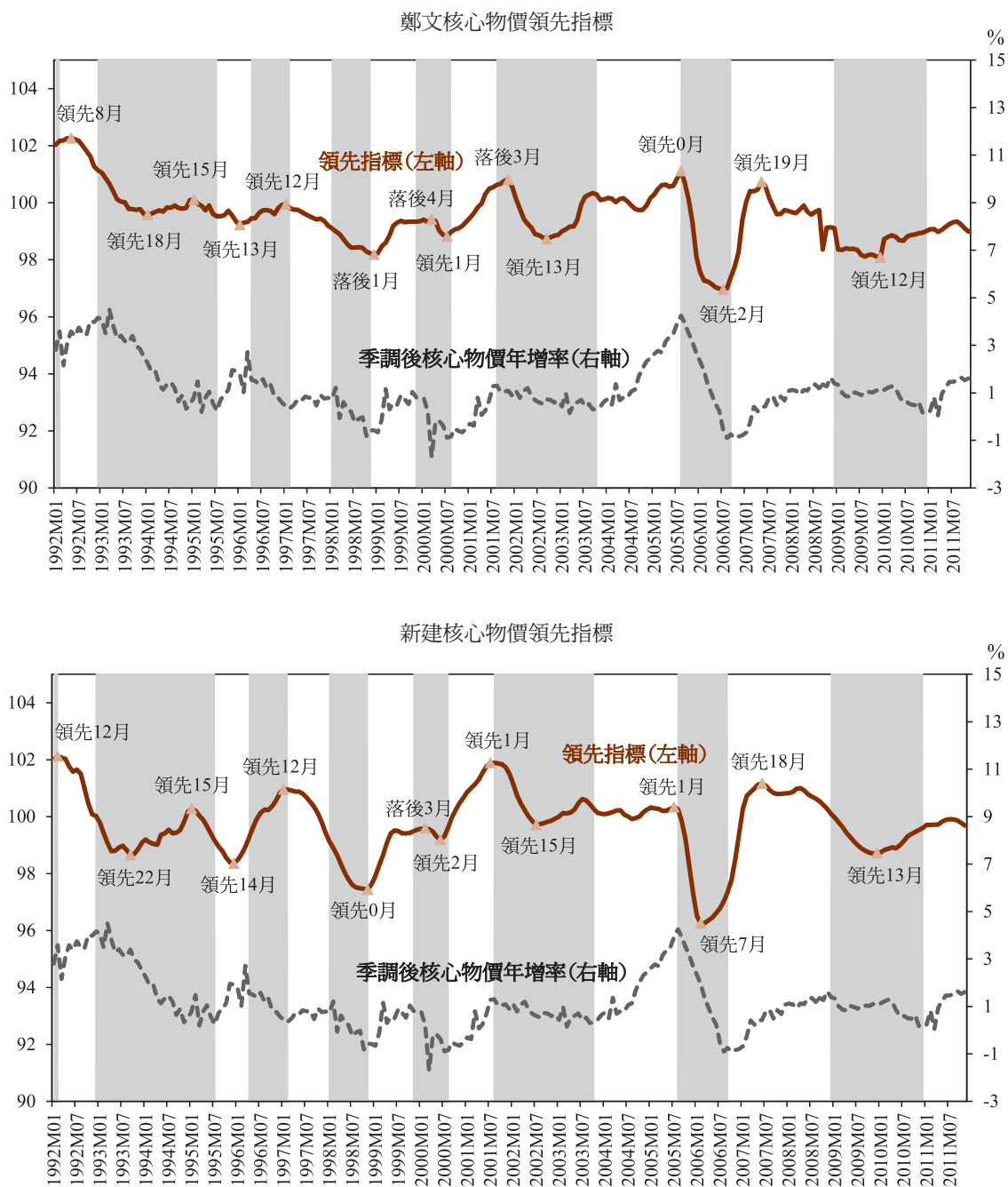


表5 核心物價領先指標的轉折點分析

	平均數			中位數			標準差		
	全部	高峰	谷底	全部	高峰	谷底	全部	高峰	谷底
鄭文領先指標	7.50	6.71	8.29	10	8	12	8.06	9.16	7.43
新建領先指標	9.21	8.00	10.43	12	12	13	7.78	8.16	7.81

說明：表中數值表示領先指標領先核心物價年增率高峰或谷底的月數。

在1994年12月至2014年10月間，兩個領先指標皆捕捉到14個轉折點。鄭文領先指標對核心物價年增率高峰轉折點平均領先6.71個月，谷底平均領先8.29個月，整體而言平均領先7.50個月；而新建領先指標高峰轉折點平均領先8個月，谷底平均領先10.43個月，整體平均為9.21個月。若以領先指標為提供決策者預先判定物價未來變動並及早因應的目的而言，新建領先指標有較長的領先期數，應優於鄭文領先指標。

鄭文領先指標領先核心物價年增率各轉折點的中位數為10個月，且對高峰的領先程度較短，中位數為8個月，谷底領先月數較長，中位數為12個月；而新建領先指標領先核心物價年增率各轉折點的中位數為12個月，高峰與谷底領先月數的中位數分別為12

個月與13個月。

好的領先指標亦需對每一個核心物價年增率轉折點「穩定的」領先，領先期數變動過大不利於決策者判斷未來核心物價年增率轉折的時點。鄭文與新建領先指標領先月數的標準差差距不大，新建領先指標領先月數的標準差略低。

此外，若領先指標的轉折點同時甚至落後於核心物價年增率的轉折點，領先指標即無法幫助貨幣當局掌握未來核心物價年增率走勢的轉折。表6為領先指標轉折點同時或落後於核心物價年增率轉折點的次數，鄭文領先指標轉折點同時或落後出現的次數有4次，新建領先指標的次數較少，共計2次。且新建領先指標延遲出現轉折的次數亦較少。

表6 領先指標轉折點同時或落後出現的次數

	同時或落後出現轉折			落後出現轉折		
	全部	高峰	谷底	全部	高峰	谷底
鄭文領先指標	4	3	1	3	2	1
新建領先指標	2	1	1	1	1	0

說明：表中數值表示領先指標轉折點同時或落後於核心物價年增率轉折點的次數。

二、因果檢定與樣本外預測績效衡量

在進行樣本外預測前，先對鄭文領先指標、新建領先指標與季調後核心物價年增率進行單根檢定，本文採用ADF檢定與PP檢定，增廣項(augmented part)的最適落後期由BIC(Bayesian Information Criterion)決定。單根檢定結果如表7，ADF與PP檢定結果顯示，在5%顯著水準下，季調後核心物價年增率為非定態，兩個領先指標為定態數列。而將季調後核心物價年增率取一階差分後，數列為定態。以下將季調後核心物價年增率一階差分，再進行預測分析。

我們先以Granger因果關係檢定，檢視

鄭文領先指標、新建領先指標對季調後核心物價年增率是否具領先性。由於季調後核心物價年增率為I(1)數列，兩個領先指標為I(0)數列，因此本文另採用Toda and Yamamoto (1995)提出的修正Granger因果檢定，以避免單根檢定可能造成的預先檢定偏誤(pretest biases)^{註26}，因果關係檢定如表8，鄭文領先指標與新建領先指標對核心物價年增率的因果檢定皆拒絕虛無假設，兩個領先指標Granger影響(Granger cause) 季調後核心物價年增率，顯示兩種指標相對於季調後核心物價年增率皆具領先性。

表7 單根檢定結果

檢定方法	虛無假設	變數名稱			
		π_t	$\Delta\pi_t$	鄭文領先指標	新建領先指標
ADF	序列具單根	-1.956	-6.950***	-3.214**	-6.261***
PP	序列具單根	-2.797*	-21.670***	-2.882**	-4.952***

說明：1. π_t 為季調後核心物價年增率， Δ 表示一階差分。
2. 表內數值為檢定統計量，*為顯著水準10%下顯著，**為顯著水準5%下顯著，***為顯著水準1%下顯著。

表8 季調後核心物價年增率與領先指標之Granger因果檢定

虛無假設			Chi-square	p-value
Granger因果檢定				
鄭文領先指標	不Granger Cause	$\triangle\pi_t$	19.078***	0.000
新建領先指標	不Granger Cause	$\triangle\pi_t$	21.447***	0.000
Toda and Yamamoto (1995)修正Granger因果檢定				
鄭文領先指標	不Granger Cause	π_t	14.129***	0.000
新建領先指標	不Granger Cause	π_t	17.571***	0.000

說明：1. π_t 為季調後核心物價年增率， Δ 表示一階差分，落後期數的選擇準則為BIC。
2. *為顯著水準10%下顯著，**為顯著水準5%下顯著，***為顯著水準1%下顯著。

為比較領先指標對季調後核心物價年增率樣本外的預測能力，本文採用的預測誤差評量指標為均方根誤差 (Root Mean Squared Error, RMSE) 與平均絕對值誤差 (Mean Absolute Error, MAE)，衡量模型預測誤差的大小，其公式如下：

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} (\pi_t - \hat{\pi}_t)^2},$$

$$\text{MAE} = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} |\pi_t - \hat{\pi}_t|,$$

其中， π_t 為季調後核心物價年增率實際值， $\hat{\pi}_t$ 為預測值，而 $T+N$ 為全部樣本，保留 N 筆當作樣本外資料，因此以第 1 筆到第 T 筆為樣本內資料來估計模型，再以第 $T+1$ 筆開始，一直到第 $T+N$ 筆為止當作樣本外資料 (共 N 筆樣本外資料觀察值)，進行預測能力評估。

樣本外預測的迴歸模型設定為：

$$\Delta \pi_t = \alpha + \beta \Delta \pi_{t-1} + \gamma I_{t-1} + \varepsilon_t,$$

其中， Δ 表示將變數做一階差分^{註27}， I_{t-1} 為落後一期領先指標， ε_t 為誤差項。樣本外預測採遞迴估計方法，首先以 1994 年 12 月至 2006 年 12 月估計迴歸模型^{註28}，進行未來 h 期的預測 ($h=1, 2, 3, 6, 9, 12$)，得到 $t+h$ 期的預測值，然後再增加 1 個樣本點，使用 1994 年 12 月至 2007 年 1 月的資料，重新估計迴歸模型參數，同樣進行未來 h 期的預測，可得到另一筆預測值，重複此過程直到樣本結束。

本文以自我迴歸模型 AR(1) 之預測誤差

評量指標做為比較基準，將領先指標的預測誤差評量指標除以 AR(1) 模型的預測誤差評量指標，若數值小於 1，表示多考慮領先指標的模型相對於 AR(1) 模型預測能力較佳。

預測結果如表 9，除了鄭文領先指標向前預測 6 期的 MAE，其餘評量指標皆小於 1，表示考量領先指標後的預測能力優於 AR(1) 模型之預測能力。而新建領先指標的 RMSE 與 MAE 指標皆小於鄭文領先指標，顯示新建領先指標樣本外預測能力優於鄭文領先指標。

本文進一步運用 Diebold and Mariano (1995) 的 DM 檢定，判定兩領先指標的樣本外預測能力是否有統計上顯著的差異。依循多數文獻的作法，以預測均方差 (MSPE) 來衡量預測損失。DM 檢定的虛無假設與對立假設為：

$$H_0 : E(\pi_t - \hat{\pi}_{\text{new},t})^2 = E(\pi_t - \hat{\pi}_{\text{old},t})^2,$$

$$H_1 : E(\pi_t - \hat{\pi}_{\text{new},t})^2 < E(\pi_t - \hat{\pi}_{\text{old},t})^2.$$

其中， π_t 為第 t 期的季調後核心物價年增率， $\hat{\pi}_{\text{new},t}$ 為新建領先指標對第 t 期的預測值， $\hat{\pi}_{\text{old},t}$ 為鄭文領先指標的預測值。因此虛無假設表示新建領先指標之預測損失等於鄭文領先指標之預測損失，而對立假設為新建領先指標之預測損失小於鄭文領先指標之預測損失。表 10 的 DM 檢定結果顯示，在 5% 顯著水準下，新建領先指標的樣本外預測能力顯著地優於鄭文領先指標。

表9 樣本外預測評量指標比較

預測	預測能力指標	鄭文領先指標	新建領先指標
h=1	RMSE	0.959	0.913
	MAE	0.989	0.939
h=2	RMSE	0.963	0.917
	MAE	0.994	0.944
h=3	RMSE	0.965	0.916
	MAE	0.997	0.946
h=6	RMSE	0.971	0.923
	MAE	1.000	0.952
h=9	RMSE	0.971	0.923
	MAE	0.996	0.948
h=12	RMSE	0.971	0.919
	MAE	0.998	0.943

說明：1. 表格內數字為鄭文領先指標與新建領先指標相對於AR(1)模型之預測能力。
 2. 若表格內數字<1，表示相對於AR(1)模型，其RMSE與MAE較小，則領先指標相對於AR(1)模型預測能力較佳。

表10 樣本外預測DM檢定

預測	h=1	h=2	h=3	h=6	h=9	h=12
H ₀ ：新建領先指標之預測損失=	[-2.844]	[-2.375]	[-2.401]	[-2.513]	[-2.587]	[-2.525]
鄭文領先指標之預測損失	(0.021)**	(0.019)**	(0.018)**	(0.014)**	(0.011)**	(0.014)**

說明：1. 中括號[]為DM統計量，小括號()為p值。
 2. *為顯著水準10%下顯著，**為顯著水準5%下顯著，***為顯著水準1%下顯著。

三、核心物價年增率上升機率樣本外預測績效衡量

由於編製領先指標之目的在於掌握未來核心物價年增率上升或下降的走勢，而前小節預測核心物價年增率的方法未必能正確評估領先指標預測未來核心物價年增率上升、下降的能力，因此本文依據徐之強與黃裕烈(2005)，以probit模型來預測未來核心物價年增率上升的機率，再以根據Diebold and Rudebusch(1989)提出的二次機率評分準則(quadratic probability score, QPS)與對數概似分數(log probability score)評估兩個領先指標的預測能力。

令 D_t 為核心物價年增率是否處於上升階段的二元指標，當年增率由高峰至谷底時，即圖1陰影區間， $D_t = 0$ ，反之， $D_t = 1$ 。本文以領先指標變動率的落後期預測核心物價年增率上升機率：

$$P(D_t = 1) = \Phi(\theta'z_{t-p}),$$

其中， $\Phi(\cdot)$ 為累加常態分配， z_{t-p} 為領先指標變動率落後項的矩陣。因此，probit模型的概似函數表示為：

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \{D_t \ln[\Phi(\theta'z_{t-p})] + (1 - D_t) \ln[1 - \Phi(\theta'z_{t-p})]\},$$

並以McFadden的adjusted pseudo R^2 ^{註29}決定

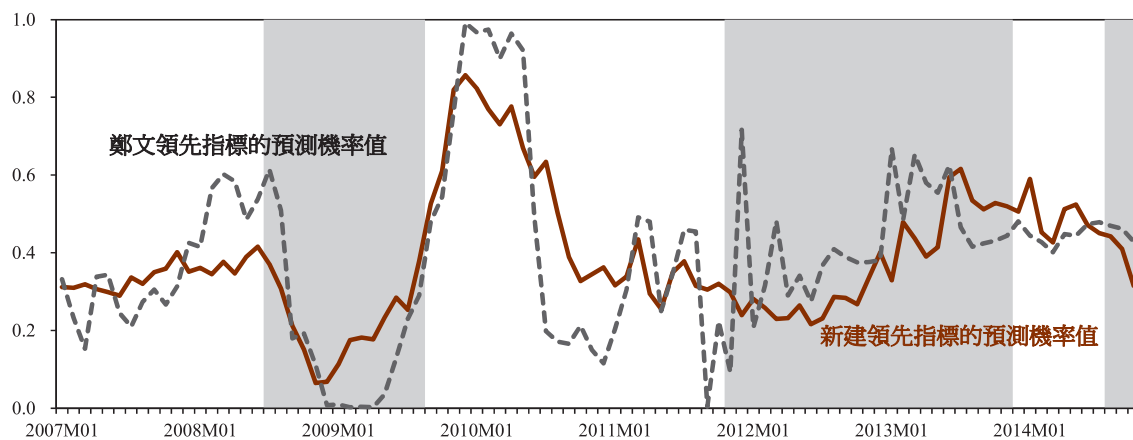
probit模型應考慮多少領先指標變動率的落後項。利用最大概似估計法，可得 θ 的估計值。透過上述的估計，可以預測未來核心物價年增率上升的機率。

分別以兩種領先指標建立probit預測模型，並以遞迴估計方法進行樣本外預測的表現評估。首先以1994年12月至2006年12月期間估計probit模型，預測未來 h 期($h=1, 2, 3, 6, 9, 12$)物價年增率上升的機率。再以1994年12月至2007年1月期間重新估計模型，並預測未來 h 期，以此類推，直到樣本結束。比

較預測機率值與同期核心物價年增率實際升降情形，以判斷兩種領先指標樣本外預測的優劣。

圖3為兩種領先指標以probit模型配適出向前預測1期($h=1$)核心物價年增率上升的機率值，其中虛線為考慮鄭文領先指標落後項的probit模型所配適出的機率值，實線為考慮新建領先指標所配適出的機率值，而陰影部分為核心物價年增率實際下降的區間，因此在陰影區間內，核心物價年增率上升的實際機率值為0，其他期間實際機率值為1。

圖3 向前預測1期的核心物價年增率上升機率



說明：樣本外預測期間為2007M01至2014M10。

圖3顯示在核心物價年增率上升期間(白色區間)，新建領先指標得出的核心物價年增率上升機率值多高於鄭文領先指標得出的機率值。反之，在核心物價年增率下降期間(陰影區間)，新建領先指標得出的機率值多低於鄭文領先指標的機率值。顯示新建領先指標對核心物價年增率上升機率的樣本外預

測能力可能優於鄭文領先指標。

惟以繪圖比較並不足以判斷兩個領先指標間的優劣，因此本文以二次機率評分準則與對數概似分數兩個評量指標來判斷何種指標較能預測核心物價年增率的升降。令 $\hat{D}_{it}$ 為以領先指標 i 預測第 t 期核心物價年增率上升的機率，則二次機率評分準則為：

$$QPS(i) = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} 2(D_t - \widehat{D}_{it})^2,$$

QPS(i)介於0至2之間，QPS(i)越接近0，代表領先指標i預測核心物價年增率升降的能力越好。對數概似分數的定義為：

$$L(i) = -\frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} [D_t \log(\widehat{D}_{it}) + (1 - D_t) \log(1 - \widehat{D}_{it})],$$

L(i)介於0至 ∞ 之間，L(i)越接近0，表示領先指標i預測核心物價年增率升降的能力越強。

表11為二次機率評分準則與對數概似分數評量指標結果的比較，考量領先指標在高峰與谷底領先期數並不相同，本文再將樣本期間分為核心物價年增率上升期與下降期(即 $D_t = 1$ 與 $D_t = 0$ 的期間)，分別計算兩時期的二次機率評分準則。二次機率評分準則與對數概似分數的評量指標皆顯示，新建領先指標預測未來核心物價年增率上升機率的能力優於鄭文領先指標^{註30}。

表11 樣本外核心物價年增率上升機率預測評量指標比較

預測	領先指標	二次機率評分準則			對數概似分數
		全樣本	上升期	下降期	
h=1	鄭文領先指標	0.561	0.758	0.316	0.341
	新建領先指標	0.474	0.666	0.237	0.286
h=2	鄭文領先指標	0.552	0.748	0.314	0.339
	新建領先指標	0.479	0.678	0.237	0.288
h=3	鄭文領先指標	0.535	0.737	0.295	0.328
	新建領先指標	0.480	0.680	0.243	0.290
h=6	鄭文領先指標	0.526	0.725	0.325	0.328
	新建領先指標	0.464	0.665	0.238	0.283
h=9	鄭文領先指標	0.485	0.680	0.280	0.307
	新建領先指標	0.448	0.658	0.229	0.286
h=12	鄭文領先指標	0.465	0.652	0.283	0.301
	新建領先指標	0.435	0.643	0.234	0.270

說明：樣本外預測期間為2007M01至2014M10。

而probit模型的DM檢定，虛無假設與對立假設為：

$$H_0 : E(D_t - \widehat{D}_{new,t})^2 = E(D_t - \widehat{D}_{old,t})^2,$$

$$H_1 : E(D_t - \widehat{D}_{new,t})^2 < E(D_t - \widehat{D}_{old,t})^2.$$

其中， D_t 為核心物價年增率由高峰至谷底的

二元指標， $\widehat{D}_{new,t}$ 為新建領先指標對第t期的物價上升的預測機率， $\widehat{D}_{old,t}$ 為鄭文領先指標的預測機率。表12為預測未來h期(h=1, 2, 3, 6, 9, 12) DM檢定結果，在10%顯著水準下，向前預測1和2期，DM檢定結果拒絕兩指標

預測損失相等的虛無假設，表示在向前預測 上升的能力顯著地優於鄭文領先指標。
1和12期，新建領先指標預測核心物價年增率

表12 樣本外預測核心物價年增率上升機率DM檢定

預測	h=1	h=2	h=3	h=6	h=9	h=12
H_0 ：新建領先指標之預測損失= 鄭文領先指標之預測損失	[-1.970] (0.052)*	[-1.700] (0.093)*	[-1.334] (0.186)	[-1.394] (0.167)	[-0.794] (0.429)	[-0.662] (0.510)

說明：1. 中括號[]為DM統計量，小括號()為p值。
2. *為顯著水準10%下顯著，**為顯著水準5%下顯著，***為顯著水準1%下顯著。

伍、結論與建議

一、結論

本文自80個經濟變數重新篩選核心物價領先指標之構成項目，篩選出的8個領先變數，包含2個商品價格變數：核心國產內銷價格指數年增率、新台幣計價之進口物價指數年增率；3個金融指標變數：M2(日平均)年增率、10年期政府公債次級市場利率減1-30天期商業本票次級市場利率、貨幣機構放款年增率；以及3個實質經濟活動變數：國發會景氣領先指標年增率、製造業每人每月平均經常性薪資年增率、失業率(倒數)年增率。將8個項目簡單平均(等權)得到本文新建的領先指標。

比較鄭文及新建領先指標對核心物價年增率轉折點的領先性，以及樣本外預測能力，本文發現：

- (一) 鄭文領先指標平均領先核心物價年增率轉折點7.50月；新建領先指標平均領先9.21月，領先月數的中位

數分別為10個月與12個月。

- (二) 鄭文領先指標有4個轉折點同時或落後於核心物價年增率轉折點；新建領先指標同時或落後發生的轉折點只有2個。顯示新建領先指標應較能幫助貨幣當局掌握未來核心物價年增率的走勢。
- (三) 新建領先指標在樣本外預測核心物價年增率的表現，統計上顯著的優於鄭文領先指標。而本文採用的二次機率評分準則與對數概似分數準則亦顯示，在樣本外預測核心物價年增率上升機率的表現，新建領先指標優於鄭文領先指標。

綜上所述，新建核心物價領先指標在預測核心物價年增率未來走勢的整體表現優於鄭文核心物價領先指標。惟為確保核心物價領先指標的領先性與預測能力，未來仍應持續針對領先指標的構成項目定期檢討。

二、建議

本文所建置的核心物價領先指標，未來仍可多方嘗試以尋求改善空間。茲分述如下：

(一) 嘗試編製領先期數較長及較短的領先指標

本文編製的新建領先指標相對於核心物價年增率屬於短期(1年以內)領先的指標。惟就執行貨幣政策的貨幣當局而言，貨幣政策對物價的影響，傳遞落後至少1年以上^{註31}，為期能事先掌握未來物價的動向，以提前採行適當貨幣政策因應，未來可參考Artis et al.(1995)與Gibson and Lazaretou(2001)，依構成項目領先期數的長短，分別編製領先期數較長與較短的兩個領先指標^{註32}，供中央銀行決策參考。

(二) 以其他統計方法篩選領先指標之構成項目

本文選取領先指標構成項目的方法，係

依照多數編製領先指標的文獻，以轉折點與相關係數分析方法選取。未來亦可考量其他統計方法篩選構成項目，如陳淑玲與黃裕烈(2014)運用Efron et al. (2004)提出之以Least angle regression(LARS)方法認定總體數列的領先、同時與落後性質，編製新的景氣領先指標。透過純粹的統計方法選取，除可更進一步了解各變數與核心物價年增率的領先、落後關係，亦可避免轉折點不易認定，構成項目篩選可能過於主觀等問題。

(三) 運用其他預測模型預測核心通膨上升或下降機率

除了運用probit模型預測未來核心物價年增率上升或下降的機率，未來亦可運用其他預測模型，如馬可夫轉換模型(Markov switching model)進行預測。從多個模型中，選擇最為合適的計量模型，預測未來核心物價年增率持續上升或下降，或發生轉折的機率，以及早預知未來核心物價年增率變化與高峰、谷底時點。

附 註

- (註1) 鄭麗玲(1999)原文以國產內銷價格指數年增率、景氣領先指標年增率、新台幣計價之進口物價指數年增率、第一銀行一年期定存利率減活期存款利率、製造業每人每月平均經常性薪資年增率、失業總人數(倒數)年增率、M2(日平均)年增率與股價指數年增率等8個項目編製領先指標。而後構成項目略有調整，將國產內銷價格指數年增率替換為核心國產內銷價格指數年增率，並增加房租指數年增率。本文以調整後之編製方法為比較依據。
- (註2) 吳懿娟(2004)、張天惠與朱浩榜(2015)的實證研究顯示，台灣貨幣政策落後時間約為3至20個月。
- (註3) OECD綜合領先指標的編製方法詳見OECD(2012)。
- (註4) 關於國發會景氣領先指標的編製方法詳見國發會(2015)。
- (註5) 基準數列係指在判定經濟指標為領先、同時或落後指標時，供對照判斷時間先後順序標準的數列，也是政策目標變數。
- (註6) Artis et al.(1995)則是少數以零售價格指數(retail price index)年增率為基準數列編製通膨領先指標的文獻。
- (註7) 由於核心物價月增率的波動性過大，因此宜以年增率作為領先指標的基準數列。
- (註8) 標準化係為了將各變數轉化為同一單位，以利指標間相互比較與加總。
- (註9) 國發會景氣領先指標檢討修正內容，詳見劉欣姿(2013)與國發會(2015)。
- (註10) 即以前一期、當期與未來一期作移動平均，在數列第一期與最後一期，本文以實際值替代。以中心移動平均平滑化的優點為：相較於一般的移動平均，中心移動平均較不易改變數列的轉折時點。而Artis et al. (1995)、Bikker and Kennedy(1999)在編製通膨領先指標時，亦使用中心移動平均平滑構成項目。
- (註11) 目前OECD所編製的各國景氣綜合領先指標，其基準數列為各國的工業生產指數。
- (註12) 高峰指核心物價年增率由上升轉至下降的時點，谷底為核心物價年增率由下降轉至上升的時點，判定出的高峰、谷底即為核心物價年增率走勢的轉折點。
- (註13) 階段是指兩相鄰轉折點的區間，即高峰至谷底或谷底至高峰的區間。
- (註14) 循環是指高峰至高峰或谷底至谷底的區間。
- (註15) 階段與循環最短持續時間的限制，可排除將短期小幅波動視為轉折點的可能性。本文階段與循環的設定同鄭麗玲(1998)，而小幅改變階段與循環區間的最短持續時間，並不會影響核心物價年增率轉折點的判定。
- (註16) 由於主計總處核心物價資料始自1981年1月，因此核心物價年增率的起始月為1982年1月。
- (註17) 失業率直接使用官方公布之季節調整後數值。
- (註18) 本文以Genhol軟體得到農曆春節之迴歸因子，如假設本年春節期間有7日，且1月落於該期間有4日，則2月有3日，則未經調整的本年1月春節迴歸因子為4/7，2月的春節迴歸因子為3/7，本年其他月份的春節迴歸因子為0。
- (註19) 各候選變數的詳細處理方式見附錄2。
- (註20) 以構成項目的平均絕對離差之倒數為權數做加權平均。
- (註21) 本文亦嘗試將房租指數年增率作為領先指標構成項目之一，惟加入房租指數年增率之領先指標，其預測未來核心物價年增率的表現較差，爰將房租指數年增率剔除。
- (註22) 1994年12月至2010年10月間，股價指數年增率對核心物價年增率轉折點平均領先5.92個月，領先月數的標準差為10.26，且遺漏2個基準數列的轉折點，而有2個額外轉折點。
- (註23) 葉盛與田慧琦(2004)指出，在不完全競爭市場，個別廠商面對負斜率需求曲線，最適的訂價策略為售價等於邊際成本加上邊際成本之加成(mark up)，故長期而言，廠商的邊際成本會影響核心物價指數。
- (註24) 其他編製通膨領先指標的文獻也考慮了各種利率，如Bikker and Kenndy(1999)以3個月貨幣市場利率以及10年期公債

殖利率為通膨領先指標的構成項目，而Moosa(1998)則使用90天期商業本票利率。

(註25) 葉盛與田慧琦(2004)發現貨幣機構放款與投資會 Granger 影響CPI年增率。

(註26) Toda and Yamamoto(1995)指出單根檢定和共整合檢定的檢定力(power)很低，若依據這些檢定結果，再進行Granger因果檢定，可能會有嚴重的預先檢定偏誤。他們提出修正的Granger因果檢定，不論數列是否具單根或共整合關係，都直接以數列的水準值估計VAR模型，避免單根檢定與共整合檢定檢定力過低，可能造成的問題。Toda and Yamamoto (1995)修正Granger因果檢定步驟如附錄3。

(註27) 由於單根檢定的結果發現，季調後核心物價年增率為I(1)序列，因此將季調後核心物價年增率一階差分後再進行樣本外預測。而本文另嘗試以鄭文與新建領先指標直接預測未差分的季調後核心物價年增率，預測結果相近。

(註28) 樣本外預測期間為2007年1月至2014年10月，可以觀察領先指標對全球金融危機前後，核心物價年增率劇烈波動時期的預測能力。

(註29) McFadden的adjusted pseudo R²的定義為： $R^2 = 1 - (\ln \hat{L}(M_{Full}) - k) / \ln \hat{L}(M_{Intercept})$ ，其中 $\hat{L}(M_{Full})$ 為模型考慮截距項與領先指標落後項的估計概似值(estimated likelihood)， $\hat{L}(M_{Intercept})$ 為模型僅考慮截距項的估計概似值，而k為迴歸模型待估參數的個數。

(註30) 由估計出的核心物價年增率上升機率值可推算出年增率下降機率。如，若年增率上升機率為0.8，下降機率即為1-0.8=0.2。評量指標與DM檢定的結果並不會因模型係預測年增率上升或下降的機率而改變。

(註31) Havranek and Rusnak(2013)歸納67篇實證文獻指出，貨幣政策傳遞落後約29個月。

(註32) 惟分別編製領先期數較長與較短的兩個領先指標，亦可能會因合適的構成項目不足，使得編製而成的領先指標遺漏了過多通膨轉折點，反而不利於判斷未來通膨走勢。

參考文獻

中文文獻

吳懿娟(2004)，「我國貨幣政策傳遞機制之實證分析」，中央銀行季刊，第二十六卷第四期，中央銀行，頁33-68。

徐之強、黃裕烈(2005)，「運用領先指標預測景氣變化之研究」，行政院經濟建設委員會委託研究報告。

張天惠、朱浩榜(2015)，「台灣貨幣政策傳遞機制之探討」，中央銀行經濟研究處。

陳淑玲、黃裕烈(2014)，「總體變數之領先、同時與落後性質之認定與指標構成項目之選取—LARS方法的運用」，台灣經濟預測與政策，第四十四卷第二期，中研院經研所，頁133-170。

國發會(2015)，「台灣景氣指標月刊」，第三十八卷第十二期，頁45-47。

葉盛、田慧琦(2004)，「台灣的物價情勢：影響因素探析與計量實證模型應用」，中央銀行季刊，第二十六卷第四期，中央銀行，頁69-116。

劉欣姿(2013)，「領先指標預測能力之研究」，經濟研究，第十三期，國家發展委員會，頁79-108。

鄭麗玲(1998)，「台灣地區通貨膨脹率領先指標之建立」，中央銀行季刊，第二十卷第二期，中央銀行，頁57-75。

鄭麗玲(1999)，「台灣地區核心物價領先指標之研究」，中央銀行經濟研究處。

英文文獻

Artis, M. J., R. C. Bladen-Hovell, D. R. Osborn, G. Smith and W. Zghang, (1995), "Predicting Turning Points in the UK Inflation Cycle," *Economic Journal*, 105(3), pp.1145-1164.

- Bikker, J. A. and N.O. Kennedy (1999), "Composite Leading Indicators of Underlying Inflation for Seven EU Countries," *Journal of Forecasting*, 18(1), pp.225-258.
- Bry, G. and C. Boschan (1971), "Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs," *NBER Technical paper* 20, Columbia University Press.
- Cecchetti, S. G., R. S. Chu and C. Steindel (2000), "The Unreliability of Inflation Indicators," *Current Issues in Economics and Finance*, 6(4), Federal Reserve Bank of New York, pp.1-6.
- Diebold, F. X., and R.S. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), pp.253-265.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1989), "Scoring the Leading Indicators," *Journal of Business*, 62(3), pp. 369-391.
- Efron, B., T. Hastie, I. Johnstone, and R. Tibshirani (2004), "Least Angle Regression," *Annals of Statistics*, 32(2), pp.407-499.
- Fischer, S. (1996), "Why are Central Banks Pursuing Long-Run Price Stability?" in *Achieving Price Stability*, FEB of Kansas City, pp.7-34.
- Friedman, M. (1972), "Have Monetary Policies Failed?" *American Economic Review*, 62(1/2), pp. 11-18..
- Gibson, H. D. and S. Lazaretou (2001), "Leading Inflation Indicators for Greece," *Economic Modelling*, 18(3), pp.325-348.
- Moore, G. H. and S. Kaish (1983), "A New Inflation Barometer," *The Morgan Guaranty Survey* (New York: Morgan Guaranty Trust Company, July 1983, pp. 7-10, and December 1983, pp. 7-10).
- Moosa, I.A. (1998), "A Composite Leading indicator of Australian Inflation," *Applied Economic Letters*, 5(11), pp. 711-713.
- OECD (2010), "Cyclical Analysis and Composite Indicators System (CACIS) User's Guide," < <http://www.oecd.org/dataoecd/17/38/39430336.pdf> >
- OECD (2012), "OECD System of Composite Leading Indicators," < <https://www.oecd.org/std/leading-indicators/41629509.pdf> >
- Quinn, T. and A. Mawdsley (1996), "Forecasting Irish inflation: a composite leading indicator," *Central Bank of Ireland Technical Paper*, June.
- Sfia, M. D. (2010), "A Composite Leading Indicator of Tunisian Inflation," *William Davidson Institute Working Paper* No. 980.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process," *Journal of Econometrics*, 66(1-2), pp.225-250.

附錄1 各國編製通膨領先指標之比較

文獻		Moore and Kaish(1983)	Artis et al.(1995)		Quinn and Mawdsley (1996)	Bikker and Kennedy (1999)
適用國		美國	英國		愛爾蘭	比利時、德國、法國、義大利、荷蘭、瑞典及英國
起始年		1948	1958		1980	1970
基準數列		消費者物價指數	零售價格指數		消費者物價指數	消費者物價指數
指數頻率		月	月		季	月
構成項目篩選方法		轉折點分析	轉折點分析	轉折點分析	相關係數分析	相關係數分析
構成項目	商品價格	工業原料價格指數、進口價格指數	進口單位價值指數	世界商品價格指數	英國生產價格指數、世界通膨的加權指數	生產者價格指數、進口物價指數
	金融指標	公司部門的未償債務	準備貨幣		廣義貨幣數量、有效匯率指數	M3貨幣數量、3個月貨幣市場利率、10年公債殖利率本、股價指數
	實質經濟變數	勞動就業率、鄧白氏指數(Dun and Bradstreet index)	失業人數指數(倒數)	職位空缺數、零售業銷售價值指數、工業生產力指數	製造業平均工資	單位產出勞動成本
加總法		加權平均法	簡單平均法		主成分分析法	主成分分析法
領先性質		7.7個月	9.2個月	15.9個月	1季	6個月

說明：1. 構成項目歸類係依作者主觀依據構成項目性質分類，或與原文獻之分類不同。

2. 加權平均法係以構成項目的平均絕對離差之倒數為權數。

3. 鄧白氏指數係衡量經理人對未來商品銷售價格預期的指數。

文獻		Gibson and Lazaretou(2001)		Moosa(1998)	Sfia (2010)	鄭麗玲(1998)	鄭麗玲(1999)
適用國		希臘		澳洲	突尼西亞	臺灣	臺灣
起始年		1954		1972	1996	1960	1981
基準數列		消費者物價指數		消費者物價指數	消費者物價指數	消費者物價指數	核心消費者物價指數
指數頻率		月		季	月	月	月
構成項目篩選方法		轉折點分析	轉折點分析	依過去文獻選取	相關係數分析	轉折點分析	轉折點分析
構成項目	商品價格	批發價格指數、進口物價指數、世界商品價格指數		製造業原物料價格指數		進口物價指數、躉售物價指數	核心國產內銷價格指數、台灣地區房租指數、新台幣計價之進口物價指數
	金融指標	準備貨幣數量		名目有效匯率、M1貨幣數量、90天期商業本票利率	準備貨幣數量、廣義貨幣數量、實質有效匯率、貨幣市場利率	全體貨幣機構放款餘額	M2貨幣數量、第一銀行一年期定存利率減活期存款、股價指數
	實質經濟變數		工業生產力指數、零售業銷售價值	製造業產能利用率	原油生產量	失業總人數(倒數)	國發會景氣領先指標、失業總人數(倒數)、製造業每人每月平均經常性薪資
加總法		簡單平均法		以共整合向量的係數值為權數加權平均	主成分分析法	加權平均法	加權平均法
領先性質		2.6個月	14個月	6季	0.5個月	3個月	6.47個月

附錄2 候選變數說明與處理方式

變數名稱	起始月	變數來源	變數處理
國內外商品價格			
消費者物價房租指數	1981M01	主計總處	2
國產內銷品價格指數	1981M01	主計總處	2
核心國產內銷價格指數	1991M01	主計總處	2
進口物價指數(以台幣計)	1981M01	主計總處	2
進口物價指數(以美元計)	1981M01	主計總處	2
剔除原油之進口物價指數(以台幣計)	1991M01	主計總處+自行計算	2
躉售物價國產品(依產地來源)	1991M01	主計總處	2
布蘭特原油價格(以美元計)	1987M05	Datastream	2
西德州原油價格(以美元計)	1986M01	Datastream	2
杜拜原油價格(以美元計)	1986M06	Datastream	2
布蘭特原油價格(以台幣計)	1987M05	Datastream +中央銀行	2
西德州原油價格(以台幣計)	1986M01	Datastream +中央銀行	2
杜拜原油價格(以台幣計)	1986M06	Datastream+中央銀行	2
IMF世界原油價格指數	1980M01	IMF	2
IMF世界工業投入價格指數	1980M01	IMF	2
IMF世界商品價格指數	1992M01	IMF	2
金融指標			
名目有效匯率(board)	1994M01	BIS	2
名目有效匯率(narrow)	1964M01	BIS	2
新台幣兌美元匯率(NTD/USD)	1981M01	中央銀行	2
日圓兌美元匯率(JPY/USD)	1981M01	中央銀行	2
韓元對美元匯率(KRW/USD)	1981M01	中央銀行	2
人民幣兌美元(CNY/USD)	1981M01	中央銀行	2
準備貨幣日平均	1997M01	中央銀行	2
M1A日平均	1987M05	中央銀行	2
M1B日平均	1987M05	中央銀行	2
M2日平均	1987M05	中央銀行	2
準備貨幣月底數	1997M01	中央銀行	2
M1A月底數	1987M05	中央銀行	2
M1B月底數	1987M05	中央銀行	2

變數名稱	起始月	變數來源	變數處理
M2月底數	1987M05	中央銀行	2
金融業隔夜拆款利率(加權平均)	1981M01	中央銀行	2
1-30天期商業本票初級市場利率	1987M05	中央銀行	2
1-30天期商業本票次級市場利率	1987M05	中央銀行	2
五大銀行一個月期存款利率減基準利率	1988M01	中央銀行	1
五大銀行一年期存款利率減基準利率	1988M01	中央銀行	1
五大銀行一年期存款利率減一個月存款利率	1988M01	中央銀行	1
第一銀行一年期定存利率減活期存款利率	1961M07	第一銀行	1
10年期政府公債次級市場利率減1-30天期商業本票次級市場利率	1994M12	中央銀行	1
10年期政府公債次級市場利率減五大銀行一個月期存款利率	1994M12	中央銀行	1
貨幣機構放款與投資	1961M07	中央銀行	2
貨幣機構放款	1961M07	中央銀行	2
貨幣機構對非金融機構證券投資	1961M07	中央銀行	2
股價指數	1968M01	證交所	2
實質經濟活動指標			
工業生產指數(2011年=100)	1960M01	主計總處	2
製造業生產指數(2011年=100)	1971M01	主計總處	2
工業部門勞動生產力指數	1982M01	主計總處	2
製造業勞動生產力指數	1982M01	主計總處	2
工業部門單位產出勞動成本指數(2011年=100)	1982M01	主計總處	2
製造業單位產出勞動成本指數(2011年=100)	1982M01	主計總處	2
主要接單貨品外銷訂單(以台幣計)	1984M01	主計總處	2
主要接單貨品外銷訂單(以美元計)	1984M01	主計總處	2
外銷訂單指數(2011年=100)	1984M01	經濟部	2
非農業部門就業人數(千人)	1978M01	主計總處	2
失業人數(千人)	1978M01	主計總處	4
季節調整後失業率(%)	1978M01	勞動部	5
受僱員工每人每月平均工時(工業及服務業)	1980M01	主計總處	2
受僱員工每人每月平均工時(工業)	1973M01	主計總處	2
受僱員工每人每月平均工時(製造業)	1973M01	主計總處	2
受僱員工每人每月平均工時(服務業)	1980M01	主計總處	2

變數名稱	起始月	變數來源	變數處理
景氣領先指標綜合指數	1982M01	國發會	3
景氣領先指標循環波動(不含趨勢)	1982M01	國發會	1
景氣同時指標綜合指數	1982M01	國發會	3
景氣同時指標循環波動(不含趨勢)	1982M01	國發會	1
出口總值(以台幣計算)	1981M01	財政部	2
進口總值(以台幣計算)	1981M01	財政部	2
製造業每人每月薪資	1973M01	主計總處	2
製造業經常性薪資	1973M01	主計總處	2
製造業非經常性薪資	1973M01	主計總處	2
製造業生產價值	1982M01	經濟部	2
製造業銷售價值	1982M01	經濟部	2
製造業內銷價值	1982M01	經濟部	2
製造業存貨價值	1982M01	經濟部	4
製造業存貨率(%)	1982M01	經濟部	4
製造業存貨量指數(2011年=100)	1982M01	經濟部	4
製造業生產價值指數(2011年=100)	1982M01	經濟部	2
製造業銷售量指數(2011年=100)	1982M01	國發會	2
工業及服務業受僱員工淨進入率(%)	1980M01	主計總處	2
工業及服務業經常性受僱員工人數(千人)	1980M01	主計總處	2
電力(企業)總用電量(十億度)	1982M01	國發會	2
機械及電機設備進口值(十億元)	1988M01	國發會	2

變數處理說明：

- 1為長短期利差，或已去除趨勢且去除季節性因素之變數，故直接使用原始值，無須轉換。
- 2為季調前原始資料，故季調後，再取年增率。
- 3為官方季調後之變數，無須季調，直接取年增率。
- 4為變數走勢與核心物價年增率相反之變數，季調後，取倒數，再計算年增率。
- 5為走勢與核心物價年增率相反，且經官方季節調後之變數，故無需季調，取倒數後，再計算年增率。

附錄3 Toda and Yamamoto(1995)修正的Granger因果檢定

Toda and Yamamoto(1995)修正的Granger因果檢定，估計步驟如下：

1. 分別對每個數列作單根檢定，確定每個數列的自積階次，並且令變數中最大的階次為 m 。例如，若兩個時間數列分別為 $I(1)$ 與 $I(0)$ 序列，則 $m=1$ 。
2. 直接以數列水準值設定VAR模型(不做差分)，並以資訊評選準則(information criterion)選擇VAR模型的最適落後期數 p 。並以水準值估計落後期數為 $p+m$ 的VAR模型，即多考慮了額外 m 個落後期。
3. 進行Granger因果檢定，但只對落後 p 期進行Wald test。例如，當VAR模型只有兩個變數， X 和 Y 。在 Y 的式子，以Wald test檢定 X 的前 p 個落後項係數估計值是否為0，相同的，在 X 的式子檢定 Y 的前 p 個落後項係數估計值是否

為0。而不要將額外的 m 個落後期數考慮進Granger因果檢定中。

4. 在虛無假設成立下，Wald test的檢定統計量為卡方分配，自由度為 p 。
5. 若在 Y 的式子，統計檢定量顯著異於0，表示拒絕 X 不Granger因果影響 Y 的虛無假設；相同的，在 X 的式子，若統計檢定量顯著異於0，表示拒絕 Y 不Granger因果影響 X 的虛無假設。

本文依據Toda and Yamamoto (1995)的方法進行修正的Granger因果檢定，在鄭文領先指標與季調後核心物價年增率的VAR模型，BIC選擇的落後期數為2期，因此以VAR(3)估計模型，並對前2期落後項進行Granger因果檢定；新建領先指標與季調後核心物價年增率的VAR模型，BIC選擇的落後期數為5期，因此以VAR(6)估計模型，並對前5期落後項進行Granger因果檢定。