

台灣地區短期通貨膨脹率之預測*

陳佩玗**

摘要

通貨膨脹率在經濟體系中扮演重要的角色，因此，維護物價穩定為各國貨幣當局最重要的政策目標，準確的預測通膨率自是相當重要的。相關文獻中，Ilek (2007) 說明採取分解(disaggregation)通膨率的各組成項目來預測通膨率，比以總合(aggregation)預測方式來得好，因為該法可以增加通膨率預測的準確性，以及提高貨幣政策的有效性。其他諸多採取分解CPI子項目之方式的實證文獻，也說明在短期預測方面，採分解方式之預測能力較佳(如Demers and Champlain (2005)、Duarte and Rua (2005)及Benalal *et al.* (2004))。

國內文獻中，對於台灣通膨率之預測，大致仍以貨幣模型、菲力普曲線模型及成本加成模型為主，且直接對CPI或是核心CPI預測，尚未見採取分解CPI子項目來進行短期通膨率之預測。因此本文嘗試分解CPI各組成項目，進行台灣地區短期通膨率之預測，以期有助改善預測之偏誤。

本文主要使用單變量模型來進行實證分析。實證樣本期間為2000年1月至2012年6月，主要分析CPI基本分類下之七大項目，為了解分解CPI子項目是否可增進預測準確度，並提供未來通膨預測的展望，參照相關文獻之作法，本文採兩種預測方式：(一)直接預測CPI變數本身；(二)先估計CPI各組成項目之預測值後，依權重總合為CPI預測值；接著透過遞迴(recursive)估計來比較兩種方式的樣本外預測結果(向前1-6期之預測)。此外，因多數文獻並未進行未來CPI年增率之預測，故本文嘗試按英格蘭銀行之作法，預測未來6個月(2012年7月至12月)之通膨率，並透過分解14個子項目，觀察哪些子項目對CPI的影響最大，以供本行制定貨幣政策參考。

* 本文初稿完成於民國102年1月。除四位匿名審稿人之悉心審閱外，撰稿期間承蒙本行嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、吳研究員懿娟、葉科長盛與張副研究員天惠給予寶貴意見，特此衷心謝忱。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四等專員。

壹、前言

通貨膨脹率在經濟體系中扮演重要的角色，通膨率不能太高或太低，太高的通膨率會阻礙經濟成長，而太低的通膨率則有通貨緊縮的風險。因此，維護物價穩定為各國貨幣當局最重要的政策目標之一。我國中央銀行法第2條規定中央銀行的目標為促進金融穩定、健全銀行業務、維護對內對外幣值之穩定與協助經濟之成長。如何建立一套在實務上易於操作的物價預測方法，對於中央銀行貨幣政策的制定與執行相當重要。

作者於2012年2月參加英國英格蘭銀行研訓中心舉行之「危機後通膨目標機制」研習課程，其中介紹英格蘭銀行之短期通貨膨脹率預測^{註1}，主要是觀察未來6個月之通膨率，因CPI組成項目其走勢不盡相同，故其背後的經濟意涵必不盡相同，因此需要不同的模型設定。預測方式主要是分解CPI之組成項目，而後進行CPI各子項目之預測，並依各項目相對CPI權重加總，得到CPI預測值，此作法可以得到短期預測(1至6個月)的較佳結果，但在中長期預測並不理想。

許多實證文獻說明在短期預測下，採用分解CPI子項目之方式進行預測更佳(如 Demers and Champlain (2005)、Duarte and Rua (2005)及 Benalal *et al.* (2004)^{註2})。Ilek (2007)說明採取分解(disaggregation)CPI組成項目來估計通膨率，比以總合(aggregation)的方式

來得好，因為分解可以增加通膨率預測的準確度，以及提高貨幣政策的有效性。實務上，各個CPI組成項目的變化並不符合經濟理論，部分CPI之組成項目會受到政府控制物價所影響，而非來自市場的力量(例如能源價格)。然國內文獻中，對於我國通膨率之預測，大致仍以貨幣模型、菲力普曲線模型、成本加成模型為主，且直接對CPI或是核心CPI進行預測，尚未有採取分解CPI子項目來進行通膨率之預測。

本文主要貢獻在於嘗試分解CPI各組成項目，進行我國短期通膨率之預測^{註3}。實證樣本期間為2000年1月至2012年6月，以基本分類下之CPI月資料來進行分析，分解成14個子項目進行個別預測。主要使用四個模型：隨機漫步模型、自我相關迴歸模型(每個子項目以相同模型設定)、自我相關迴歸模型(每個子項目以不同模型設定)以及不可觀測成分模型。為了解分解CPI子項目是否可增進預測準確度，更能提供未來通膨預測的完善的展望，因此採取兩種預測方式：第一種為直接預測CPI變數本身；第二種則是估計不同CPI組成項目之預測值後，依權重總合為CPI預測值，來進行比較。此外，也透過分解CPI子項目來了解各CPI組成項目下，那些成分影響CPI較大，亦嘗試進行未來6個月(2012年7月至12月)之通膨率預測，

以供本行制定貨幣政策參考。

本文架構安排如下：第一節為前言，第二節為文獻探討，主要說明採取分解方式估計通膨率之文獻；第三節則說明本文所估計

的CPI之各組成項目；第四節為模型建構與實證分析，說明樣本外之預測結果以及未來6個月之通膨率預測；第五節則為結論。

貳、文獻探討

關於總合(agggregation)以及分解(disaggregation)這兩種作法從1950年代起就有許多理論上與實證上的爭論，可追溯至Theil (1954) 及Grunfeld and Griliches (1960)。Ilek (2007)整理分解經濟變數的優點，大致如下所述：(1)分解變數可增進各項目動態結構的彈性，使預測上更有效率(Barker and Pesaran (1990))；(2)分解可以完整地或是部分抵消來自各項目的殘差，可降低變異性，增加預測的有效性(Clement and Hendry(2002))；(3)透過分解有助於估計CPI各組成項目間對經濟體系衝擊的差異性。這一點對貨幣政策制定者來說很重要，他們可清楚得知通膨對經濟體系造成壓力的來源(Bils *et al.* (2003), Demers and Champlain (2005))；(4)透過分解可以得知通膨壓力的特質，可能具有短暫性或者是永久的^{註5}。

而亦有文獻認為直接以總合變數(例如，CPI總指數)進行預測較好。Grunfeld and Griliches (1960) 認為分解過後的變數實務上不易被完美地設定，錯誤設定的模型不會增加預測準確度，特別是當有些分解的變數存

在一些衝擊。

近期有許多文獻採取分解CPI組成項目來進行CPI之預測，相關文獻整理於附錄1。諸多文獻之結果大致顯示分解CPI之組成項目能增進預測準確度^{註5}，說明如下。Demers and Champlain (2005) 使用加拿大的資料，以菲力普曲線模型^{註6} 預測每月的核心通膨率，發現分解核心CPI之各項目(6個及19個)有助於預測核心CPI年增率，特別是在短期下，因為可以改善RMSE^{註7}。

Duarte and Rua (2005) 針對葡萄牙的資料，將CPI之組成項目分成三種層次(level)^{註8}，這種分解CPI之子項目，個別進行預測，而後加權加總成CPI預測值之方式，該文稱之「由下而上方式(bottom-up approach)」，結論顯示在短期預測下(向前預測1至5期)，採用分解CPI之子項目而後加總其預測值，較直接以總合的資料(即CPI)進行預測為佳，此外若是分解CPI愈多子項目其預測準確度愈佳。

Ilek (2007)針對以色列資料，建立通膨結構模型^{註9}，其中通膨方程式採取兩種方式

估計，一種為直接估計核心CPI，另一種為分解核心CPI組成項目^{註10}。結果顯示採取分解的方式來估計通膨率，比起直接估計總合變數來得好，因為分解可以增加通膨率預測的準確性，以及提高貨幣政策的有效性。並說明實務上，各個CPI組成項目的改變並不符合經濟理論，部分CPI之組成項目會受到政府控制物價所影響，而非來自市場的力量(例如能源價格)。

Cobb (2009)使用智利的資料，來驗證使用CPI各項目之資料來預測通膨率是否對預測準確度有正面效果，將CPI之子項目分成三種層次^{註11}，使用AR模型、不可觀測成分模型及VAR模型，向前預測1、3、6及12個月，以此比較分解CPI相較於直接預測CPI是否可以更準確。結果顯示使用分解CPI這種間接方式進行預測，比起直接預測CPI來得有效率，有助於預測。

Espasa *et al.* (2002)分解美國CPI為4個子項目：能源、食物、非能源商品以及服務，發現後三項具有I(2)性質，因此針對後三項進行I(2)共整合分析。該文為了解分解CPI子項目是否能增進預測準確度，針對後三項進行預測，並總合而得到美國非能源CPI預測值，與直接預測非能源CPI之結果，進行比較。結果顯示分解CPI的方式可提供更多正確的預測，且發現預測美國非能源CPI時，單變量模型比多變量模型預測表現較佳。此外，向前預測5至12期(中期與長期)，分解

CPI的方式比起直接預測CPI來得好。

Benalal *et al.* (2004) 主要針對歐元區以及歐元區中最大的四個國家(德、法、義、西)進行分析，使用單變量(隨機漫步、ARIMA、指數平滑)及多變量(VAR、貝氏VAR及單一方程)模型，該文欲了解分解HICP(Harmonized Index Of Consumer Prices; 調和的消費者物價指數)子項目(非加工食物、加工食物、非能源製造品、能源及服務類)的間接方式來進行預測是否比直接預測HICP(或HICPX^{註12})來得好；結果顯示在12期與18期之下，直接預測HICP結果較佳，而短期(1至6個月)之下，間接預測較佳。

國內預測通貨膨脹率的文獻眾多，但不乏是採用貨幣模型、成本加成模型以及菲力普曲線模型進行預測。例如：侯德潛與徐千婷(2002)主要使用貨幣學派之P*模型^{註13}與菲力普曲線模型，結果顯示兩模型均能夠解釋台灣物價變動，然P*模型對台灣物價變動的預測能力不如菲力普曲線模型。而葉盛與田慧琦(2004)，同時使用季節ARIMA模型、貨幣模型、成本加成模型以及菲力普曲線模型，結果顯示季節性ARIMA模型較無法捕捉物價變動趨勢的轉折點，而貨幣模型則明顯高估，因此相對上，以成本加成模型與菲力普曲線模型對預測物價變動較具價值。

由此可知，國內文獻中尚未有採取分解CPI之組成項目之方式，進行CPI之短期通膨預測。因此，本文主要貢獻為國內首篇嘗

試分解CPI各組成項目，進行我國短期通膨率之預測，並與直接預測CPI進行比較，以了解是否分解CPI子項目可捕捉更多有用資

訊，使得通膨預測更加準確，以供本行制定貨幣政策之參考。

參、CPI之組成項目

本文以樣本期間2000年1月至2012年6月^{註14}間台灣消費者物價指數及其組成項目^{註15}來進行實證分析。以消費者物價指數為變數進行分析，主要是因為CPI為最能反映生活成本的物價指數，也是人民最關切的焦點。且根據Hammond (2012)，現行採用通膨目標機制之27個國家，均採用整體消費者物價指數(Headline CPI)為目標，而非核心物價指數^{註16}。

台灣CPI之組成，其分類方式，主要有

基本分類與商品性質別分類。本文主要以CPI基本分類進行分析。基本分類共有七大類，包括：食物類、衣著類、居住類、交通類、醫藥保健類、教養娛樂類以及雜項類(各項目之權重詳見表1)。居住類占CPI之權重最大，為27.95%，其中房租的權重占18.54%；其次為食物類，權重為26.08%，其中家外食物、水果、蔬菜、肉類及穀類及其製品，所占權重分別為8.87%、2.76%、2.48%、2.31%及1.97%。

表1 組成CPI各項目之權重(基本分類)

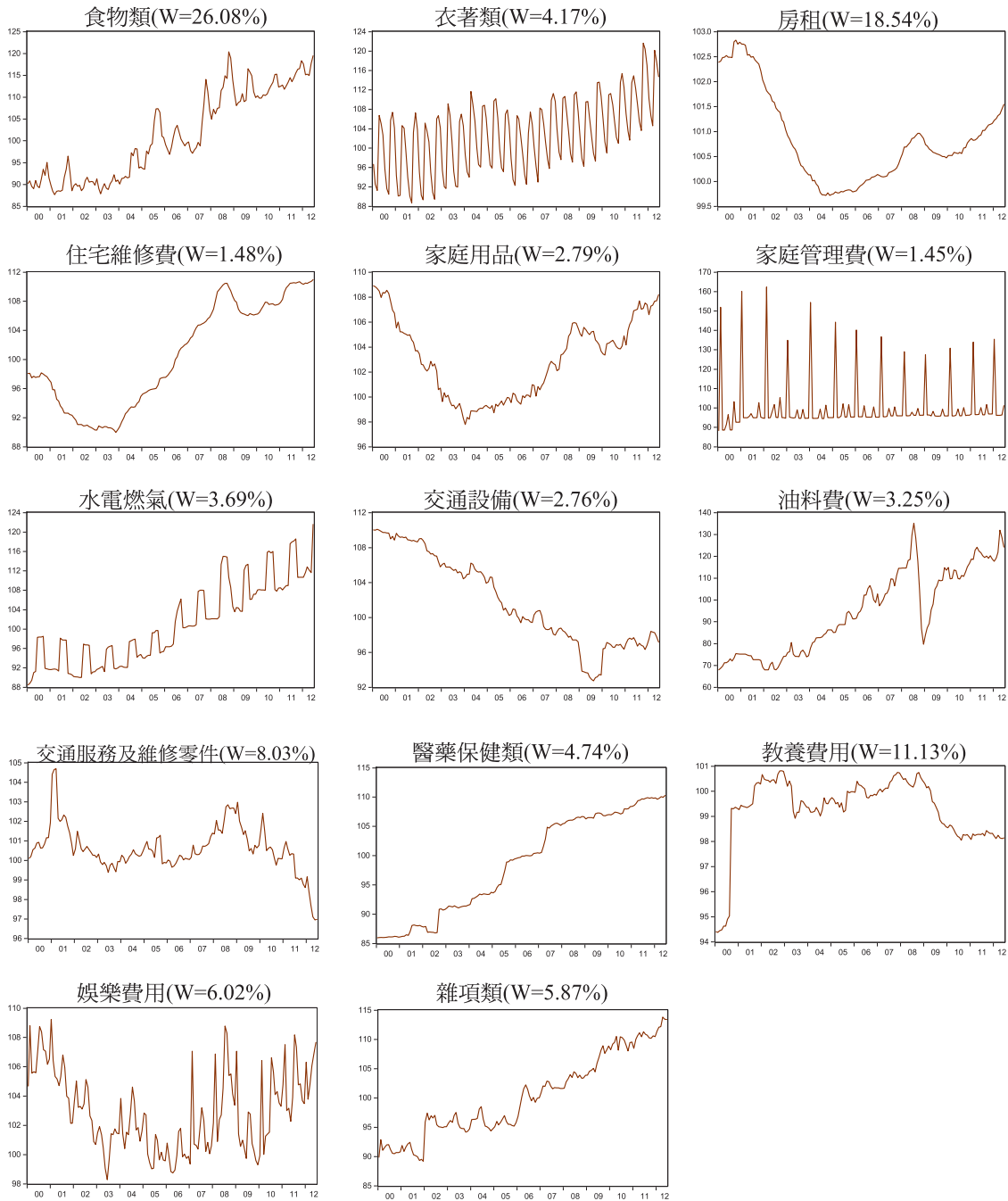
組成項目	權重(%)	組成項目	權重(%)
一、食物類	26.08	家庭管理費	1.45
穀類及其製品	1.97	水電燃氣	3.69
肉類	2.31	四、交通類	14.04
蔬菜	2.48	交通設備	2.76
水果	2.76	油料費	3.25
家外食物	8.87	交通服務及維修零件	8.03
二、衣著類	4.17	五、醫藥保健類	4.74
成衣	2.7	六、教養娛樂類	17.15
三、居住類	27.95	教養費用	11.13
房租	18.54	娛樂費用	6.02
住宅維修費	1.48	七、雜項	5.87
家庭用品	2.79		

註：以2006年為基期

資料來源：行政院主計總處

分解CPI之組成項目，主要是因CPI子項目之走勢並不一樣，其背後的經濟意涵必不盡相同。由圖1可見各個項目走勢明顯不同，因此，在設定時間序列模型時，自然不

圖1 CPI組成項目之走勢圖



註：W表示權重

能夠採取相同的模型設定，需考量模型是否應放入季節虛擬變數或時間趨勢，以符合預測之需求。關於食物類項目，台灣的食物類價格其走勢深受天候因素影響。例如蔬菜、水果價格會受到市場供需所影響，而供需又深受天候影響，特別是豪雨颱風^{註17}。此外，偶發事件亦對食物類指數造成影響，例如，2011年中的塑化劑事件，使水果價格短暫急遽上漲^{註18}；另外，瘦肉精及禽流感事件，使得肉類價格有下跌現象。

衣著類指數，長期而言會受棉花、化纖等原料成本所影響。此外，服飾換季、折扣促銷，使得衣著類走勢具有季節性，即衣著類每逢換季上市，指數呈明顯上升走勢；而後促銷及折扣活動，又使指數回跌。居住類項目，主要由房租、住宅維修費、家庭用品、家庭管理費以及水電燃氣所組成。

其中房租占居住類之權重最大，然租金近年來大致呈微升走勢(圖1走勢圖波動較大，乃是刻度緣故)，因此對於CPI總指數的影響不大。家庭管理費之變動特性主要在於農曆三節，因其含有褓姆費用及家庭傭人費用，在春節、端午及中秋節，國人依習俗會餽贈禮金，尤以春節較高，因此家庭管理費用在農曆春節1月或2月時會呈現高點。而水電燃氣方面，因夏季會實施用電高費率，故水電燃氣指數於夏季期間明顯較其他季節來得高，呈現季節性之變化。

交通類項目，主要包含交通設備、油料

費、交通服務及維修零件。以交通服務及維修零件所占權重較大，為8.03%，而其中包含通訊費，權重為3.18%，近年來市場開放，因此網路費、行動電話費及市內電話等通訊費陸續調降，使得通訊費呈現下跌趨勢，故交通服務及維修零件亦有下跌現象。油料費之走勢，主要受國際原油價格變動之影響，例如，2008年國際原油價格大幅回跌，油料費隨之調降，乃是業者反映國際油價，調降國內油價，因此2008年下半年油料費指數有下降之現象。而2012年4月2日油價解除緩漲，引起民眾通膨預期之心理，惟其後至5、6月國際油價反而呈現下跌，致油料費立即上升後迅速反映油價走勢下降。

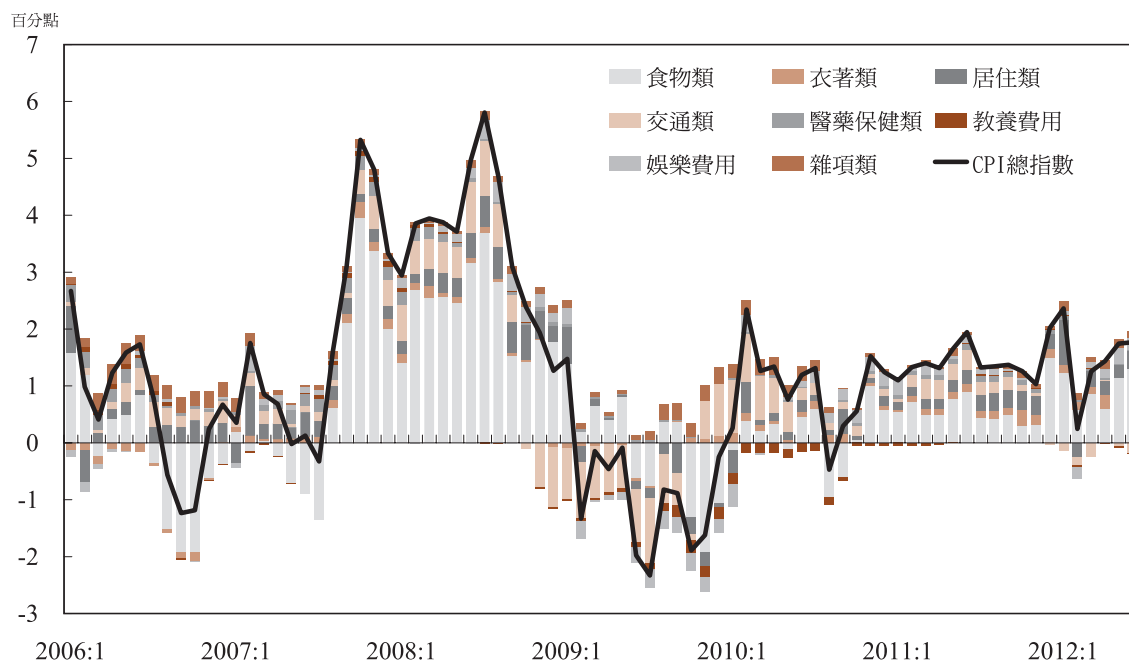
教養娛樂類，其中教養費用，包含學雜費，因政府政策使得學雜費不易調漲，近十年來相當平穩^{註19}。娛樂費用中包含國內外旅遊團費，而旅遊團費會受春節旅遊及暑假旺季影響而進行調漲^{註20}，因此娛樂費用於春節1月或2月，以及7、8月會較其他月份高。雜項類中，香菸及檳榔的權重為1.47%，而雜項類逐年上升的主要因為香菸價格上漲，其中2002、2005年及2009年香菸受菸品健康捐調漲所影響，分別上漲5元、5元及10元。

CPI各子項目走勢不盡相同，且各子項目占CPI總指數之權重不同，因此對CPI總指數之影響亦不盡相同。圖2觀察2006年1月至2012年6月這段期間，CPI各子項目對CPI年增率之影響，整體來說明顯可見食物類對

CPI總指數的影響極大，CPI年增率明顯之上升或下降，主要來自食物類價格的影響，且食物類價格民眾感受最深刻，因此在預測CPI時，不能忽略食物類價格。而居住類的權重雖然最高，然房租近年來相對持穩，因

此對於CPI總指數的影響並不大。此外，交通類項目對CPI總指數亦有明顯的影響力存在^{註21}。

圖2 CPI之組成項目對CPI總指數之影響



肆、模型建構與實證分析

本節實證主要分析CPI基本分類下之七大項目，並將居住類、交通類、教養娛樂類中的細項分解^{註22}，因此共有14個CPI子項目要進行預測。

一、單根檢定

由於大部分的總體經濟變數為非定態數

列，如果直接對非定態變數進行傳統的迴歸分析，將造成Granger and Newbold(1974)所謂的虛假迴歸(spurious regression)，因此為避免虛假迴歸的問題，本文採用ADF(Augmented Dickey Fuller)檢定方法，檢驗實證變數為具有單根的非定態數列，或是線性趨勢的定態數列。

表2 單根檢定

變數	定義	ADF單根檢定			
		水準值		一階差分項	
cpi	CPI總指數	-0.63	(0.86)	-13.81 ***	(0.00)
food	食物類	-0.89	(0.79)	-10.72 ***	(0.00)
cloth	衣著類	0.78	(0.99)	-3.76 ***	(0.00)
rent	房租	-1.56	(0.50)	-4.05 ***	(0.00)
repair	住宅維修費	-0.34	(0.91)	-3.86 ***	(0.00)
household	家庭用品	-0.88	(0.79)	-7.27 ***	(0.00)
operate	家庭管理費	-3.32 **	(0.02)	-10.45 ***	(0.00)
gas	水電燃氣	0.30	(0.98)	-3.94 ***	(0.00)
transq	交通設備	-1.24	(0.66)	-10.10 ***	(0.00)
fule	油料費	-1.58	(0.49)	-7.90 ***	(0.00)
transervice	交通服務及維修零件	-1.54	(0.51)	-9.15 ***	(0.00)
medical	醫藥保健類	-0.74	(0.83)	-10.53 ***	(0.00)
edu	教養費用	-3.58 **	(0.01)	-1.98	(0.29)
ent	娛樂費用	-2.09	(0.25)	-4.41 ***	(0.00)
other	雜項費	-0.77	(0.83)	-8.36 ***	(0.00)

註1：為包含常數項之檢定統計量。

註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。括號內為p-value。

首先對14個CPI子項目進行對數處理，接著進行單根檢定。由表2單根檢定的結果，除教養費用及家庭管理費用這兩項子項目外，其餘變數之水準值皆具有單根性質，因此進行一階差分處理。而經過一階差分，其檢定結果為定態，可知除教養費用以及家庭管理費用外，其餘變數皆為I(1)數列^{註23}。

二、模型估計設定

CPI總指數可定義為其組成子項目之加權平均值，即

$$CPI_t = \sum_{i=1}^n \omega_i y_t^i$$

$$= \omega_1 y_t^1 + \omega_2 y_t^2 + \dots + \omega_n y_t^n, \quad t = 1, \dots, T$$

其中 $y_t^i (i = 1, \dots, n)$ 為組成CPI之子項目， n 為所考慮的子項目個數。 ω_i 為子項目之權重，權重為固定，且 $\omega_i > 0$ 且 $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$ 。

而本文為了解分解CPI各子項目後是否可增進預測準確度，因此使用兩種預測方式。第一種為直接預測總合值，即直接對CPI進行預測。另一方式則是分解CPI子項目，而後預測各個子項目，加權平均總合子項目預測值得到CPI總指數預測值，稱為間接預測。

預測結果會受許多因素所影響，其中兩個因素為模型的選擇以及模型選擇的準則。某些時候，簡單時間序列模型表現的比結構模型好，例如Hendry(2002)指出較簡單的模

型可以得到較佳的結果，因為其對於結構轉變有較穩健的結果。Fildes and Stekler (2002) 說明單變量模型在短期預測下，相較於複雜的模型來得較為合理，甚至更好。而針對模型的選擇，主要有兩個準則，樣本內的配適程度以及樣本外預測能力。此外，Stock and Watson(1999)說明預測方式不只是建立在單一預測模型，而是不同模型下的結果，透過模型衡量基準來決定。

因此本文嘗試使用四種不同的模型進行預測，主要使用單變量模型，分別如下^{註24}：

(一) 隨機漫步模型(Random Walk Model)

本文所採用的是含截距項的隨機漫步模型，模型設定如下：

$$y_t^i = a_0 + y_{t-1}^i + \varepsilon_t^i$$

其中 y_t^i 為CPI之子項目， y_{t-1}^i 為前期項， $\varepsilon_{t,i}$ 為隨機干擾項且為白噪音(white-noise)。

(二) 自我迴歸模型(Autoregressive Model)

—子項目皆為AR(5)模型設定

$$y_t^i = \alpha_0 + \beta_1 y_{t-1}^i + \beta_2 y_{t-2}^i + \dots + \beta_p y_{t-p}^i + \varepsilon_t^i$$

關於落後期數部分，若是選取過短的落後期數 p ，可能無法確保殘差項不具自我相關，Said and Dickey (1984) 建議落後期數應取 $\text{int}(T^{1/3})$ ，其中 int 代表整數，而 T 為觀察值個數。實證樣本期間為2000年1月至2012年6月，共有150個樣本數，取整數後，選取落後期為5期，即AR(5)模型。

(三) 自我迴歸模型—子項目為不同模型設定

由前一節之說明，可以得知CPI之各項目其走勢不盡相同，因此背後也有不同的經濟意涵。故模型設定上，不可能每個子項目皆相同，需考慮是否具有季節性或時間趨勢，如下所示：

$$y_t^i = \alpha_0 + \beta_1 y_{t-1}^i + \beta_2 y_{t-2}^i + \dots + \beta_p y_{t-p}^i + c_1 u_t + c_2 \gamma_t + \varepsilon_t^i$$

其中 p 為最適落後期數， u_t 為時間趨勢， γ_t 為季節虛擬變數， ε_t 為隨機干擾項。根據CPI各項目之走勢，判斷是否有時間趨勢，或是模型設定是否需要放入季節虛擬變數加以控制。

同樣根據Said and Dickey (1984)最多放入5期的落後期，本文嘗試依序放入落後1至5期之落後項，並判斷該變數之走勢是否具有時間趨勢或是季節性，若有時間趨勢，則放入時間趨勢項，若有季節性存在，則放入季節虛擬變數。例如食物類估計式，放入8月及9月之季節虛擬變數，以捕捉颱風季節之影響^{註25}；家庭管理費估計式，則放入2月、6月及9月來捕捉農曆三節對家庭管理費用之影響^{註26}；水電燃氣估計式，則放入6月至9月之季節虛擬變數來捕捉夏季用高費率。此外，若是有結構性改變的時點，也加入虛擬變數來處理。例如，2008年國際油價大幅回跌，因此油料費估計式中考慮了2008年之虛擬變數。

因嘗試依序放入落後1至5期之落後項，故至少有5組模型，以調整後的判定係數 \bar{R}^2 ，及資訊評選準則AIC與BIC進行比較，選

擇 R^2 較大且AIC與BIC最小的模型^{註27}。關於組成CPI之各項目的估計模型，可詳見附錄3。

此外，亦針對估計模型進行殘差值診斷性檢定，檢定模型之殘差是否無自我相關及無異質變異，分別以Ljung-Box's Q檢定診斷模型之殘差有無自我相關，以ARCH檢定殘差是否有異質變異。自我相關檢定結果顯示，大致上各個模型之殘差項不具有自我相關性，且ARCH檢定亦顯示殘差項不具異質變異的現象，顯示模型設定大致允當^{註28}。

(四)不可觀測成分模型(Unobserved Component Models ; UCM)

根據Ghysels *et al.* (2006)，即使季節性是影響經濟主體的因子，在建構模型時仍通常會忽略季節性。因此該文說明在預測的過程中，這些經濟變數之特徵需完整地建構。Harvey and Koopman(2009)也說明時間序列變數存有時間趨勢、季節性以及循環等特徵，但我們無法直接從資料觀察到。因此該文針對經濟與財務議題使用不可觀測成分模型，並說明如何用於預測及政策制定。

不可觀測成分模型假設時間序列可以分成許多成分，包括趨勢項、季節成分及干擾項。而Andrews (1994) 說明在月資料下，特別是具有季節性的資料及長時間的資料，不可觀測成分模型表現較好。本文根據Harvey(1989)、Koopman and Ooms (2002)、Hindrayanto *et al.* (2010)，不可觀測成分模型

之設定為^{註29}：

$$y_t = u_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad , \quad t = 1, \dots, T$$

上式中 y_t 為經濟變數，由時間趨勢 u_t 、季節項 γ_t 及具有白噪音性質的隨機干擾項 ε_t 所組成。其中時間趨勢 u_t ，呈現局部線性趨勢(local linear trend)之型態^{註30}。

$$u_t = u_{t-1} + \beta_{t-1} + e_t \quad e_t \sim NID(0, \sigma_e^2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$$

e_t 與 ξ_t 為獨立互不相關且具白噪音之干擾項^{註31}。

而季節成分則呈三角函數(Trigonometric form)之型態，如下所示^{註32}：

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{[s/2]} \gamma_{j,t} \quad ,$$

$$\begin{pmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{pmatrix} \quad ,$$

$$\text{即} \begin{cases} \gamma_{j,t} = \gamma_{j,t-1} \cos(\lambda_j) + \gamma_{j,t-1}^* \sin(\lambda_j) + \omega_{j,t} \quad , \\ \gamma_{j,t}^* = -\gamma_{j,t-1} \sin(\lambda_j) + \gamma_{j,t-1}^* \cos(\lambda_j) + \omega_{j,t}^* \end{cases}$$

$$\begin{pmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{pmatrix} \sim NID \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \sigma_w^2 \right\} \quad j = 1, \dots, [s/2]$$

其中， $\lambda_j = 2\pi j / s$ ， s 為季節頻率， $j = 1, \dots, [s/2]$ 。若資料型態為月資料的話，則 $s=12$ ，因此季節成分會有6個不同的變異數，而這些模型中的干擾項 $\omega_{j,t}$ 及 $\omega_{j,t}^*$ 為互不序列相關，且變異數 $\sigma_{w,j}^2$ 皆相同，即 $\sigma_{w,j}^2 = \sigma_w^2$ 。

本文藉由上述四種模型：隨機漫步模型、AR模型(子項目為AR(5)模型設定及不同模型設定)與不可觀測成分模型，各別估計14個CPI子項目並加權而得CPI預測值。另

外使用隨機漫步模型、AR(5)模型及不可觀測成分模型直接針對CPI總指數進行預測。本文透過直接與間接預測的方式，比較分解CPI各組成項目是否會得到更好的估計結果，能否提供更多的資訊，增加預測準確度。

三、模型之樣本外預測能力

為比較各模型樣本外之預測能力，本節採用的預測誤差評量指標，包括：(1) 平均誤差絕對值 (Mean Absolute Error ; MAE) ，(2) 平均誤差絕對百分比 (Mean Absolute Percentage Error ; MAPE) 與 (3) 誤差均方根 (Root Mean Squared Error ; RMSE) ，衡量模型預測誤差的大小。其公式如下：

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} |y_t - \hat{y}_t|$$

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right|$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} (y_t - \hat{y}_t)^2}$$

其中 y_t 為實際值， \hat{y}_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) 之預測力評估。

樣本外預測方式採取遞迴 (recursive)

估計，遞迴估計為將模型使用至 T 期的資料，即以 2000 年 1 月至 2009 年 12 月為樣本期間，進行向前 N 期 ($N=1、2、3、4、5、6$) 的預測，以得 $T+N$ 期之預測值，接續再增加 1 個樣本點，即使用 2000 年 1 月至 2010 年 1 月，同樣進行未來 N 期之預測，重覆此一程序，最後求算上述移動樣本之 MAE (MAPE 或 RMSE) 的平均值，一直估算到樣本期間為 2000 年 1 月至 2011 年 12 月，每個向前預測期間共有 25 個觀察樣本。Giacomini and White (2006) 說明遞迴估計法的優點為使用某個時間點所有可用的資訊來進行預測，但滾動 (rolling) 估計法因每增加一筆樣本點時，則必須剔除前個估計樣本期間第一期資料，則會有遺漏資訊的缺點^{註33}。

表 3 為各模型之預測能力結果，透過直接針對 CPI 進行預測，及以間接方式分解 CPI 各子項目後預測來進行比較。可發現除隨機漫步模型外，其餘模型採取間接預測方式，其 MAE、MAPE 以及 RMSE 皆較直接針對 CPI 預測來得小，顯示採取分解 CPI 子項目後進行預測，可以增加資訊，使得預測能力較佳。此外，亦發現使用 AR 模型 (子項目不同模型設定)，其預測能力最佳，顯示採取簡單模型，並且考慮各項目其走勢特性，是有助於預測準確度^{註34}。

表3 樣本外預測能力比較^{註35}

預測期間	模型估計方式	隨機漫步模型		AR模型 AR(5)模型設定		AR模型 不同模型設定	不可觀測 成分模型	
		直接	間接	直接	間接	間接	直接	間接
向前預測1期	MAE	0.41	0.46	0.40	0.34	0.25	0.52	0.38
	MAPE	0.39	0.43	0.38	0.32	0.24	0.49	0.36
	RMSE	0.41	0.46	0.40	0.34	0.25	0.52	0.38
向前預測2期	MAE	0.47	0.51	0.42	0.40	0.31	0.53	0.41
	MAPE	0.44	0.48	0.39	0.37	0.30	0.50	0.39
	RMSE	0.52	0.56	0.46	0.43	0.35	0.58	0.46
向前預測3期	MAE	0.51	0.54	0.44	0.42	0.31	0.66	0.59
	MAPE	0.48	0.51	0.44	0.39	0.30	0.62	0.55
	RMSE	0.58	0.61	0.50	0.45	0.36	0.74	0.66
向前預測4期	MAE	0.55	0.59	0.45	0.43	0.32	0.66	0.54
	MAPE	0.51	0.55	0.43	0.41	0.30	0.62	0.51
	RMSE	0.62	0.66	0.52	0.48	0.37	0.75	0.61
向前預測5期	MAE	0.59	0.63	0.46	0.45	0.33	0.76	0.64
	MAPE	0.55	0.60	0.43	0.42	0.31	0.71	0.60
	RMSE	0.67	0.71	0.53	0.50	0.39	0.85	0.74
向前預測6期	MAE	0.63	0.67	0.46	0.46	0.34	0.85	0.64
	MAPE	0.59	0.63	0.44	0.43	0.31	0.80	0.61
	RMSE	0.72	0.76	0.54	0.51	0.39	0.94	0.73

四、未來6個月(2012年7月至12月)之 預測結果

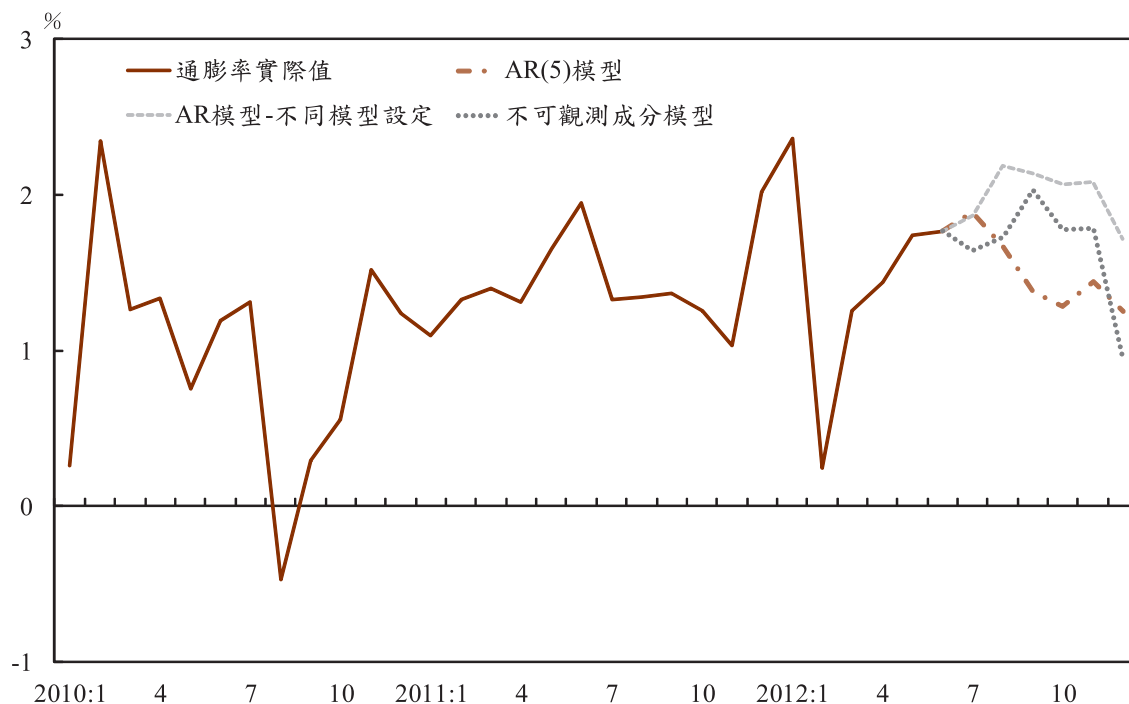
由上節樣本外預測能力之比較，可發現採用分解CPI子項目的方式較直接預測CPI為佳。本節主要進行未來6個月2012年7月至12月之通膨率預測，預測期間為2012年7月至12月。

根據Razzak (2002)，其建議貨幣政策決策者應去除企圖使用單一模型預測之結果，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。因此本節針對採取間接預測比直接預測佳的AR(5)模型、AR模型(子項目不同模型設定)以及不可

觀測成分模型進行間接預測，預測2012年7月至12月之通膨率。上述三種模型所預測之未來6個月2012年7月至12月之CPI年增率走勢可見圖3，詳細預測值可見附錄4。預測結果大致顯示AR模型(不同模型設定)與不可觀測成分模型未來6個月CPI年增率預測值之走勢大致一致，均為第3季較高，惟不可觀測成分模型之各月年增率預測值均較低。而AR(5)模型的走勢明顯不同，且第3季的預測數值較低。

綜合本文短期通貨膨脹率之實證結果，估算2012年全年的通貨膨脹率，其結果尚稱平穩，為2%以下。大致上2012年第3季CPI指數介於108.88-109.37之間，

圖3 未來6個月之預測結果



年增率介於1.65%-2.10%^{註36}，第4季其指數介於109.29-110.09之間，年增率為1.33%-2.07%。而全年通膨率預測值，AR(5)模型為1.48%、AR模型(不同模型設定)預測值為1.78%，不可觀測成分模型為1.56%。

相較其他國內外預測機構對本年CPI年增率之預測數(詳見附表2)，本文的預測結果偏低，除所放入的物價資訊只到2012年6月外^{註37}，主要是因模型中仍許多無法模型化之因素，包括天候因素、制度面因素等。本模型中雖考慮時間趨勢及季節虛擬變數，較可以捕捉CPI各季之走勢，然而仍無法捕捉諸多無法模型化之因素，例如颱風豪雨此種不確定性高之因素對CPI的影響。因此上述各

項無法模型化之因素呈現上揚(下降)現象，則本物價模型預測結果應酌予向上(下)調整。梁國源(2012)也說明許多訊息是難以涵蓋於模型之內，即便是以數量模型為主的時間序列預測，依據經驗作人為判斷也扮演相當重要的角色。因此，在判斷分析短期物價變動上，台灣的食物類價格深受天候影響，造成食物類波動度大，不確定性多，亦是特別應予注意之處。

因AR模型(不同模型設定)與不可觀測成分模型，各子項目之設定考量時間趨勢與季節虛擬變數，且走勢較接近，因此接著觀察這兩個模型下14個CPI子項目未來6個月之預測結果。圖4與圖5為AR模型(不同模型設定)

圖4 CPI各子項目預測結果(2012年7月至12月)—AR模型(不同模型設定)

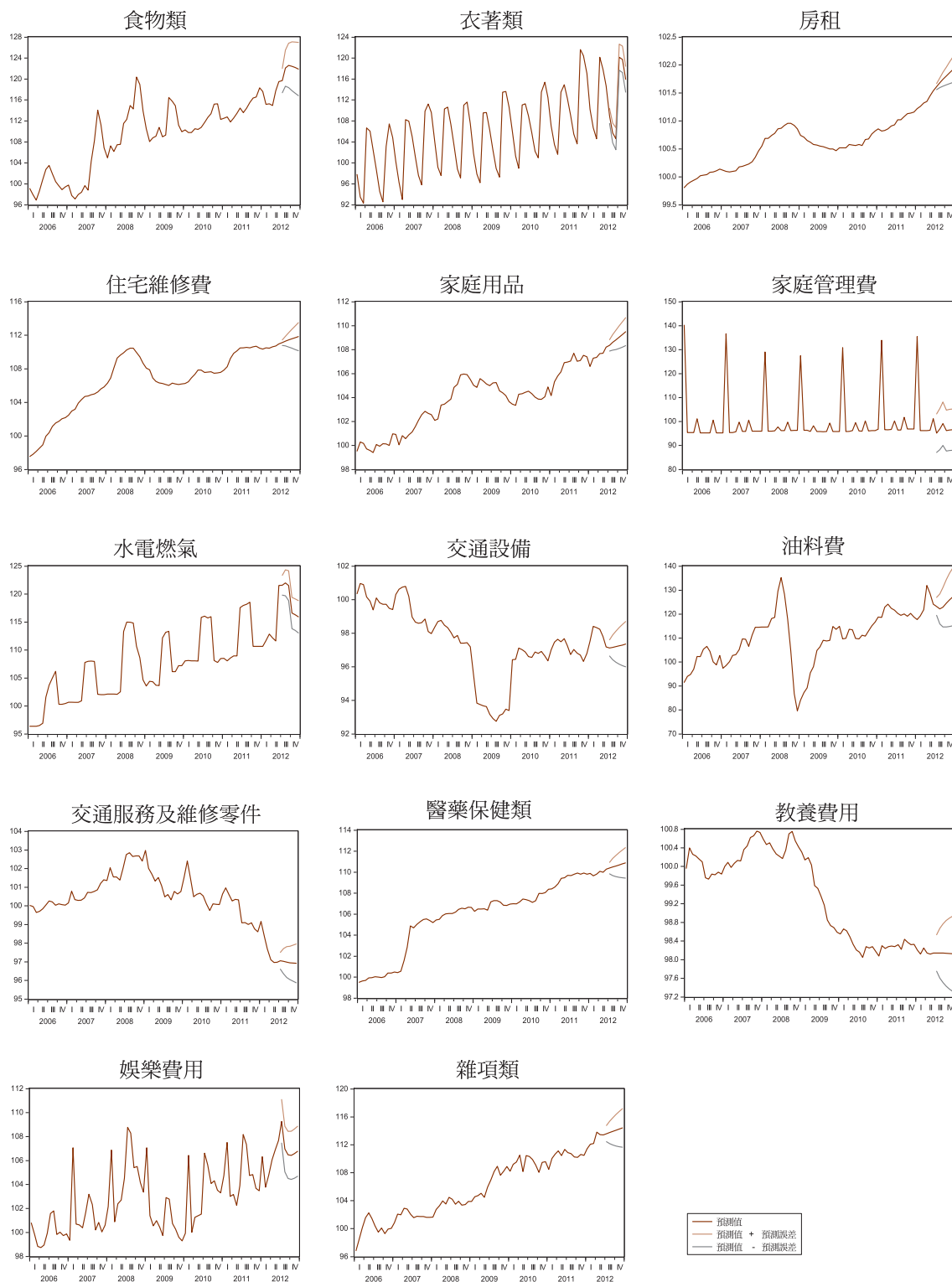
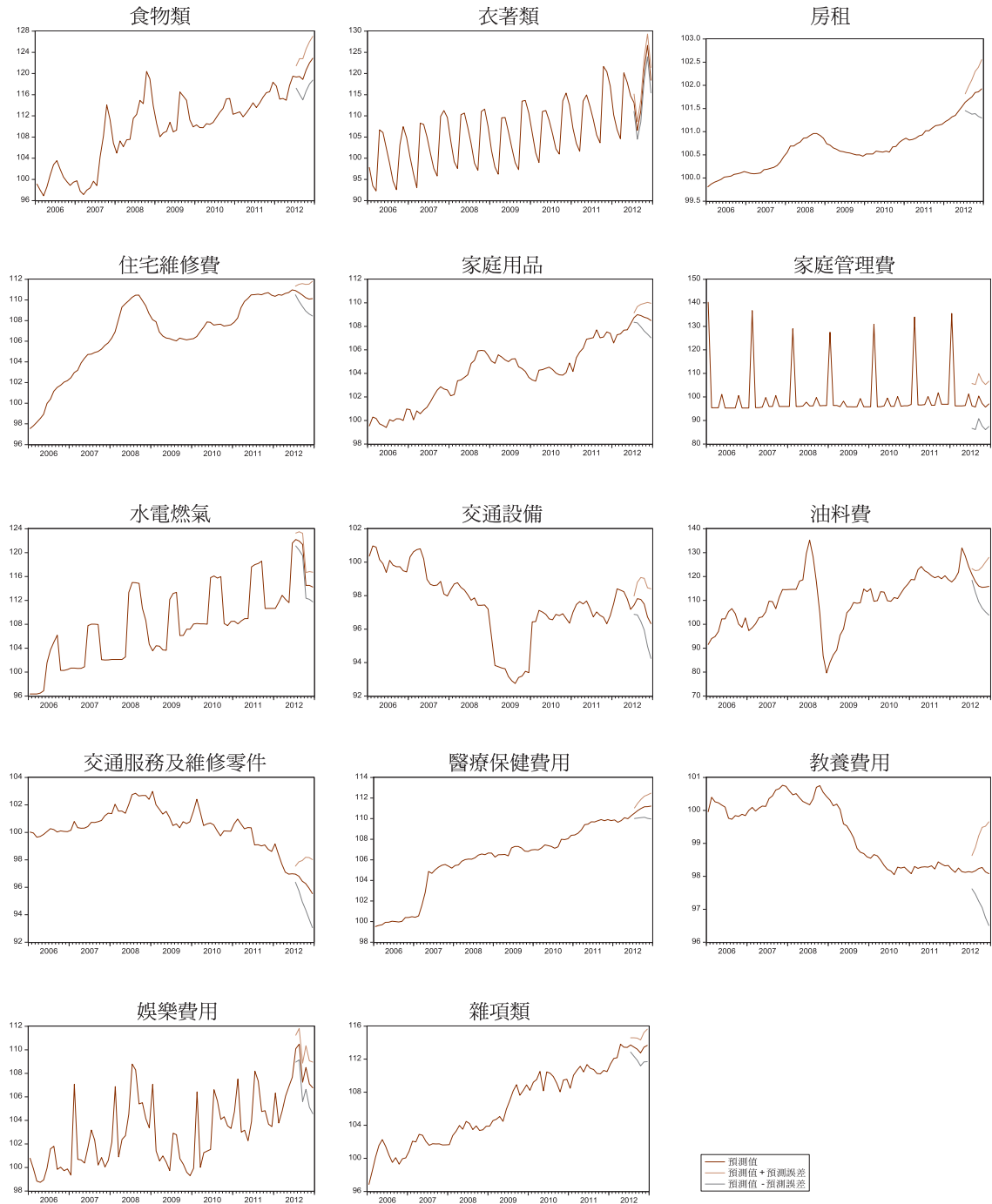


圖5 CPI各子項目預測結果(2012年7月至12月)—不可觀測成分模型



與不可觀測成分模型的結果。

食物類項目方面，AR模型(不同模型設定)其預測結果顯示食物類指數在未來6個月內呈現先上升而後下降之走勢，而不可觀測成分模型則預測食物類指數逐步上升。兩個模型，在衣著類、家庭管理費、水電燃氣、娛樂費用方面，同樣有捕捉到該項目之季節性。即衣著類指數皆顯示8月呈現低點，而後上升，11月呈現高點。房租方面，預測結果皆顯示房租大致維持緩升走勢。家庭管理費用部分，因有褓姆費，三節餽贈禮金，因此過去歷史資料顯示1、2、6、9月份會較高，尤以1月或2月春節最高，而預測結果皆有捕捉到9月時因中秋節餽贈禮金，因此家庭管理費用有較高的現象。

水電燃氣部分，因夏季電費會調漲，而預測結果大致有捕捉到水電燃氣指數於夏季較高。娛樂費用的預測值，明顯捕捉7月時，因暑假旅遊旺季造成國內外旅遊團費較

高，因此該月份娛樂費用項目的提高；教育費用的預測結果顯示大致平穩；醫藥保健類，則預測緩步上升。而不可觀測成分模型，於家庭用品、交通設備、交通服務及維修零件、及雜項類等項目，其預測方向與AR模型(不同模型設定)較為不同，其預測方向為下降，而非上升，由此可推斷這可能是不可觀測成分模型在第4季預測上較AR模型(不同模型設定)為低的原因。

經權重加權14個項目預測值後，得到CPI總指數未來6個月之預測值，本文亦欲了解未來6個月各子項目對CPI總指數的影響，由附圖1可發現食物類對CPI的影響最大，其次為居住類。雖然食物類的波動及不確定因素較多，然其占CPI總指數的權重甚大，且為民眾所深刻感受，因此如同現行採取通膨目標機制之27個國家，其名目基準皆為整體CPI，我國亦不能忽略食物類對CPI總指數之影響。

伍、結 論

對於以維持物價穩定為首要目標的央行來說，準確的預測通膨率是相當重要的。本文主要以台灣2000年1月至2012年6月CPI月資料來進行分析，嘗試分解CPI之子項目，共分解成14個子項目。採用四種模型：隨機漫步模型、自我相關迴歸模型(每個子項目以相同模型設定)、自我相關迴歸模型(每個

子項目以不同模型設定)以及不可觀測成分模型。

參照相關文獻之作法，本文採取兩種預測方式：(一)直接預測CPI變數本身；(二)先估計CPI各組成項目之預測值後，依權重總合為CPI預測值，接著透過遞迴(recursive)估計來比較兩種方式的樣本外預測結果(向前

1-6期之預測)，以了解分解CPI子項目是否可增進預測準確度，更能提供未來通膨預測的展望。此外，因多數文獻並未進行未來CPI年增率之預測，故本文嘗試按英格蘭銀行之作法進行未來6個月(2012年7月至12月)之通膨率預測，並透過分解14個子項目，來了解哪個成分對CPI的影響最大，以供本行制定貨幣政策參考。

實證分析結論大致如下：

1. 樣本外預測能力方面，進行向前1至6期之預測，結果顯示，比較直接預測CPI及透過分解CPI子項目之間接預測方式，除隨機漫步模型外，其餘模型經由分解CPI子項目進行預測，進而依權重加總得出CPI預測值，大致比直接預測CPI，更可以增加預測的準確度。本文的結果與諸多文獻的結論相同，顯示短期預測下，採用分解CPI子項目之方式較佳(如Demers and Champlain (2005)、Duarte and Rua (2005)及Benalal *et al.*(2004))。

2. 基於CPI子項目的走勢不盡相同，因此模型設定必然不能完全相同，需考量時間趨勢以及季節性。在樣本外預測上，本文發現採取自我相關迴歸模型(每個子項目以不同模型設定)，相較其他模型，在預測準確度上較佳。顯示分解CPI子項目並考量各項目走勢之預測方法，較能增加預測準確度。

3. 未來6個月(2012年7月-12月)之預測值：

(1) 自我相關迴歸模型(每個子項目以不同模型設定)與不可觀測成分模型之未來6個月CPI年增率預測值走勢接近，均為第3季較高，惟不可觀測成分模型之各月年增率預測值均較低。

(2) 觀察14個CPI子項目未來6個月之預測結果，自我相關迴歸模型(每個子項目以不同模型設定)與不可觀測成分模型在衣著類、家庭管理費、水電燃氣、娛樂費用等子項目，皆能捕捉該項目之季節性。

4. 本文藉由分解CPI子項目來進行預測，有助於了解那些子項目對CPI總指數影響較大。結果顯示食物類確為重要的影響項目，因此，在預測CPI時，不能忽略其對CPI總指數所造成的影響。

然實務上，物價是個十分複雜的經濟現象，有許多無法模型化之因素，包括天候因素、制度面因素等。因此，在判斷分析短期物價變動上，我們除要考量國內的經濟情勢、國際原物料價格、勞動市場、資產市場以及金融市場等指標外，一些難以量化制度面的情況也要一併考量(例如水費、電費、菸品健康捐、營業稅等)。此外，台灣的食物類價格深受天候影響，造成食物類波動度大，不確定性多，亦是特別應予注意之處。而未來後續研究分析方向亦可考慮以SARIMA模型來處理季節性問題，並可參考Ilek(2007)一文，以多變量模型，且放入前瞻性的變數來進行分析。

附 註

- (註1) 英格蘭銀行建構短期通膨預測模型，主要是因藉由短期通膨預測，有助於了解當前的經濟情勢(例如商品價格的影響、間接稅)，此外，貨幣委員會成員對短期通膨亦較感興趣。英格蘭銀行亦使用短期通膨預測模型對南非進行研究，可見Rummel, O (2012), “Monetary Transmission Channels, Liquidity Conditions and Determinants of Inflation, A Short-Term Inflation Forecast for South Africa: Part I,” Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- (註2) 其中Duarte and Rua (2005)文中的短期係指向前預測1至5期，而Benalal *et al.*(2004)係指向前預測1至6期。
- (註3) 根據相關實證文獻之結果以及英格蘭銀行之作法，本文所進行的短期通膨預測，短期係指6個月，因此樣本外預測能力分析乃進行向前1至6個月，且嘗試進行未來6個月通貨膨脹率之預測。
- (註4) 亦存在一些缺點，像是：(1)各項目的模型錯誤設定會扭曲通膨率的預測；(2)即使模型正確地設定，若是各方程中有許多解釋變數的話，則會增加衡量誤差；(3)來自各項目的殘差不一定能夠完全抵消。
- (註5) 亦有文獻對採取分解CPI子項目方式進行CPI預測有不同的看法。Hubrich (2005) 針對歐元區進行分析，結果說明總合HICP各子項目對於預測通膨率並未有幫助，因HICP會受到能源與非加工食物干擾，Hendry and Hubrich (2006)亦有類似結果。
- (註6) 所放入的解釋變數除被解釋變數之前期項外，尚有產出缺口落後項、實質匯率(加拿大幣相對美元之匯率)成長率落後項。
- (註7) 該文並未特別說明增加CPI子項目，其預測準確度是否愈佳。
- (註8) 低層次，即直接預測CPI本身；中層次，傳統文獻上CPI中主要5個子項目(非加工食物、加工食物、非能源製造品、能源及服務類)；以及高層次，59個CPI子項目。
- (註9) 包含5條結構方程式：通膨方程式、通膨預期方程式、匯率方程式、產出缺口方程式以及貨幣政策方程式(泰勒法則)。
- (註10) 共有4個主要成分：房屋、衣著及鞋類、能源以及排除以上項目的核心CPI。(該文的核心CPI為排除水果與蔬菜的CPI)
- (註11) 三種層次：8個(食物、房屋、房屋設備、衣著、交通、醫療、教育及雜項)、41個及156個CPI之子項目。此外，該文並未特別說明增加CPI子項目，其預測準確度是否愈佳。
- (註12) 文中的HICPX為剔除非加工食物及能源類的HICP。
- (註13) 可詳見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), 841-858。
- (註14) 本文雖未特別採取此樣本期間之理由，然相較於國內其他分析物價的文獻，侯德潛與徐千婷(2002)樣本期間為1982Q1-2001Q3，葉盛與田慧琦(2004)樣本期間為1991Q1-2004Q1，皆為季資料，而本文因採取月資料，共有150個樣本點，應不致於因樣本數少而造成估計上的偏誤。
- (註15) 目前以2006年為基期之CPI共選查424個項目群，相較2001年增加35個項目群。此外，2006年的權數，除居住類、衣著類及雜項類較2001年分別下降2.8%、0.6%及0.3%外，其餘皆上升。食物類上升1.03%，交通類上升1.41%、醫藥保健類上升1%、教養娛樂類上升1.04%。
- (註16) 主要是因，民眾較熟悉CPI，而核心CPI波動較小且可能會對政策利率過於反應，且核心CPI的衡量已剔除波動的因索，如食物。在一些發展中國家，其食物占CPI約40%，因此將它剔除可能會喪失可信度。另泰國2012年1月曾提議通膨目標為整體CPI (3%±1.5pp)，但內閣尚未同意。根據法律，直到整體CPI被同意使用，在這之前仍是使用之前的通膨目標(核心CPI為0.5%-3%)。

- (註17) 根據主計總處新聞稿，2007年10月之消費者物價指數為5.33%，為1994年10月以來新高，主要是受柯羅莎颱風影響，使食物類較上年同期上漲14.86%，其中蔬菜上漲78.63%，水果上漲8.25%。
- (註18) 根據主計總處新聞稿，2011年6月之消費者物價指數為1.93%，為2010年3月以來新高，主要是受到塑化劑事件，使新鮮水果需求量大增，導致水果價格較上年同期上漲21.3%。
- (註19) 觀察從1981年起迄今的教養費用之走勢，可以發現2000年前教養費用呈現階梯式上升趨勢，而至2001年後教養費用則相當平穩。主要是因為在1999年以前，大學的學費是由政府統一訂定徵收標準，而教育部於1999年公佈大學校院學雜費彈性方案，使各校可依實際且經常性之運作成本，自訂合理的學費收費標準。根據教育部統計處的資料，公立大學學雜費的調漲程度，1999年為2.89%，2000年為9.18%，2001年降至4.34%，隨後2008年降至-0.86%左右，至今學雜費未進行調漲。而私立大學學雜費1999年為-0.71%，2000年為4.72%，2001年降至0.04%。
- (註20) 長期下，景氣的好壞亦會影響國人旅遊意願，進而影響旅遊團費。
- (註21) 基本上，不同時期影響CPI總指數的主要項目不同，房租在1980年代中期至1990年代中期，對CPI總指數的影響較大。
- (註22) 將居住類、交通類與教養娛樂費用三類加以細項分解，主要是其中子項目的走勢明顯不同，有些項目之走勢更具有季節性，若不進行拆解，恐無法完整呈現。此外，食物類的細項過多，且蔬菜及水果類的細項亦採月變動權數，為了避免過於繁雜，故並未對食物類進行拆解。
- (註23) 針對子項目進行個別分析時，為了符合定態數列的要求，14個子項目中有12個子項目具單根需做一階差分轉換，另2個子項目則維持原數列型式。而CPI總指數為14個子項目之加權平均值。因此12個經一階差分轉換後的子項目，在進行樣本外預測後，需將預測值進行自然對數轉換變成水準值，以跟2個未轉換的原數列以加權平均方式合成CPI總指數。
- (註24) 本文並不考慮VECM模型，主要是因為這些模型若是均衡值中存在結構改變的話，預測上並不理想 (Clements and Hendry (2002))。
- (註25) 曾嘗試同時放入7月、8月、9月及10月之季節虛擬變數，然 \bar{R}^2 較差。
- (註26) 曾嘗試同時放入1月、2月、6月及9月之季節虛擬變數，然模型殘差值之自我相關檢定與異質變異檢定顯示，殘差值具有自我相關及異質變異。
- (註25) 各CPI子項目的資訊評選準則AIC與BIC列表於附錄2。而各CPI子項目採不同模型設定相較子項目統一使用AR(5)模型來進行分析，其 \bar{R}^2 較高，顯示子項目考慮季節性與時間趨勢後，其樣本內配適能力較佳。此外，雖然部分估計式其 \bar{R}^2 較低，但權重較大的子項目，例如食物類、房租、教養費用等其 \bar{R}^2 尚可，應不致於影響本報告之估計結果。
- (註29) CPI子項目皆為AR(5)模型設定，亦大致顯示各個模型之殘差項不具有自我相關性，且ARCH檢定亦顯示殘差項不具異質變異的現象，故模型設定大致允當。
- (註29) 完整之介紹可見Harvey(1989,Chaper2)，Harvey(1989)於文中稱此型態之模型為基本結構模型(Basic Structural Model)。
- (註30) 另一種型態為隨機漫步模型，以 $u_t = u_{t-1} + e_t$ 表示。
- (註31) 若 $\sigma_\epsilon^2 = 0$ ，表示斜率 β 為常數項，因此時間趨勢呈具有漂浮項之隨機漫步型態(random walk plus drift)。若 $\sigma_\epsilon^2 = 0$ ，則時間趨勢具有平滑趨勢(smooth trend)；若 $\sigma_\epsilon^2 = \sigma_\zeta^2 = 0$ ，則顯示時間趨勢為確定性趨勢(deterministic trend)，即 $u_t = u_0 + \beta_0 t$ 。
- (註32) 另一種季節成分之型態為虛擬變量季節成分，表示方式為 $\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = \omega_t$ ，即 $\gamma_t = -\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t$ 。本文實證分析曾嘗試使用此種季節成分表示方式，惟結果不甚理想。
- (註33) 然在樣本出現一些結構性改變的情況下，則滾動估計法可能較為適用。
- (註34) 採用Diebold and Mariano (1995)的DM檢定，進行預測誤差比較之檢定，惟檢定結果不顯著。

- (註35) 本文亦嘗試以CPI基本分類下之7大類項目進行實證分析。比較7個子項目與14個子項目間接預測之樣本外預測能力結果，發現採用14個子項目確實可增進預測能力，可見附表1。
- (註36) 其中7月的年增率介於1.64%-1.89%，8月的CPI年增率介於1.66%-2.22%。本文完稿於2012年7月底，隨後7月及8月CPI實際值相繼公布。根據主計總處新聞稿2012年7月CPI年增率為2.46%，8月CPI年增率為3.42%，其年增率較高之原因皆是受到天候因素所影響。本文預測值較實際值偏低，主要是模型中無法放入天候因素對CPI之影響。
- (註37) 本文嘗試於完稿後，7月及8月物價資料公布時，重新進行預測。實證樣本期間加入7月實際值，預測2012年全年CPI年增率約在1.69-1.96%之間，而在加入8月的實際值後，預測2012年全年CPI年增率約在1.80-2.02%。

參考文獻

- 侯德潛與徐千婷(2002)，「我國通貨膨脹預測模型之建立」，中央銀行季刊，第二十四卷第三期，頁9-40。
- 葉盛與田慧琦(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，頁69-115。
- 梁國源(2012)，「如何做好經濟預測」，主計月刊，第681期，頁22-27。
- Andrews, R. L. (1994), "Forecasting Performance of Structural Time Series Models," *Journal of Business and Economics*, 12(1), 129-133.
- Barker, T. and M. H. Pesaran (1990), *Disaggregation in Econometric Modelling*, Routledge, London and New-York.
- Benalal, N., J. L. Diaz del Hoyo, B. Landau, M. Roma and F. Skudelny (2004), "To Aggregate or Not to Aggregate? Euro Area Inflation Forecasting," *ECB Working Paper*, No. 374.
- Bils, M., P. J. Klenow, and O. Kryvtsov (2003), "Sticky Prices and Monetary Policy Shocks," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 27(1), 2-9.
- Clements, M. P. and D. F. Hendry (2002), "Modelling Methodology and Forecast Failure," *Economics Journal*, 5, 319-344.
- Cobb, M. (2009), "Forecasting Chilean Inflation From Disaggregate Components," *Central Bank of Chile Working Papers*, December, No.545.
- Demers, F. and A. Champlain (2005), "Forecasting Core Inflation in Canada: Should We forecast the Aggregate or the Components?" *Bank of Canada Working Paper*, 2005-44.
- Diebold, F. X. and R. S. Mariano(1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263.
- Duarte, C. and A. Rua (2005), "Forecasting Inflation Through a Bottom-Up Approach: The Portuguese Case," *Banco de Portugal Working Paper 2-05*, March.
- Espasa, A., P. Poncela, and E. Senra (2002), "Forecasting Monthly US Consumer Price Indexes Through a Disaggregated I(2) Analysis," Working Paper 02-0301, Statistics and Econometrics, Series 09, Universidad Carlos III, Departamento de Estadística y Econometría.
- Fritzer, R., G. Moser, and J. Scharler (2002), "Forecasting Austrian HICP and Its Components Using VAR and ARIMA Models," *Oesterreichische Nationalbank Working Paper*, No.73.
- Fildes, R. and H. Stekler (2002), "The State of Macroeconomic Forecasting," *Journal of Macroeconomics*, 24(4), 435-468.
- Ghysels, E., D. R. Osborn, and P. M. M. Rodrigues (2006), "Forecasting Seasonal Time Series," *Handbook of Economic Forecasting*, Chapter 13, Ed: G. Elliott, C.W.J. Granger and A. Timmermann, Elsevier, 1, 659-711.

- Giacomini, R. and H. White (2006), "Test of Conditional Predictive Ability," *Econometrica*, 74(6), 1545-1578.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 12(2), 111-120.
- Grunfeld, Y. and Z. Griliches (1960), "Is Aggregation Necessarily Bad?" *The Review of Economics and Statistics*, 42(1), 1-13.
- 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), 841-858.
- Hammond, G. (2012), "State of the Art of Inflation Targeting—2012," Centre for Central Banking Studies Handbook, No.29.
- Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Harvey, A. and S. Koopman(2009), "Unobserved Components Models in Economics and Finance: The Role of the Kalman Filter in Time Series Econometrics," *IEEE Control Systems Magazine*, 29(6), 71-81.
- Hendry, D. F. and H. M. Krolzing (2001), *Automatic Econometric Model Selection Using PcGets 1.0*, Timberlake Consultants Ltd., London, UK.
- Hendry, D. F. (2002), "Forecast Failure, Expectations Formation and the Lucas Critique," *Nuffield College Economics Working Paper*, No.8.
- Hendry, D. F. and K. Hubrich (2006), "Forecasting Economic Aggregates by Disaggregates," *CEPR Discussion Paper*, No.5485.
- Hindrayanto, I., J. A. D. Aston, S. J. Koopman, and M. Ooms (2010), "Modeling Trigonometric Seasonal Components for Monthly Economic Time Series," *Tinbergen Institute Discussion Paper*, 10-018/4.
- Hubrich, K. (2005), "Forecasting Euro Area Inflation : Does Aggregating Forecasts by HICP Component Improve Forecast Accuracy?" *International Journal of Forecasting*, 21(1), 216-227.
- Ilek, A. (2007), "Aggregation Versus Disaggregation—What Can We Learn From It?" Bank of Israel, *Monetary Studies Discussion Papers*.
- IMF (2008), "Global Slowdown and Rising Inflation," World Economic Outlook Update, July.
- Koopman, S. J. and M. Ooms (2002), "Periodic Unobserved Component Time Series Models : Estimation and Forecasting with Applications," Paper presented at the 57th European Meeting of the Econometric Society (ESEM2002) held in Venice, August 25-28, 2002, Department of Econometrics, Vrije Universiteit Amsterdam.
- Pufnik, A. and D. Kunovac (2006), "Short-Term Forecasting of Inflation in Croatia with Seasonal ARIMA Processes," Croatian National Bank, December 2006.
- 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.
- Rummel, O (2012), "Monetary Transmission Channels , Liquidity Conditions and Determinants of Inflation , A Short-Term Inflation Forecast for South Africa: Part I," Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1984), "Testing for Unit Root in Autoregressive Moving Average Models with Unknown Order," *Biometrika*, 71(3), 599-608.
- Suchoy, T. and Y. Rotberger (2006), "Enhancing the Accuracy of the Seasonal Model for Forecasting CPI in the Short Term," *Discussion Paper of Research Department*, Bank of Israel.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1999), "Forecasting Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 44, 293-335.
- Theil, H.(1954), "Linear Aggregation of Economic Relations," North Holland, Amsterdam.

附錄1 文獻整理

文獻	國家	指數	資料 頻率	樣本期間	方法	分解CPI 之主要子項目
Espasa <i>et al.</i> (2002)	美國	CPI	月資料	估計樣本1983:1-1997:12 預測樣本 1998:1-2000:12	ARIMA模型、多變 量模型(共整合分析 與動態因子模型)	能源, 食物, 非能源商 品, 服務
Fritzer <i>et al.</i> (2002)	奧地利	HICP	月資料	估計樣本1987:1-1996:12 預測樣本 1996:1-2000:1	ARIMA、VAR模型	非加工食物、加工食 物、能源及服務類
Benalal <i>et al.</i> (2004)	歐元區及 歐元區中 最大的4個 國家(德、 法、義、 西)	HICP HICPX	月資料	1990:1-2002:6	單變量(隨機漫 步、ARIMA、指 數平滑)及多變量 (VAR、貝氏VAR模 型、單一方程)模型	1. HICP中5個主要成 份: 非加工食物、加 工食物、非能源製造 品、能源及服務類。 2. 四個歐元區中最大 的國家(德、法、義、 西)。
Hubrich(2005)	歐元區	HICP	月資料	1992:1-2001:12	隨機漫步模型、AR 模型及VAR模型	HICP中5個主要成份: 非加工食物、加工食 物、非能源製造品、能 源及服務類。
Duarte and Rua (2005)	葡萄牙	CPI	月資料	1988:1-2004:12	隨機漫步模型 SARIMA模型 SARIMAX (含有外生變數)	1. 低層次: 直接預測 CPI本身。 2. 中層次: 傳統文獻使 用CPI中主要5個子 項目(非加工食物、 加工食物、非能源製 造品、能源及服務 類)。 3. 高層次: 59個CPI子 項目。
Demers and Champlain(2005)	加拿大	CPIX	月資料	1985:1-2003:12	菲力普曲線模型	兩種層次: 6個及19個 CPIX子項目
Hendry and Hubrich (2006)	歐元區 美國	HICP CPI(US)	月資料	歐元區 1992:1-2001:12(2004:12) 美國 1990-2004; 1980-2004	AR模型及VAR模型	1. HICP中5個主要成 份: 非加工食物、加 工食物、工業商品、 能源及服務類。 2. 美國CPI中4個主要 成份: 食物、工業產 品、服務及能源
Pufnik and Kunovac (2006)	克羅埃西 亞	CPI	月資料	估計樣本1998:1-2003:12 預測樣本 2004:1-2006:3	隨機漫步模型 SARIMA模型	12個CPI子項目
Ilek (2007)	以色列	CPIX	月資料	1998:1-2006:7	通膨結構模型(5條 結構方程式: 通膨 方程式、通膨預期 方程式、匯率方程 式、產出缺口方程 式及貨幣政策方程 式(泰勒法則))	房屋、衣著及鞋類、能 源以及排除以上項目的 核心CPI。
Cobb (2009)	智利	CPI	月資料	1998:12-2008:12	AR模型、SARIMA 模型、不可觀測成 分模型及VAR模型	三種層次: 8個(食物、 房屋、房屋設備、衣 著、交通、醫療、教育 及雜項)、41個及156個 CPI子項目。

註: HICP 意指調和的消費者物價指數; CPIX意指核心CPI。

附錄2 組成CPI之各項目－調整後判定係數、AIC及BIC

組成CPI之項目	模型所放落後期數	\bar{R}^2	AIC	BIC	組成CPI之項目	模型所放落後期數	\bar{R}^2	AIC	BIC
食物類	1	0.065	-5.017	-4.937	家庭用品	1	0.066	-8.010	-7.930
	2	0.061	-5.006	-4.906		2	0.072	-8.011	-7.911
	3	0.092	-5.033	-4.913		3	0.068	-8.000	-7.880
	4	0.111	-5.048	-4.908		4	0.074	-8.000	-7.859
	5	0.106	-5.036	-4.876		5	0.071	-7.990	-7.829
衣著類	1	0.917	-5.023	-4.943	家庭管理費	1	0.314	-1.846	-1.745
	2	0.921	-5.067	-4.967		2	0.328	-1.859	-1.739
	3	0.957	-5.678	-5.557		3	0.338	-1.869	-1.728
	4	0.963	-5.802	-5.661		4	0.338	-1.861	-1.701
	5	0.964	-5.826	-5.666		5	0.336	-1.853	-1.672
房租	1	0.266	-12.133	-12.073	水電燃氣費	1	0.575	-5.182	-5.061
	2	0.343	-12.237	-12.157		2	0.578	-5.182	-5.042
	3	0.352	-12.245	-12.144		3	0.588	-5.200	-5.040
	4	0.351	-12.236	-12.116		4	0.742	-5.662	-5.481
	5	0.359	-12.243	-12.102		5	0.747	-5.674	-5.473
住宅維修費	1	0.347	-8.679	-8.619	交通設備	1	0.037	-7.775	-7.694
	2	0.413	-8.780	-8.700		2	0.031	-7.762	-7.661
	3	0.410	-8.767	-8.667		3	0.040	-7.765	-7.645
	4	0.406	-8.754	-8.634		4	0.034	-7.753	-7.612
	5	0.407	-8.750	-8.609		5	0.027	-7.739	-7.579
油料費	1	0.976	-4.074	-4.014	教養費用	1	0.920	-8.210	-8.170
	2	0.979	-4.194	-4.114		2	0.920	-8.199	-8.138
	3	0.979	-4.186	-4.086		3	0.919	-8.188	-8.107
	4	0.979	-4.175	-4.055		4	0.919	-8.174	-8.074
	5	0.979	-4.186	-4.046		5	0.918	-8.161	-8.041
交通服務及維修零件	1	0.007	-7.868	-7.828	娛樂費用	1	0.372	-5.482	-5.382
	2	0.012	-7.867	-7.807		2	0.399	-5.518	-5.398
	3	0.061	-7.911	-7.830		3	0.414	-5.538	-5.397
	4	0.060	-7.904	-7.803		4	0.411	-5.527	-5.366
	5	0.054	-7.891	-7.771		5	0.421	-5.537	-5.356
醫藥保健類	1	0.040	-7.758	-7.637	雜項類	1	0.977	-6.299	-6.219
	2	0.036	-7.748	-7.607		2	0.977	-6.287	-6.187
	3	0.032	-7.737	-7.577		3	0.977	-6.276	-6.155
	4	0.025	-7.724	-7.543		4	0.977	-6.263	-6.122
	5	0.018	-7.711	-7.510		5	0.977	-6.249	-6.089

附錄3 組成CPI之各項目－估計模型

組成CPI之項目	模型	\bar{R}^2	Q(1)	Q(4)	ARCH (1)
食物類	$d\log(\text{food}) = -0.01 + 0.03*d\log(\text{food})_{t-1} - 0.03*d\log(\text{food})_{t-2} - 0.18*d\log(\text{food})_{t-3} - 0.16*d\log(\text{food})_{t-4} + 0.02*@seas(8) + 0.01*@seas(9) + 0.00002*@trend$	0.11	0.65	0.85	0.79
衣著類	$d\log(\text{cloth}) = -0.02 - 0.09*d\log(\text{cloth})_{t-1} - 0.22*d\log(\text{cloth})_{t-2} - 0.34*d\log(\text{cloth})_{t-3} - 0.22*d\log(\text{cloth})_{t-4} - 0.14*d\log(\text{cloth})_{t-5} + 0.13*@seas(4) + 0.12*@seas(10)$	0.96	0.45	0.15	0.76
房租	$d\log(\text{rent}) = -0.001 + 0.25*d\log(\text{rent})_{t-1} + 0.33*d\log(\text{rent})_{t-2} + 0.00003*@trend$	0.34	0.52	0.81	0.87
住宅維修費	$d\log(\text{repair}) = -0.0003 + 0.36*d\log(\text{repair})_{t-1} + 0.32*d\log(\text{repair})_{t-2} - 0.03*d\log(\text{repair})_{t-3} + 0.002*d2004 + 0.00001*@trend$	0.42	0.96	0.90	0.10
家庭用品	$d\log(\text{household}) = -0.01 - 0.10*d\log(\text{household})_{t-1} + 0.12*d\log(\text{household})_{t-2} + 0.002*d2004 + 0.00003*@trend$	0.07	0.81	0.67	0.51
家庭管理費	$\log(\text{operate}) = 7.82 - 0.40*\log(\text{operate})_{t-1} - 0.16*\log(\text{operate})_{t-2} - 0.13*\log(\text{operate})_{t-3} + 0.04*d\log(\text{operate})_{t-4} - 0.06*\log(\text{operate})_{t-5} + 0.23*@seas(2) - 0.01*@seas(6) - 0.002*@seas(9)$	0.34	0.02	0.24	0.53
水電燃氣	$d\log(\text{gas}) = -0.01 - 0.09*d\log(\text{gas})_{t-1} - 0.13*d\log(\text{gas})_{t-2} - 0.17*d\log(\text{gas})_{t-3} + 0.08*@seas(6) + 0.02*@seas(7) + 0.02*@seas(8) + 0.02*@seas(9)$	0.59	0.64	0.49	0.22
交通設備	$d\log(\text{transeq}) = -0.004 + 0.15*d\log(\text{transeq})_{t-1} - 0.003*d2009 + 0.00001*@trend$	0.04	0.68	0.72	0.97
油料費	$d\log(\text{fule}) = -0.005 + 0.36*d\log(\text{fule})_{t-1} - 0.06*d\log(\text{fule})_{t-2} + 0.02*d\log(\text{fule})_{t-3} + 0.16*d\log(\text{fule})_{t-4} - 0.03*d2008$	0.21	0.98	0.99	0.26
交通服務及維修零件	$d\log(\text{transervice}) = -0.0002 + 0.12*d\log(\text{transervice})_{t-1} - 0.07*d\log(\text{transervice})_{t-2} - 0.24*d\log(\text{transervice})_{t-3} + 0.08*d\log(\text{transervice})_{t-4}$	0.06	0.98	0.99	0.55
醫藥保健類	$d\log(\text{medical}) = 0.001 + 0.08*d\log(\text{medical})_{t-1} + 0.002*d2002 + 0.004*d2005 + 0.003*d2007 - 0.000002*@trend$	0.04	0.93	0.80	0.92
教養費用	$\log(\text{edu}) = 0.34 + 0.93*\log(\text{edu})_{t-1} - 0.000014*@trend$	0.92	0.94	0.97	0.96
娛樂費用	$d\log(\text{ent}) = -0.005 - 0.51*d\log(\text{ent})_{t-1} - 0.30*d\log(\text{ent})_{t-2} - 0.23*d\log(\text{ent})_{t-3} - 0.13*d\log(\text{ent})_{t-4} - 0.14*d\log(\text{ent})_{t-5} + 0.01*@seas(1) + 0.02*@seas(2) + 0.03*@seas(7)$	0.42	0.86	0.38	0.10
雜項類	$d\log(\text{other}) = 0.002 - 0.05*d\log(\text{other})_{t-1} + 0.02*d2002_2 + 0.01*d2009_6$	0.02	0.93	0.97	0.94

註：估計樣本期間為2000年1月至2012年6月。

附錄4 短期通膨率預測值

模型	AR(5)模型				AR-不同模型設定				不可觀測成分模型			
	每月CPI	年增率(月)	每季CPI	年增率(季)	每月CPI	年增率(月)	每季CPI	年增率(季)	每月CPI	年增率(月)	每季CPI	年增率(季)
2012年	108.35	2.36	107.43	1.29	108.35	2.36	107.43	1.29	108.35	2.36	107.43	1.29
1月	106.91	0.24			106.91	0.24			106.91	0.24		
2月	107.04	1.26			107.04	1.26			107.04	1.26		
3月	108.04	1.44	108.63	1.65	108.04	1.44	108.63	1.65	108.04	1.44	108.63	1.65
4月	108.57	1.74			108.57	1.74			108.57	1.74		
5月	109.27	1.77			109.27	1.77			109.27	1.77		
6月	109.07	1.89	108.88	1.65	109.10	1.92	109.37	2.10	108.81	1.64	109.05	1.80
7月	108.86	1.66			109.46	2.22			108.94	1.73		
8月	108.70	1.38			109.54	2.17			109.40	2.03		
9月	109.19	1.29	109.29	1.33	110.19	2.22	110.09	2.07	109.72	1.78	109.48	1.50
10月	109.32	1.44			110.14	2.20			109.69	1.78		
11月	109.37	1.26			109.95	1.80			109.03	0.94		
12月	1.48				1.78				1.56			
全年通膨率預測值	1.48				1.78				1.56			

註：2012年7月至12月為預測值，其餘為實際值

附表1 間接預測之預測能力比較—不同子項目個數

預測期間	模型子項目個數	AR模型AR(5)模型設定		AR模型不同模型設定	
		7個子項目	14個子項目	7個子項目	14個子項目
向前預測1期	MAE	0.40	0.34	0.52	0.38
	MAPE	0.38	0.32	0.49	0.36
	RMSE	0.40	0.34	0.52	0.38
向前預測2期	MAE	0.42	0.40	0.53	0.41
	MAPE	0.39	0.37	0.50	0.39
	RMSE	0.46	0.43	0.58	0.46
向前預測3期	MAE	0.44	0.42	0.66	0.59
	MAPE	0.44	0.39	0.62	0.55
	RMSE	0.50	0.45	0.74	0.66
向前預測4期	MAE	0.45	0.43	0.66	0.54
	MAPE	0.43	0.41	0.62	0.51
	RMSE	0.52	0.48	0.75	0.61
向前預測5期	MAE	0.46	0.45	0.76	0.64
	MAPE	0.43	0.42	0.71	0.60
	RMSE	0.53	0.50	0.85	0.74
向前預測6期	MAE	0.46	0.46	0.85	0.64
	MAPE	0.44	0.43	0.80	0.61
	RMSE	0.54	0.51	0.94	0.73

附表2 主要機構對2012年CPI年增率之預測數

預測機構 (2012年發佈日期)	主計總處 (8/17)	台經院 (7/26)	中經院 (7/23)	中研院 (7/18)	寶華 (6/28)	台綜院 (6/13)	Global Insight (8/15)
2012年預測值	1.93	1.84	1.87	1.80	1.9	1.93	1.92

附圖1 CPI之組成項目對CPI年增率之影響(2012年7月至12月)

