

107cbc-經1 (委託研究報告)

台灣基本通膨估值(UIG)之建構與分析

受委託單位：國立政治大學

研究主持人：徐士勛 副教授 (國立政治大學經濟學系)

兼任研究員：黃裕烈 教授 (國立清華大學計量財務金融學系)

徐之強 教授 (國立中央大學經濟學系)

中央銀行 委託研究

中華民國 108 年 4 月

(本報告內容純係作者個人之觀點，不應引申為本機關之意見)

中央銀行委託研究計畫編號
107cbc-經1

台灣基本通膨估值(UIG)之建構與分析

受委託單位：國立政治大學

研究主持人：徐士勛 副教授(國立政治大學經濟學系)

兼任研究員：黃裕烈 教授 (國立清華大學計量財務金融學系)

徐之強 教授 (國立中央大學經濟學系)

研究 期 程：中華民國107年5月至108年4月

研究 經 費：新臺幣599,405元

中央銀行 委託研究

中華民國 108 年 4 月

(本報告內容純係作者個人之觀點，不應引申為本機關之意見)

目錄

1. 緒論	1
1.1 消費者物價指數與核心消費者物價指數	1
1.2 基本通貨膨脹率.....	4
1.3 研究流程.....	5
2. 基本通膨估值優點與各國建置情況	7
2.1 基本通貨膨脹率估值的優點	8
2.2 各國建置基本通貨膨脹率估值的情況	9
3. 計量模型設定與估計	12
3.1 一般化動態因子模型.....	12
3.2 基本通膨估值的定義.....	14
3.3 計量模型估計.....	15
4. 我國對應資料與處理	17
4.1 資料考量原則.....	17
4.2 資料說明.....	18

4.3 資料處理方式.....	21
5. UIG 的建構結果與分析.....	23
5.1 UIG(Price Only) 與 UIG(ALL) 的建構.....	24
5.2 相關指標的進階統計性質比較	27
5.3 UIG(Price Only) 的統計性質	32
6. 結論與討論.....	41
參考文獻.....	44
附錄 A 台灣消費者物價指數直接與間接資料	46
附錄 B 時域與頻域的關係及 UIG 三階段建構.....	56
附錄 C 各變數於建構 UIG(Price Only) 時的貢獻度.....	62
附錄 D 農曆春節因素與其他參數設定對 UIG(Price Only) 的影響	64
附錄 E 未來各期的預測表現比較.....	68
附錄 F 期中報告意見回覆.....	71
附錄 G 期末報告意見回覆	84

表目錄

表 1：消費者物價指數對應的通貨膨脹率與核心通膨	2
表 2：各國建置基本通貨膨脹率估值的文獻與所考量資料	9
表 3：各指標的相關係數	28
表 4：葛蘭傑因果關係檢定結果	30
表 5：樣本外預測比較	31
表 6：消費者物價指數對應的通貨膨脹率與 UIG(Price Only)	33
表 7：UIG(Price Only)的高峰谷底認定	34
表 8：UIG(Price Only)的門檻自我迴歸模型估計結果	38
表 9：消費者物價相關變數(Prices)	46
表 10：實質面變數(Real Variables)	50
表 11：勞動市場變數(Labor)	52
表 12：貨幣面變數(Money)	53
表 13：金融面變數(Financial)	54
表 14：相關係數最高的 10 大物價分類指標	62
表 15：相關係數最低的 10 大物價分類指標	63
表 16：葛蘭傑因果關係檢定結果	66
表 17：樣本外預測比較(二)	67
表 18：樣本外預測比較(三)	69

圖目錄

圖 1：消費者物價指數對應的通貨膨脹率與核心通膨的時間趨勢圖	3
圖 2：台灣資料與 Amstad et al. (2017)資料的分佈概況	19
圖 3：我國資料的起始月份分佈	20
圖 4：通貨膨脹率與 CPI%(HP)的時間趨勢	24
圖 5：UIG(Price Only)、CPI% 及 Core CPI% 的時間趨勢圖	25
圖 6：UIG(ALL,1)、UIG(ALL,2)與通貨膨脹率(CPI%)的時間趨勢圖	26
圖 7：UIG(Price Only)、UIG(ALL,1) 與 UIG(ALL,2) 時間趨勢圖	27
圖 8：UIG(Price Only)、UIG(ALL,1) 與 UIG(ALL,2) 時間趨勢圖	35
圖 9：UIG(Price Only)與其緊縮期之時間趨勢圖	36
圖 10：CPI% vs. UIG(Price Only) 的衝擊反應分析	39
圖 11：UIG(Price Only) vs. Core CPI% 的衝擊反應分析	40
圖 12：處理農曆春節因素後的 UIG	64
圖 13：不同因子個數的 UIG 建構比較	65
圖 14：不同 m 設定下的 UIG 建構比較	65

1. 緒論

近幾十年來，由於全世界經濟結構的轉變以及國家發展政策的逐漸轉型與升級，我國已由開發中國家的高速成長階段邁向已開發國家的穩定溫和成長階段。在當前發展階段下，我國中央銀行(以下簡稱為央行)的「貨幣政策」擬定之終極目標當前也明訂為「物價穩定」、「金融健全」以及「經濟成長」。由於貨幣政策在執行後一般需要一定的時間方能檢視其成效，因此，針對如何達成終極目標，央行在實際操作上將以逐期檢視「貨幣總計數 M2」成長率(此為貨幣政策之中間目標變數)是否達到事前訂定的合適目標區間為主。依當下及未來經濟態勢，央行運用合適的短期貨幣政策操作工具(如公開市場操作、準備金制度與貼現窗口制度等)有效調控各期中間目標變數，而逐步引導至實現最終目標。無疑地，當下與針對未來物價水準的趨勢預測會是影響貨幣政策操作的重要考量之一。其中，如何濾除短期的波動影響並對物價水準的中長期趨勢進行研判，就是相當重要且關鍵的課題，也是此研究計畫的首要標的。

1.1 消費者物價指數與核心消費者物價指數

我國與大部分國家相仿，一般皆以「消費者物價指數(consumer price index, CPI)」作為物價水準的衡量，而「通貨膨脹率(inflation rate)」則泛指消費者物價指數的年增率(Y-O-Y growth rate)。消費者物價指數主要由行政院主計總處每個月進行各商品價格調查與統計後編製，因此是月頻率的資料。由於物價指數編製涵蓋了大範圍的各類商品價格，因此指數波動除了會受到貨幣政策的影響外，一般也會即時反應短期事件(如颱風、地震等天災)的衝擊，也可能受到循環性的季節性因素(如各類年節或假期效應等)的影響。因此，各國政府或央行在評析各項

貨幣政策對應的施作環境或預測時，多以濾除掉短期價格波動較劇烈的項目後的「核心消費者物價指數，core consumer price index, core CPI」為主，其對應的年增率我們也簡稱為「核心通膨」。¹我國的「核心消費者物價指數」是以扣除新鮮蔬果及能源(燃氣、電費、油料費)項目後而對應計算之消費者物價指數。表 1 為消費者物價指數以及核心消費者物價指數所計算出的年增率之敘述統計。

表 1：消費者物價指數對應的通貨膨脹率與核心通膨

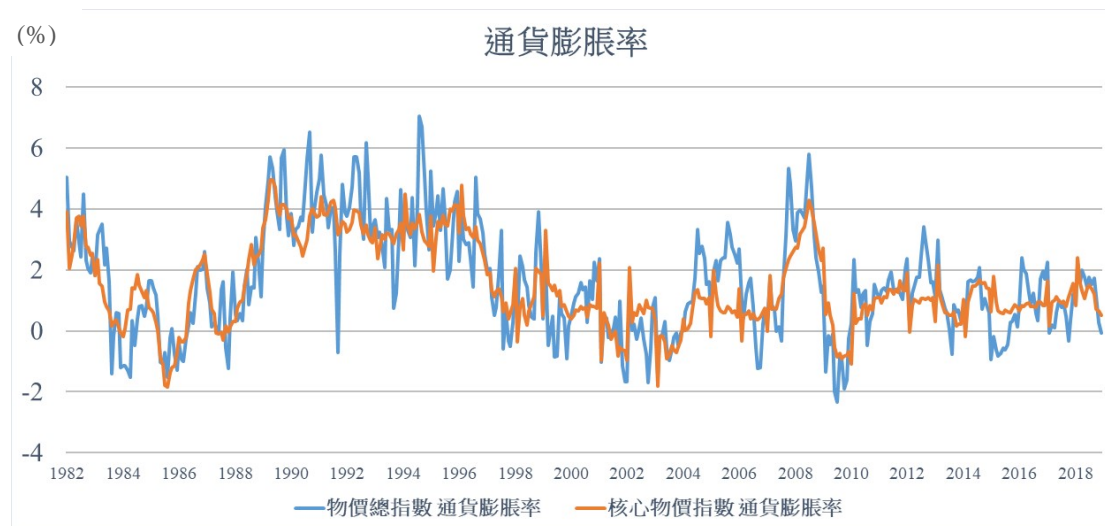
	通貨膨脹率(%)	核心通膨(%)
平均數	1.597	1.483
中位數	1.405	1.085
眾數	0.350	0.610
標準差	1.786	1.412
變異數	3.190	1.992
峰度	-0.203	-0.610
偏度	0.454	0.372
全距	9.390	6.800
最小值	-2.340	-1.850
最大值	7.050	4.950

資料來源：中華民國統計資訊網，資料期間為 1981 年 1 月至 2018 年 12 月。

¹ 此時，相對應的年成長率就稱為「核心通貨膨脹率」，或簡稱為「核心通膨」。

由表 1 的敘述統計結果，通貨膨脹率之平均數為 1.597%、中位數為 1.405%、眾數為 0.350%、標準差為 1.786%、最大值為 7.050%、最小值則為-2.340%；核心通膨之平均數為 1.483%、中位數為 1.085%、眾數為 0.610%、標準差為 1.412%、最大值為 4.950%、最小值則為-1.850%。這些的結果如我們所預期，核心通膨率的水準值與波動幅度均小於通貨膨脹率。另外，兩序列的偏度係數皆判定為右偏(其偏度係數為正)，表示出現較為極端的通貨膨脹情況略大於通貨緊縮。

圖 1 則呈現兩資料之時間序列走勢圖。由圖中我們可以發現，一般通膨率與核心通膨率大致呈現相同走勢，惟一般通膨率的波動幅度較大，核心通膨率的波動幅度則較小。其中，台灣通貨膨脹率大多為正，其值在 1990 年至 1995 年間維持在相對較高水準，隨後便逐漸下跌，直到 2007 年至 2008 年間又有相當大的漲幅；2010 年後。整體而言，台灣的通膨率則多維持在 0% 至 2% 之間。



資料來源：中華民國統計資訊網，資料期間為 1981 年 1 月至 2018 年 12 月。

圖 1：消費者物價指數對應的通貨膨脹率與核心通膨的時間趨勢圖

大致而言，以「核心消費者物價指數」作為政策施作的參考變數，因為其刪除了大部分事先認定受到短期劇烈波動的商品價格，因而較能呈現平穩的長期趨勢，確實具有一定的合理性。但是，為了讓指數編列能跨期比較，這些事先被排除的項目必須固定；亦即，此核心物價架構在物價短期波動來源與影響範圍皆不隨時間改變的關鍵假設上。再者，這些被事先剔除的項目商品價格，其實也包含了物價變動的長期趨勢訊息，但這些有用資訊也直接被「核心消費者物價指數」摒棄不用。因此，如何透過計量模型的建立，在考慮所有項目商品價格的情況下，提供另一套以統計方法客觀濾除短期波動的物價指數以供政府與決策單位參考，就是此研究計畫的主要目的。在後文中，為行文簡潔，「消費者物價指數」對應的通貨膨脹率我們將以 $CPI\%$ 或 $CPI\%(DGBAS)$ 表示，而「核心消費者物價指數」對應的通貨膨脹率則 $Core\ CPI\%$ 表示之。

1.2 基本通貨膨脹率

據此，此研究計畫將仿效紐約聯邦準備銀行(New York Fed)的分析方法(Amstad et al., 2017)，利用 Forni et al. (2000, 2005) 所提出之一般化動態因子模型 (generalized dynamic factor model) 與頻域 (frequency domain) 上的頻譜分析 (spectral analysis) 方法，搭配如 Altissimo et al. (2001) 和 Cristadoro et al. (2005) 的拆解法，從眾多物價相關的月頻率資料中萃取出代表中長期趨勢的「基本通貨膨脹率 (underlying inflation)」，以作為央行擬定貨幣政策時參考。值得一提的是，在分析大量資料的文獻研究上，研究者也常直接從時域 (time domain) 的角度建構所謂的「動態因子模型」(如 Stock and Watson, 1999, 2002, 2016) 以捕捉變數間的共同波動，估計上一般咸運用主成分分析法 (principal component analysis) 或最

大概似估計法(maximum likelihood estimation)估計此共同因子。然而，由於這些模型的建構與估計都是從時域的角度進行分析，因此所得到的共同因子，並無法直接將其區分為中長期趨勢或短期波動。相較之下，此研究計畫所採用的估計方法，可以直接將代表不同頻率的中長期趨勢與短期波動從資料中分離出來，因此較為合適用來估計代表中長期趨勢的「基本通貨膨脹率」。除了上述的各國文獻外，如何利用動態因子模型與時域及頻域分析的關連，從巨量資料中拆解中長期趨勢的方法，也可參考徐士勛 (2019) 學術文稿的整理與論述。

1.3 研究流程

如同前述，我們將參考 Amstad et al. (2017)，蒐集整理台灣對應的物價相關資料，建立我國的基本通貨膨脹率估值(underlying inflation gauge, UIG)。整個建構流程分為兩大部分，第一部份為相關資料整理與處理；第二部分則為我國對應 UIG 的建構與後續的統計計量分析。其中，根據所蒐集的相關資料，我們首先將建構對應的「一般化動態因子模型」，並以 Forni et al. (2000, 2005) 的方式估計模型中的動態因子，最後再搭配如 Altissimo et al. (2001) 和 Cristadoro et al. (2005) 的拆解法，從所估計因子中拆解出代表物價中長期趨勢的波動部分，此即為 UIG。我們根據台灣對應資料估算了兩套 UIG，一套為純粹使用物價指數相關資料所建構，我們稱之為 UIG(Price Only)，另一套則額外納入與物價波動有關的總體財金變數，我們稱之為 UIG(ALL)。之後，我們分析所估算 UIG 與一般常用之核心通膨，並比較其於所觀察樣本期間的異同。此外，針對消費者物價指數，我們將透過葛蘭傑因果關係檢定 (Granger Causality Test) 分析 UIG 是否具有預測未來物價指數波動的能力；同時，我們分析了對應的衝擊反應分析並

在考量的擬真樣本外區間(pseudo out-of-sample period)中驗證 UIG 的樣本外預測能力。根據研究計畫書，此計畫最終已經完成以下的工作項目：

1. 整理各國建構 UIG 的情況，其中涵蓋了核心通膨與「UIG」的優劣討論。
2. 整理台灣 UIG 衡量對應的月頻率資料(含與物價直接相關與間接相關資料)。
3. 建立對應的「一般化動態因子模型」以及估計流程。之後，再據以估算僅含物價直接相關變數衡量的 UIG，以及使用完整資料所衡量之 UIG；亦即，此研究會完成兩套 UIG 的估算。
4. 仔細分析所估算的兩套 UIG 的結果，並與核心通膨的時間趨勢從多面向的統計與計量方法進行深入比較。
5. 綜合各分析結果，建議當下適合台灣的 UIG，並據此分析對應的擴張期與緊縮期的對應轉折點，以作分析通貨膨脹率中長期趨勢與轉折點的參考。
6. 綜合前述的結果，提出對於我國貨幣政策操作的可能影響以及相關的政策意涵。

2. 基本通膨估值優點與各國建置情況

如同前述，消費者物價指數與變動率是最常用的通膨衡量指標，然而，此序列的總指標可能因某突發事件短暫衝擊而大幅劇烈波動以致於偏誤了我們對中長期通膨趨勢的研判。因此，文獻上有許多不同的方法用來估計不受短期事件干擾的基本通膨，亦即希望從每月發佈的通膨衡量指標中找到「持續性」的成分。

在總價格指數的短期變化可能與「相同特定商品及勞務」相關或與「特定月份」大幅波動的商品及勞務相關的假設下，一般關於基本通膨的推估，多以建構核心通膨指標消除組成指數中較大的價格波動，或是透過統計上的平滑方法、截尾平均數和中位數等的調整則可減緩特定月份的影響等因應。例如，我國的「核心消費者物價指數」是以扣除新鮮蔬果、水產品及能源(燃氣、電費、油料費)項目後而對應計算之消費者物價指數，旨在消除食品和能源價格短期波動對通膨的影響。一般而言，這些調整方法一般存在一些限制或假設：第一，總價格指數的短暫變動來源被認定在一段時間內將維持不變；第二，僅考量橫斷面的資料訊息，而可能忽略變數資料隨時間推移的潛在訊息。第三，核心通膨一般為每月更新一次，當通膨趨勢變動有較大的不確定性時(如金融危機)，較低的資料更新頻率恐無法充分的利用當下的有用訊息(如每日更新的利率、匯率等直接反映市場價格的資訊)。基於上述這些原因，也促使各國研究人員建構其他可輔助核心通膨以衡量基本通膨通膨中長期趨勢的指標，以期能達到更佳的可信性與相對即時性。另一方面，除了直接針對總價格指數進行拆解外，文獻研究上也常以經濟理論或多變量的計量模型估計潛在通膨中長期趨勢，如飛利浦曲線模型或結構向量自我迴歸模型等。然而，這些常用的模型除可能具有適用限制外，也多建構在少量的特定價格或相關總體變數上，其結果除了受變數資料的選擇也可能被特定參數的設定影響，因此不容易得到具穩健性的推論。

2.1 基本通貨膨脹率估值的優點

由於上述常見方法的可能缺失及侷限，近期文獻上遂以動態因子模型為基礎而建構基本通貨膨脹率估值(UIG)，以作為現行指標對於中長期趨勢研判的輔助。大致而言，UIG 的設計是基於通貨膨脹率的變動會伴隨著相關經濟和金融序列的持續變化為前提下，定義其為每月通貨膨脹率中的中長期持續的共同成分。有別於消費者物價指數或核心消費者物價指數，UIG 建構所依賴的資料不侷限於價格變數，還可納入其他影響通膨的實質變數、名目變數和金融變數等，再利用動態因子模型取得共同因子以作為建構 UIG 的基礎。

大致而言，文獻上認為 UIG 的特點如下：第一、能分辨通膨的變化肇始於雜訊的短期波動，還是整體價格的中長期趨勢變動。當經濟處於平穩時，UIG 對於通膨中的雜訊應當較無反應，然而，當經濟受到「持續性」的衝擊時，UIG 對於經濟惡化的情況將較為敏感。第二、UIG 的穩定性來自於使用大量的資料以及只專注於通膨的「中長期」持續「共同成分」。第三、在動態因子模型的架構下，合併資料橫斷面及時間序列兩種維度的大量資訊，並且能視最新資料取得程度而更新估算，如此將較能有效研判通膨的中長期趨勢的變化。第四、將經濟、金融相關變數資料序列納入將使得 UIG 能較為有效的反映出總體經濟金融趨勢對於物價的影響；例如 New York Fed(Amstad et al., 2017)所建構的 UIG 顯示，當金融危機發生時 UIG 會快速反應通膨趨勢呈現急遽衰退，此特性有助於決策者（政策制定者或投資人）對於趨勢變化的研判。第五、目前的文獻研究大致顯示，相較於傳統倚賴的核心通膨，UIG 可能具有更好的通膨預測能力。相關文獻對於 UIG 優點的分析討論，可進一步參閱 Amstad and Potter (2009)、Amstad et al. (2014) 與 Amstad et al. (2017)。

2.2 各國建置基本通貨膨脹率估值的情況

根據相關文獻，我們在表 2 中整理了各國建置基本通貨膨脹率估值的情況以及所考量的資料範疇。從表 2 中可以發現，目前已經有學者或研究機構建構 UIG 的對象國家也僅有加拿大、中國、歐元區、日本、瑞士與美國等國。此外，大部分的資料，除了消費者物價指數外，也會納入非價格變數以輔助 UIG 的建構。此研究計畫所考量的資料範圍，也在類似的架構與原則建立。

表 2：各國建置基本通貨膨脹率估值的文獻與所考量資料

國家/地區	相關文獻與資料
加拿大	<p>1. Khan, Morel and Sabourin (2013), The common component of CPI: An alternative measure of underlying inflation for Canada</p> <p>資料範圍涵蓋 54 項加拿大消費者物價分類指數月資料。</p>
中國	<p>2. Amstad, Huan and Ma (2014), Developing an underlying inflation gauge for China</p> <p>資料範圍包括物價變數及非物價變數。其中，物價變數涵蓋消費者物價指數及其分項物價指數、零售業物價指數(retail price index, RPI)、生產者物價指數(producer price index, PPI)、企業商品交易價格指數(corporate goods price index, CGPI)和進出口物價指數(import / export price indices)。</p> <p>非物價變數則可再細分為以下五種變數。經濟活動變數：包含工業附加價值(industrial value added)、投資、零售銷售、貿易和家庭及企業調查(household and firm surveys)。勞動市場變數：平均工資及總工資、就業和失業。貨幣和信貸變數：主要貨幣總量(key monetary aggregates)、銀行貸款和銀行存款。金融市場變數：利率、匯率和股票價格指數。商品變數：包含中國的五大貿易夥伴之商品進出口變數，其中，每一個貿易夥伴至少佔中國出口總額 5%以上，此五個國家總和則佔中國出口總額的 70%左右。</p>

3. Cristadoro et al. (2005), A Core Inflation Index for the Euro Area

歐洲

資料範圍包括物價變數及非物價變數。其中，物價變數涵蓋消費者物價及歐元區各國的消費者物價指數、生產者物價，共 140 項變數資料。

非物價變數則可再細分為以下三種變數。工業生產及其他指數(Industrial production and other indicators)變數，共近 60 項變數資料。勞動市場變數，大約 20 項變數資料。金融變數：包含 90 項利率變數、40 項貨幣總量變數、20 項股票及匯率變數和部分統計調查數據。

4. Hiromichi and Takashi (2017), In search of the "underlying" inflation rate

日本

資料範圍包括物價變數及非物價變數。其中，物價變數涵蓋消費者物價指數和其他相關的物價指數。

非物價變數則涵蓋總體經濟指標、生產和需求、勞動市場、企業及家計所得、外部收支平衡(external balances)、企業以及家庭信心(corporate and household sentiment)、信貸供給(the supply of credit)和金融市場。

5. Amstad and Fischer (2009), Are Weekly Inflation Forecasts Informative?

瑞士

資料範圍包括物價變數及非物價變數。其中，物價變數包含 178 項消費者物價變數。

非物價變數分別包括 9 項貨幣變數、45 項金融變數、14 項勞動變數、30 項統計調查、98 項貿易變數、16 項消費(consumption)變數、49 項外國變數。

6. Amstad et al. (2017), The New York Fed Staff Underlying Inflation Gauge (UIG)

美國

資料範圍包括物價變數及非物價變數。物價變數包含消費者物價指數、生產者物價指數和產品與服務之進口價格(import prices for goods and services)。

非物價變數則涵蓋勞動市場變數、貨幣總量、生產者調查、金融變數、短期與長期政府政策利率、公司債與高收益債(corporate and high-yield bonds)、消費者借貸總量與不動產貸款(consumer credit volumes and real estate loans)、股票和大宗商品價格。

7. Amstad et al. (2014), The FRBNY Staff Underlying Inflation Gauge: UIG

資料範圍包括物價變數及非物價變數。其中，物價變數包含城市消費者物價指數(consumer price index for all urban consumers, CPI-U)、生產者物價指數、進出口物價指數、達拉斯聯邦儲備銀行的 12 個月截尾平均個人消費支出通貨膨脹率(FRB Dallas trimmed-mean 12-month PCE inflation rate)。

非物價變數則涵蓋製造業與非製造業實質變數、失業率、平民就業人口比率(civilian employment-population ratio)、平均失業周數(average weeks unemployed)、失業保險(unemployment insurance)、M1、M2、貨幣基數(monetary base)、存款準備金(reserves of depository)、非借貸存款準備金(nonborrowed reserves of depository)和部分金融變數。

8. Amstad and Potter (2009), Real Time Underlying Inflation Gauges for Monetary Policymakers

資料範圍包括物價變數及非物價變數。其中，物價變數包含消費者物價指數、生產者物價指數、商品和服務價格。

非物價變數則涵蓋勞動市場變數、貨幣變數、生產者調查、金融變數、外匯存底、信貸、股票、大宗商品、高收益債、政府公債。

資料來源：本研究自行整理。

3. 計量模型設定與估計

我們將在此說明此計畫對應的計量模型設定、後續的估計以及 UIG 的建構。其中，一般化動態因子模型的設定與估計主要以 Forni et al. (2000,2005) 的研究為依據，關於動態因子的短中長期估計與拆解步驟則以 Altissimo et al. (2001) 的研究為依據，所有詳細說明與步驟也可參閱徐士勛(2019)的學術文稿。

令 $\mathbf{y}_t = (y_{1,t} \ y_{2,t} \ \dots \ y_{N,t})'$ 表示在時點 t 的 N 個與通貨膨脹率的波動有關的變數， $t = 1, \dots, T$ 。其中，為方便表示，我們令第一個變數 $y_{1,t}$ 為月頻率的(可觀察)的通貨膨脹率。我們假設此通貨膨脹率可以進一步分解成兩部分：

$$y_{1,t} = y_{1,t}^* + e_{1,t},$$

式中， $y_{1,t}^*$ 表示中長期無法觀察的基本通貨膨脹率，也是此計畫主要分析的研究標的；而 $e_{1,t}$ 則為受其他因子(如短期波動干擾、季節性與衡量誤差等)的影響而背離基本通貨膨脹率的部分。由於 $y_{1,t}^*$ 並無法直接藉由將可觀察的通貨膨脹率 $y_{1,t}$ 拆解而得到，因此我們需要同時藉助其他相關變數 $y_{2,t}, \dots, y_{N,t}$ 中所包含與 $y_{1,t}^*$ 共同的相關資訊以達成可能的拆解。

3.1 一般化動態因子模型

一般化動態因子模型(generalized dynamic factor model)假設這 N 個與通貨膨脹率的波動有關的變數在第 t 期的實際值受到 \bar{q} 個共同因子 $f_{q,t}(q = 1, \dots, \bar{q})$ 的當期以及落後 \bar{K} 期資訊的影響，因此模型可以表示成：

$$y_{i,t} = \sum_{q=1}^{\bar{q}} \sum_{k=0}^{\bar{K}} \delta_{i,q,k} f_{q,t-k} + \xi_{i,t} = \chi_{i,t} + \xi_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, \quad (1)$$

式中， $\chi_{i,t}$ 表示第 i 個變數受到當期以及落後 \bar{K} 期共同因子的總和影響，而 $\xi_{i,t}$ 則衡量該變數背離此共同因子總和影響的自我干擾部分。在後續的分析中，我們將以 $\boldsymbol{\chi}_t = (\chi_{1,t} \ \chi_{2,t} \ \dots \ \chi_{N,t})'$ 及 $\boldsymbol{\xi}_t = (\xi_{1,t} \ \xi_{2,t} \ \dots \ \xi_{N,t})'$ 兩向量表示在第 t 期這 N 個變數對應的共同因子波動與自我干擾項，則模型 (1) 可以表示成

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{\chi}_t + \boldsymbol{\xi}_t;$$

此外，為了能同時認定無法觀察的 $\boldsymbol{\chi}_t$ 與 $\boldsymbol{\xi}_t$ ，我們也假設它們具正交性 (orthogonality)。在一般的時域分析上，我們定義 $\boldsymbol{\Gamma}_k = \text{Cov}(\boldsymbol{y}_t, \boldsymbol{y}_{t-k})$ 為 \boldsymbol{y}_t 與 \boldsymbol{y}_{t-k} 的自我共變異數矩陣 (auto-covariance matrix)；類似地，我們也可定義 $\boldsymbol{\Gamma}_k^\chi = \text{Cov}(\boldsymbol{\chi}_t, \boldsymbol{\chi}_{t-k})$ 與 $\boldsymbol{\Gamma}_k^\xi = \text{Cov}(\boldsymbol{\xi}_t, \boldsymbol{\xi}_{t-k})$ 。根據定義式， $\boldsymbol{\Gamma}_k = \boldsymbol{\Gamma}_k^\chi + \boldsymbol{\Gamma}_k^\xi$ ； $k = 0$ 時， $\boldsymbol{\Gamma}_0$ 、 $\boldsymbol{\Gamma}_0^\chi$ 與 $\boldsymbol{\Gamma}_0^\xi$ 則分別為 \boldsymbol{y}_t 、 $\boldsymbol{\chi}_t$ 與 $\boldsymbol{\xi}_t$ 對應的同期自我共變異數矩陣。

另一方面，當我們令 $\boldsymbol{f}_t = (f_{1,t} \ f_{2,t} \ \dots \ f_{\bar{q},t})'$ 為 $\bar{q} \times 1$ 向量， $\boldsymbol{F}_t = (\boldsymbol{f}_t' \ \boldsymbol{f}_{t-1}' \ \dots \ \boldsymbol{f}_{t-\bar{K}}')$ 為將所有的因子 $f_{q,t-k}$, $r = 1, \dots, \bar{q}$, $k = 0, \dots, \bar{K}$ ，堆疊起來成一 $\bar{r} \times 1$ 的向量，其中 $\bar{r} = \bar{q}(\bar{K} + 1)$ 。則一般化動態因子模型 (1) 也可以表示成特殊對應的，具有 \bar{r} 個共同因子的靜態因子模型 (static factor model)：

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{\Delta} \boldsymbol{F}_t + \boldsymbol{\xi}_t \quad (2)$$

式中的 $\boldsymbol{\Delta}$ 由模型 (1) 中的對應 $\delta_{i,q,k}$ 所組成，為一 $N \times \bar{r}$ 的矩陣。先不論估計與認定的問題，即使有不同的表現式，一般化動態因子模型 (1) 中的共同因子與此特殊靜態因子模型 (2) 的共同因子所建構的資訊空間理論上是一致的，亦即都包含了 \boldsymbol{y}_t 中相同的共同資訊；這樣的特性也將讓我們在無法個別認定每一個共同因子的情況下，仍得以利用資料 \boldsymbol{y}_t 估計所有因子所建構的資訊空間。

在此計畫的三階段估計中，我們將利用動態因子模型設定與靜態因子模型之間的對應關係，再透過頻譜分析下頻率的選擇，將 \boldsymbol{x}_t 進一步拆解成中長期波動 \boldsymbol{x}_t^{LR} 以及短期波動 \boldsymbol{x}_t^{SR} 兩部分，亦即 $\boldsymbol{x}_t = \boldsymbol{x}_t^{LR} + \boldsymbol{x}_t^{SR}$ 。

3.2 基本通膨估值的定義

根據 Cristadoro et al. (2005)， $\chi_{i,t}$ 可進一步透過頻域(frequency domain)上的頻譜分析將其拆解成中長期波動 $\chi_{i,t}^{LR}$ 以及短期波動 $\chi_{i,t}^{SR}$ 兩部分，亦即 $\chi_{i,t} = \chi_{i,t}^{LR} + \chi_{i,t}^{SR}$ 。綜合這些模型假設，針對此研究的分析標的一通貨膨脹率 $x_{1,t}$ ，我們可以表示成

$$y_{1,t} = y_{1,t}^* + e_{1,t} = \chi_{1,t}^{LR} + \chi_{1,t}^{SR} + \xi_{1,t},$$

$$y_{1,t}^* = \chi_{1,t}^{LR},$$

$$e_{1,t} = \chi_{1,t}^{SR} + \xi_{1,t}.$$

因此，我們就將月頻率的基本通貨膨脹率定義成 $x_{1,t}^* = \chi_{1,t}^{LR}$ ，而對應的估計值 $\widehat{\chi_{1,t}^{LR}}$ 則稱為基本通膨估值。

值得注意的是，在這模型的架構下，有 3 個主要的參數需要設定：共同因子個數 \bar{q} 、落後期數 \bar{K} 、以及中長期波動 $\chi_{i,t}^{LR}$ 與短期波動 $\chi_{i,t}^{SR}$ 的切分頻率(cut-off frequency) τ 。在此計畫中，我們將依循 Amstad et al. (2017) 的設定，在僅考量物價指數相關變數時， $\bar{q} = 1$ ；而在納入相關總體變數的擴充資料後，將以 $\bar{q} = 2$ 進行分析。此外，在頻域分析中認定中長期波動 $\chi_{i,t}^{LR}$ 與短期波動 $\chi_{i,t}^{SR}$ 的切分頻

率 $\tau = \pi/6$ ，小於此切分頻率的波動認定為中長期波動，反之則為短期波動。²由於此切分頻率對應於一般的時域(time domain)上恰為 1 年，因此共同因子落後期數的對應設定也將訂為 $\bar{K} = 12$ 。

3.3 計量模型估計

上述一般化動態因子模型的估計主要以 Forni et al. (2000,2005) 的研究為依據；概念上而言，第 i 個變數受到 \bar{q} 個共同因子 $f_{q,t}(q = 1, \dots, \bar{q})$ 的當期以及落後 \bar{K} 期資訊的總和影響 ($\chi_{i,t}$) 的估計可以藉由當期所有觀察值 \mathbf{y}_t 推估。在共變異數矩陣於時域分析與頻域分析中的傅立葉轉換關係下，我們即可藉由三個階段逐步建構基本通膨估值 UIG $\widehat{\chi}_{1,t}^{LR}$ 。首先，透過時域與頻域分析間的轉換，我們可估計出 Γ_k^χ 與 Γ_k^ξ 兩組自我共變異數矩陣，以及 Γ_k^χ 所對應的中長期 (令為 $\Gamma_k^{\chi^{LR}}$) 以及短期兩部分 (令為 $\Gamma_k^{\chi^{SR}}$)。³之後，我們再利用文獻上的一般化主成分 (generalized principal components) 分析法，透過 Γ_k^χ 與 Γ_k^ξ 的估計，建構模型 (2) 中所有靜態因子所對應的資訊空間，並可得到在極小化干擾與共同波動比例 (idiosyncratic-common variance ratio) 原則下的 \mathbf{y}_t 最適線性組合，此即為共同波

² 當切分頻率選為 $\pi/6$ 時，因為 $2\pi/(\pi/6) = 12$ ，所以在月資料的架構下，所對應的週期恰為 12 個月 (即 1 年)。因此，當所考慮的頻率比 $\pi/6$ 小時，其對應的週期都將超過 1 年。

³ 值得一提的是，一般化動態因子的估計，若沒有搭配後續投影至靜態因子空間的步驟，則只能進行至 χ_t 的估計、 Γ_k^χ 與 Γ_k^ξ 兩組自我共變異數矩陣，以及中長期 $\Gamma_k^{\chi^{LR}}$ 和短期 $\Gamma_k^{\chi^{SR}}$ 兩的共變異矩陣的估計，並無法達成將 χ_t 進一步拆解成中長期波動 χ_t^{LR} 以及短期波動 χ_t^{SR} 兩部分。

動部分 \boldsymbol{x}_t 的估計。最後，再藉由切分頻率設定，透過 $\Gamma_k^{\chi^{LR}}$ 的估計，將 \boldsymbol{x}_t 中代表中長期波動的部分拆解出來，以作為基本通膨估值 UIG $\widehat{\chi_{1,t}^{LR}}$ 。值得注意的是，和一般估計因子模型的處理方式相同，我們在進行這三個階段之前，需事先將所有變數各自標準化成均數為 0 而變異數為 1 資料，以避免因為因各變數單位不同而造成各變數變異程度無法直接比較的情況。各階段的詳細步驟與說明可參閱附錄中的相關說明或徐士勛(2019)的學術文稿。

4. 我國對應資料與處理

4.1 資料考量原則

在此研究計畫中，由於物價水準以及研判趨勢用的核心通膨都是月頻率的資料，為了後續的比較分析，我們所考量的資料設定原則為：

- (1) UIG 的建構基礎為月頻率序列，但最近一期的估算可依各筆資料實際發佈日不同而進行對應的估測更新；⁴
- (2) 不納入季頻率甚至是年頻率等相對低頻的資料；
- (3) 模型中所使用的每筆資料的起始點需相同，但結束時點可依實際資料發佈情況而不同。

此外，由於此計畫有明確的研究標的，因此在變數資料的選取上也不能太任意，否則將可能無意間納入太多無關的雜訊而使估算偏誤。再者，由於此計畫應是我國第一個針對 UIG 的嚴謹研究，在沒有太多國內可參考的研究基礎下，我們將採取穩健的建構原則；亦即，變數的選取參考 Amstad et al. (2017)，並從我國與物價指數直接相關以及間接相關的總體金融資料中，挑選合適的變數。此外，為了後續的更新維護，此研究的所有資料來源統一為「台灣經濟新報資料庫(TEJ database)」。

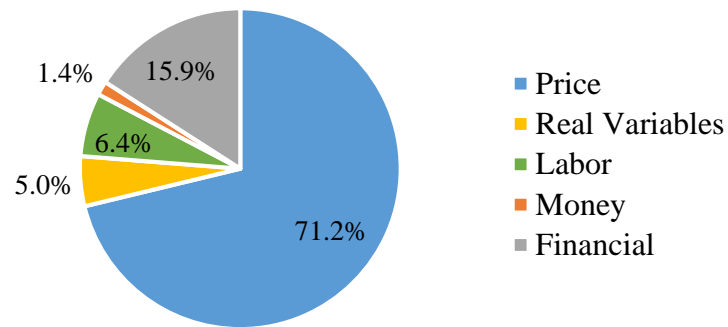
⁴ 因應部分實際資料發佈的落後特性，針對某一目標月份的 UIG 估算，實務上需等次月後，部分資料發佈後才可能進行估測。但由於不同資料在次月的發佈日並不同，因此我們可以根據新發佈的資料依序進行更新目標月份的 UIG 估算。

4.2 資料說明

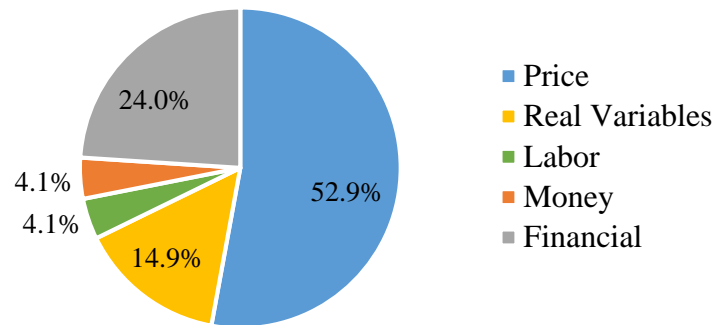
在台灣資料的選取上，我們主要以消費者物價各指數為基礎，參考 Amstad et al. (2017) 所使用的數列資料，再擴充我國與消費者物價間接相關的數列資料；根據資料的性質，我們將所有變數分為五大項類別：與消費者物價直接相關變數 (Price, 編號 1~64)、實質面變數(Real Variable, 編號 1~18)、勞動市場變數(Labor, 編號 1~5)、貨幣面變數(Money, 編號 1~5)及金融面變數(Financial, 編號 1~29)，總共 121 個序列資料。其中，資料最早自 1971 年 1 月開始，至 2018 年 12 月結束，皆為月頻率的資料型式。我們在附錄 A 的表格中，整理了我國各資料的詳細變數名稱、分類編號、每月的發布時間、起始時間以及該變數對應 Amstad et al. (2017) 中的變數名稱，以供參考。

首先，我們將我國資料與 Amstad et al. (2017) 中 358 筆資料的分佈情況整理於圖 2 中。由圖 2 的比例可以發現，兩者的各類別變數比例當中，皆以消費者物價指數直接相關的價格變數佔比最大，在 Amstad et al. (2017) 中佔了 71.2%，在我國資料中則佔了 52.9%。兩者次大項的類別變數則是金融面的相關變數，分別佔了 15.9% 與 24.0%。而 Amstad et al. (2017) 中最少的類別變數為貨幣面的變數(1.4%)，我國資料中最少的類別變數則為貨幣面與勞動面的變數(皆為 4.1%)。兩者之間詳細的變數對應關係，可參閱附錄 A。

Amstad et al. (2017) (共 358 筆)



臺灣資料 (共 121 筆)

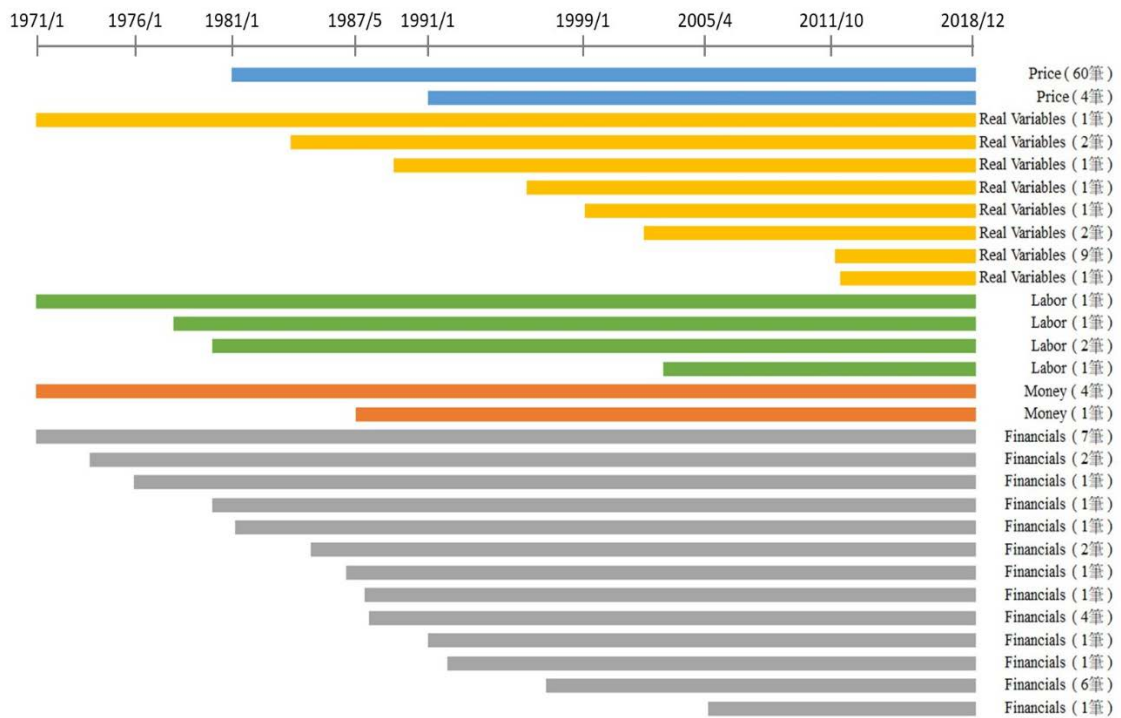


資料來源：本研究自行整理。

圖 2：台灣資料與 Amstad et al. (2017)資料的分佈概況

在估計動態因子模型時，要求所使用資料具有相同的起始時點(但結束時點可不同)方能進行估計。我國的 121 筆與物價直接或間接相關的月頻率資料中，因為政府資料編製與建構的關係，起始時間有一些不同，因此會影響欲分析期間所能涵蓋的變數範圍。我們將五大類別大致的分配情況整理至下圖 3 中，以供參考。大致而言，1991 年之後，除了部分實質面變數與金融面變數外，大部分

的資料都已經開始編製。其中，消費者物價相關變數中的細項分類有 4 筆從 1991 年 1 月起才編製；如「台灣-CPI-基本分類-交通及通訊類」從 1981 年 1 月就編製，但其中的一細項「台灣-CPI-基本分類-其他交通服務費」則於 1991 年 1 月才編製。另一方面，實質(Real Variables)的變數，包含台灣進出口額年增率與台灣製造業 PMI 調查指標等變數，其中前項於 2002 年 1 月起編製，後者遲至 2011 年 10 月才編製。綜合這些資料長度的考量下，後續的實證分析，規劃先以 1991 年 1 月為資料的統一的起始月份。



資料來源：本研究自行整理。

圖 3：我國資料的起始月份分佈

4.3 資料處理方式

根據理論上的設定以及文獻上常用於估計因子模型的處理方式，原始資料需經過適當的轉換方能使用。大致而言，納入因子模型的資料需要去除季節性的波動、需要為定態(stationary)，最後還需要進行標準化以去除度量單位的影響。值得說明的是，因為所考量的變數序列較多，同時為了日後資料的更新與維護，我們在處理資料與轉換時，就不根據個別變數量身訂做專屬的轉換與處理方式，而以目前相關文獻上的幾大模式或方式處理。以下，我們將說明處理各項主要原則與方式；每筆資料的詳細處理方式請見附錄 A 所示。

4.3.1 季節調整

我們的季調方法主要根據美國人口普查局(United States Census Bureau)所發布的 X-13ARIMA-SEATS 方法來進行季節調整。部分未能以 X-13ARIMA-SEATS 方法進行季調者，則以分解序列的方式進行季調；亦即，我們將序列資料分解為季節項、趨勢項及隨機項，最後再扣除季節項的影響以達成季節調整的效果。

4.3.2 轉換成定態

為確保季節調整後之資料序列皆為定態，部分序列資料(Price 1~64、Real Variables 2、3、15~18、Labor 2、5、Money 1~5、Financials 2~8、10、11、15、17~29)將先取年差分後，再除以前年水準值之絕對值計算，以得到序列資料的 YoY 年成長率。另一部分序列資料(Real Variables 1、4~14、Labor 1、3、4、Financials 1、9、12~14、16)則以年差分的方式進行轉換，以得到與去年同期相比的 YoY

變動。最後，再將經過轉換的序列資料以 Augmented Dickey–Fuller (ADF)檢定的方式進行單根檢定，我們直接以「有趨勢項」及「有趨勢項與常數項」之兩種模型進行單根檢定，其最適落後期數則以 Akaike information criterion(AIC)選定。若轉換過後的序列還具有單根，則我們會再將其進行一階差分，以盡量使資料成為定態。後續的分析，我們將以此轉換後的追蹤資料進行動態因子以及 UIG 的估計。

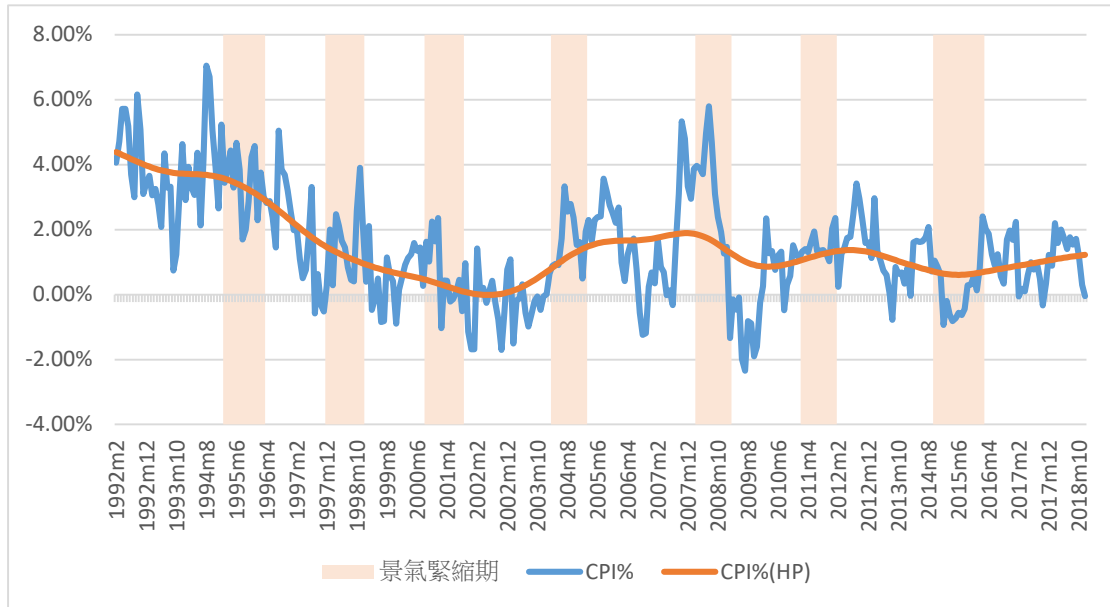
4.3.3 標準化轉換

經過這些調整與轉換後，最後我們必須再將每筆資料進行標準化轉換，扣除各自的均數後，再除以各自對應的標準差；亦即，最終進入模型估計的每筆資料都是均數為 0 標準差為 1 的數列。

5. UIG 的建構結果與分析

在此節中，我們首先將說明所建構的兩套 UIG 所使用的資料範疇以及估算的結果；其中，僅以物價相關指數建構的估算稱為 UIG(Price Only)，而多納入相關的總體與金融資料而建構的估算稱為 UIG(ALL)，兩者的估算起始期間分別為 1992 年 2 月以及 1998 年 2 月。之後，我們再針對這兩筆估算的 UIG 進行相關的統計分析與比較，我們比較的對象為以消費者物價指數建構的通貨膨脹率(CPI%)，核心通膨(Core CPI%) 以及運用 HP-filter 所建構的通貨膨脹率(稱為 CPI%(HP))。⁵在進行後續結果之前，我們先以下圖 4 呈現 CPI%(HP) 以及主計總處所公布的通貨膨脹率在 1992 年 2 月之後的趨勢概況。由圖中可以看出 CPI%(HP) 的波動相對平滑，從 1992 年的 4% 一路下滑至 2002 年底約為 0%，之後再上漲，最高點為全球金融危機期間(約為 1.8%)。從 2015 年起，呈現微幅上揚的趨勢但也大約在 1% 以下波動。雖然經 HP-filter 平滑化後的通貨膨脹率不論在學術文獻或實際操作上，仍常被用來代表通貨膨脹率的(長期)趨勢，但是其背後所謂的(長期)趨勢並沒有精確的週期對應設定。同時，CPI%(HP) 也僅利用了通貨膨脹率單一物價指數的資訊，而忽略了不同面向指數間對於趨勢的異同資訊。

⁵ 此部分以 Eviews 的 Hodrick-Prescott Filter 套件完成，其中，參數 Lambda 的值設定為 14400。

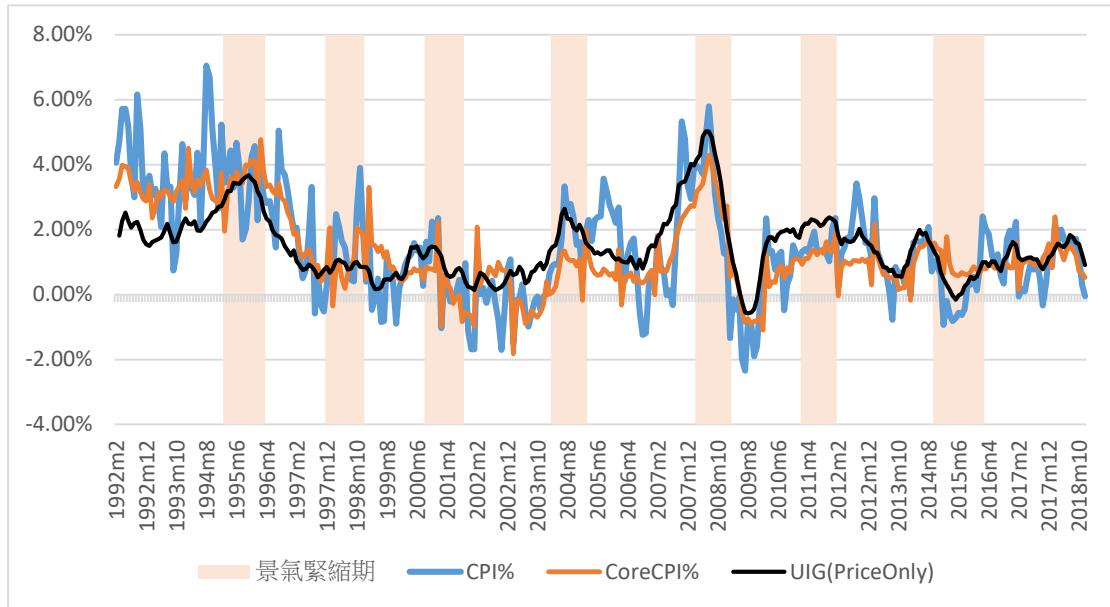


資料來源：本研究自行整理；景氣緊縮期取自國家發展委員會之台灣歷次景氣循環峰谷日期。

圖 4：通貨膨脹率與 CPI%(HP)的時間趨勢

5.1 UIG(Price Only) 與 UIG(ALL) 的建構

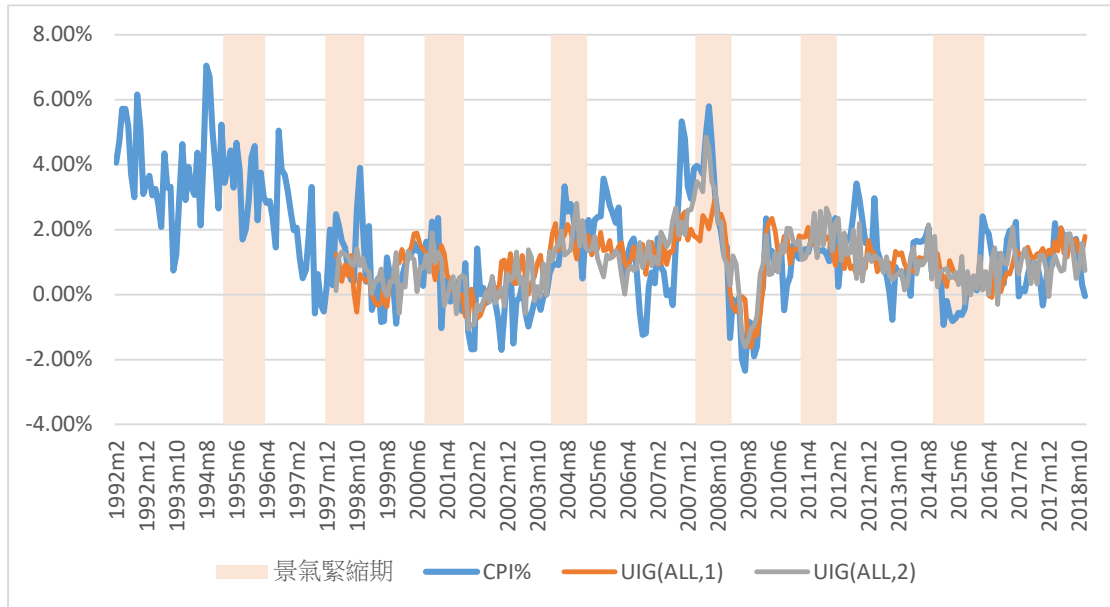
首先，針對以 64 個物價指數為主而建構的 UIG(Price Only)，其所考量的資料起迄期間為 1992 年 2 月至 2018 年 12 月，共 323 筆月資料。我們將所建構出的基本通膨估值 UIG(Price Only) 與通貨膨脹率(CPI%) 及核心通膨(Core CPI%) 的時間趨勢圖繪製於圖 5 中。由圖中可以大致看出，UIG(Price Only) 與核心通膨(Core CPI%) 的走勢些許類似，且都比通貨膨脹率 (CPI%) 平滑些。其中，UIG(Price Only) 的最高點 (5.02%) 發生在 2008 年 7 月，最低點 (-0.55%) 發生於 2009 年 9 月，此波段變化判斷可能是受到全球金融危機後續影響所致。



資料來源：本研究自行整理；景氣緊縮期取自國家發展委員會之台灣歷次景氣循環峰谷日期。

圖 5：UIG(Price Only)、CPI% 及 Core CPI% 的時間趨勢圖

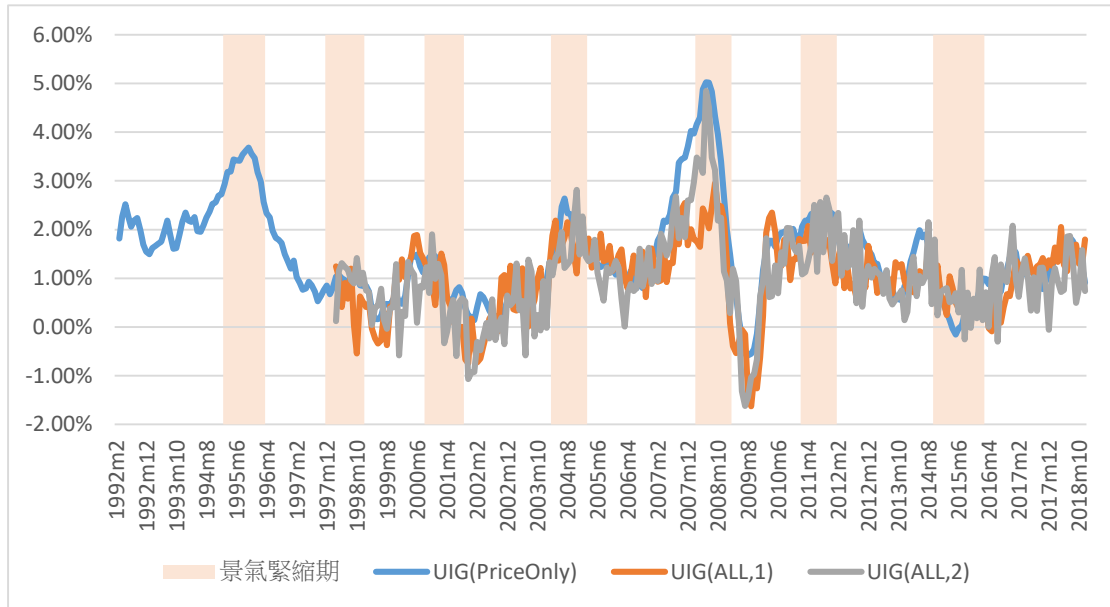
至於多納入的總體與金融相關變數而建構的 UIG(ALL)，因為有些資料的起始公布時間較晚，因此權衡之下，我們含物價相關變數總共選取 106 個變數，以 1998 年 2 月當作所考慮追蹤資料的起點，資料結束時點仍為 2018 年 12 月，共 251 筆月資料。依據前述的介紹，在此資料下的共同動態因子個數文獻上一般設為 2，但為了方便比較，我們也建構了僅考慮 1 個共同因子個數下的結果；前者所估算的基本通膨稱為 UIG(ALL,2) 而後者則為 UIG(ALL, 1)。相對應的時間趨勢圖如下圖 6 所示。



資料來源：本研究自行整理；景氣緊縮期取自國家發展委員會之台灣歷次景氣循環峰谷日期。

圖 6：UIG(ALL,1)、UIG(ALL,2) 與通貨膨脹率(CPI%) 的時間趨勢圖

當多納入總體與金融相關變數於追蹤資料後，由圖中可以發現，文獻上建議以兩個動態因子而建構的 UIG(ALL,2) 相較於僅以一個因子的 UIG(ALL,1) 波動更為劇烈，但大致都捕捉了通貨膨脹率的類似趨勢。我們於圖 7 中也進一步比較了 UIG(Price Only) 和 UIG(ALL, 1) 與 UIG(ALL,2) 之間的差異。由圖中可發現，針對基本通膨，相較於第一套資料的估算 UIG(Price Only)，納入總體與金融相關資料的第二套估算 UIG(ALL, 1) 與 UIG(ALL,2)的在趨勢的上下波動都相對劇烈些。我們認為這可能反映了我國資料的特色與我國央行在穩定物價上的持續努力與堅持，亦即，相較於低而穩定的物價指數波動，我國其餘非物價直接相關的總體變數等在所觀察期間呈現的共同波動相對較為劇烈，因此納入這些資料後所建構的 UIG(ALL, 1) 與 UIG(ALL,2)也必然反映出這些共同特性。



資料來源：本研究自行整理；景氣緊縮期取自國家發展委員會之台灣歷次景氣循環峰谷日期。

圖 7：UIG(Price Only)、UIG(ALL,1) 與 UIG(ALL,2) 時間趨勢圖

5.2 相關指標的進階統計性質比較

我們在此小節中，將進一步分析所估算的 UIG(Price Only)、UIG(ALL,1) 及 UIG(ALL,2) 與通貨膨脹率 (CPI%)，核心通膨(Core CPI%) 以及運用 HP-filter 所建構的通貨膨脹率 CPI%(HP) 的統計性質。

5.2.1 相關係數

首先，我們於下表 3 中呈現各指標數列間的相關性。

表 3：各指標的相關係數

	CPI%	Core CPI%	CPI%(HP)	UIG(Price Only)	UIG(ALL,1)	UIG(ALL,2)
CPI%	1.000					
Core CPI%	0.713	1.000				
CPI%(HP)	0.517	0.452	1.000			
UIG(Price Only)	0.736	0.702	0.609	1.000		
UIG(ALL,1)	0.558	0.470	0.517	0.720	1.000	
UIG(ALL,2)	0.630	0.622	0.569	0.821	0.628	1.000

資料來源：本研究自行整理。

由表中可以發現，在所有指標中，UIG(Price Only) 與通貨膨脹率 (CPI%) 的相關性最高，達 0.736；至於多納入總體與金融相關變數的 UIG(ALL,1) 及 UIG(ALL,2) 則因為波動太過劇烈與 CPI% 的相關性皆未達 0.65。而另兩個常用的指標，CPI%(HP) 也因為太過平滑因此與 CPI% 相關係數為最低，僅 0.517。相較之下，另一常用的核心通膨(Core CPI%)，與 CPI% 相關係數也達 0.713，僅遜於 UIG(Price Only)。由於要作為合適衡量基本通膨的指標，基本上仍須與

通貨膨脹率 (CPI%)具有一定的相關性，因此，我們認為，從相關係數的分析來看，UIG(Price Only) 與 Core CPI% 應是相對合適的可能選擇。

5.2.2 葛蘭傑因果關係檢定(Granger Causality Test)

為了進一步驗證資料觀察期間各指標與通貨膨脹率 (CPI%) 間的可能領先與落後關係，我們將藉由雙變量自我迴歸模型下的葛蘭傑因果關係檢定來判斷。首先，我們考慮的 5 組雙變量模型自我迴歸模型，分別是 CPI% vs. Core CPI%，CPI% vs. CPI%(HP)，CPI% vs. UIG(Price Only)，CPI% vs. UIG(ALL,1) 與 CPI% vs. UIG(ALL,2)；其中，我們以 SIC 選取各模型最適的落後期數，各模型依序分別為 VAR(2)、VAR(4)、VAR(2)、VAR(1) 以及 VAR(2)。5 組對應的雙向葛蘭傑因果關係檢定結果如下表 4 所示。由表中的檢定結果可以發現，僅 Core CPI% 與 UIG(Price Only) 具有單向領先 CPI% 的特性，其餘指標與 CPI% 都是雙向領先的關係。因此，我們認為，從葛蘭傑因果關係檢定的分析來看，UIG(Price Only) 與 Core CPI% 應是相對合適衡量基本通膨的可能指標，其具有顯著單向領先通貨膨脹率的特性。

此外，在此架構下，我們也建構 Core CPI% vs. UIG(Price Only) 的雙變量自我迴歸模型(其最適落後期數為 4 期)，並將其對應的雙向葛蘭傑因果關係檢定結果列於表 4 中的最後一欄中。從結果可以清楚發現，UIG(Price Only) 單向顯著地領先 Core CPI%。因此，綜合這些結果，我們認為從葛蘭傑因果關係檢定的角度判別，UIG(Price Only) 是最合適衡量基本通膨的可能指標。

表 4：葛蘭傑因果關係檢定結果

被解釋變數	去除解釋變數	χ^2 統計量	自由度	P-value 值
CPI%	Core CPI%	23.036	2	0.000***
Core CPI%	CPI%	0.779	2	0.678
CPI%	CPI%(HP)	102.072	4	0.000***
CPI%(HP)	CPI%	5.57 E+12	4	0.000***
CPI%	UIG(Price Only)	73.556	2	0.000***
UIG(Price Only)	CPI%	3.190	2	0.203
CPI%	UIG(ALL,1)	6.915	1	0.009***
UIG(ALL,1)	CPI%	12.320	1	0.000***
CPI%	UIG(ALL,2)	20.765	2	0.000***
UIG(ALL,2)	CPI%	9.825	2	0.007***
UIG(Price Only)	Core CPI%	4.613	4	0.329
Core CPI%	UIG(Price Only)	73.089	4	0.000***

資料來源：本研究自行整理。

註：VAR 方式的 Granger Causality test，係 Block Exogeneity Wald test，以 χ^2 統計量加以判定。

***、** 以及 * 分別代表 1%、5% 以及 10%顯著。

5.2.3 VAR 模型對應的樣本外預測

在上述 VAR 模型對應的樣本外預測表現方面，所設定的擬真樣本外期間為 2010 年 1 月至 2018 年 12 月(共 9 年)，目標變數都為 1 個月後的通貨膨脹率預測。比較基準模型為通貨膨脹率自我迴歸模型 AR(2)，而兩個預測模型則為前一小節的 CPI% vs. Core CPI% 以及 CPI% vs. UIG(Price Only) 兩組雙變量模型自我迴歸模型，預測績效的比較以文獻上常用的 Root Mean Squared Error (RMSE) 及 Mean Absolute Error(MAE) 兩指標為主，若指標越小，表示樣本外預測績效越好。相關的結果如下表 5 所示，由表中結果可以看出，在這樣的架構下，UIG(Price

Only) 與 CPI% 所建構的雙變量自我迴歸模型，相較於單變量的 CPI% 自我迴歸模型，在預測績效上表現更好，同時也優於 (Core CPI%) 與 CPI% 的雙變量模型預測以及 UIG(ALL,1) 與 CPI% 和 UIG(ALL, 2) 與 CPI% 對應的雙變量模型預測。⁶此外，Diebold-Mariano (DM) 檢定也證實，唯一只有 UIG(Price Only) 與 CPI% 所建構的雙變量自我迴歸模型，在 10% 的顯著水準下，顯著優於單變量的 CPI% 自我迴歸模型的預測。

表 5：樣本外預測比較

	RMSE	MAE
AR(2) for CPI%	0.006856	0.004991
VAR(2) of CPI% and Core CPI%	0.006646	0.004889
VAR(2) of CPI% and UIG(Price Only)	0.006041**	0.004439*
VAR(1) of CPI% and UIG(ALL,1)	0.006908	0.005057
VAR(2) of CPI% and UIG(ALL,2)	0.006636	0.004771

資料來源：本研究自行整理。

註：RMSE 以及 MAE 數值上方的*號表是 DM 檢定的顯著性，***、** 以及 * 分別代表 1%、5% 以及 10% 顯著。DM 檢定的虛無假設為所考慮模型的預測績效與 CPI% 的 AR(2) 模型一樣好，對立假設則為 CPI% 的 AR(2) 模型預測績效較差。

⁶ 在類似的架構下，我們也比較了 UIG(Price Only) 是否對增進 Core CPI% 的預測有助益。透過 BIC 選取對應雙變量 VAR 模型最適合的落後期數後，則不論是 RMSE 或是 MAE 兩種預測誤差評估，單獨使用 CoreCPI% 的 RMSE 或是 MAE 都高於多納入 UIG(Price Only) 變數的模型預測結果。因此，納入 UIG(Price Only) 對於 CoreCPI% 未來預測是可能提供助益的。

整體而言，綜合相關係數分析、葛蘭傑因果關係檢定以及樣本外的預測表現，我們認為在目前的架構下，以 **UIG(Price Only)** 來作為衡量基本通膨的指標最為合適；**UIG(Price Only)** 與通貨膨脹率的相關性最高、單向顯著領先通貨膨脹率，同時也可額外提供通貨膨脹率的未來訊息以增進通貨膨脹率的預測。據此，我們認為 **UIG(Price Only)** 具有相對良好的各項性質，因此可作為我國第一個基本通膨估值以輔助決策參考。我們在後續各小節將進一步分析 **UIG(Price Only)** 的統計性質，以讓我們能對其有更全面的瞭解。

5.3 **UIG(Price Only) 的統計性質**

5.3.1 基本統計量

首先，我們進一步分析 **UIG(Price Only)** 的基本統計量。根據表 6 的敘述統計結果，**UIG(Price Only)** 之平均數為 1.482%、中位數為 1.360%、標準差為 0.989%、全距為 5.600%、最大值為 5.020%、最小值則為 -0.580%。比較表 6 通貨膨脹率的敘述統計結果，亦如我們所預期，**UIG(Price Only)** 的標準差與全距均小於通貨膨脹率(標準差為 1.786%、全距為 9.390%)。另外，兩序列的偏度係數皆判定為右偏(其偏度係數為正)，表示出現較為極端的通貨膨脹情況略大於通貨緊縮。進一步對照圖 5 所呈現消費者物價指數對應的通貨膨脹率與 **UIG(Price Only)** 之時間序列走勢圖，我們可發現 **UIG(Price Only)** 的估計結果與一般通膨率在整體的走勢上大致相符，惟 **UIG(Price Only)** 的波動幅度較小，一般通膨率的波動幅度則較大。

表 6：消費者物價指數對應的通貨膨脹率與 UIG(Price Only)

	通貨膨脹率(%)	UIG(Price Only)
平均數	1.597	1.482
中位數	1.405	1.360
標準差	1.786	0.989
變異數	3.190	0.978
峰度	-0.203	0.981
偏度	0.454	1.402
全距	9.390	5.600
最小值	-2.340	-0.580
最大值	7.050	5.020

資料來源：本研究自行整理。

5.3.2 對應的的轉折點認定

由於原始通膨的組成涵蓋了短期影響物價波動的影響，可以想見，若直接藉由通膨本身數列的轉折點進行情勢研判，則將可能因為受到短期波動干擾而造成政策施行的迷失。相對地，UIG(Price Only) 所代表的正是通膨的中長期變動的估算，若能認定 UIG(Price Only) 對應的轉折點將有助於決策者分析當下情勢而提升決策品質與施行時機。因此，根據所估算出的 UIG(Price Only)，我們進一

步輔以文獻上常用的 Harding and Pagan (2002) 的方式認定其對應的轉折點，⁷ 所認定的結果如下表 7 所示：

表 7：UIG(Price Only)的高峰谷底認定

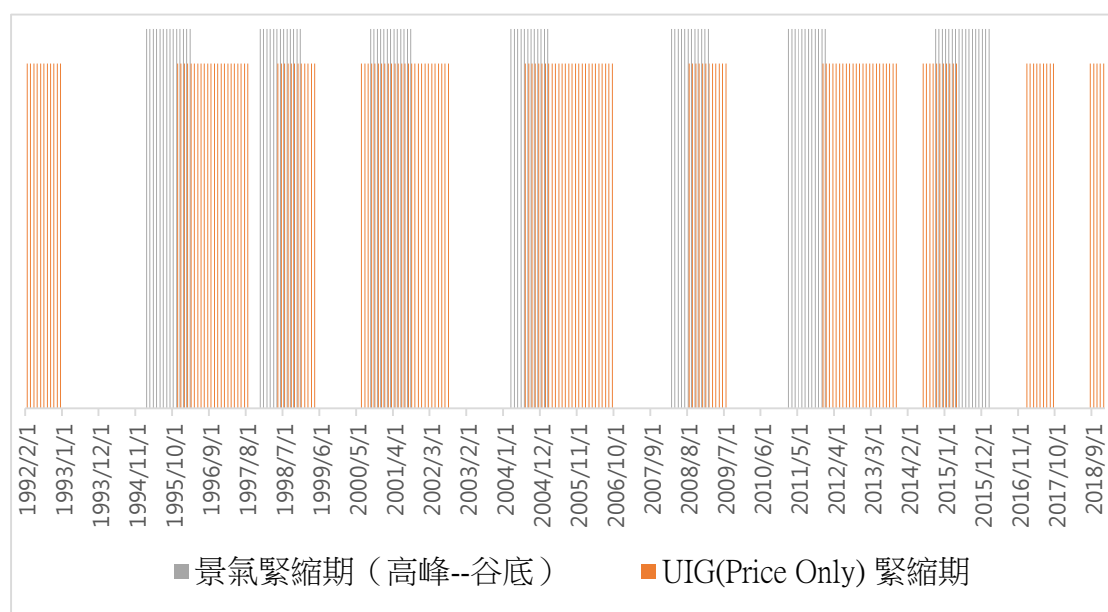
谷底	高峰
1993 年 1 月	1995 年 10 月
1997 年 9 月	1998 年 4 月
1999 年 5 月	2000 年 6 月
2002 年 8 月	2004 年 7 月
2006 年 9 月	2008 年 7 月
2009 年 8 月	2011 年 11 月
2013 年 11 月	2014 年 5 月
2015 年 5 月	2016 年 12 月
2017 年 10 月	2018 年 7 月

資料來源：本研究自行整理。

根據表 7，UIG(Price Only)在 1992 年至 2018 年的資料期間內，共經歷了 8 次完整的循環(谷底—高峰—谷底)。其中，UIG(Price Only)最長的擴張期發生在 1993 年 1 月至 1995 年 10 月，共歷時 34 個月；相對的，最長的緊縮期則分別發生在 2000 年 6 月至 2002 年 8 月與 2004 年 7 月至 2006 年 9 月，兩期皆是歷時

⁷ 此部分的認定我們透過 Eviews 中的 BBQ 套件完成，其各對應的參數設定為：Turn Phase = 5 表示月資頻率資料，Minimum Phase = 6 表示每一階段的持續性最少 6 個月，Minimum Cycle = 5 表示觀察期間至少認定出 5 個循環，Threshold = 0.05 表示允許最大的高峰谷底差距下的例外原則。

27 個月。若將表 7 的結果對照國家發展委員會之台灣歷次景氣循環峰谷日期，⁸ 如下圖 8，我們可以發現，UIG(Price Only)的緊縮期(高峰－谷底)約略與台灣景氣的緊縮期有所重疊；惟大致而言，UIG(Price Only)緊縮期的發生是落後於景氣循環的緊縮期，並會在景氣循環進入擴張期後的幾個月才結束。根據陳淑玲與黃裕烈(2014)對總體變數之領先、同時與落後性質之認定與其證實結果，CPI 的循環大約落後景氣循環 5 個月，其與我們所認定的 UIG(Price Only)緊縮期結果的落後於景氣循環的現象大致相符。



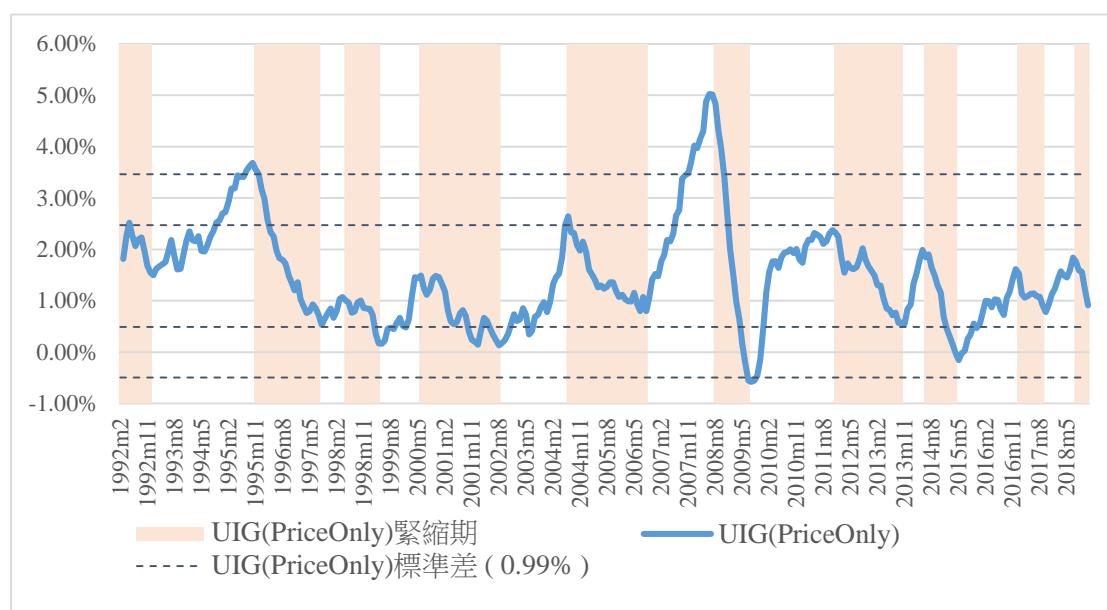
資料來源：本研究自行整理；景氣緊縮期取自國家發展委員會之台灣歷次景氣循環峰谷日期。

圖 8：UIG(Price Only)、UIG(ALL,1) 與 UIG(ALL,2) 時間趨勢圖

另一方面，我們也於圖 9 呈現 UIG(Price Only)的時間序列走勢圖與其緊縮期之認定結果，其中虛線表示的是 UIG(Price Only)序列的標準差(0.99%)與兩倍標

⁸ 請參考國家發展委員會網站，https://www.ndc.gov.tw/Content_List.aspx?n=EB8094238F87553B。

準差(1.98%)區間。UIG(Price Only)的最大值發生在 2008 年 6 月為 5.02%，最小值則發生在 2009 年 8 月為-0.58%。由圖中我們可以發現，UIG(Price Only)大多為正值，其同樣約在 1990 年至 1995 年間維持在較高水準，隨後便逐漸下跌；直到 2007 年至 2008 年間又有相當大的漲幅，隨後又於 2009 年間大幅的下跌。2010 年後，UIG(Price Only)則多維持在 0% 至 2% 之間。



資料來源：本研究自行整理。

圖 9：UIG(Price Only)與其緊縮期之時間趨勢圖

5.3.3 經濟平穩與惡化時 UIG 的可能不對稱性探討

針對 UIG(Price Only) 的落後期變動在景氣循環的擴張期與緊縮期(此兩時期的判別乃根據國發會的認定)是否對當期變動具有不對稱的情況，我們試圖以其對應的門檻自我迴歸模型(Threshold AR Model)來驗證。⁹根據表中的結果，首先，除了景氣緊縮期的模型常數項估計不顯著外，其餘的係數估計都達 10% 顯著異於零，同時判定係數也高達 0.968。我們進一步比較在擴張期以及緊縮期的係數估計，發現 UIG(Price Only) 的落後一期與落後兩期的影響幅度在景氣緊縮期時(分別為 1.6358 以及 -0.6654)都略大於景氣擴張期的影響幅度(分別為 1.4388 以及 -0.4780)，其兩狀態係數估計差距的 Wald 檢定的 p-值也分別為 0.0574 以及 0.0889，皆達 10% 顯著。因此，一如文獻上所言，我們所估算的 UIG(Price Only) 大致也呈現在經濟景氣緊縮期時，受落後期變動影響，其反應較為敏感的情況。然而，值得一提的是，這不對稱的情況雖然顯著，但實質影響幅度不大，我們研判這很可能也是客觀反應我國的物價波動歷年在政府相關部門的監控下，相較於世界各國都較為平穩所致。

⁹ 此部分的認定我們透過 Eviews 中內建的 Threshold Regression 完成，門檻變數為國發會所認定的緊縮期的虛擬變數，其中，緊縮期為 1，擴張期為 0。

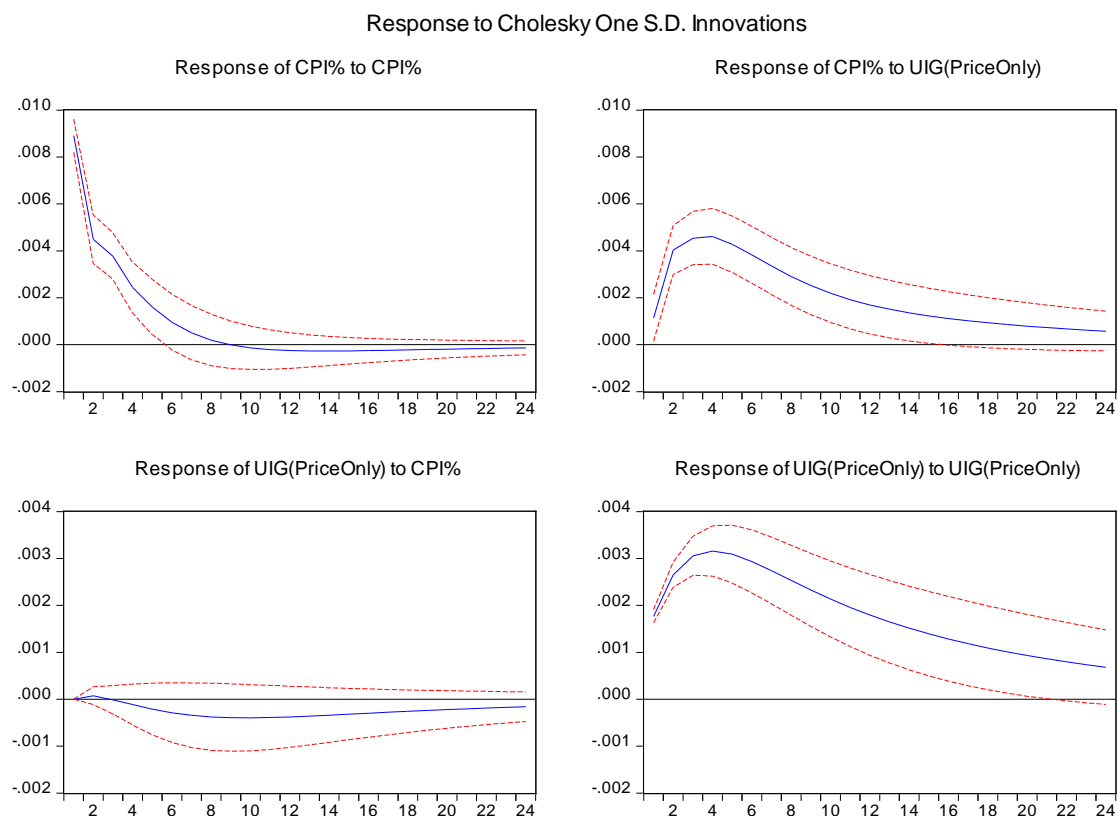
表 8：UIG(Price Only)的門檻自我迴歸模型估計結果

	係數	標準誤	t 統計量	p 值
景氣擴張期				
常數項	0.0006	0.0003	1.9605	0.0508*
UIG(Price Only) (-1)	1.4388	0.0699	20.5697	0.0000***
UIG(Price Only) (-2)	-0.4780	0.0746	-6.4102	0.0000***
景氣緊縮期				
常數項	0.0004	0.0002	1.5366	0.1254
UIG(Price Only) (-1)	1.6358	0.0883	18.5335	0.0000***
UIG(Price Only) (-2)	-0.6654	0.0926	-7.1893	0.0000***
R-squared	0.9686	Mean dependent var		0.0148
Adjusted R-squared	0.9681	S.D. dependent var		0.0099
S.E. of regression	0.0018	Akaike info criterion		-9.8182
Sum squared resid	0.0010	Schwarz criterion		-9.7475
Log likelihood	1576.9060	Hannan-Quinn criter.		-9.7899
F-statistic	1937.0820	Durbin-Watson stat		2.0598
Prob(F-statistic)	0.0000			

註：調整後的資料期間為 1992 年 5 月至 2018 年 12 月。

5.3.4 VAR 模型對應的衝擊反應分析

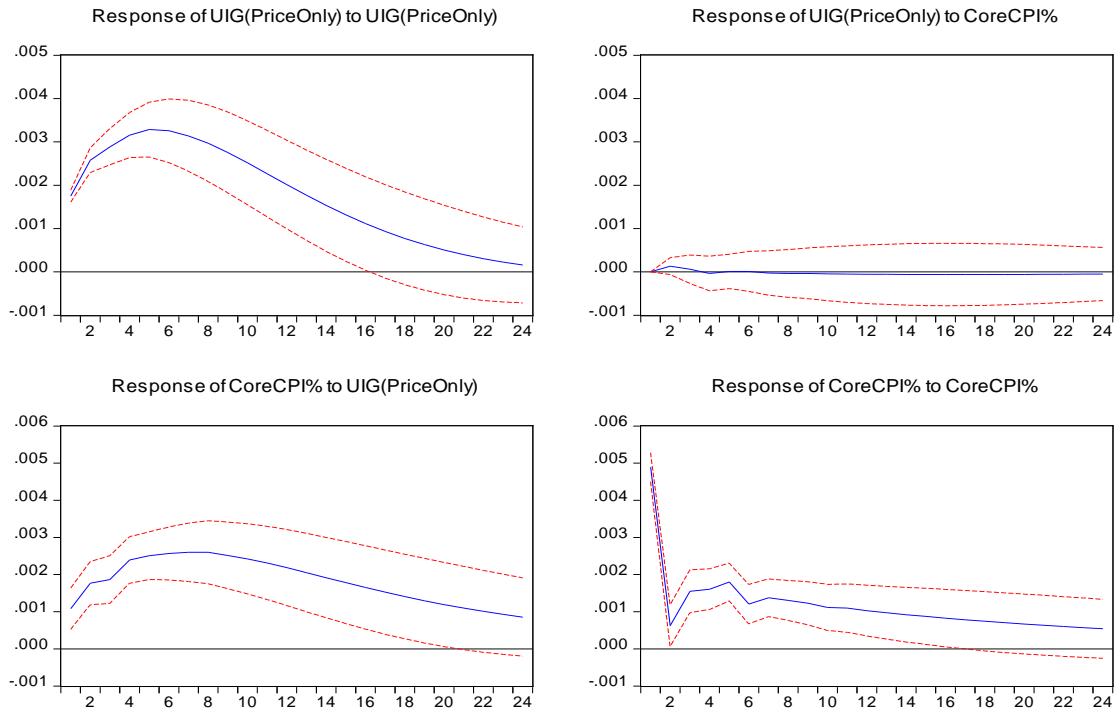
根據 5.2.2 節 UIG(Price Only) 與通貨膨脹率 (CPI%) 建構的 VAR(2) 模型，以及單向的葛蘭傑因果關係檢定結果，我們於圖 10 中進一步呈現 Cholesky 衝擊反應與 95% 的信賴區間。由圖 10 的結果可以看到，UIG(Price Only) 當期一單位標準差的干擾，對於未來 12 個月的通貨膨脹率都有顯著的正向影響，其對未來通貨膨脹率的顯著影響期間甚至長於通貨膨脹率本身的干擾影響。類似地，我們也分析了 UIG(Price Only) vs. Core CPI% 對應的 VAR(2) 模型下的衝擊反應分析於圖 11 中。UIG(Price Only) 當期一單位標準差的干擾對未來 Core CPI% 的顯著影響甚至長達 16 個月。



資料來源：本研究自行整理。

圖 10：CPI% vs. UIG(Price Only) 的衝擊反應分析

Response to Cholesky One S.D. Innovations



資料來源：本研究自行整理。

圖 11：UIG(Price Only) vs. Core CPI% 的衝擊反應分析

6. 結論與討論

在此研究計畫中，我們在預定的時程內依照計畫書的規劃完成了台灣第一個基本通膨估值的建構。綜合了一連串的統計與計量模型建構與分析後，我們認為單純以物價指數相關資料建構的 UIG(Price Only) 是目前較為合適用來衡量基本通膨中長期趨勢的指標，¹⁰其(1)與通貨膨脹率有最高的相關性；(2)具有顯著單向領先通貨膨脹率的特性；(3)衝擊反應分析與擬真的樣本外預測證實其能顯著影響或包含未來通貨膨脹率的訊息；(4)容易更新維護。

藉由此研究計畫的執行與期末報告的分析結果，我們可以清楚看到，UIG 的建構，並不直接與貨幣政策或是精進預測連結，而是透過統計與計量模型將代表通貨膨脹率中長期趨勢的基本通膨拆解出來。由於多數的貨幣政策除了具有政策效果的遞延性外，決策者考量政策施作的時機也必須依賴通膨的中長期態勢的研判，因此，UIG(Price Only)的建構恰提供了可能優於傳統研判方式的另一套估算方式。除了以 UIG(Price Only) 為基礎的轉折點可供參考以協助決策者判讀中長期通膨趨勢外，衝擊反應函數分析也呈現了當下的非預期 UIG 的衝擊如何顯著影響未來 12 個月的 CPI% 的變動幅度。因此，我們認為，此 UIG 的建構對貨幣政策意涵的最大的影響在於，在政策制訂者原依賴基本通膨而進行決策的架構或範疇中，UIG(Price Only) 能更清楚估算中長期趨勢進而能提升決策者的決策品質。此外，藉由 UIG(Price Only) 以及 UIG(ALL) 的表現差距，以及與國外文獻結果的差異，我們也間接證實我國央行在穩定物價上的結論：『長期而言，

¹⁰ 關於 UIG(Price Only) 中各物價分類指數的中長期趨勢對於此指標建構的貢獻度，可參考附錄 C 所整理。

我國通膨率較主要國家低而穩定(low and stable)」。¹¹因此，我們不必然得到和其他國家在建構 UIG 時一樣的結論。此外，我們也認為，此研究成果其實也間接支持了我國央行過往確實努力『因應總體經濟金融情勢變化，彈性調整貨幣政策，運用各項政策工具，以達成維持物價穩定之經營目標。』，這部分的成效或許也與其他國家不同。

值得一提的是，在此計畫中，我們特別將 UIG 的建構分成資料處理與模型估計兩部分，因此在後續的資料更新維護，甚至使用此分析架構於其他議題上，在資料上都具有一定的彈性可作調整。此外，在目前的基礎上，我們認為還有很多相關的議題可作未來延伸，如納入混頻的資料、分析所拆解出的短期波動是否有助於分析其他金融市場的變動等，這些都是重要且值得未來繼續深入探討的方向。

簡而言之，根據「中央銀行法」，央行經營目標為促進金融穩定、健全銀行業務、維護對內及對外幣值之穩定，以及在上述目標範圍內協助經濟成長。其中，維護對內幣值穩定即為維持國內物價水準的穩定。據此，我們更應了解當下各期代表中長期通貨膨脹率的 UIG，此將有助我們研判中長期變動是否遵循維持物價穩定之經營目標。UIG 的建構方式係參考紐約聯邦準備銀行之方法，本研究結果發現 UIG(Price Only)指標不僅與既有常用的方法(如核心通膨與運用 HP-filter 所建構的通貨膨脹率)具一定程度的相關性；更進一步，藉由進階計量模型的設計與建構，UIG(Price Only)指標能同時提供多種面向變數的橫斷面與時間序列訊息。另一方面，本研究透過進階統計性質分析了解 UIG(Price Only)指標與通貨膨

¹¹參考網址：

https://www.cbc.gov.tw/lp.asp?ctNode=990&CtUnit=544&BaseDSD=7&mp=1&fbclid=IwAR07pXJdR1IX6Q2b692TF1qByyUhqCa6bZ-PULfbSyMe0-jnAHJNw_t5yi8

脹率之關係，實證結果證明 UIG(Price Only)指標具有單向領先通貨膨脹率的特性，與 UIG(Price Only)指標擁有相對良好的預測績效等，表示 UIG(Price Only)指標確實有助了解當前或未來通貨膨脹率的變化。綜合上述，UIG(Price Only)的建構對貨幣政策擬定的協助在於，提供決策者過濾短期波動後的中長期通貨膨脹率，協助了解當前通膨率的變化是否為短期波動，做出適宜的政策研判，達成物價穩定的央行經營目標。

參考文獻

- 徐士勛 2019. 「以動態因子模型解構巨量資料的中長期波動」, *學術文稿*。
- 陳淑玲與黃裕烈 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*, 44(2): 133-170。
- Altissimo, F., A. Bassanetti, R. Cristadoro, M. Forni, M. Lippi, L. Reichlin, and G. Veronese. 2001. “EuroCOIN: A Real-Time Coincident Indicator for the Euro Area Business Cycle.” *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper*, no. 3108.
- Amstad, M and A.M. Fischer. 2009. “Are Weekly Inflation Forecasts Informative?” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(2): 237-252.
- Amstad, M. and S. Potter. 2009. “Real Time Underlying Inflation Gauge for Monetary Policymakers,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, no. 420.
- Amstad, M., Y. Huan, and G. Ma. 2014. “Developing an Underlying Inflation Gauge for China.” *BIS Working Papers*, no. 465.
- Amstad, M., S. Potter and R. Rich. 2017. “The New York Fed Staff Underlying Inflation Gauge (UIG).” *FRBNY Economic Policy Review(December)*.
- Cristadoro, R., M. Forni, L. Reichlin, and G. Veronese. 2005. “A Core Inflation Indicator for the Euro Area.” *Journal of Money, Credit, and Banking* 37, no. 3 (June): 539–60.

- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin. 2000. "The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation." *The Review of Economics and Statistics* 82, no. 4 (November): 540–54.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin. 2005. "The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting." *Journal of the American Statistical Association* 100, no. 471 (September): 830–40.
- Hironmichi S. and S. Takashi. 2017. "In Search of the "Underlying" Inflation Rate." *Japan Economic Analysis* Issue no. 77.
- Khan, M., L. Morel and P. Sabourin. 2013. "The Common Component of CPI: An Alternative Measure of Underlying Inflation for Canada," *Bank of Canada Working Paper*, No. 2013-35.
- Harding, D. and A. Pagan. 2002. "Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation", *Journal of Monetary Economics* 49, no.2 (March): 365-381.
- Stock, J. H., and M. W. Watson. 1999. "Forecasting Inflation." *Journal of Monetary Economics* 44, no. 2 (October): 293–335.
- Stock, J. H., and M. W. Watson. 2002. "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors." *Journal of the American Statistical Association* 97, no. 460 (December): 1167–79.
- Stock, J. H., and M. W. Watson. 2016. "Core Inflation and Trend Inflation." *The Review of Economics and Statistics* 98, no. 4 (October): 770–84.

附錄 A 台灣消費者物價指數直接與間接資料

表 9：消費者物價相關變數(Prices)

台灣資料編號 / 台灣資料名稱	起始年月 / 發佈 / 季調 / 轉換 /	Amstad et al. (2017) / 對應資料名稱
1 台灣-CPI 總指數(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	1 CPI-U: All items (NSA, 1982-84 =100)
2 台灣-CPI-商品性質分類-商品類(含食物)(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	10 CPI-U: Commodities (NSA, 1982-84 = 100)
3 台灣-CPI-商品性質分類-耐久性消費品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X B 1	11 CPI-U: Durable commodities (NSA, 1982-84 = 100)
4 台灣-CPI-商品性質分類-非耐久性消費品(含食物)(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	12 CPI-U: Nondurable commodities (NSA, 1982-84 = 100)
5 台灣-CPI-商品性質分類-服務類(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	13 CPI-U: Services (NSA, 1982-84 = 100)
6 台灣-CPI-商品性質分類-交通及通訊服務(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	15 CPI-U: Transportation services (NSA, 1982-84 = 100)
7 台灣-CPI-商品性質分類-雜項服務(2016=100)-月(指數)	1981/1 X B 1	16 CPI-U: Other services (NSA, 1982-84 = 100)
8 台灣-CPI-基本分類-交通設備(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	21 CPI-U: Utilities and public transportation (NSA, 1982-84 = 100)
9 台灣-CPI-基本分類-食物類(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	23 CPI-U: Food (NSA, 1982-84 = 100)
10 台灣-CPI-基本分類-穀類及其製品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	27 CPI-U: Cereals and cereal products (NSA, 1982-84 = 100)
11 台灣-CPI-基本分類-肉類(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	43 CPI-U: Meats (NSA, 1982-84 = 100)
12 台灣-CPI-基本分類-肉類製品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	52 CPI-U: Other meats (NSA, 1982-84 = 100)
13 台灣-CPI-基本分類-水產品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	57 CPI-U: Fish and seafood (NSA, 1982-84 = 100)
		59 CPI-U: Frozen fish and seafood (NSA, 1982-84 = 100)
14 台灣-CPI-基本分類-加工水產品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	58 CPI-U: Canned fish and seafood (NSA, 1982-84 = 100)

台灣資料編號 / 台灣資料名稱	/ 起始年月 / 發佈 / 季調 / 轉換 /	Amstad et al. (2017) / 對應資料名稱
15 台灣-CPI-基本分類-蛋類(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	60 CPI-U: Eggs (NSA, 1982-84 = 100)
16 台灣-CPI-基本分類-乳類(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	61 CPI-U: Dairy and related products (NSA, 1982-84 = 100)
17 台灣-CPI-基本分類-水果(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	67 CPI-U: Fresh fruits (NSA, 1982-84 = 100)
18 台灣-CPI-基本分類-蔬菜(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	71 CPI-U: Fresh vegetables (NSA, 1982-84 = 100)
19 台灣-CPI-基本分類-非酒精性飲料及材料(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	78 CPI-U: Nonalcoholic beverages and beverage materials (NSA, 1982-84 = 100)
20 台灣-CPI-基本分類-食用油(2011=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	86 CPI-U: Fats and oils (NSA, 1982-84 = 100)
21 台灣-CPI-基本分類-調理食品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	91 CPI-U: Frozen and freeze dried prepared food (NSA, 1982-84 = 100)
22 台灣-CPI-基本分類-其他食品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	92 CPI-U: Snacks (NSA, 1982-84 = 100)
23 台灣-CPI-基本分類-調味品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	93 CPI-U: Seasonings, condiments, sauces, spices (NSA, 1982-84 = 100)
24 台灣-CPI-商品性質分類-外食費(2016=100)-月(指數)	1981/1 X B 1	95 CPI-U: Food away from home (NSA, 1982-84 = 100)
25 台灣-CPI-基本分類-酒(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	96 CPI-U: Alcoholic beverages (NSA, 1982-84 = 100)
26 台灣-CPI-基本分類-居住類(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	104 CPI-U: Housing (NSA, 1982-84 = 100)
27 台灣-CPI-基本分類-燃氣(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	115 CPI-U: Other [than fuel oil] household fuels (NSA, Dec 86 = 100)
28 台灣-CPI-基本分類-電費(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	117 CPI-U: Household electricity (NSA, 1982-84 = 100)
29 台灣-CPI-基本分類-家庭管理費用(2016=100)-月(指數)	1981/1 X B 1	121 CPI-U: Household furnishings and operation (NSA, 1982-84 = 100)
30 台灣-CPI-基本分類-家庭用品(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	122 CPI-U: Household furniture and bedding (NSA, 1982-84 = 100)
31 台灣-CPI-基本分類-衣著類(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	128 Apparel
32 台灣-CPI-基本分類-男人衣著(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	129 Men's and boys' apparel 130 Men's apparel
33 台灣-CPI-基本分類-女人衣著(2016=100)-月(指數)	1981/1 X A 1	135 Women's and girls' apparel

					136 Women's apparel
34	台灣-CPI-基本分類-鞋類(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		140 Footwear
35	台灣-CPI-基本分類-交通及通訊類(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		148 Transportation
36	台灣-CPI-基本分類-交通工具(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		150 New and used vehicles 151 New vehicles
37	台灣-CPI-基本分類-油料費(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		155 Motor fuel
38	台灣-CPI-基本分類-交通工具零件及維修費(2016=100)(指數)	1981/1	X A 1		159 Motor vehicle parts and equipment
39	台灣-CPI-基本分類-運輸費(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		167 CPI-U: Public transportation (NSA, 1982-84 =100)
40	台灣-CPI-基本分類-醫藥保健類(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		171 CPI-U: Medical care (NSA, 1982-84 =100)
41	台灣-CPI-基本分類-藥品及保健食品(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		172 CPI-U: Medical care commodities (NSA, 1982-84 =100)
42	台灣-CPI-基本分類-醫療保健器材(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		172 CPI-U: Medical care commodities (NSA, 1982-84 =100)
43	台灣-CPI-基本分類-醫療費用(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		177 CPI-U: Medical care services (NSA, 1982-84 =100) 178 CPI-U: Professional medical care services (NSA, 1982-84 =100)
44	台灣-CPI-基本分類-娛樂費用(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		185 CPI-U: Recreation (NSA, Dec 97 = 100)
45	台灣-CPI-基本分類-娛樂服務(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		196 CPI-U: Admissions (NSA, 1982-84 = 100)
46	台灣-CPI-基本分類-教養費用(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		199 CPI-U: Education and communication (NSA, Dec 97 = 100) 200 CPI-U: Education (NSA, Dec 97 = 100)
47	台灣-CPI-基本分類-教養設備及用具(2016=100)-月(指數)	1981/1	X B 1		201 CPI-U: Educational books and supplies (NSA, 1982-84 = 100)
48	台灣-CPI-基本分類-學雜費(2016=100)-月(指數)	1981/1	X B 1		202 CPI-U: Tuition, other school fees, and child care (NSA, 1982-84 = 100)
49	台灣-CPI-基本分類-補習及學習費(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		202 CPI-U: Tuition, other school fees, and child care (NSA, 1982-84 = 100)
50	台灣-CPI-基本分類-通訊費(2016=100)-月(指數)	1981/1	X A 1		206 CPI-U: Communication (NSA, Dec 97 = 100)

台灣資料編號 / 台灣資料名稱	起始年月	發佈	季調	轉換	Amstad et al. (2017) / 對應資料名稱
51 台灣-CPI-基本分類-美容及衛生用品(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	A	1	216 CPI-U: Personal care products (NSA, 1982-84 = 100)
52 台灣-CPI-基本分類-理容服務費(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	A	1	219 CPI-U: Miscellaneous personal services (NSA, 1982-84 = 100)
53 台灣-WPI-內外銷及產地來源分類-依產地來源進口品(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	A	1	241 Import Price Index: All imports (NSA, 2000 =100)
54 台灣-WPI-內外銷及產地來源分類-依內外銷出口品(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	A	1	242 Export Price Index: All exports (NSA, 2000 =100)
55 台灣-WPI(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	A	1	- -
56 台灣-WPI-內銷品加工階段分類-最終產品(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	A	1	224 PPI: Finished consumer goods (NSA, 1982 = 100)
57 台灣-WPI-內銷品加工階段分類-非耐久用品(2016=100)(指數)	1981/1	X	A	1	229 PPI: Consumer nondurable goods less food (NSA,1982 = 100)
58 台灣-WPI-內銷品加工階段分類-耐久用品(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	A	1	230 PPI: Consumer durable goods (NSA, 1982 = 100)
59 台灣-WPI-內銷品加工階段分類-資本用品(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	B	1	231 PPI: Finished capital equipment (NSA, 1982 = 100)
60 台灣-WPI-內銷品加工階段分類-中間產品(2016=100)-月(指數)	1981/1	X	A	1	235 PPI: Intermediate materials, supplies, and components (NSA, 1982 = 100)
61 台灣-CPI-基本分類-公共附加費(2016=100)-月(指數)	1991/1	X	A	1	120 CPI-U: Garbage and trash collection (NSA, Dec 83 = 100)
62 台灣-CPI-基本分類-其他交通服務費(2016=100)-月(指數)	1991/1	X	B	1	165 CPI-U: Motor vehicle maintenance and servicing (NSA, 1982-84 =100)
63 台灣-CPI-基本分類-通訊設備(2016=100)-月(指數)	1991/1	X	A	1	212 CPI-U: Information technology, hardware, and services (NSA, Dec 1988 = 100)
64 台灣-WPI-內銷品基本分類-食品(2016=100)-月(指數)	1991/1	X	A	1	225 PPI: Finished consumer foods (NSA, 1982 = 100)

註：表列台灣資料數列與其所對應的 Amstad et al. (2017) 資料；其中台灣各數列資料皆取於 TEJ 台灣經濟新報資料庫。發布欄位標示該數列資料所發布的時間，其中 W 表示當月資料於當月下旬發布；X 表示當月資料於隔月上旬發布；Y 表示當月資料於隔月中旬發布；Z 表示當月資料於隔月下旬發布。季調欄位標示該數列資料所採用的季節調整方法，其中，A 表示以美國人口普查局(the United States Census Bureau)所發布的 X-13ARIMA-SEATS 方法進行季節調整；B 代表該數列資料以分解季節項之方法進行季節調整。轉換欄位則標示該數列資料於季節調整後所進行的資料轉換方式，其中，1 表示將該數列轉換為成長率之計算方式，2 則表示直接將數列取差分。

表 10：實質面變數(Real Variables)

台灣資料編號 / 台灣資料名稱	起始年月 / 發佈 / 季調 / 轉換 /	Amstad et al. (2017) / 對應資料名稱
1 台灣-景氣對策信號綜合分數-月(分數)	1971/1 Z A 2 - -	
2 台灣-IPI 總指數(2016=100)-月(指數)	1996/1 Z A 1 - -	
3 台灣-消費者信心指數-月(指數)	1999/1 W A 1 - -	
4 台灣-實質出口額年增率(一般貿易制)-月(%)	2002/1 X A 2 - -	
5 台灣-實質進口額年增率(不含復進口)(一般貿易制)-台幣-月(%)	2002/1 X A 2 - -	
6 台灣-新增訂單擴散指數-月(季節調整)(指數)	2011/10 X A 2 1	ISM: Mfg: New Orders Index (NSA, 50+ = Econ Expand)
7 台灣-生產擴散指數-月(季節調整)(指數)	2011/10 X A 2 2	ISM: Mfg: Production Index (NSA, 50+ = Econ Expand)
8 台灣-人力僱用擴散指數-月(季節調整)(指數)	2011/10 X A 2 3	ISM: Mfg: Employment Index (NSA, 50+ = Econ Expand)
9 台灣-供應商交貨時間擴散指數-月(指數)	2011/10 X A 2 4	ISM: Mfg: Vendor Deliveries Index (NSA, 50+ = Econ Expand)
10 台灣-現有原物料存貨擴散指數-月(指數)	2011/10 X A 2 5	ISM: Mfg: Inventories Index (NSA, 50+ = Econ Expand)
11 台灣-原物料價格指數-月(指數)	2011/10 X A 2 6	ISM: Mfg: Prices Index (NSA, 50+ = Econ Expand)
12 台灣-未完成訂單指數-月(指數)	2011/10 X A 2 7	ISM: Mfg: Backlog of Orders Index (NSA, 50+ = Econ Expand)
13 台灣-新增出口訂單指數-月(指數)	2011/10 X A 2 8	ISM: Mfg: New Export Orders Index(NSA, 50+ = Econ Expand)
14 台灣-進口原物料數量指數-月(指數)	2011/10 X A 2 9	ISM: Mfg: Imports Index (NSA, 50+ = Econ Expand)
15 台灣-商業服務業景氣指標-月(指數)	2012/1 X A 1 - -	
16 北海布蘭特原油現貨(平均)(美元桶)	1984/1 W A 1 - -	
17 西德州中級原油現貨(平均)(美元桶)	1984/1 W A 1 4	Spot commodity price—West Texas Intermediate crude oil, Cushing OK
18 杜拜輕原油現貨(平均)(M)(美元桶)	1989/4 W A 1 39	Light Sweet Crude Oil Futures Price: 1st exp contract nearby settlement (EOP, \$/bbl)
		40 Light Sweet Crude Oil Futures Price: 3 month contract settlement (EOP, \$/bbl)

註：表列台灣資料數列與其所對應的 Amstad et al. (2017) 資料；其中台灣各數列資料皆取於 TEJ 台灣經濟新報資料庫。發布欄位標示該數列資料所發布的時間，其中 W 表示當月資料於當月下旬發布；X 表示當月資料於隔月上旬發布；Y 表示當月資料於隔月中旬發布；Z 表示當月資料於隔月下旬發布。季調欄位標示該數列資料所採用的季節調整方法，其中，A 表示以美國人口普查局(the United States Census Bureau)所發布的 X-13ARIMA-SEATS 方法進行季節調整；B 代表該數列資料以分解季節項之方法進行季節調整。轉換欄位則標示該數列資料於季節調整後所進行的資料轉換方式，其中，1 表示將該數列轉換為成長率之計算方式，2 則表示直接將數列取差分。

表 11：勞動市場變數(Labor)

台灣資料編號 / 台灣資料名稱	起始年月 / 發佈 / 季調 / 轉換 /	Amstad et al. (2017) / 對應資料名稱
1 台灣-失業率-月(%)	1971/1 Z B 2	1 Unemployment rate: 16–24 years (NSA, %)
		2 Unemployment rate: 25–34 years (NSA, %)
		3 Unemployment rate: 35–44 years (NSA, %)
		4 Unemployment rate: 45–54 years (NSA, %)
		5 Unemployment rate: 55 years and over (NSA, %)
2 台灣-失業人口數-月(千人)	1978/1 Z A 1	18 Unemployment (NSA, thousands)
3 台灣-勞動參與率-月(%)	1980/1 Z A 2	6 Civilian employment-population ratio: 16–24 years (NSA, ratio)
		7 Civilian employment-population ratio: 25–34 years (NSA, ratio)
		8 Civilian employment-population ratio: 35–44 years (NSA, ratio)
		9 Civilian employment-population ratio: 45–54 years (NSA, ratio)
		10 Civilian employment-population ratio: 55 years and over (NSA, ratio)
4 台灣-平均失業周數-月(週)	2003/1 Z A 2	11 Average weeks unemployed: 16–19 years (NSA)
		12 Average weeks unemployed: 20–24 years (NSA)
		13 Average weeks unemployed: 25–34 years (NSA)
		14 Average weeks unemployed: 35–44 years (NSA)
		15 Average weeks unemployed: 45–54 years (NSA)
		16 Average weeks unemployed: 55–64 years (NSA)
		17 Average weeks unemployed: 65 years and over (NSA)
5 台灣-經常性薪資-各行業-月(台幣)	1980/1 Z A 1	- -

註：表列台灣資料數列與其所對應的 Amstad et al. (2017) 資料；其中台灣各數列資料皆取於 TEJ 台灣經濟新報資料庫。發布欄位標示該數列資料所發布的時間，其中 W 表示當月資料於當月下旬發布；X 表示當月資料於隔月上旬發布；Y 表示當月資料於隔月中旬發布；Z 表示當月資料於隔月下旬發布。季調欄位標示該數列資料所採用的季節調整方法，其中，A 表示以美國人口普查局(the United States Census Bureau)所發布的 X-13ARIMA-SEATS 方法進行季節調整；B 代表該數列資料以分解季節項之方法進行季節調整。轉換欄位則標示該數列資料於季節調整後所進行的資料轉換方式，其中，1 表示將該數列轉換為成長率之計算方式，2 則表示直接將數列取差分。

表 12：貨幣面變數(Money)

台灣資料編號 / 台灣資料名稱	起始年月 / 發佈 / 季調 / 轉換 /	Amstad et al. (2017) / 對應資料名稱
1 台灣-貨幣總計數-M1B-月底-月-台幣(百萬)	1971/1 Z A 1	1 Money stock: M1 (NSA, billions \$)
2 台灣-貨幣總計數-M2-月底-台幣-月(百萬)	1971/1 Z A 1	2 Money stock: M2 (NSA, billions \$)
3 台灣-準備貨幣-月底-月-台幣(百萬)	1971/1 Y A 1	3 Adjusted monetary base (NSA, millions \$)
4 台灣-金融機構-準備金-超額準備-月-台幣(百萬)	1971/1 Y A 1	5 Adjusted nonborrowed reserves of depository institutions (NSA, millions \$)
5 台灣-金融機構-準備金-實際準備合計-月-台幣(百萬)	1987/5 Y A 1	4 Adjusted reserves of depository institutions (NSA, millions \$)

註：表列台灣資料數列與其所對應的 Amstad et al. (2017) 資料；其中台灣各數列資料皆取於 TEJ 台灣經濟新報資料庫。發布欄位標示該數列資料所發布的時間，其中 W 表示當月資料於當月下旬發布；X 表示當月資料於隔月上旬發布；Y 表示當月資料於隔月中旬發布；Z 表示當月資料於隔月下旬發布。季調欄位標示該數列資料所採用的季節調整方法，其中，A 表示以美國人口普查局(the United States Census Bureau)所發布的 X-13ARIMA-SEATS 方法進行季節調整；B 代表該數列資料以分解季節項之方法進行季節調整。轉換欄位則標示該數列資料於季節調整後所進行的資料轉換方式，其中，1 表示將該數列轉換為成長率之計算方式，2 則表示直接將數列取差分。

表 13：金融面變數(Financial)

台灣資料編號 / 台灣資料名稱	起始年月	發佈	季調	轉換	Amstad et al. (2017) / 對應資料名稱
1 台灣-中央銀行-重貼現率-月(%)	1971/1	W B 2		5	Federal funds effective rate
2 台灣英鎊兌新台幣匯率月底值-美式(英鎊)	1971/1	W A 1		18	Spot price (GBP/\$)
3 台灣瑞士法郎兌新台幣匯率月底值-美式(瑞法郎)	1971/1	W A 1		20	Spot Price (Swiss franc/\$)
4 台灣發行量加權股價指數 1966=100(指數)	1971/1	W A 1		36	Standard and Poor's 500 Price Earnings Ratio Index
5 台灣美元兌新台幣匯率(美元)	1971/1	W A 1		-	-
6 台灣澳大利亞幣兌新台幣匯率月底值-美式(澳幣)	1971/1	W A 1		-	-
7 台灣港幣兌新台幣匯率月底值-美式報價(港幣)	1971/1	W A 1		-	-
8 台灣新加坡幣兌新台幣匯率月底值-美式(加坡元)	1973/6	W A 1		-	-
9 台灣-貨幣市場利率-國庫券-初級市場-1-91 天-月(%)	1973/10	W B 2		6	3-month Treasury bill rate coupon equivalent
10 台灣-證券市場-股票-成交金額-月-台幣(百萬)	1976/1	W A 1		35	New York Stock Exchange total volume
11 台灣加拿大幣兌新台幣匯率月底值-美式(加幣)	1980/1	W A 1		-	-
12 台灣-貨幣市場利率-國庫券-初級市場-92-182 天-月(%)	1981/3	W B 2		7	6-month Treasury bill rate coupon equivalent
13 台灣-資本市場利率-政府公債-5 年期-月(%)	1985/1	W B 2		9	5-year Treasury note yield at constant maturity (% p.a.)
14 台灣-資本市場利率-政府公債-7 年期-月(%)	1985/1	W B 2		10	7-year Treasury note yield at constant maturity (% p.a.)
15 台灣日圓兌新台幣匯率月底值-美式(日圓)	1986/11	W A 1		19	Spot price (yen/\$)
16 台灣-資本市場利率-政府公債-10 年期-月(%)	1987/10	W B 2		11	10-year Treasury note yield at constant maturity (% p.a.)
17 台灣-消費者貸款-消費者貸款-信用卡循環信用餘額-月-台幣(百萬)	1988/1	W B 1		24	Total revolving U.S. consumer credit outstanding
18 台灣-消費者貸款及建築貸款餘額-消費者貸款-汽車貸款-月-台幣(百萬)	1988/1	W A 1		25	Total non-revolving U.S. consumer credit outstanding
19 台灣-消費者貸款-消費者貸款-其他個人消費性貸款-月-台幣(百萬)	1988/1	W A 1		25	Total non-revolving U.S. consumer credit outstanding
20 台灣-消費者貸款及建築貸款餘額-消費者貸款-小計-月-台幣(百萬)	1988/1	W A 1		30	Consumer loans in bank credit: All commercial banks (NSA, billions \$)

台灣資料編號 / 台灣資料名稱	/ 起始年月 / 發佈 / 季調 / 轉換 /	Amstad et al. (2017) / 對應資料名稱
21 台灣-營造工程指數-營造工程總指數(2016=100)-月(指數)	1991/1 X A 1	54 FIBER Industrial Materials Index: All Items (1990 = 100)
22 台灣歐元兌新台幣匯率月底值(歐元)	1992/1 W A 1	17 Spot price (euro/\$) (Revised backwards)
23 台灣-全體銀行放款餘額-合計-月-台幣(百萬)	1997/1 Z A 1	23 Bank credit: all commercial banks (NSA, billions \$)
24 台灣-全體銀行放款餘額-短期放款與透支-擔保-月-台幣(百萬)	1997/1 Z A 1	26 Securities in bank credit: all commercial banks (NSA, billions \$)
25 台灣-全體銀行放款餘額-中長期放款-擔保-月-台幣(百萬)	1997/1 Z A 1	26 Securities in bank credit: all commercial banks (NSA, billions \$)
26 台灣-全體銀行放款餘額-借戶部門別-政府機關-月-台幣(百萬)	1997/1 Z A 1	27 U.S. government securities in bank credit: all commercial banks (NSA, billions \$)
27 台灣-全體銀行放款餘額-公民營企業-購置不動產-月-台幣(百萬)	1997/1 Z A 1	28 Real estate loans in bank credit: all commercial banks (NSA, billions \$)
28 台灣-全體銀行放款餘額-公民營企業-製造業合計-月-台幣(百萬)	1997/1 Z A 1	29 Commercial and Industrial loans in bank credit: All commercial banks (NSA, billions \$)
29 台灣-新台幣實質有效匯率指數(2010=100)-月(指數)	2005/4 Y A 1	21 Board Narrow Nominal Effective Exchange Rate Index: United States 22 Board Broad Nominal Effective Exchange Rate: United States (2000 = 100)

註：表列台灣資料數列與其所對應的 Amstad et al. (2017) 資料；其中台灣各數列資料皆取於 TEJ 台灣經濟新報資料庫。發布欄位標示該數列資料所發布的時間，其中 W 表示當月資料於當月下旬發布；X 表示當月資料於隔月上旬發布；Y 表示當月資料於隔月中旬發布；Z 表示當月資料於隔月下旬發布。季調欄位標示該數列資料所採用的季節調整方法，其中，A 表示以美國人口普查局(the United States Census Bureau)所發布的 X-13ARIMA-SEATS 方法進行季節調整；B 代表該數列資料以分解季節項之方法進行季節調整。轉換欄位則標示該數列資料於季節調整後所進行的資料轉換方式，其中，1 表示將該數列轉換為成長率之計算方式，2 則表示直接將數列取差分。

附錄 B 時域與頻域的關係及 UIG 三階段建構

B.1 時域與頻域分析對應轉換

在此小節中，我們將根據 Altissimo et al. (2001) 的研究成果以及摘錄徐士勛 (2019) 的學術文稿的部分內容，說明如何透一般化動態因子模型的設定拆解出通貨膨脹率的中長期波動與短期波動。首先，我們說明一般時域分析與頻域分析中在理論上的連結關係。透過時域分析上定義的自我共變異數矩陣 $\Gamma_k = \text{Cov}(\mathbf{y}_t, \mathbf{y}_{t-k})$ 、 $\Gamma_k^\chi = \text{Cov}(\boldsymbol{\chi}_t, \boldsymbol{\chi}_{t-k})$ 與 $\Gamma_k^\xi = \text{Cov}(\boldsymbol{\xi}_t, \boldsymbol{\xi}_{t-k})$ ，我們就可以進一步計算在頻域上對應的頻譜分配(spectral density)。

在給定任一 $\theta \in [-\pi, \pi]$ 之下，上述三個自我共變數矩陣透過對應的離散型傅立葉轉換(discrete Fourier transformation)矩陣而建立對應的頻譜分配分別為：

$$\Sigma(\theta) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \omega_k \Gamma_k \exp(-ik\theta), \quad (4)$$

$$\Sigma^\chi(\theta) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \omega_k \Gamma_k^\chi \exp(-ik\theta), \quad (5)$$

$$\Sigma^\xi(\theta) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \omega_k \Gamma_k^\xi \exp(-ik\theta), \quad (6)$$

且 $\Sigma(\theta) = \Sigma^\chi(\theta) + \Sigma^\xi(\theta)$ 。相對地，時域上的自我共變數矩陣也可藉由此頻域上的頻譜分配轉換而來：

$$\Gamma_k = \int_{-\pi}^{\pi} \Sigma(\theta) \exp(ik\theta) d\theta, \quad (7)$$

$$\Gamma_k^\chi = \int_{-\pi}^{\pi} \Sigma^\chi(\theta) \exp(ik\theta) d\theta, \quad (8)$$

$$\Gamma_k^\xi = \int_{-\pi}^{\pi} \Sigma^\xi(\theta) \exp(ik\theta) d\theta. \quad (9)$$

B.2 三階段估計流程與步驟

第一階段：估計 Γ_k^χ 與 Γ_k^ξ

1-1. 根據樣本觀察期間 $t = 1, \dots, T$ ，計算 \mathbf{y}_t 與落後期 \mathbf{y}_{t-k} 的樣本自我共變異數矩陣(sample auto-covariance matrix)，令為 $\hat{\Gamma}_k$ ， $k = 1, \dots, \bar{K}$ 。值得一提的是，樣本自我共變異數矩陣滿足 $\hat{\Gamma}_k' = \hat{\Gamma}_{-k}$ 。

1-2. 令 $\theta_h = \frac{2\pi h}{2\bar{H}}$ ， $h = -\bar{H}, \dots, 0, \dots, \bar{H}$ 。針對每一個 θ_h ，我們可以利用樣本自我共變異數矩陣建立對應的離散型傅立葉轉換矩陣：

$$\hat{\Sigma}(\theta_h) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\bar{K}}^{\bar{K}} \omega_k \hat{\Gamma}_k \exp(-ik\theta_h),$$

式中 $\omega_k = 1 - \frac{|k|}{\bar{K}+1}$ 為無母數分析中常用的落後期權數 Bartlett-lag-window weights；此為前述頻譜分配式 (4) 對應的估計。

1-3. 針對每一 θ_h ($h = -\bar{H}, \dots, 0, \dots, \bar{H}$)，我們進一步分解 $\hat{\Sigma}(\theta_h)$ 對應的特徵值(eigenvalue)與特徵向量(eigenvector)。令 $\lambda_{j(\theta_h)}$ 為排序第 j 大的特徵值，且其所對應維度為 $N \times 1$ 特徵向量為 $\boldsymbol{\epsilon}_j(\theta_h)$ ， $j = 1, \dots, N$ 。同時，我們也計算每一個 $\boldsymbol{\epsilon}_j(\theta_h)$ 所對應維度為 $1 \times N$ 的轉置共軛(transposed complex conjugate)向量，並令為 $\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_j(\theta_h) = [\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{1j}(\theta_h), \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{2j}(\theta_h), \dots, \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{Nj}(\theta_h)]'$ ， $j = 1, \dots, N$ 。則我們可建構兩個維度為 $N \times N$ 的矩陣：

$$\hat{\Sigma}^X(\theta_h) = \sum_{j=1}^{\bar{q}} \lambda_{j(\theta_h)} \epsilon_j(\theta_h) \tilde{\epsilon}_j(\theta_h)', \quad \hat{\Sigma}^\xi(\theta_h) = \sum_{j=\bar{q}+1}^N \lambda_{j(\theta_h)} \epsilon_j(\theta_h) \tilde{\epsilon}_j(\theta_h)',$$

此兩矩陣則分別為前述頻譜分配 (5) 與 (6) 對應的估計。給定 $\hat{\Sigma}^X(\theta_h)$ 與 $\hat{\Sigma}^\xi(\theta_h)$ 的估計後，我們就可進一步利用 (8) 式和 (9) 式的轉換關係，分別建構 Γ_k^X 與 Γ_k^ξ ($k = 1, \dots, \bar{K}$) 對應的估計式：

$$\hat{\Gamma}_k^X = \frac{2\pi}{2\bar{H} + 1} \sum_{h=-\bar{H}}^{\bar{H}} \hat{\Sigma}^X(\theta_h) \exp(ik\theta_h), \quad (10)$$

$$\hat{\Gamma}_k^\xi = \frac{2\pi}{2\bar{H} + 1} \sum_{h=-\bar{H}}^{\bar{H}} \hat{\Sigma}^\xi(\theta_h) \exp(ik\theta_h). \quad (11)$$

1-4. 給定切分頻率 τ 下，我們定義 H_τ 為一個滿足 $\theta_{H_\tau+1} > \tau$ 且 $\theta_{H_\tau} \leq \tau$ 的正整數，則 (10) 式所估計的共同因子波動的自我共變異數矩陣後可以進一步拆解成中長期(令為 $\hat{\Gamma}_k^{XLR}$)以及短期兩部分 (令為 $\hat{\Gamma}_k^{XSR}$)：

$$\hat{\Gamma}_k^{XLR} = \frac{2\pi}{2\bar{H} + 1} \sum_{h=-H_\tau}^{H_\tau} \hat{\Sigma}^X(\theta_h) \exp(ik\theta_h), \quad (12)$$

$$\hat{\Gamma}_k^{XSR} = \frac{2\pi}{2\bar{H} + 1} \sum_{\substack{h < -H_\tau \\ h > H_\tau}} \hat{\Sigma}^X(\theta_h) \exp(ik\theta_h). \quad (13)$$

其中，(12) 式的估計將用於第三階段建構 UIG 時使用。值得注意的是，(12) 式的估計乃根據徐士勛(2019)的分析而來，與 Altissimo et al. (2001) 的建構有些許不同；徐士勛(2019)所修正後的中長期的共同變異矩陣 (12) 式與短期的共同變異矩陣 (13) 式將滿足

$$\hat{\Gamma}_k^X = \hat{\Gamma}_k^{XLR} + \hat{\Gamma}_k^{XSR}.$$

第二階段：利用一般化主成分分析估計對應靜態因子模型

如同前述，靜態因子模型 (2)： $\mathbf{y}_t = \Delta \mathbf{F}_t + \xi_t$ 中的 \bar{r} 個共同因子在缺乏額外假設或訊息下並無法被直接個別認定，但是其所建構的資訊空間，卻仍可被一致性的估計。相較於標準的主成分分析法，一般化主成分分析法則利用第一階段 (10) 式與 (11) 式所估計共同因子與自我干擾項的同期 ($k = 0$) 的共變異數矩陣資訊， $\hat{\Gamma}_0^\chi$ 與 $\hat{\Gamma}_0^\xi$ ，在極小化同期 \mathbf{y}_t 中干擾對比共同波動的比例 (idiosyncratic-common variance ratio) 原則下的估算組合權數，並以此線性組合作為因子的估計。精確地說，令 $\tilde{\mathbf{V}}_j' \mathbf{y}_t, j = 1, \dots, \bar{r}$ ，為 \bar{r} 個在一般化主成分分析法下 \mathbf{y}_t 的線性組合，並令 $\tilde{\mathbf{V}} = (\tilde{\mathbf{V}}_1, \tilde{\mathbf{V}}_2, \dots, \tilde{\mathbf{V}}_{\bar{r}})'$ ，而 $\hat{\mathbf{F}}_t = \tilde{\mathbf{V}} \mathbf{y}_t$ 則為第 t 期時 \bar{r} 個靜態共同因子的估計。因此， χ_t 的估計則為 χ_t 在這 \bar{r} 個估計的共同因子所建構的空間上的線性投影(linear projection)：

$$\hat{\chi}_t = \left(\sum_{\text{all } s} \chi_s \hat{\mathbf{F}}_s' \right) \left(\sum_{\text{all } s} \hat{\mathbf{F}}_s \hat{\mathbf{F}}_s' \right)^{-1} \hat{\mathbf{F}}_t = \hat{\Gamma}_0^\chi \tilde{\mathbf{V}}' (\tilde{\mathbf{V}} \hat{\Gamma}_0 \tilde{\mathbf{V}}')^{-1} \tilde{\mathbf{V}} \mathbf{y}_t. \quad (15)$$

類似的概念下，在資料結束時點第 T 期時，若我們要預測未來 $T+h$ 期的共同因子波動部分 χ_{T+h} 時，則其預測值 $\hat{\chi}_{T+h|T}$ 就是在這 \bar{r} 個估計的共同因子在第 T 期所建構的空間上的線性投影；亦即：

$$\hat{\chi}_{T+h|T} = \left(\sum_{\text{all } s} \chi_{s+h} \hat{\mathbf{F}}_s' \right) \left(\sum_{\text{all } s} \hat{\mathbf{F}}_s \hat{\mathbf{F}}_s' \right)^{-1} \hat{\mathbf{F}}_T = \hat{\Gamma}_h^\chi \tilde{\mathbf{V}}' (\tilde{\mathbf{V}} \hat{\Gamma}_0 \tilde{\mathbf{V}}')^{-1} \tilde{\mathbf{V}} \mathbf{y}_T. \quad (16)$$

值得一提的是，根據 Altissimo et al. (2001) 及 Forni et al. (2005) 等相關研究的建議，在忽略各變數自我干擾間的可能相關性並不會影響因子估計的極限性質的情況下，直接讓 $\hat{\Gamma}_0^\xi$ 的非對角線元素等於 0 將會增進小樣本下的估計表現。因此，我們在此計畫中也將依此建議下進行對應的各項估計。

第三階段：UIG 的建構

根據 Altissimo et al. (2001) 所建議，中長期波動 \mathbf{x}_t^{LR} 的估計，可以 \mathbf{x}_t^{LR} 在落後 m 期至領先 m 期的靜態因子 ($\hat{\mathbf{F}}_s, s = t - m, \dots, t, \dots, t + m$) 所建構的空間中的投影估計之；令一維度為 $(2m + 1)\bar{r} \times (2m + 1)N$ 的矩陣 \mathbf{W}

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{V}} & \mathbf{0}_{\bar{r} \times N} & \cdots & \mathbf{0}_{\bar{r} \times N} \\ \mathbf{0}_{\bar{r} \times N} & \tilde{\mathbf{V}} & \cdots & \mathbf{0}_{\bar{r} \times N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0}_{\bar{r} \times N} & \mathbf{0}_{\bar{r} \times N} & \cdots & \tilde{\mathbf{V}} \end{pmatrix}$$

其中 $\tilde{\mathbf{V}} = (\tilde{\mathbf{V}}_1, \tilde{\mathbf{V}}_2, \dots, \tilde{\mathbf{V}}_{\bar{r}})'$ 為一 $\bar{r} \times N$ 的靜態因子負載矩陣；再令一以自我共變異數矩陣堆疊而成維度為 $(2m + 1)N \times (2m + 1)N$ 的矩陣：

$$\mathbf{M} = \begin{pmatrix} \hat{\Gamma}_0 & \hat{\Gamma}_1' & \cdots & \hat{\Gamma}_{2m}' \\ \hat{\Gamma}_1 & \hat{\Gamma}_0 & \cdots & \hat{\Gamma}_{2m-1}' \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\Gamma}_{2m} & \hat{\Gamma}_{2m-1} & \cdots & \hat{\Gamma}_0 \end{pmatrix}$$

且令 $\mathbf{R} = [\hat{\Gamma}_m^{LR} \quad \cdots \quad \hat{\Gamma}_0^{LR} \quad \cdots \quad \hat{\Gamma}_m^{LR}]$ 為一個由中長期共同因子波動的自我共變異數矩陣堆疊而成的 $N \times (2m + 1)N$ 的矩陣，則 $\widehat{\mathbf{x}}_t^{LR}$ 表現式為

$$\widehat{\mathbf{x}}_t^{LR} = \mathbf{R} \mathbf{W}' (\mathbf{W} \mathbf{M} \mathbf{W}')^{-1} \mathbf{W} \mathbf{Y}_t \quad (17)$$

其中， $\mathbf{Y}_t = [\mathbf{y}'_{t-m} \quad \cdots \quad \mathbf{y}'_t \quad \cdots \quad \mathbf{y}'_{t+m}]'$ 為 $(2m + 1)N \times 1$ 的向量。值得注意的是，在資料結束時點第 T 期時，我們並沒有未來 $T + 1$ 至 $T + m$ 期的資料，因此這些所缺漏的未來資料的數值將依序以(16)式的共同因子預測值帶入。另一方面，若我們只考慮投影 \mathbf{x}_t^{LR} 至同期的靜態因子空間 ($m = 0$)，則估計式(17)將可簡化為：

$$\widehat{\mathbf{x}}_t^{LR} = \left(\sum_{all\ s} \mathbf{x}_s^{LR} \hat{\mathbf{F}}_s' \right) \left(\sum_{all\ s} \hat{\mathbf{F}}_s \hat{\mathbf{F}}_s' \right)^{-1} \hat{\mathbf{F}}_t = \hat{\Gamma}_0^{LR} \tilde{\mathbf{V}}' (\tilde{\mathbf{V}} \hat{\Gamma}_0 \tilde{\mathbf{V}}')^{-1} \tilde{\mathbf{V}} \mathbf{y}_t$$

最後，給定任一 $\widehat{\mathbf{x}}_t^{LR}$ 的估計，則在第一個變數($i = 1$)設定為通貨膨脹率下， $\widehat{\chi}_{1,t}^{LR}$ 就是我們所關心的基本通膨估值在第 t 期的估計值。值得注意的是，針對第 t 期 $\widehat{\mathbf{x}}_t^{LR}$ ，此平滑化架構需要用到未來的因子估計 $\widehat{\mathbf{F}}_{t+m}$ ，因此當 m 設定越大時，我們在資料結末端點前 m 期的 $\widehat{\mathbf{x}}_t^{LR}$ ($t = T - m + 1, \dots, T$) 將會有更多缺漏需要估計。因此，在此研究的實際操作上， $m = 1$ 是權衡平滑化與端點資料缺漏之下的選擇；如 Altissimo et al.(2001) 實證中的設定。

附錄 C 各變數於建構 UIG(Price Only) 時的貢獻度

如同前述，在目前的分析架構下，以物價相關指數為資料範疇下所建構的 UIG(Price Only) 具有相對較好的統計性質。在這樣的資料範疇下，每個變數資料於每個月的公布幾乎都在每個月的上旬一起公布上個月的資料數值，資料公布的先後順序對於 UIG(Price Only) 建構的影響幅度將不容易直接衡量。因此，為了能分辨各個物價分類相關指數對於 UIG(Price Only) 建構的影響幅度，我們簡單改以這些物價分類相關指數與 UIG(Price Only) 之間的相關係數來評比；相關係數最高的前 10 個變數以及最低的 10 個變數如下表 14 與表 15 所示。

表 14：相關係數最高的 10 大物價分類指標

編號	資料名稱	相關係數
Price 16	台灣-CPI-基本分類-乳類(2016=100)-月(指數)	0.9986
Price 58	台灣-WPI-內銷品加工階段分類-耐久用品(2016=100)-月(指數)	0.9979
Price 32	台灣-CPI-基本分類-男人衣著(2016=100)-月(指數)	0.9978
Price 4	台灣-CPI-商品性質分類-非耐久性消費品(含食物)(2016=100)-月	0.9977
Price 45	台灣-CPI-基本分類-娛樂服務(2016=100)-月(指數)	0.9975
Price 13	台灣-CPI-基本分類-水產品(2016=100)-月(指數)	0.9969
Price 64	台灣-WPI-內銷品基本分類-食品(2016=100)-月(指數)	0.9948
Price 44	台灣-CPI-基本分類-娛樂費用(2016=100)-月(指數)	0.9946
Price 39	台灣-CPI-基本分類-運輸費(2016=100)-月(指數)	0.9943
Price 56	台灣-WPI-內銷品加工階段分類-最終產品(2016=100)-月(指數)	0.9942

資料來源：本研究自行整理。

表 15：相關係數最低的 10 大物價分類指標

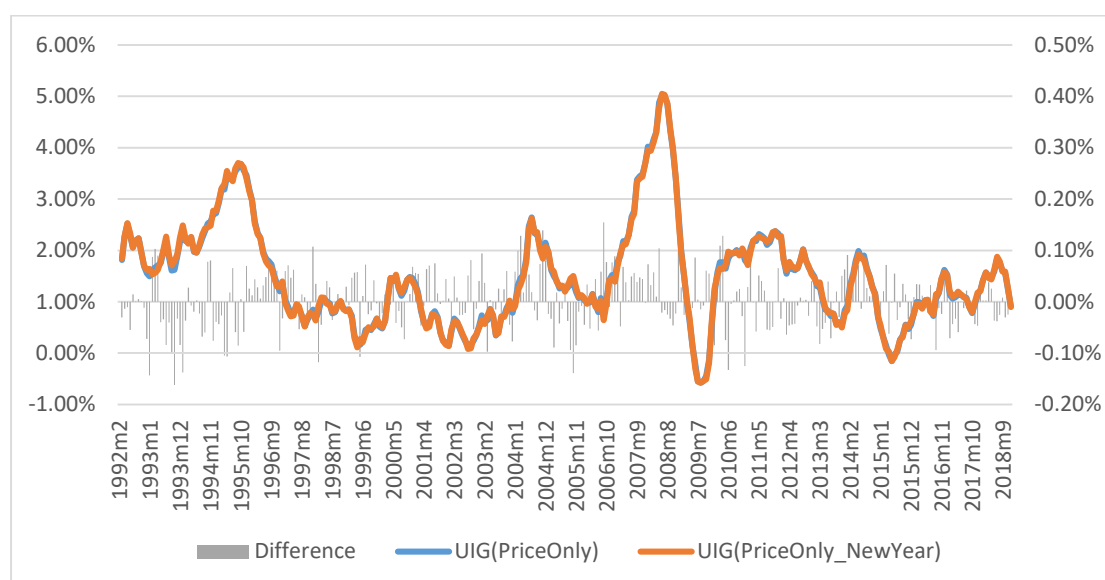
編號	資料名稱	相關係數
Price 25	台灣-CPI-基本分類-酒(2016=100)-月(指數)	-0.9874
Price 43	台灣-CPI-基本分類-醫療費用(2016=100)-月(指數)	-0.7988
Price 55	台灣-WPI(2016=100)-月(指數)	-0.5202
Price 40	台灣-CPI-基本分類-醫藥保健類(2016=100)-月(指數)	0.0315
Price 12	台灣-CPI-基本分類-肉類製品(2016=100)-月(指數)	0.0976
Price 7	台灣-CPI-商品性質分類-雜項服務(2016=100)-月(指數)	0.2790
Price 62	台灣-CPI-基本分類-其他交通服務費(2016=100)-月(指數)	0.3166
Price 26	台灣-CPI-基本分類-居住類(2016=100)-月(指數)	0.3802
Price 30	台灣-CPI-基本分類-家庭用品(2016=100)-月(指數)	0.4665
Price 21	台灣-CPI-基本分類-調理食品(2016=100)-月(指數)	0.4695

資料來源：本研究自行整理。

由表 14 與表 15 可看出，相關係數最高的前 10 大物價分類指標與 UIG(Price Only) 的相關係數都高達 0.99 以上，亦即這些變數的中長期趨勢變動在建構 UIG(Price Only) 上具有相對重要的訊息。相關係數最低的 10 大物價分類指標，若排除 3 個負相關的價格分類，相關性最低的為醫療保健類的指數中長期趨勢。值得一提的是，這些初步透過相關係數的變數分析結果，並沒有任何理論上的學理或是因果關係可直接支持，因此不容易直接解釋。但是，從巨量資料的角度而言，這些變數的中長期趨勢，在統計上確實呈現的不同的相似性，因此，我們認為應還是具有一定的參考價值。

附錄 D 農曆春節因素與其他參數設定對 UIG(Price Only) 的影響

相較於正文的處理方式，我們也參考 Amstad et al.(2014) 建構中國 UIG 的方式，統一將每年 1 月份以及 2 月份的資料平均以處理農曆春節可能的影響後，再進入後續估計的流程；相對應的 UIG 估算結果比較請見下圖 12。由圖中可見，是否處理農曆春節對最後 UIG 的估算結果影響不大；其中的一個可能原因是我們所考慮的 UIG 乃代表 12 個月以上的中長期波動，因此在建構過程中可能濾除了大部分農曆春節的可能影響。

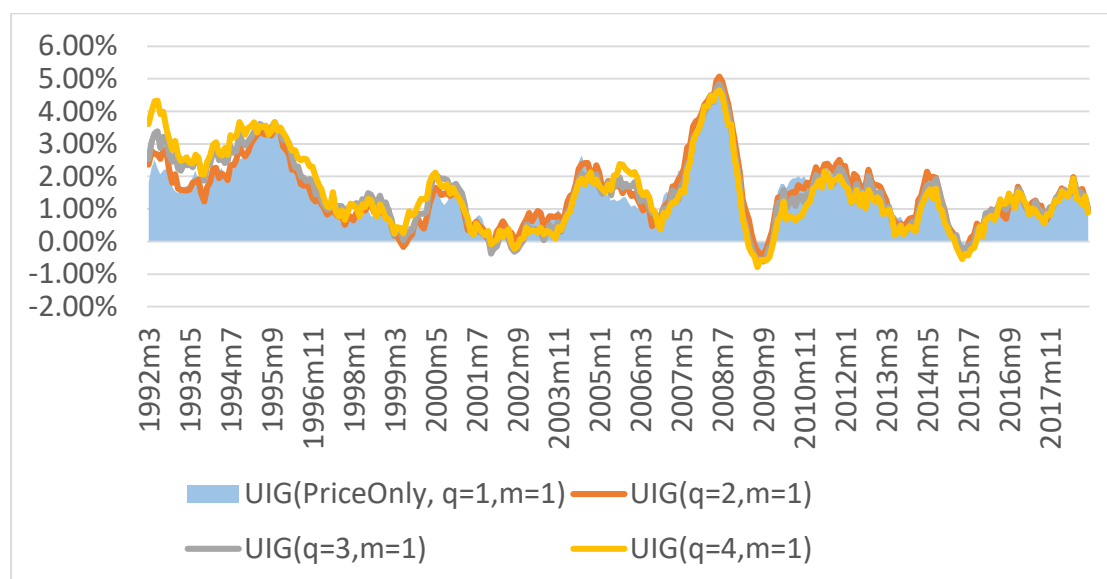


資料來源：本研究自行整理。

圖 12：處理農曆春節因素後的 UIG 比較

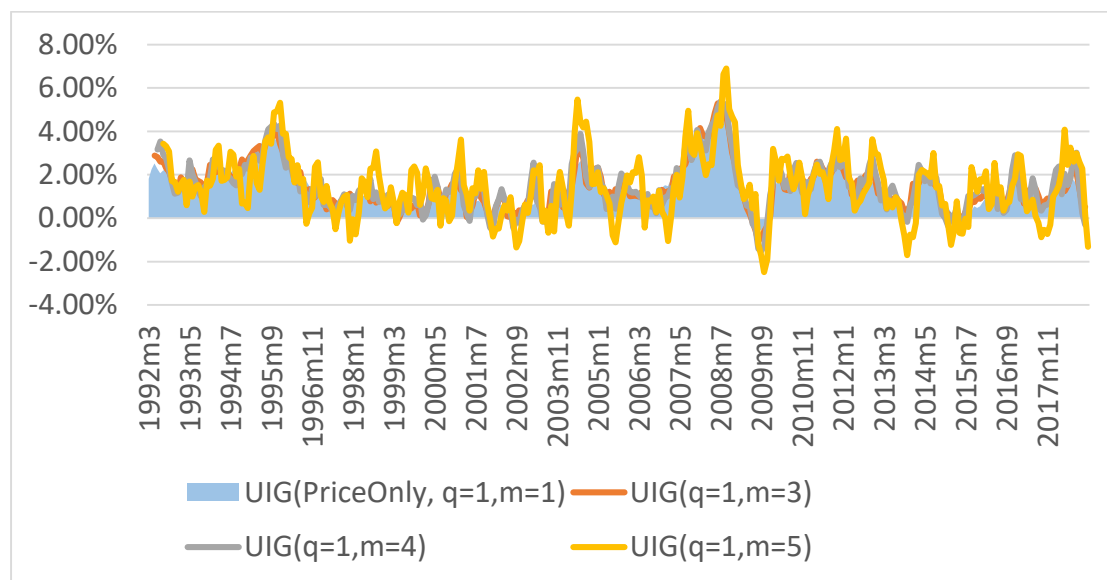
此外，在 UIG(Price Only)的建構過程中，也有幾個參數的設定可能會影響最終的指標，因此我們也在此小節針對動態因子的個數設定(q)以及 UIG 第三階段建構時的平滑化參數(m) 進行對應的結果比較；圖 13 為不同因子個數的比較，

而圖 14 則為不同 m 下的比較。由此兩圖的結果，都可大致看出，在這些所考慮的參數設定中，結果與 UIG(Price Only) 看起來大致一致。



資料來源：本研究自行整理。

圖 13：不同因子個數的 UIG 建構比較



資料來源：本研究自行整理。

圖 14：不同 m 設定下的 UIG 建構比較

綜合以上，當考量農曆春節因素或是其他的參數設定下，所建構的 UIG 時間趨勢大致都與 UIG(Price Only)相仿。為了能進一步比較可能的影響，我們也進行雙變量 VAR 模型對應的葛蘭傑因果關係檢定以及樣本外預測比較；結果如下表 16 與表 17 所示。首先，葛蘭傑因果關係顯示，在某些參數的選擇下，將不具原 UIG(Price Only) 單向因果關係的良好性質；其中，考量農曆新年因素影響後的 UIG(New Year) 仍具單向因果關係特質。

表 16：葛蘭傑因果關係檢定結果

被解釋變數	去除解釋變數	χ^2 統計量	自由度	P-value 值
CPI%	UIG(New Year)	77.432	2	0.000***
UIG(New Year)	CPI%	2.583	2	0.275
CPI%	UIG(q=1, m=3)	25.395	2	0.000***
UIG(q=1, m=3)	CPI%	7.459	2	0.024**
CPI%	UIG(q=1, m=4)	15.950	2	0.000***
UIG(q=1, m=4)	CPI%	12.363	2	0.002***
CPI%	UIG(q=1, m=5)	7.050	2	0.029**
UIG(q=1, m=5)	CPI%	11.600	2	0.003***
CPI%	UIG(q=2, m=1)	58.644	2	0.000***
UIG(q=2, m=1)	CPI%	1.247	2	0.536
CPI%	UIG(q=3, m=1)	86.728	2	0.000***
UIG(q=3, m=1)	CPI%	1.876	2	0.391
CPI%	UIG(q=4, m=1)	101.102	2	0.000***
UIG(q=4, m=1)	CPI%	1.183	2	0.553

資料來源：本研究自行整理。

註：VAR 方式的 Granger Causality test，係 Block Exogeneity Wald test，以 χ^2 統計量加以判定。

***、** 以及 * 分別代表 1%、5% 以及 10%顯著。

表 17：樣本外預測比較(二)

	RMSE	MAE
AR(2) for CPI%	0.006856	0.004991
VAR(2) of CPI% and UIG(New Year)	0.006168**	0.004504
VAR(2) of CPI% and UIG(q=1, m=3)	0.006590	0.004664*
VAR(2) of CPI% and UIG(q=1, m=4)	0.006623*	0.004781
VAR(2) of CPI% and UIG(q=1, m=5)	0.006745	0.004843
VAR(2) of CPI% and UIG(q=2, m=1)	0.006299	0.004639
VAR(2) of CPI% and UIG(q=3, m=1)	0.006395	0.004727
VAR(2) of CPI% and UIG(q=4, m=1)	0.006731	0.005101

資料來源：本研究自行整理。

註：RMSE 以及 MAE 數值上方的*號表是 DM 檢定的顯著性，***、** 以及 * 分別代表 1%、5% 以及 10%顯著。DM 檢定的虛無假設為所考慮模型的預測績效與 CPI% 的 AR(2) 模型一樣好，對立假設則為 CPI% 的 AR(2) 模型預測績效較差。

至於樣本外預測比較，則表 17 的結果顯示這些考量或設定下，預測表現能顯著優於 CPI% 的 AR(2) 模型預測的情況略遜於 UIG(Price Only) 的表現；其中考量農曆新年後的結果最為接近，其 MAE 的 DM 檢定的 p 值為 0.1064 其實也相當接近 10% 的顯著程度。

綜合以上的驗證與比較，我們認為，雖然採用不同的參數設定或考量農曆新年因素都可以得到大致與 UIG(Price Only) 相仿的變動趨勢，但可能在葛蘭傑因果關係或樣本預測表現不若 UIG(Price Only) 的表現。因此，我們還是認為以依據文獻上的參數設定，並且不需特別考慮農曆新年因素所得到的 UIG(Price Only) 做為我國首次的 UIG 指標較為合適。

附錄 E 未來各期的預測表現比較

除了我們於正文中在 VAR 的架構進行的未來一期的擬真樣本外預測表現的評析外，我們將透過簡單線性迴歸模型的建構，比較不同基本通膨的衡量指標對於未來各期通膨的預測能力。我們考慮的線性預測模型如下：¹²

$$CPI\%_{t+h} = \alpha + \beta CPI\%_t + \gamma(CPI\%_t - \hat{\pi}_t) + e_{t+h}$$

其中， $h=1, 3, 6, 9, 12, 18$ 表示對未來 h 期後的通貨膨脹率預測，而基本通膨的衡量 $\hat{\pi}$ 則為 CPI%、Core CPI%、UIG(Price Only)、UIG(ALL,1)以及 UIG(ALL,2)，其中，CPI% 為比較的基準模型；樣本外預測的比較期間仍為 2010 年 1 月至 2018 年 12 月。另外，與正文的表 5 相同，此處的預測績效仍以 RMSE 與 MAE 來衡量，並搭配 DM 檢定驗證其差異的統計的顯著性。表 18 中呈現的對應的結果。首先， $h=1$ 時，只有 UIG(Price Only) 的預測顯著優於(顯著水準 10%) 僅以 CPI% 的基準模型預測，此結果大致與表 5 中以 VAR 模型為基礎的預測比較類似。當 $h=3, 6$ 時，則這些納入不同基本通膨的衡量指標的預測都沒有顯著優於基準模型。當 $h=9, 12$ 時，UIG(ALL,1) 以及 UIG(ALL,2)就呈現可能顯著優於基準預測的情況，而 UIG(Price Only)也在 $h=12$ 的 RMSE 上顯著優於基準模型預測。最後，當 $h=18$ 時，則這些納入不同基本通膨的衡量指標的預測就都沒有顯著優於基準模型。整體而言，在目前的預測模型架構以及樣本外驗證期間，納入非物價相關變數而建構的 UIG(ALL,1)以及 UIG(ALL,2)確實可能有助於對 9~12 個月後的通膨預測。

¹² 若 $\beta = 1$ ，則此模型就是 Amstad et al.(2017) 驗證樣本外預測能力的模型。我們允許 β 的值由模型估計的彈性。

最後，值得一提的是，**UIG** 的主要建構目的是拆解通膨對應的當下中長期的趨勢，而不以預測未來通膨為建構目的。由於各期通膨皆由短期與中長期波動組成，由正文表 6 中通膨的標準差約為 **UIG(Price Only)** 的兩倍可知，短期的波動對各期通膨都仍具相當程度的影響。因此，當預測的標的包含短期的波動，各期當下代表中長期的 **UIG** 就不必然能增進通膨本身未來的 3、6、9、12、18 個月的預測，因為 **UIG** 的建構是針對通膨的中長期變動，但在衡量預測績效時卻是以綜合未來短期與中長期變動的通膨實現值為基準。因此，若要提升未來通膨的預測績效，則如何建構合適的模型，如何運用這些可能的基本通膨指標以及如何捕捉短期波動的態勢，都必須一併考量；但這些已經遠超過此研究的範疇與架構。

表 18：樣本外預測比較(三)

h	$\hat{\pi}_t$	RMSE	MAE
1	CPI%	0.006929	0.005056
	Core CPI%	0.007131	0.005134
	UIG(Price Only)	0.006653*	0.004706*
	UIG(ALL,1)	0.006908	0.005057
	UIG(ALL,2)	0.006740	0.004944
3	CPI%	0.009060	0.007262
	Core CPI%	0.009306	0.007338
	UIG(Price Only)	0.008944	0.007135
	UIG(ALL,1)	0.009220	0.007087
	UIG(ALL,2)	0.008854	0.006982
	CPI%	0.009940	0.007824

h	$\hat{\pi}_t$	RMSE	MAE
6	Core CPI%	0.010125	0.007978
	UIG(Price Only)	0.009994	0.007968
	UIG(ALL,1)	0.009578	0.007462
	UIG(ALL,2)	0.009495	0.007534
9	CPI%	0.010078	0.007979
	Core CPI%	0.009955	0.007859
	UIG(Price Only)	0.010061	0.007949
	UIG(ALL,1)	0.008763**	0.006905**
	UIG(ALL,2)	0.008899**	0.007279
12	CPI%	0.009480	0.007371
	Core CPI%	0.009090	0.006996
	UIG(Price Only)	0.009015*	0.007059
	UIG(ALL,1)	0.007719**	0.006318
	UIG(ALL,2)	0.007422**	0.006037*
18	CPI%	0.009056	0.007251
	Core CPI%	0.009050	0.007490
	UIG(Price Only)	0.009085	0.007237
	UIG(ALL,1)	0.009266	0.007197
	UIG(ALL,2)	0.009172	0.007189

資料來源：本研究自行整理。

註：RMSE 以及 MAE 數值上方的*號表是 DM 檢定的顯著性，***、** 以及 * 分別代表 1%、5% 以及 10%顯著。DM 檢定的虛無假設為所考慮模型的預測績效與 CPI% 的基準模型模型一樣好，對立假設則為基準模型預測績效較差。

附錄 F 期中報告意見回覆

期中報告彙整意見回覆書

一、 文章內容相關意見

葉錦徽教授：

1. 在報告中比較了許多國家在衡量通貨膨脹率的做法與其參考文獻，其中也注意到仍有在此研究中沒有參考的國家在衡量通貨膨脹率時有其他不錯的分析模型。

會後書面回覆：誠如您言，學術研究有相當多通貨膨脹率的衡量研究。在有限的時間下，此研究所設定的研究範疇僅侷限於，在給定(政府部門所公佈之)通貨膨脹率下，如何有效利用其他相關資訊拆解其中的中長期趨勢，報告中討論的重點也都在此相對侷限的範疇下，並沒有觸及任何衡量通貨膨脹率的議題，因此在權衡之下，我們也就不在此相關文獻或方法上有過多的著墨，還請委員諒解。

2. 在報告中沒有理解為何在只參考物價變數時， $q = 1$ (因子個數)，而放入其他總體變數時 $q = 2$ ，請問是如何決定的呢？

會後書面回覆：此設定乃參考 NY Fed 的相關研究設定，我們在書面報告中有說明，同時也進行了 UIG(Price Only) 在此選擇的穩健性測試。

3. 在過去的國家發布資料的行程與時間大致上是固定的，是否有可能在算完 UIG 以後，於更新的資料中存在一個 sub-model。此 sub-model 是指回過頭看

在過去公布失業率或是 PMI 等指數時，更新的資料平均對於 UIG 的估計值影響為何？如果能夠得到此類的資訊並將其併入原先的 UIG 模型中，也許在公布新的數據時，可以有兩個估計值可供參考或是調整的依據。

會後書面回覆：根據最後的研究與分析結果，這些實質面的變數納入後的結果不若單純以物價指數建構的 UIG(Price Only) 優異，因此，我們暫時不用特別關注這類變數對於 UIG 的影響。但是，在 UIG(Price Only) 的建構中，我們也嘗試在期末報告附錄 C 中，利用相關係數探討可能的相對重要性。

4. 內文部分建議：X 與 χ 的字型相近，可將 X 改為 Y 會比較容易閱讀。

會後書面回覆：期末報告已依建議全盤修改。

5. 第 9 頁的中間部分：當經濟受到持續性的衝擊時，UIG 對經濟惡化的情況將較為敏感。此處是指從前面的分析中所得到的經驗亦或是指過去的事實？或許可以給予多一點的註解作為詳細說明。

會後書面回覆：這些都是過往文獻的分析經驗，我們已經在期末報告加上參考文獻。

央行同仁：

1. 實質資料 PMI 與 NPMI 是從 2012 開始，在處理資料一致性時可能會出現問題，是否有其他替代方法？像是另售銷售額或是工業生產資料等？為何當初要選擇 PMI 呢？

會議中口頭回覆：此處的變數選擇是參考 NY Fed 文獻中 300 多個變數去選擇適合台灣的部分，所以如果央行同仁在探討通貨膨脹率時會參考其他實質面的資料，我們也可以將其放入模型中，這方面問題理論不大。

2. 關於資料的處理方法部分，在不同處理方法下是否會導致往後的結果有其差異性存在？

會後書面回覆：不同的資料處理確實可能導致不同的估算結果，研究團隊整合文獻上的相關研究的作法處理資料，也納入了諸位專家關於 YoY 變動或成長率的建議，並將資料進一步處理至定態。在這些嘗試的過程中，研究團隊認為目前的資料處理方式以及所估算出的 UIG(Price Only) 具有不錯的性質，因此，我們認為目前的方式可以作為我國 UIG 建構的參考標準。日後，相關研究人員可依需求或不種的學理依據，以不同的資料或不同的處理方式來建構其他的 UIG，屆時也可互相比較。

3. 是否能在軟體的使用性上一致，未來在移交時會比較迅速上手。

會後書面回覆：整個研究的程式分成『資料收集處理』以及『UIG 建構』兩大部分，我們會在期末報告後，完成相關的使用手冊並一併移交。

4. 在 Frequency Domain 下高波動大概是抓 20 個月，但是與我們一般認知下的 Business Cycle 不太一樣，反而比較短。在一般的外國文獻下，是否有探討在什麼樣的頻率下對長期 UIG 較具預測能力或解釋能力，以及在此頻率下與景氣循環的頻率是否有其關聯性存在？

會議中口頭回覆：關於頻率的問題，誠如我們剛剛一開始看到的圖，此處的頻率僅表示通貨膨脹率單一筆序列的頻率而已，而在此架構下我們沒有特別探討與景氣循環之間的關聯性。誠如您所說的，景氣循環可能時間更長些，但我們此處是就資料的波動找到的結果，而我們並非要找到最適的週期去解釋其波動，相反的我們是要在選定的週期下去看對應的波動。

5. 請問 Fed 是否有使用更為低頻或是高頻的資料，或是將季資料轉換為月資料的部分？

會議中口頭回覆：因為目標是通貨膨脹率，其為月資料，所以如果我們想要使用更為高頻率的資料時，也是將其作某種適當的平滑(如月平均等)來使用。或許未來可以利用混頻的技術將不同頻率的資料進行結合分析，但這目前不再我們計畫規劃的範圍內，是故在此不著墨，但我們仍會在報告中提及可能可行的方式進行更進一步的混頻分析。

期中報告會議中口頭綜合回覆：

1. **回覆：**針對林馨怡老師關注的點「納入波動劇烈的資料進入模型中時，會不會影響研判的結果」。如果就單純的因子模型分析，的確會造成影響。但如果就頻譜分析而言，我們是以 $\pi/6$ 來作時間長短的切割，而劇烈波動的部分可將其視為短期的波動，雖然此部分會出現在共同因子中，但不會影響中長期的分析結果。

2. **回覆：**就老師有提到的不對稱的情況，因為我們尚未跑出確切的結果，所以這些不對稱的情況我們都是陳述文獻上所提出的結果。

3. **回覆：**葉錦徽老師有提及共同因子的 q 如何進行選擇。此處我們是參考 NY Fed 在 2017 年所發表的文章中所決定出來的。雖然在動態因子只選擇 1 或 2 個共同因子，但是背後可能卻隱含 10 幾個以上靜態因子。至於此因子能夠解釋多少個波動，我們會在後續的報告中進行討論。此處共同因子大概的想法是：因為今天將因子分為包含金融面與實質總體面的波動，原則上「波動」可簡單被分為屬於金融面亦或是實質面的影響，因此我們也可以就此將 q 設定為 2。其實於文獻上也有說明， q 如果選得越大，其結果並不會差異太多，在時間允許的情況下我們也會探討此部分。

徐之強教授補充：

1. **回覆：**根據林老師與央行同仁提到對資料處理的方式有疑問的部分，根據我的先前做過的研究經驗，分析當下可能適合一套處理但當時間拉長時可能就不適合了！

2. **回覆：**處長有提到低頻的物價資料，雖然不是在此次研究中要特別討論的，但我自己認為仍然有些資料是相當重要的，如 GDP 平減指數、進/出口平減指數等。所以未來如果央行想要探討混頻資料的話，還是可以進行討論。

林馨怡老師 期中報告書面意見回覆書

1. UIG 之名稱：基本通膨估值與潛在通膨建議定義以及增加說明。

回覆：期末報告中已統一將此名詞修正為『基本通膨』，以表示 underlying inflation。

2. 期中報告說明未來將根據 Amstad et al. (2001)處理以及估計：未來方向明確，計畫應可如期完成，期待建立第一個台灣的 UIG。

回覆：期末報告中已如期完成此一設定目標。

3. UIG 是衡量或預測方法？研究團隊將估算兩套 UIG，一套為使用物價指數相關資料，另一套則加入與物價波動相關變數。前者較像不同的核心物價指數衡量方法；後者類似通膨預測方法，其可能產生波動劇烈問題，是否適合作為中長期趨勢之代表？

回覆：在目前的分析架構與資料長度下，UIG(ALL,2) 的表現不若 UIG(Price Only) 為佳，因此，權衡之下，研究團隊建議仍以第一套 UIG(Price Only) 作為當下臺灣基本通膨估值的評估指標較為合適。

4. UIG 對於景氣的反映不對稱，例如當金融危機發生時，UIG 將急遽下降。如此將造成 UIG 值中長期平均數偏小，是否反而使決策者對中長期趨勢判斷失準？

回覆：在此研究計畫，我們主要先將焦點放在國內的第一個 UIG 的建構與其對於物價的變動的分析上。根據研究成果，初步證實建構的 UIG(Price Only) 具有領先通貨膨脹率以及核心 CPI 的特性 UIG(Price Only)。此外，如同您所言，UIG(Price Only) 確實在金融危機後急遽下降，但這也反映了大部分的物價指數變動的情況，同時因為是透過頻域分析的拆解而來，這些的共同趨勢也確實可認定為此統計方法上所拆解出一年以上的中長期趨勢。誠如您的擔心，中長期趨勢因為不容易直接研判因此其判斷是重要的議題。在此研究的衡量基礎上，雖然 UIG(Price Only) 具有相對的優勢，但不同的拆解方法或設定（如 Core CPI, HPfilter，以及 UIG 等）都從不同的層面去估算中長期趨勢，因此並沒有孰優孰劣的問題，我們認為還是得綜合各方面的指數進行研判，UIG 僅是其中一個可以參考推論中長期趨勢的指標。

5. 使用頻率高於月頻率的資料加入建構 UIG，是否引進更多的短期波動效果？

回覆：根據所採用的分析架構，理論上只要是一年以下的短期波動，都應不太會影響 UIG 的建構。

6. 資料處理：轉換變數成定態之做法並不一致(p.29)，建議研究團隊提供更明確一致的處理步驟，以利央行同仁後續持續運用。例如，是否可以直接將變數用『年成長率』加以轉換？另外，為何不將變數再進行差分，以求全部都達成定態的要求？

回覆：期末報告中已依建議修正，請參考 21 頁。

7. 目前計畫進行到方法和資料的確認，但實證結果未知，若此方法之台灣通膨預測能力不佳，是否可算是一個成功應用至台灣資料的方法？另外，建議研究團隊與央行同仁多保持聯繫與合作，完成某些階段的估計或分析後，即將結果與央行同仁先行討論，以求計畫進行能更為順利而達成目標。

回覆：我們已於期末報告前先將相關的重要結果與計量分析科同仁報告並分享，獲得應可如期召開期末報告的訊息後，研究團隊才進行期末書面報告的撰寫與後續作業。

8. 即時 **UIG** 的可行性？大部份變數在次月才公布資料，若想要相對即時的知道當月的 **UIG** 情況，這些資料不齊全的情況必須加以適當處理。為了讓分析結果更及時且貼近實際情況，期待研究團隊於後續實證分析中討論此一問題。

回覆：末端點資料不齊一的問題，我們的程式都可以直接處理，並不會造成執行上的問題。

9. 研究團隊目前使用消費者物價直接與間接相關資料，原 Amstad et al.(2017) 有考慮生產者的物價資訊 **PPI** 等，研究團隊是否考慮納入類似的躉售物價指數於資料中？

回覆：期末報告中已依建議納入，請參考附錄 A。

10. UIG 的三階段分析中，是否可使用第二階段的作法，直將中長期的共同因子波動投影至當期的靜態因子空間即可？好處是估計較簡潔，也可避開要預測樣本外未來資料的步驟。

回覆：此建構方式我們也進行嘗試，但其結果不若 UIG(Price Only)佳，因此我們就不在報告中多做討論。

11. 實證資料起始時間請再考慮。中間值改中位數。

回覆：期末報告中已依建議修正，請參考 2-3 頁以及後續的實證分析內容。

期中報告「計量分析科」彙整意見回覆書

一、 文章內容相關意見

(一)文章內容

1. P.1 提及「也可能受循環性的季節性因素影響」，惟通常循環性係用於變數與景氣循環相關的部分，建議改為「也可能受季節性因素影響」即可。

回覆：期末報告中已依建議修正，請參考第 1 頁。

2. P.2 表 1 通膨率與核心通膨的數值，並未說明樣本期間，建議補充說明。

回覆：期末報告中已依建議修正，請參考第 2 頁。

3. P.6 工作項目 5 提及「比較所估算之 UIG 與核心通膨對於通膨率於擬真樣本外區間的預測能力，並探討 UIG 是否能幫助貨幣決策者研判通膨率的轉折點」，雖然 P.9 已有說明過去相關文獻研究結果，並提及許多文獻上認為 UIG 有的特點，包含可即時反應通膨趨勢劇烈衰退的變化，對經濟情勢惡化較為敏感，以及較能判斷中長期通膨趨勢，建議作者在後續的研究中能針對上述特點進行一些實證的分析，並與核心 CPI 比較，另建議可具體寫出是哪些文獻。

回覆：期末報告中已依建議修正相關論述（參考第 8-9 頁），並已在實證分析中初步證實建構的 UIG(Price Only) 具有領先通貨膨脹率以及核心 CPI 的特性，請參考第 28-31 頁。

4. P.10 關於表 3 其他各國建構基本通膨估值的情況，建議是否可改以中文表示。

回覆：期末報告中已依建議修正，請參考 9-11 頁。

5. UIG 應能根據最新發布的資料即時估計最新數值，而各種資料發布的落後時點不同，如上月的物價指數約在每月 5 日公布，勞動資料約在 22 日公布，而貨幣數量則在月底公布。若是如此，只要有資料發布即可更新 UIG。作者或可說明當實際進行即時估計的更新時，哪些變數對 UIG 變動影響較大。

回覆：相較於多納入各類總體資料，在目前的資料期間，UIG(Price Only)是相對合適且具有較好統計性質的指標，因此本研究團隊建議目前先以此為主要的基本通膨估值。然而，若日後資料長度增加，可在多年後再驗證納入各類總體資料 UIG(ALL,2) 的性質。若以 UIG(Price Only) 為考量標的，則因都單純是物價類的資料，因此在每月發佈時點上的的差距就不大，例如多數的物價各類與項目指標就大約都是於每月上旬就同時公布上月資料。在期末報告中，由於各類細想指標基本上都是 CPI 的組成份子之一，因此當某些各類物價長期趨勢與 UIG(Price Only) 的相關性越高時，我們或可推論其對於 UIG(Price Only)變動的影響越大。相關結果與論述請參考期末報告附錄 C。

(二)資料說明與處理

1. P.28 提及我國資料起始月份的不同，規劃先以 1997 年 1 月為資料的統一起始月份，然 P.25 又提及資料設定原則為每筆資料的起始點需相同，然而根據附錄(5 大項類別的變數)，與消費者物價直接相關變數(編號 1~178)中，有超過一半，高達 118 個變數樣本起始點自 2013 年起，而實質面變數(編號 1~18)樣本起始點更是為 2012 或 2014 年，作者如何進行處理？如本文在實質面採

PMI 調查結果，惟台灣 PMI 與 NMI 建置起始日期較晚，若為了資料統一起始月份，實質面變數恐全數刪除，建議研究團隊可以尋找適宜的實質面變數如零售銷售額、工業生產等取代。

回覆：期末報告中已依建議適當變數選取，請參考附錄 A。唯在目前的分析架構與資料長度下，UIG(ALL,2) 的表現不若 UIG(Price Only) 為佳，因此期末報告建議仍以 UIG(Price Only) 作為當下臺灣基本通膨估值的評估指標。

2. P.29 關於資料轉換成定態處理方式，UIG 文獻以一階差分或取對數再差分等方式進行轉換，為月增率，惟通膨率係以年增率計算，兩者計算成長率方式不同，是否會造成後續分析結果差異。

回覆：期末報告中已將所有變數分析修正為 YoY 的年成長率或年變動處理，因此可以直接和我們慣用的通貨膨脹率比較，請參考 20-21 頁。

3. P33 附錄台灣資料對照 Amstad et al. (2017)數據，Amstad et al. (2017)使用資料多標註 NSA，是否為 Not Seasonally Adjusted？如果是的話，台灣資料卻多有季節調整，建議再次確定 Amstad et al. (2017)資料屬性。

回覆：如同期中報告時的意見回覆，Amstad et al. (2017)確都以實 Not Seasonally Adjusted 資料為出發，因此此篇研究基本上也以此為依歸，之後在統一處理季節性問題。值得一提的是，由於我們所解析的是物價一年以上的波動，因此原始資料的季節性處理理論上不應影響結果太多，因為多數我們所關注的季節性問題都是一年內的循環。

4. 資料之季節調整處理：由於台灣資料之特性，若統一以 X13 ARIMA-SEATS

方式季調可能不一定可以準確去除季節性因素。物價或是金融或實質面資料，可能會有農曆春節之季節性因素，如 CPI、M2、PMI 等資料；但勞動市場之資料，可能尚有畢業時點的季節性因素。因此，建議若官方已有公布季調後之資料，建議直接採用官方之季調後資料，若無，才以 P.29 之 X13 ARIMA-SEATS 方式進行季調。

回覆：如同前述意見回覆，由於此研究的設定是解析一年以上的物價波動，因此季節性處理應不是主要的考量，權衡之下，我們在資料處理中盡量在統一的原則下處理，請參考 21 頁簡易說明以及附錄 A。

二、文字勘誤

1. P3 第三行與 P.9 第二行的句點超出格式之外，建議全文重新再次檢查格式。
2. P.4 第二段第 2 行「Forni et al.(2000,2015)」應為「Forni et al.(2000,2005)」。
3. P.4 第二段第 2 行「所出的一般化動態因子模型」應為「所提出的一般化動態因子模型」。
4. P.4 第二段第 4 行與 P.5 第二段第 5 行「Cristadoro et al.(2015)」應為「Cristadoro et al.(2005)」。
5. P.8 倒數第 3 行「迴歸模型」應為「迴歸模型」。
6. P.26，BIS 應為國際清算銀行。
7. 參考文獻中所缺漏的文獻，包括 Altissimo et al.(2001)、Khan, Morel and Sabourin(2013)、Cristadoro et al.(2001)、Amstad et al.(2014)。

回覆：期末報告中已依建議逐一修正。

附錄 G 期末報告意見回覆

期末報告 林馨怡老師 彙整意見回覆書

一、 計畫總評

期末報告清楚明確，計畫團隊認真負責，已達成建構台灣 UIG 之目的。

二、 問題與建議

1. 本計畫所建構之基本通膨，如何被央行應用於判斷通膨率轉折點？

回覆：我們已於期末報告中透過文獻上常用的方法，進一步認定觀察期間 UIG(Price Only)的對應轉折點，請參閱 5.3.2 節(第 33 頁)；此外，我們也納入對應的一個與兩個標準差作為另一個可能判斷變動乖離程度的簡易衡量標準。由於 UIG(Price Only) 代表了通膨的中長期變動，因此其對應的轉折點認定，將能減緩通膨受短期波動的干擾而輔助判斷通膨本身的可能轉折點。

2. 建議研究團隊簡要說明央行可以如何使用和判斷通膨率。

回覆：藉由此研究計畫的執行與期末報告的分析結果，我們可以清楚看到，UIG 的建構，並不直接與貨幣政策或是精進預測連結，而是透過統計與計量模型將代表通貨膨脹率中長期趨勢的基本通膨拆解出來。由於多數的貨幣政策除了具有政策效果的遞延性外，決策者考量政策施作的時機也必須依賴通膨的中長期態勢的研判，因此，UIG(Price Only)的建構恰提供了可能優於傳統研判方式的另一套估算方式。除了以 UIG(Price Only) 為基礎的轉折點可供參考以協助決策者判讀中長期通膨趨勢外，衝擊反應函數分析也呈現了當下

的非預期 UIG 的衝擊如何顯著影響未來 12 個月的 CPI% 的變動幅度。因此，我們認為，此 UIG 的建構對貨幣政策意涵的最大的影響在於，在政策制訂者原依賴基本通膨而進行決策的架構或範疇中，UIG(Price Only) 能更清楚估算中長期趨勢進而能提升決策者的決策品質。

3. 計畫建議以 UIG (Price Only) 做為台灣基本通膨之評估指標，而此指標僅納入物價組成，與計畫原本想要達到的，納入總體、財務變數考量有出入，是否 UIG 不適合台灣狀況？

回覆：由於 UIG 的建構依賴於共同因子的中長期變動上，而共同因子的建構則藉由所有納入考量變數的共同波動而來。因此，UIG(Price Only) 反應了以物價直接相關變數的共同因子的中長期波動，而 UIG(ALL) 則多反應了納入非物價直接相關變數的共同因子波動；兩者之間的差距，可以想見，一部分來自於這些非物價直接相關變數的波動。我們認為，相較於這些非物價直接相關變數，長期而言，我國物價變數波動確實更為穩定；這是最重要的經濟意涵，同時我們也認為此研究計畫的這些分析結果間接支持我國央行在穩定物價上的長期努力：『長期而言，我國通膨率較主要國家低而穩定(low and stable)。』，因此，我們不必然得到和其他國家在建構 UIG 時一樣的結論。

4. 應用台灣版本 UIG，應做為一個參考指標，需與其他指標共同權衡。

回覆：相當同意評審委員此點意見。我們也一再強調，此 UIG 的建構是提供另一面向的基本通膨趨勢估算，並不以取代原有衡量為目的。我們的研究成果也證實，UIG(Price Only) 確實提供了異於常用的指標更多的訊息，因此值得與其他指標一併被納入決策時參考。

5. 是否能提供最近三個月的即時 UIG 做為參考。

回覆：此研究報告所據以分析的資料至 2018 年 12 月底，若更新到最新可得的資料，也至多能更新 2019 年 1 月以及 2 月的結果；因此更新後的結果僅比報告中的結果多 2 筆。我們認為，這兩筆資料對於報告中的相對長期的各項統計分析結果影響不大，因此還是以原資料範疇作為分析與期末報告的依據。然而，期末報告完成後，我們會在相關資料與程式轉移時，一併提供當下最新的 UIG 估計，以供央行同仁參考。

6. 期中報告回覆說明，一年以下的短期波動，都不太會影響 UIG 的建構，建議可在報告中增加解釋。另外，在期末報告中未看到加入月頻率以外的資料分析，理由為何？以及加入後的影響？

回覆：根據 UIG 的建構步驟以及期末報告的相關說明，1 年以下的波動會在估計 UIG 時被所設定的切分頻率強制排除。至於直接納入其他頻率的資料，在目前的估計架構下，並無法直接完成，但我們已於結論中提及此一延伸的可能性。

7. 期末報告中使用 Granger 因果關係檢定判定 UIG(Price Only)與 Core CPI%顯著單向領先通膨率，但這也說明在統計上，CPI 變數不領先這兩個指標，故 CPI 的變化或轉折能由這兩個指標判斷嗎？

回覆：如同期末報告中的 5.3.2 節分析，我們不直接分析 CPI 的轉折點，但是 UIG(Price Only) 代表了通膨的中長期的變動，因此其對應的轉折點的認定，應能減緩通膨受短期波動的干擾而輔助研判判斷通膨本身的可能轉折點。

8. 除了相關係數、Granger 因果關係檢定以及樣本外的預測表現，是否還有其他方法可以判斷 UIG 之適合度？

回覆：在此計畫中所採用的衡量方式，雖然有些侷限，但卻都是相關文獻上所熟知與使用的統計分析方法，也被多數研究所引用與接受。因此，我們選擇以這些分析方法來分析所建構我國 UIG 的性質。

期末報告 葉錦徽老師 彙整意見回覆書

一、 總評

報告完整而資訊揭露相當充分、透明。對於台灣基本通膨估值(UIG)的建構與分析及當代相關嚴格的作法有相當系統性的鋪陳與評述，不僅在文獻上，在跨國的經驗與發現上也彙整相關的經驗。我深信除了協助貨幣政策執行面的重要參考資訊之外，的確有了一個“長得像，走得穩，跑得快”的 UIG。報告對於未來相關研究的精進改良也提供了很好的參考基礎。感謝團隊的用心與成果對未來政策與學術上的貢獻。附錄中詳羅列了所使用的資料、建構的步驟、變數在不同層次上對於 UIG 的貢獻度，步驟上充分考量日後執行的面向與穩健性。相關的問題已經都以分析實證的方式比較出相對的成效、或已經得到適當的說明。

回覆：謝謝評審委員的認同我們在此研究計畫上的努力與成果，希望這些成果能持續對政策決策面與學術界持續發揮影響力。

二、 文章內容相關意見

- 1. Necessity of Joint Collaboration:** 研究團隊創新地為國家嘗試可能的制度設計或未來施政調整的參考基準，為了與國外的研究比較，無可避免的在報告中嘗試以跟國外相當或相似的規格與資料的使用。然而貨幣政策或者 UIG 等有當地國內市場、文化與居民的特色，建議委託單位央行同仁可以以合作的型式，召集行內專家、或者協調部會負責物價相關的單位同仁，將長期所觀察與經歷台灣的國情與民情、特殊的資料與經驗，融入相關指數的建構，充分利用優秀研究團隊的研究優勢，相輔相成，不僅可以提升學理深度、廣度、政策的攸關性與有效性，必也可以成為日後央行與他國經驗分享中台灣特殊之處的亮點。

回覆：謝謝評審委員的建議。我們日後仍會與央行同仁保持聯繫，繼續針對相關議題進行更為深入的合作。

- 2. Potential Future Research:** 在研究中似乎屏除了包含季或更低頻的資料而僅用月資料(所反映一年以上的資訊內涵)。如果在乎的是中長期的資訊，季頻或更低頻的總體資料所含的資訊內涵是否有可能進一步提供對物價變動中長期趨勢的價值(例如以混頻或其他方式...)，未來可能是研究團隊可以思考延伸精進或者央行可能考慮另外委託的研究專案。

回覆：謝謝評審委員的建議。這些議題與方向確實相當重要，也值得投入心力研究，但我們必須誠實得說，在此計畫所設定的範疇與相關資源投入下，我們目前仍無法深入進行這些議題的研究。但是，我們在結論中提及這些可能的重要潛在發展方向，以做為未來的可能後續研究方向。

- 3. The General Functioning of an UIG index:** 在報告中特別將 UIG 中一年期以下的短期擾動濾除，而關注在通膨的中長期拆解、捕捉與領先、預測等特性。但央行的使命中，除了維持物價水準長期的穩定之外，其實也有金融穩定的重要政策目標。是否曾經考慮過，如果將 UIG 整體的指數波動拆解後，UIG 短期的擾動未來是否可以成為觀察金融短期穩定指標的可能性或邊際價值？讓指數建構的功能性可以更全面地涵蓋政策目標與使命。

回覆：謝謝評審委員的建議。如同前點回覆，此議題與方向確實值得進一步分析，但我們目前並無法深入進行相關研究。我們一樣在結論中提及此未來議題的重要性，以作為未來的可能延伸與深入方向。

4. **會中討論時產生的想法:** 目前研究國內結果與國外的差異，會不會來自於我們的系統與計畫當初為了因應 YoY 計算物價通膨為常規，與國外都是以 MoM 為主(所以他們的波動性比較高一些)所造成的差異。這是後來想到的，也許能解是一些當天央行計量研究組質疑的一些面向。給團隊參考、確認。

回覆: 謝謝評審委員的建議，這確實是一個可能的原因，但其驗證牽涉到整體資料的重新處理下，在目前時間下，請諒解我們並無法直接去驗證或回答此議題。但是，我們也試圖在目前期末報告中透過各項討論，說明 UIG(ALL) 與 UIG(Price Only) 之間與國外結果的可能差異。基本上，我們認為這些差異可能與我國央行持續在穩定物價上的努力有關。

三、 文字勘誤

1. P.8: 噪音的短期擾動等用語的合適性?(如果是噪音，是否就無須討論了。)
2. P.7 第二段: “截”尾平均數。
3. P.23, L10: 是否為 0.3%“以下”?

回覆: 期末報告中已依建議逐一修正。

期末報告「計量分析科」彙整意見回覆書

一、 本文內容相關意見

(一)資料說明與處理

1. 資料分為消費者物價相關變數、實質面變數、貨幣面變數、金融面變數等，然而實質面變數中並非皆為實質變數，如出/進口額年增率為名目變數，建議以實質出/進口代替。此外，P.41 勞動市場變數方面，由於有些文獻認為工資上漲會帶動通膨上升，工資或許是一個重要的解釋變數，建議或可將工資納入勞動市場變數。

回覆：出/進口額年增率的資料，我們已依建議，分別以出/進物價指數平減，調整為實質變數。至於工資的資料，我們也已依建議納入經常性薪資於勞動部門變數中。修正稿中的 $UIG(ALL, 1)$ 與 $UIG(ALL, 2)$ 也據以重新估算更新，唯其結果與原來的差異不大。

2. 關於 $UIG(ALL)$ ，所使用的資料因編製日期較晚，P.25 文中說明以 2004 年 2 月為資料的追蹤起點，但圖 6 顯示 $UIG(ALL)$ 從 1997 年開始，若係以 2004 年 2 月為起點，則至 2018 年 12 月止資料應不致於達 251 筆，建議文中清楚說明。

回覆：原「2004 年 2 月」的設定是為了納入大部分變數而規劃的資料起始月份，然在此設定下，模型估計遭遇自由度不足的情況。因此，在反覆測試與權衡之下，期末報告中的 $UIG(ALL)$ 的資料起始月份統一為 1997 年 1 月(但計算年差分或年成長率，以及部分數列再一階差分處理成定態後，模型估計使用的資料起始為 1998 年 2 月)，我們已於期末報告中第 5 節(第 23 頁)補充說明估算期間。

3. 雖然作者在期中報告回覆說明季節調整相關問題，惟農曆春節因素係影響年初通膨率變化的重要因素，不知 X-13 ARIMA-SEATS 方法是否已考慮春節因素的季調？若無，是否可進一步考慮春節因素，並與現有 UIG 進行比較，以說服讀者 UIG 結果並不受相關季節性問題干擾。

回覆：一般透過 X-13 ARIMA-SEATS 的季節調整並沒有特別處理農曆春節的部分。關於農曆春節的處理，我們參考 Amstad et al.(2014) 建構中國 UIG 的方式，統一將 1 月份以及 2 月份的資料平均後，再進入後續的流程。相對應的 UIG 估算結果，請參見報告修正稿的附錄 D(第 63 頁)。

4. P.23 詳細描述了通膨率與 CPI%(HP)的時間趨勢(圖 4)，並提到該趨勢在全球金融危機期間的變化。建議作者可在圖 4 中標示全球金融危機及其他可能影響通膨率之事件的時間點。

回覆：我們已依建議，將國發會公布的景氣循環相關日期繪製於各相關的時間趨勢圖中(第 24~27 頁)。

5. P.24 第 7 行提及「UIG(Price Only)在 2008 年 7 月為最高，而在 2009 年 9 月最低，此波段變化判斷是受全球金融危機的影響」，惟文中未說明背景原因。

回覆：主要是這段期間恰在全球金融風暴之後，同時，我們也發現所認定 UIG(Price Only) 的各個循環都略落後實際的景氣循環，因此，我們推測此波段變化判斷是受全球金融危機的影響。為了避免爭議，我們將此段文字修正如下：『此波段變化判斷可能是受到全球金融危機後續影響所致。』(第 24 頁)

6. P.26 倒數第 2 行提及總體與財務(指金融?)變數在所觀察期間波動較為劇烈,但未舉例說明是那些變數造成。

回覆：此部分的說明係根據 UIG(Price Only) 與 UIG(ALL) 的時間趨勢比較而來。由於因子模型強調藉由因子捕捉「所有納入考量」變數的「共同波動」,因此我們不容易也不合適直接指明此現象是哪些特定變數造成(這與其他具有變數直接連結的結構式相關分析不同);概念上,若僅是某幾個變數所造成的現象,將不會被認定為共同波動。此外,在此段說明文字上,為避免疑慮,我們也已在修正稿中將此段文字修正為「非物價直接相關的總體變數等在所觀察期間呈現的共同波動相對較為劇烈」。(第 26 頁)

(二)實證分析

1. 計量模型說明

- (1) 以一般化動態因子模型似可將 $X_{i,t}$ 拆解成中長期波動 $X_{i,t}^{LR}$ 與短期波動 $X_{i,t}^{SR}$,本文另再根據 Cristadoro et al.(2005)處理,不知原因為何?兩者方法有何不同?

回覆：根據報告中所討論與參考的文獻,若不經此三階段步驟,一般化動態因子模型僅能將共變異數矩陣拆解成中長期與短期兩種,而無法將共同波動部分 χ_t 單獨拆解出中長期波動的序列。為讓讀者更清楚此差異,我們已於修正稿加註說明。(第 16 頁)

- (2) 有關第三階段 UIG 建構於文中並無說明(僅於附錄有數學式),請於文中補充有關第三階段 UIG 建構的說明(白話文說明)、文中建構的 UIG 的 m 為多少,以及考量不同 m 之經濟意涵。

回覆：期末報告附錄 B 中，我們說明了 m 為控制中長期波動 χ_t^{LR} 投影到靜態因子 $(\hat{F}_s, s = t - m, \dots, t, \dots, t + m)$ 所建構的空間中領先與落後期數。我們也已於修正稿中附錄 B 最末段補充說明此計畫所設定的 $m = 1$ ，以及不同 m 設定的可能影響。

2. 樣本外預測方面

(1)本報告的樣本外預測，只做向前一個月的樣本外預測，但建置 UIG 的目的是要衡量通膨中長期的趨勢，是否可嘗試做向前 3、6、9、12、18 個月的預測，看各模型的預測績效如何？此外，表 5 列出樣本外預測之 RMSE 與 MAE 大小，但不知顯著性，是否可再進行 DM 檢定，判定模型間預測績效表現有無統計上顯著差異。

回覆：首先，我們必須說明的是，UIG 的主要建構目的是『拆解』通膨對應的『當下』中長期的趨勢，而不以預測未來通膨為建構目的。由於各期通膨皆由「短期」與「中長期」波動組成，由正文表 6 的通膨的標準差約為 UIG(Price Only) 的兩倍可知，短期的波動對各期通膨都仍具相當程度的影響。因此，也由於未來通膨的變動必包含短期的波動，各期當下代表中長期的 UIG 就不必然能改善通膨本身未來的 3、6、9、12、18 個月的預測，因為 UIG 的建構是針對通膨的中長期變動，但在衡量預測績效時卻是以包含未來短期與中長期變動的通膨實現值為基準。儘管如此，我們也相當認同，未來通膨預測相當重要，確實是另一須額外投入的研究議題，但此架構確實遠超過此研究案的設定範疇。然而，即使如此，我們仍然在報告正文中試圖利用衡量葛蘭傑因果關係的雙變量的 VAR 模型，衡量所估算的 UIG 變動對於未來通膨的可能影響。目前報告中針對未來一個月的通膨預測分析是建立在此架構下，也證

實 UIG 起碼對於未來一期的通膨變動具有額外的訊息。再者，此次修正稿所補充的衝擊反應分析也證實，當下 UIG(Price Only)的正向干擾波動，對於未來 12 個月的通膨都將有具統計顯著的正向影響(但此影響不見得可直接增進未來通膨預測，兩者概念上並不違背)。此外，由於在正文 VAR 的模型設定架構下，我們並無法直接對通膨未來的 3、6、9、12、18 個月進行預期，因此，我們另外於附錄 E 中，針對通膨未來的 3、6、9、12、18 個月變化，提供了另一個線性模型架構下的預測評估，以供參考。雖然，從附錄 E 的結論，UIG(Price Only)、UIG(ALL,1) 與 UIG(ALL,2) 並沒有一致性優於以通膨本身建構的預測模型，但這可能牽涉到對未來通膨短期波動的掌握、模型設計與期間選擇等複雜問題，在此計畫的主要目的與範疇下，我們認為不宜對此預測議題有過多深入與廣泛討論，而模糊了此計畫建構 UIG 的主要目的。

(2)本文比較模型為 CPI%的 AR(2)模型，但未於文中提及 UIG(Price Only)與 Core CPI%的預測模型，僅能從 P.30 表 5 推測應為 VAR(2)。建議於文中稍加說明使用的預測模型。

回覆：我們已於修正稿中 5.2.2 節中補充各 VAR 模型落後期數。(第 29 頁)

(3)UIG 為去除短期波動之中長期趨勢通膨率，因而意義上，似乎與濾掉短期價格波動劇烈項目後的 core CPI 相似，建議另增加有關 UIG(Price Only)對 core CPI 的樣本外預測能力之比較。

回覆：透過 BIC 選取最適合的落後期數後，對應的樣本外預測能力結果比較如下表所示。不論是 RMSE 或是 MAE 的預測誤差評估，單獨使用 CoreCPI% 的 RMSE 或是 MAE 值都高於多增加使用 UIG(Price Only) 的結果，因此納

入 UIG(Price Only) 對於 CoreCPI% 未來預測是有幫助的(其中 RMSE 對應的 DM 檢定更達 3% 顯著)。我們已於修正稿中附註 6 中補充說明此一結果。(第 31 頁)

	RMSE	MAE
AR(4) for CoreCPI%	0.004336	0.002813
VAR(4) of CoreCPI% and UIG(Price Only)	0.003817**	0.002644

資料來源：本研究自行整理。

(4)雖然 UIG(ALL)樣本較短，惟宜增加有關 UIG(ALL)之樣本外預測能力比較。建議作者或可在 UIG(ALL)相同樣本期間，另進行 UIG(Price Only)縮短樣本之 UIG，再一同進行樣本外預測能力之比較。

回覆：在原樣本外預測期間，UIG(ALL,1) 與 UIG(ALL,2) 在 VAR 架構下的樣本外預測更新比較已經納入修正稿的表 5 中。(第 31 頁)

3. UIG 實證分析與說明之補充部分

(1)根據研究計畫書，本報告亦要探討 UIG 是否能協助決策者研判通貨膨脹率的轉折點，然實證分析並未看到此一部份，請作者再補足此一部份的說明。建議或可考慮依據 Amstad et al. (2017)設定以下類似的轉折點樣本外預測：

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_{t+h},$$

其中， π_t^* 為 UIG。

回覆：關於探討 UIG 協助決策者研判通貨膨脹率的轉折點的研究議題，我們認為應該以下列的方式解讀與切入此議題。首先，由於原始通膨的組成涵蓋了短期影響物價波動的影響，可以想見，若直接由通膨本身數列判斷轉折點進行情勢研判，將可能會造成政策施行的迷失。因此，我們才會在此研究計畫中尋求較為穩定的中長期趨勢以輔助政策研判。亦即，通膨本身數列的轉折點並不應是主要的關注重點；相對地，通膨中長期趨勢的轉折才是。綜合以上，研究團隊認為應該將分析面向轉為認定通膨中長期變動的轉折點上，而 UIG 則是中長期變動的一個合理估算。此外，建議中所提 Amstad et al. (2017) 的模型，基本上僅驗證了 2008 年全球金融期間的預測績效變化，嚴格來說並不是認定或驗證通膨的中長期變動轉折點的全面分析(我們在正文附錄 E 中以類似此模型的架構比較各基本通膨衡量的預測績效)。據此，為了能全面性的瞭解通膨的中長期變動的轉折點，我們在期末報告修正稿中額外補充以文獻上常用的轉折點認定法，分析 UIG 的在資料期間的擴張與緊縮情況，並與景氣循環比較；同時，也依照評審委員會議上的建議，在圖中將 UIG 的一個與兩個標準差標示，以作為簡單變動乖離的衡量；請參閱 5.3.2 節。(第 33 頁)

- (2) P.8 列舉了文獻上認為 UIG 的特點，包含：(1)當經濟平穩時，UIG 對通膨中的雜訊較無反應；(2)當經濟受到持續性衝擊時，UIG 對經濟惡化的情況較為敏感等。惟報告中僅對 UIG 對通膨中的雜訊較無反應進行驗證，但對經濟惡化情況是否較為敏感並未驗證，是否可針對此部分進行相關實證分析。

回覆：我們已於修正稿 5.3.3 節討論此不對稱的情況。(第 37 頁)

(3)建議可增加 UIG 的基本統計量分析，以利讀者了解 UIG 的基本性質。

回覆：我們已於修正稿 5.3.1 節中補充說明。(第 32 頁)

(4)建議可在因果檢定後新增衝擊反應函數分析，有助於讀者了解屬於中長期的 UIG 變化對於通膨率的影響為何？亦有助於研判 UIG 的建構結果是否合理。

回覆：我們已於修正稿 5.3.4 節中補充說明。(第 39 頁)

(5)期末報告中已針對 UIG 對於通膨率的因果檢定與樣本外預測能力進行分析，建議可探討當期 UIG 對於一年後 CPI 的迴歸係數是否顯著，以更全面了解 UIG 與通膨率之間關係。

回覆：根據建議，我們以一年後的 CPI% 當作被解釋變數，當期與落後期的 CPI% 以及 UIG(Price Only) 當作解釋變數，在選取最多落後期數為 6 個月的情況下，我們根據 general-to-specific 的原則，在 10% 的顯著水準下，最後的線性模型估計結果如下表所示。由表中的估計結果可以看到，當我們控制了 CPI% 的當期以及落後期資訊下，當期以及落後一期、三期對應的係數都達 10% 顯著，因此可以提供對應一年後 CPI% 額外的解釋能力。這可視為另一個 UIG(Price Only) 可能具有幫助預測未來 CPI% 變動的實證結果。

變數	係數	標準誤	t 統計量	p 值
C	0.008703	0.003673	2.369150	0.0185**
CPI%	-0.450389	0.101360	-4.443477	0.0000***
UIG(Price Only)	1.806736	0.589047	3.067220	0.0024***
CPI%(-1)	0.050806	0.081198	0.625711	0.5320
UIG(Price Only)(-1)	-1.126250	0.632794	-1.779804	0.0761*
CPI%(-2)	0.129231	0.079523	1.625070	0.1052
UIG(Price Only)(-2)	0.261741	0.560257	0.467180	0.6407
CPI%(-3)	0.086212	0.074300	1.160311	0.2469
UIG(Price Only)(-3)	-0.788121	0.473819	-1.663338	0.0973*
CPI%(-4)	0.065148	0.068853	0.946179	0.3448
CPI%(-5)	0.116853	0.059641	1.959273	0.0510*
CPI%(-6)	0.154104	0.070828	2.175746	0.0304**
R-squared	0.148489	Mean dependent var		0.013340
Adjusted R-squared	0.116521	S.D. dependent var		0.015825
S.E. of regression	0.014875	Akaike info criterion		-5.539745
Sum squared resid	0.064829	Schwarz criterion		-5.393372
Log likelihood	856.8111	Hannan-Quinn criter.		-5.481199
F-statistic	4.644939	Durbin-Watson stat		0.389204
Prob(F-statistic)	0.000002	Wald F-statistic		3.891256
Prob(Wald F-statistic)	0.000029			

註：調整後的資料期間為 1992 年 8 月至 2017 年 12 月。

(6) UIG(ALL)之表現可能不若UIG(Price Only)佳，撇除樣本期間較短之限制下，請作者針對UIG(Price Only)、UIG(ALL)之差異，給予我們表現不佳之可能經濟意涵。

回覆：值得再次說明的是，UIG的建構依賴於共同因子的中長期變動上，而共同因子的建構則藉由所有納入考量變數的共同波動而來。因此，UIG(Price Only)反應了以物價直接相關變數的共同因子的中長期波動，而UIG(ALL)則多反應了納入非物價直接相關變數的共同因子波動；兩者之間的差距，可以想見，一部分來自於這些非物價直接相關變數的波動。我們認為，相較於這些非物價直接相關變數，長期而言，我國物價變數波動確實更為穩定；這是最重要的經濟意涵，同時我們也認為此研究計畫的這些分析結果間接支持我國央行在穩定物價上的長期努力：『長期而言，我國通膨率較主要國家低而穩定(low and stable)。』¹³，因此，我們不必然得到和其他國家在建構 UIG 時一樣的結論。

(7)P.24 根據本文 UIG(Price Only)似乎代表所有物價資料的中長期趨勢，因此圖 5 中 CPI 與 core CPI 以及 CPI 與 UIG 的差距有無意涵？是否可將其視為短期波動及誤差？

回覆：由於 UIG 可視為將 CPI 進行拆解而來，因此 CPI 與 UIG 之間的差距可以視為短期波動；類似地，CPI 與 core CPI 之間的差距則是那些被剔除項目貢獻的 CPI 波動。相關說明可參閱期末報告第 3 節的模型設定(第 12 頁)。

¹³ 參考網址：<https://www.cbc.gov.tw/lp.asp?CtNode=990&CtUnit=544&BaseDSD=7&mp=1>

(三)結論部分

1. 請針對貨幣政策意涵與建議多加著墨，以協助決策者未來能判讀通膨率之走勢及制定合宜的貨幣政策。

回覆：藉由此研究計畫的執行與期末報告的分析結果，我們可以清楚看到，**UIG** 的建構，並不直接與貨幣政策或是精進預測連結，而是透過統計與計量模型將代表通貨膨脹率中長期趨勢的基本通膨拆解出來。由於多數的貨幣政策除了具有政策效果的遞延性外，決策者考量政策施作的時機也必須研判通膨的中長期態勢，**UIG** 的建構恰提供了可能優於傳統研判方式(**Core CPI%** 或 **CPI(HP)** 等)的另一套估算方式。除了以 **UIG** 為基礎的轉折點可供參考以協助決策者判讀中長期通膨趨勢外，衝擊反應函數分析也提供了，當下的非預期 **UIG** 的衝擊如何顯著影響未來 12 個月的 **CPI%** 的變動幅度。因此，我們認為，此 **UIG** 的建構對貨幣政策意涵的最大的影響在於，在政策制訂者原依賴基本通膨而進行決策的架構或範疇中，**UIG(Price Only)**能更清楚估算中長期趨勢進而能提升決策者的決策品質。我們認為其影響應遠大於僅對某單一貨幣政策的影響。此外，藉由 **UIG(Price Only)** 以及 **UIG(ALL)** 的表現差距，以及與國外文獻結果的差異，我們也間接證實我國央行在穩定物價上的結論：『長期而言，我國通膨率較主要國家低而穩定(**low and stable**)』。

2. 結論針對本文研究發現說明，然而從頁 9，可發現各國建置基本通膨率估值的情況，幾乎都有使用非價格變數，而本研究發現台灣總體及金融變數似不能提供長期通膨資訊，結論部分或可就此部分進一步解釋，是變數選取問題？抑或資料不足？

回覆：關於期末報告中非物價直接相關變數的選取，在 TEJ 收錄的範疇下，我們除了參考 Amstad et al. (2017) 的變數外，也依據期中與期末報告時所獲得的變數選取建議，而完成了此期末報告中羅列的變數；因此，我們認為這些變數的選取上，並沒有太大的問題。再者，值得再次說明的是，UIG 的建構依賴於共同因子的中長期變動上，而共同因子的建構則藉由所有納入考量變數的共同波動而來。因此，UIG(Price Only) 反應了以物價直接相關變數的共同因子的中長期波動，而 UIG(ALL) 則多反應了納入非物價直接相關變數的共同因子波動；兩者之間的差距，可以想見，一部分來自於這些非物價直接相關變數的波動。此外，在共同因子的估計步驟中，我們還是需要透過主成分分析法，加以組合各標準化後的變數。一如大家所熟知，主成分分析法會給予波動較大的變數較大的組合權重。因此，當分析結果呈現 (1) UIG(ALL) 波動較 UIG(Price Only) 激烈；與(2) UIG(ALL)並沒有如 UIG(Price Only) 直接與通貨膨脹率有較高度的相關性時，我們認為，相較於這些非物價直接相關變數，長期而言，我國物價變數波動確實更為穩定。我們認為，綜合此研究計畫所建構之的 UIG(Price Only) 的這些分析結果，其實也間接證實我國央行在穩定物價上的結論：『長期而言，我國通膨率較主要國家低而穩定 (low and stable)。』，因此，我們不必然得到和其他國家在建構 UIG 時一樣的結論。此外，我們也認為，此研究成果也間接支持了我國央行過往確實『因應總體經濟金融情勢變化，彈性調整貨幣政策，運用各項政策工具，以達成維持物價穩定之經營目標。』，這部分的成效或許也與其他國家不同。最後，我們認為，藉由我國專屬 UIG 的建構完成，更可以從客觀面向提供具統計基礎的當下物價的中長期變動態勢，相信更可進一步協助我國央行精進後續的貨幣政策決策品質。

二、文字勘誤與其他建議

1. P.2 民國 102 年 CPI 基期改編後，新編之核心 CPI 已不再剔除水產品，因此建議檢視文中的 Core CPI 是否與目前主計總處的定義相同。

回覆：為方便日後更新維護，此部分以 TEJ 收錄為主，我們不特別處理。

2. P.2 註 1 非引述與舉例各國央行評析貨幣政策實際背景或預測時多以 core CPI 為主。

3. P.3 第 3 行「中間值」→「中位數」。

4. P.3 第 4 行提及核心通膨率的「波動幅度」均小於通貨膨脹率，惟前述之敘述統計結果並未比較標準差。

5. P.7 最後 1 行「迴歸模型」應為「迴歸模型」。

6. P.18 第 6 行總共 117「筆序列資料」宜改為 117「個」即可。

7. P.19~20，「編制」→「編製」。

8. P.23 以 HP 得到的 CPI%，HP 使用的 λ 值為何，建議可說明。

回覆：我們採 Eviews 內建的設定為 14400。

9. P.30，「擬真樣本外期間為 2010 年 1 月至 2018 年 12 月(共 11 年)」→「擬真樣本外期間為 2010 年 1 月至 2018 年 12 月(共 9 年)」。

10. 第一次出現的專有名詞，才需標示英文。如：P.4 基本通貨膨脹率(underlying inflation)，在 P.12 又出現基本通貨膨脹率，但後面英文為 underlying rate of inflation。同樣地，P.5 基本通貨膨脹率估值(underlying inflation gauge, UIG)，P.14 又出現一次。

11. 本報告有某幾處標點符號超出格式(如 P.1、3、5 等)，建議全文重新再次檢查格式。
12. 文中「台灣」或「臺灣」請統一表達。
13. 參考文獻格式請統一，如 P.35 第 2、3 篇篇名首字母未大字。
14. 文中有關模型與估計皆提到詳細步驟與說明參閱徐士勛(2019)的學術文稿，但網路上並無法得到此文稿，請作者於期末報告後一併提供。

回覆：徐士勛(2019)的學術文稿目前仍在撰寫中，由於除了估計步驟外，其餘內容仍未臻完善，因此仍未達可公開的階段，一旦完成達可公開的完整階段後，定會將文稿寄給經濟研究處同仁參考指教。另一方面，即使目前徐士勛(2019)的學術文稿的完整版仍無法提供，此研究計畫中模型估計的詳細的步驟仍都可從報告中引用的相關文獻中確認而不致有誤用或錯誤的疑慮。

回覆：其餘未單獨回覆各點，我們已於修正稿中補充修正。

期末報告「金融業務檢查處」彙整意見回覆書

一、 變數選取

1. 本研究變數資料選取係以 Amstad et al. (2017)為主要參考對象，惟油價等變數並未被選取，作者於期中報告回覆中表示變數選取係考慮適合台灣的部分，建議於本文內加註說明。

回覆：我們已依建議，在實質面變數中納入油價相關變數。修正稿中的 UIG(ALL, 1) 與 UIG(ALL, 2) 也據以重新估算更新，惟其結果與原來的差異不大。

2. 頁 21 提及 real variable 2、3 及 15 項均採年增率方式進行轉換，惟 real variable 中第 2、3 及 15 項均為指數，為何同為指數之第 6~14 項卻取年差分進行處理？

回覆：在我們的研究中，多數的變數皆採年增率的方式進行轉換；部分變數以百分比率為單位者，如 labor 變數的失業率(%)、financial 變數的中央銀行重貼現率(%)等，則以年差分的方式處理。其中，real variable 6~14 變數為台灣採購經理人指數，考量其擴散指數(diffusion index)的編製特性，其指數值介於 0~100%之間；若指數為 60%則表示約有近 60%經理人認為本月較上月為佳，反之指數為 40%則表示約僅有四成經理人認為景氣較佳且約有近六成經理人認為景氣較壞。其雖然為指數，然而它的單位為百分比，因此以年差分方式處理，藉以表示本月認為景氣轉佳的經理人比例與去年同期相比的差距。值得一提的是，在目前的 UIG(ALL) 的建構下，這些採購經理人指數相關變數暫時因為起始日期較晚，因此並沒有被實質納入分析中，因此其處理方式也不會影響目前報告中所呈現的結果。

3. 穩健性測試乙節中，本研究僅繪製不同 q 及 m 估計之 UIG 折線圖進行比較，

能否比照前一小節，對這些 UIG 進行 Granger causality test 與樣本外預測，證明其與初始設定之 UIG 一樣，具有顯著領先通膨率之特質，並能額外提供預測未來通膨率之有效訊息。

回覆：我們已依建議，將相關結果與討論呈現於期末報告修正稿的附錄 D。大致而言，這些設定的改變後，仍呈現與 UIG(Price Only) 大致一致的趨勢，然而透過相關的統計分析比較後，發現這些設定仍可能讓原本領先通膨的特質變得不顯著。由於我們於報告中所討論的 UIG(Price Only) 的對應參數乃依據文獻而來。因此，未避免困擾，我們將此不同設定的結果與討論至於附錄中供讀者參考。

二、文字及表格建議

1. 全文中小括號格式不一致，建議統一。
2. 全文引用文獻時，作者後會空一格(頁 10 之 Cristadoro et al. (2005))，有時卻省略(如頁 9 之 Amstad and Potter(2009))，建議統一格式。
3. 建議於所有圖表中加註資料來源。
4. 文獻回顧中期刊名稱應統一為斜體字。
5. 圖 1 建議於座標軸加註單位(%)。
6. 頁 11 之 average weeks unemployed 應翻為平均失業周數(同頁 41)。
7. 頁 34 中 Amstad et al. (2017)似乎刊登於 FRBNY Economic Policy Review (December) 而非 FRBNY Economic Policy Review (September)。

回覆：期末報告中已依建議逐一修正。