

編號：(109)002.0201

經濟趨勢調查之應用研究

「本研究報告內容僅供本會業務參考」

國家發展委員會 編著

中華民國 109 年 1 月

編號：(109)002.0201

經濟趨勢調查之應用研究

委託單位：國家發展委員會

受託單位：國立政治大學

計畫主持人：徐士勳

協同主持人：黃裕烈、徐之強、張瑞雲

計畫期程：108年7月至109年1月

國家發展委員會 編著

中華民國 109 年 1 月

經濟趨勢調查之應用研究

摘要

本計畫主要分析我國趨勢調查資料的使用，是否有助於增進我國經濟成長率的即時預測績效，和協助判定景氣循環的轉折點。在 59 個的趨勢調查資料中，我們首先依據其與領先同時指標的相關性，分別挑選了兩組相關係數高於 0.5 與 0.6 的變數，之後再透過主成分分析法組成「趨勢調查共同因子」以代表這些變數間的重要共同波動。透過因果關係檢定，我們確認了「景氣領先指標」領先「趨勢調查共同因子」，而「趨勢調查共同因子」又領先「同時指標」的關係。透過混頻模型的建構，「趨勢調查共同因子」在即時預測中，預測績效優於景氣「領先指標」與「同時指標」。而透過動態預測景氣衰退機率模型的建立與分析，我們也發現納入「趨勢調查共同因子」後，「領先指標」預測衰退能力有些許提升，顯示趨勢調查共同因子具有輔助捕捉景氣動向（尤其是收縮期）之能力。在搭配混淆矩陣決定最適的門檻值機率下，我們發現以 2011 年為參考年的國民所得資料觀察，2018 年 8 月至 12 月可能存在一個景氣收縮階段，而 2019 年 1 月起我國景氣可能已進入另一溫和擴張的成長階段。

Abstract

This project aims at investigating whether or not the survey data could help us to improve the performance of nowcasting the GDP growth and to identify the turning points of business cycles in Taiwan. Among 59 series of survey data, we select the variables which are highly correlated with leading indicator (LI) and coincident indicator (CI), and then we construct the so-called common factor of survey data by using the principal component analysis. Granger causality tests indicate that the LI granger-causes the common factor of survey data, and the common factor of survey data granger-causes the CI. After establishing the mixed-data sampling (MIDAS) model, the common factor of survey data beats the LI and CI while nowcasting the GDP growth. Besides, we also establish the dynamic probit model for predicting the probability of construction, and we find that the common factor of survey data can help LI to increase the correct probability of capturing the construction. Combined with the optimal threshold (of construction probability) which induced from the analysis of confusion matrix, we find that there might be a construction period from August to December in 2018, and Taiwan's economy is in a moderate expansion period after January in 2019.

目錄

壹、研究目的	1
貳、研究大綱	6
(一) 研究流程與內容	6
(二) 預期成果	7
參、相關研究之介紹與探討	8
(一) 國內外經濟趨勢調查概述	8
(二) 經濟趨勢調查與重要經濟變數之關係	9
肆、趨勢調查共同因子之建構	12
(一) 趨勢調查共同因子之萃取方式	12
(二) 趨勢調查共同因子之基本特性	17
伍、趨勢調查之應用分析(I)：即時預測相關議題	20
(一) 即時預測之時點說明	20
(二) 預測設計說明	24
(三) 樣本外預測績效評估	25
陸、趨勢調查之應用分析(II)：景氣動向相關議題	28
(一) 因果檢定 (Granger causality test)	28
(二) 景氣轉折點認定	30

(三) 動態 Probit 模型配適全樣本景氣衰退機率狀況.....	33
(四) 以領先指標及是否納入趨勢調查共同因子預測 2018 年 1 月至 2019 年 6 月景氣衰退的機率.....	42
(五) 小結.....	44
柒、結論	45
參考文獻	48
附錄 1：不同發布時點相關係數之熱力圖	53
附錄 2：各項趨勢調查資料走勢圖	56
附錄 3：即時預測模型介紹.....	62
附錄 4：即時資料預測值與實際經濟成長率之比較	65
附錄 5：景氣領先指標與納入趨勢調查共同因子之混 淆矩陣最適門檻值	67
附錄 6：不同 μ 值，景氣領先指標與納入趨勢調查共 同因子之混淆矩陣($h=1$).....	68
附錄 7、期中報告意見回覆.....	69
附錄 8、期末報告意見回覆.....	74
附錄 9、教育訓練簡報.....	78

壹、研究目的

有鑑於政府統計數據（如工業生產指數、外銷訂單、海關進出口統計等）大多屬於「事後訊息的量化數據」，又可稱為剛性資料（hard data），並且普遍存在發布時間落後性的問題而無法即時反映當下經濟情勢的變化，因此，趨勢調查相關數據資料逐漸受到大眾的重視。

趨勢調查結果屬於「事前訊息的質化數據」，亦稱為軟性資料（soft data），係由受訪者（廠商、消費者）依據其經驗與觀察回答問卷，故包含了其對未來訊息觀點（information view）與自身動物性本能（animal spirits）¹反應，與量化數據內涵大不相同。此外，趨勢調查也多具有「快速」、「簡易」及「前瞻性」等優點，可適度減緩統計資料所遭遇的時間落後性問題而提升對當前景氣動向的掌握能力。

目前，國內主要的趨勢調查依受訪對象，共有 7 個。廠商方面，包括臺灣採購經理人調查、外銷訂單、工業生產、批發、零售暨餐飲，以及經濟景氣測驗調查；消費者方面，則有消費者信心調查與國民經濟信心調查；各調查主要問項彙整於表 1-1 中。由此可知，現有的趨勢調查面向與種類眾多，若能從中萃取或利用關於景氣動向的重要資訊，將可輔助決策者對當下經濟情勢的研判並制訂合宜的因應政策。

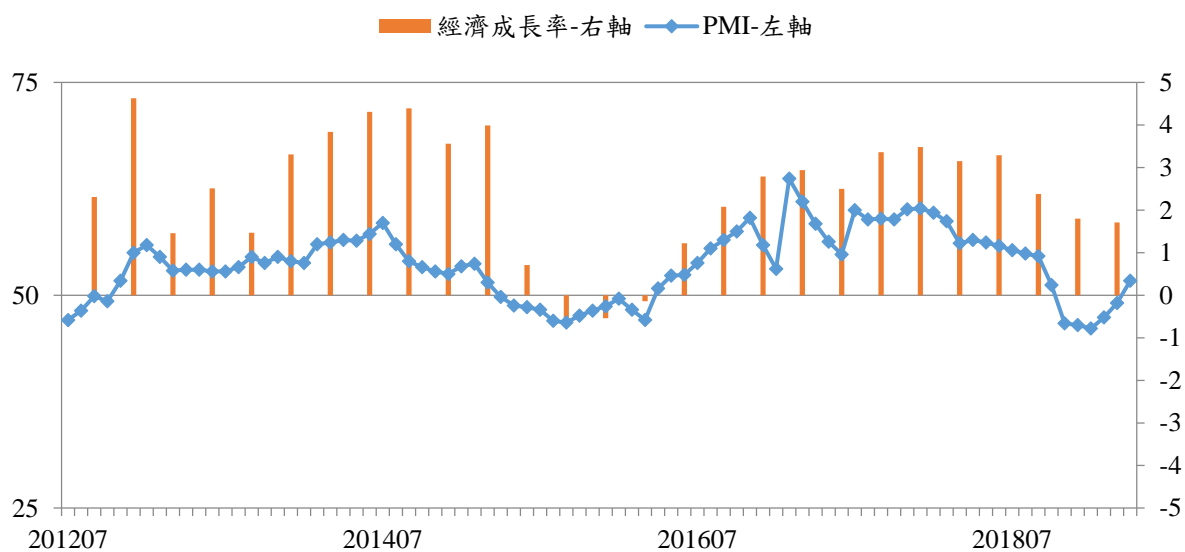
由於常用於衡量一國產出變動的經濟成長率是季頻率資料，但這些趨勢調查數據則都是月頻率的資料，因此，若要將月頻率趨勢調查結果納入傳統預測模型，以預測季頻率

¹ 反映當前與未來經濟條件的變化稱之；無法從經濟數據觀察的主觀認知稱之。

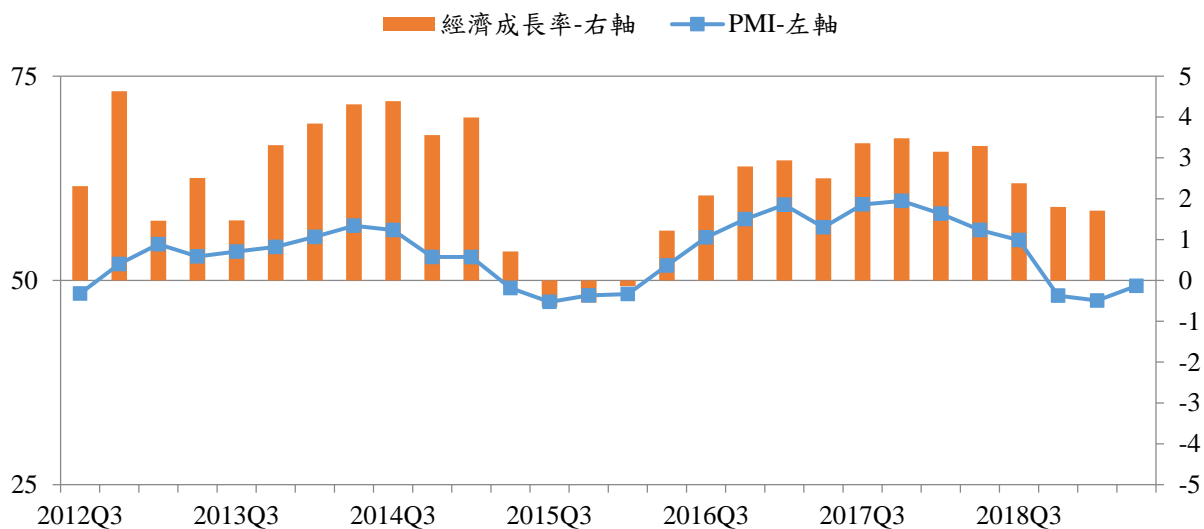
表 1-1 國內主要景氣趨勢調查之說明

受訪對象	發布單位	調查/統計名稱	指數名稱	主要問項
廠商	國家發展委員會	臺灣採購經理人指數	製造業採購經理人指數	新增訂單數量、生產數量、人力僱用數量、存貨，以及供應商交貨時間等與上月比較之看法
			非製造業採購經理人指數	商業活動、新增訂單數量、人力僱用數量，以及供應商交貨時間等與上月比較之看法
	經濟部	外銷訂單 工業生產 批發、零售及餐飲業營業額	外銷訂單動向指數	受查廠商對未來 1 個月營運與上月比較之看法
			製造業生產動向指數	受查廠商對未來 1 個月營運與上月比較之看法
			批發、零售及餐飲業營業額動向指數	受查廠商對未來 1 個月營運與上月比較之看法
台灣經濟研究院	經濟景氣測驗調查	營業氣候測驗點	新增訂單數量、生產數量、人力僱用數量、存貨，以及供應商交貨時間等與上月及未來 3 個月比較之看法	
一般民眾/ 消費者	中央大學	消費者信心調查	消費者信心指數	國內物價水準、家庭經濟狀況、國內就業機會、國內經濟景氣、投資股票時機，及購買耐久性財貨時機等對於未來半年之看法
	國泰金控	國民經濟信心調查	國民經濟信心指數	國內經濟景氣、就業市場、物價水準、不動產市場、股票投資、個人薪資所得、消費行為，及風險偏好等於未來半年之看法

註：本研究自行整理。



(A) 月頻率之採購經理人指數



資料來源：國家發展委員會、主計總處(經濟成長率係以 2011 年為參考年的國民所得毛額計算之)

(B) 季頻率 (加總平均) 之採購經理人指數

圖 1-1：製造業採購經理人指數與經濟成長率之走勢

之經濟成長率，文獻上一般都將月頻率資料先行適當轉換成季頻率（如加總、平均或以季底的該月資料代表該季）後，再進行後續估計與預測流程。然而，此資料處理過程可能平滑化季內的月波動，而面臨訊息遺漏與無法確切反映資料特

性等問題，嚴重時可能喪失了原趨勢調查所具有的「快速」與「前瞻性」等特性。圖 1-1 以製造業採購經理人指數與經濟成長率（2011 年為參考年）為例，圖 1-1（A）為月頻率之指數，圖 1-1（B）為季頻率（加總平均）之指數。觀察月頻率動向指數，變化波動相較於季頻率頻繁，應富含更多有利掌握當前經濟情勢變化之資訊。

據此，本計畫擬從上述 7 個趨勢調查資料中萃取與景氣高度相關的重要共同因子，以達成本計畫的兩個重要目標。第一，即時預測。研究期間為 2000 年至 2019 年第 1 季，以景氣同時指標與領先指標為主要的比較對象，此計畫建構合適的混合頻率模型，將採用學術文獻上已相對發展成熟的混合頻率資料抽樣（mixed-data sampling, MIDAS）模型，分析趨勢調查資料是否可以增進經濟成長率（2011 年為參考年²）的即時預測表現³。混合頻率模型的優點在於能直接納入所有不同頻率的資料，進而避免因事前將相對高頻的資料進行降頻的處理而忽略了原高頻資料中所可能蘊藏的有用訊息，此優點將有助於我們利用趨勢調查中可能的有用訊息，並透過模型建構與估計而提升對於當下經濟成長率的判讀。

第二，景氣動向相關議題。此計畫利用趨勢調查共同因子與國發會認定的歷史景氣循環轉折點進行相關分析，並以景氣同時指標與領先指標為基礎，輔以趨勢調查共同因子建

² 2019 年 11 月 29 日主計總處依 2016 年工業及服務業普查、2015 年農漁業普查、各級政府及公營事業決算、家庭收支調查、各種專案調查等最新資料及行業歸類調整，以及配合中央銀行依最新第 6 版國際收支統計（BPM6）規範進行所有權制調整，完成 2016 年參考年規模校正及歷年修正。惟本案期末報告須於 108 年 12 月 30 日交付，故不及再以新資料進行分析，仍以 2011 年為參考年之經濟成長率結果呈現。

³ 值得一提的事，經濟成長率的「即時預測」並不是直接預測「當下」時點的經濟成長率，而是指利用「當下」的可用訊息，針對最近一期仍未發佈的經濟成長率（季資料）進行估測，因此預測標的是固定的。但隨著時間逼近此經濟成長率的發佈日期，我們可以不斷的利用當下所更新的新資訊重新進行該目標經濟成長率的估測。概念上，若能有效利用這些新資訊，則對應的估測應能更貼近（仍未發佈的）經濟成長率實際值。

構動態 Probit 模型研判第 14 次景氣循環後我國景氣進入收縮期的機率，協助政府掌握景氣循環動向與認定新一波循環。

本計畫內容安排如下：第貳章為研究大綱；第參章是相關文獻討論；第肆章說明如何萃取與建構趨勢調查共同因子；第伍與陸章則是即時預測設計和預測績效之比較，與景氣動向相關議題說明與討論；最後一章為本計畫之結論。

貳、研究大綱

(一) 研究流程與內容

本計畫的研究流程如下圖所示。在研究初期會以文獻與資料蒐集為主，從國內外文獻探討瞭解目前研究缺口與資料特性。第二階段為蒐集計畫相關資料，進行資料診斷，並建構趨勢調查共同因子。第三階段為檢視「趨勢調查共同因子」的特性，包含 GDP 混合頻率的即期預測績效評估、分析「趨勢調查共同因子」與歷史景氣循環的轉折點的相關對應，最後我們將建構「動態 Probit 模型」以輔助預測第 14 次景氣循環後我國景氣再度進入收縮期的機率。圖 2-1 是本計畫研究架構圖。

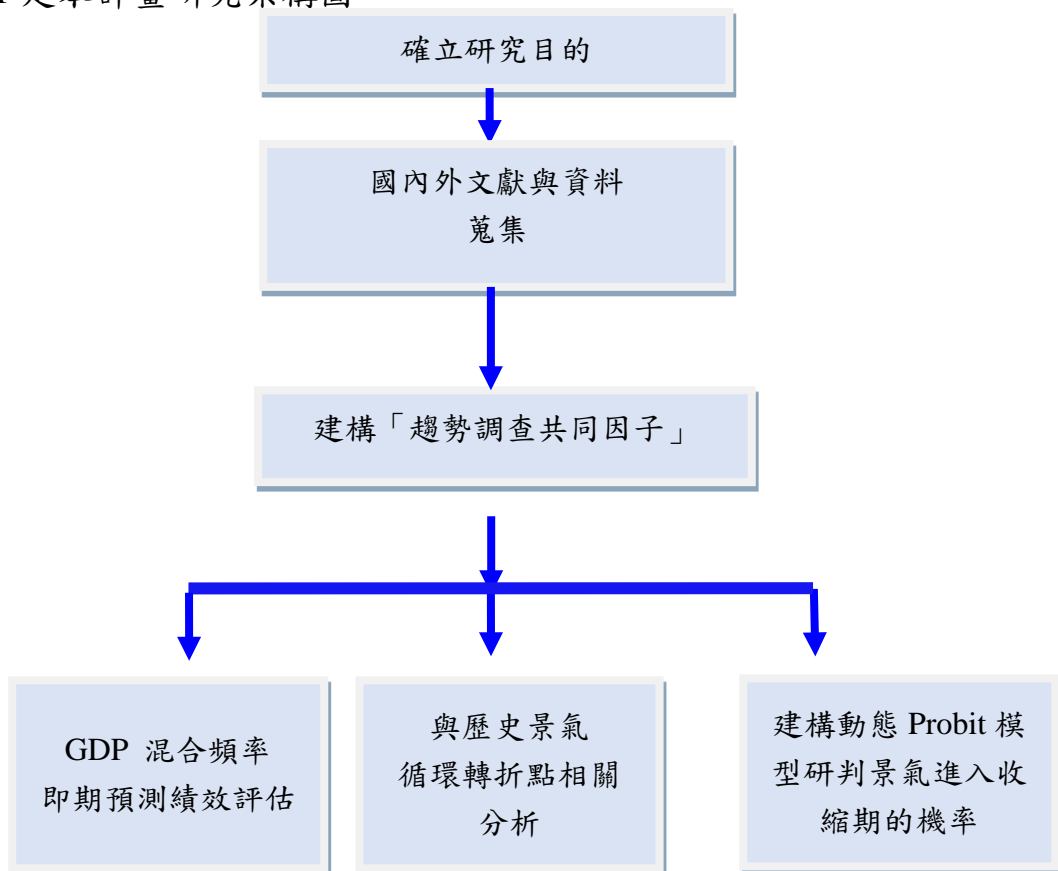


圖 2-1：研究架構

（二）預期成果

有鑑於趨勢調查是觀察景氣波動、短期經濟成長預測的重要工具，建構一個與景氣波動密切相關，且包含趨勢調查重要共同波動資訊的「趨勢調查共同因子」，以輔助了解當前經濟情勢變化有其必要性。透過本計畫的研究架構，我們預期可達成以下成果：

1. 充分利用當前經濟趨勢調查結果，建構「趨勢調查共同因子」，並檢視其與景氣循環和重要變數之間的相關特性。
2. 搭配混合頻率模型進行經濟成長率即時預測，並評估這些趨勢調查資訊對於預測績效的影響。
3. 搭配機率模型並提供合適的研判標準，推估第 14 次景氣循環後我國景氣再度進入收縮期的機率，以作為輔助委託單位擬定與因應相關政策之參考。

參、相關研究之介紹與探討

(一) 國內外經濟趨勢調查概述

提早發現景氣動向，一向是政府、學者、業者所關心的議題。從既有的公務統計與調查到編製指標或指數，政府各部門試圖從事後觀點捕捉景氣波動，如：國家發展委員會每月編製的台灣景氣指標、主計總處每年編製的工業及服務業部門生產力指數等。由於這些指標往往受限於發布時點落後於真實的動向，以致對於政府或民間的參考價值有限。

類似地，一些學術機構則嘗試從消費者角度，調查消費者對國家未來經濟狀況的認知與滿意程度，並編製綜合性指標，以反應消費者心理意向之消長趨勢，如：美國 Conference Board (Consumer Confidence Index)、密西根大學 (Consumer Sentiment Index)、中央大學台灣經濟發展中心每月編製的消費者信心指數等。

相對於針對消費者角度的調查，製造業採購經理人指數是屬於從生產者角度所進行的調查，向專業經理人進行對公司未來營運狀況看法的訪問，透過每月調查匯總的指數，來反映經濟的變化趨勢。除 PMI 指數外，景氣趨勢調查 (Business Tendency Surveys, BTS) 或商情調查 (Business Survey) 亦是站在生產者角度所進行的調查，藉由企業高階主管對市場變化的第一手訊息，反映當時經濟狀況及預測未來景氣變化。類似的景氣趨勢調查指標如經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Cooperation and Development, OECD) 每月編製的景氣趨向調查和計畫 (Harmonised System

of Business Tendency Survey)、歐盟每月編製的商業景氣與消費者信心聯合調查計畫(The Joint Harmonized EU Programme of Business and Consumer Surveys)。

我國目前是由國家發展委員會與中華經濟研究院合作之臺灣採購經理人指數，以及台灣經濟研究院每月編製的製造業與服務業營業氣候測驗點。

除了完整問卷的趨勢調查外，經濟部亦透過其相關統計調查，增加受訪廠商對於未來1個月與本月看法之「單一問項」，如外銷訂單統計之外銷訂單動向指數、工業生產統計之製造業生產動向指數，以及批發、零售暨餐飲營業額統計之批發、零售暨餐飲動向指數，均屬之。由此可見，台灣已有包含消費者與生產者之調查，應有助於我們更了解當前經濟情勢。

(二) 經濟趨勢調查與重要經濟變數之關係

消費者信心指數方面，Carroll et al.(1994) 與 Wilcox(2008) 證明美國消費者信心指數對於短期預測家庭消費支出具有良好的預測能力。Lahiri et al. (2016) 以美國 163 個總體資料與消費者信心指數並透過因子模型預測實質民間消費變動率，實證結果指出加入消費者信心指數有助降低預測誤差，顯示消費者信心指數為預測實質民間消費支出的重要變數。Utaka (2014) 與 Utaka (2003) 有相同實證結果，日本消費者信心指數將顯著影響經濟成長率的變化。Dreger and Kholodilin (2011) 建立 MIDAS 預測模型，以歐元區月頻率消費者信心指數預測季頻率民間消費年增率。至於台灣的相關研究，黃舜卿 (2007) 運用 2001 年第 1 季至 2006 年第 4 季之 CCI 與民間消費年增率進行 Granger 因果檢定，發現 CCI 預測未來民間消費支出的能力

有限；而郭迺鋒等（2013）則發現消費者信心指數有助於對經濟成長率進行即時預測。

生產者調查方面大致可分成兩大類，一為與經濟預測有關，另一則與重要解釋變數有關。其中與經濟預測有關的討論，如 Hansson et al. (2005) 利用瑞典的 BTS 調查結果並運用動態因子模型 (dynamic factor model) 萃取共同因子，該文發現此方式對預測瑞典經濟成長率有良好的預測績效。Matheson (2010) 以紐西蘭為研究對象，實證結果發現商業展望調查對於該國經濟成長率的預測具有影響力。Lahiri and Monokroussos (2013) 運用美國製造業採購經理人指數進行即時預測，實證結果發現製造業採購經理人指數有助改善即時預測之績效。Chikamatsu et al. (2018) 則運用混合頻率模型進行日本經濟成長率之即時預測，其模型之解釋變數包含事後訊息的量化數據之政府統計數據與事前訊息的質化數據之調查數據⁴。

另一方面，與重要解釋總體變數（如工業生產、景氣衰退期等）有關的調查則有：Hufner and Schroder (2002) 利用德國 4 個經濟景氣指標（ifo、ESIN、PMI 與 ZEW）並透過 Granger 因果檢定發現，ifo、PMI 與 ZEW 領先德國工業生產指數年增率 5 個月；Christiansen et al. (2014) 發現利用 PMI 指數、消費者信心指數，及其共同因子對美國景氣衰退具良好的預測能力；Siliverstovs (2013) 運用瑞士經濟景氣研究中心之 KOF 就業調查指標預測瑞士就業情形，研究發現運用就業調查指標有助提升點與機率密度函數預測的績效表現。此外，並非所有的研究均贊同趨勢調查具有良好的預測能力，如 Silgoner (2008) 利用歐盟編製之經濟情緒指標分析對工業生

⁴ 其中剛性資料包含工業生產指數、第三產業活動指數(Index of Tertiary Industry Activity)與當前商業調查(Current Survey of Commerce)，而軟性資料則是採用路透社短期經濟觀測調查(Reuters Tankan)。

產年增率之間關係，研究發現對於歐盟新增成員國，經濟情緒指數對於工業生產年增率非領先與同時指標，可能係與歐盟新增成員國經濟結構轉變有關。

值得一提的是，Bachmann et al. (2013) 利用德國 ifo 商業氣候調查 (Business Climate Survey) 建構不確定性指標，分析不確定性與經濟活動之關係。透過趨勢調查建構不確定性指標，係運用趨勢調查方式 (如專業預測調查, survey of professional forecast) 訪問經濟參與者對於當前及未來經濟的主觀判斷，藉由受訪者對於當前及預期經濟活動主觀感受的差異，得到主觀分歧程度而藉以衡量不確定性 (如 Zarnowitz and Lambros, 1987 與 Bomberger, 1996)。因此，不確定性指標的建立也可以是未來趨勢調查資料的另一種可行的延伸應用。

肆、趨勢調查共同因子之建構

本章首先將說明如何從不同的趨勢調查結果中萃取出重要的共同波動（我們稱之為「趨勢調查共同因子」），以作為本計畫後續之研究使用。之後，我們將探討趨勢調查共同因子的基本統計特性並分析其與國發會所發布的景氣轉折點之對應性。

（一）趨勢調查共同因子之萃取方式

根據第壹章之說明，我們可以知道現有國內的趨勢調查可分成 10 大類，但各個趨勢調查結果正式對外的發布時間起點並不一致，詳表 4-1 之彙整，其中可蒐集到最早的調查資料是台灣經濟研究院之製造業與營造業營業氣候測驗點，可回溯至 1982 年 1 月，最晚開始發布的調查則是 NMI，起始於 2014 年 8 月。由於各變數資料發布時點不一，我們無法直接運用傳統方法萃取共同因子。據此，本研究將依循文獻上的相關作法，以 Stock and Watson (2002) 所提出之 EM 演算法進行共同因子的估算。後續，本計畫將運用表 4-1 中各調查指標對應共 59 個細項指標數列之調查資料進行後續分析，而共同因子的估算期間則設定從 2001 年起至 2019 年 6 月止。

此外，值得一提的是，由於部分趨勢調查之細項數列可能與景氣動向關係並不密切，本計畫將在這 59 個細項數列中再進行挑選；我們依據經濟重要性（與景氣領先及同時指標之相關性），與循環對應性（景氣峰谷之對應性）的兩大準則⁵，作為挑選各調查細項數列的重要參考依據。

⁵ 本計畫不考慮資料充足性之準則，主要係本計畫利用 EM 演算法補足闕漏不足之細項問題。

表 4-1：趨勢調查的發布日期

調查名稱	發布日期	調查名稱	發布日期
製造業營業氣候測驗點	1982 年 1 月	消費者信心調查	2001 年 1 月
營造業營業氣候測驗點	1982 年 1 月	國民經濟信心指數	2010 年 3 月
服務業營業氣候測驗點	1998 年 1 月	PMI	2012 年 7 月
外銷訂單動向指數	2000 年 1 月	批發、零售及餐飲食業營業額動向指數	2013 年 2 月
製造業生產動向指數	2001 年 1 月	NMI	2014 年 8 月

資料來源：本研究自行整理

與景氣領先及同時指標之相關性方面，如同表 4-1 所述，各調查發布時間並不一致，我們將採用 2014 年 8 月迄今，所有細項結果與景氣領先及同時指標計算相關係數⁶，如圖 4-1 的相關係數熱力圖所示；圖中顏色越深表示相關性越高，藍色代表正相關而紅色則為負相關。當相關係數的絕對值逾 0.5 之細項變數，我們認為其與經濟景氣重要性較高，因此作為建構共同因子之候選變數。此外，我們亦將所有細項變數與景氣峰谷進行比較⁷。最後，我們挑選出來兩組細項數列的組合，分別為相關係數超過 0.5 的組合，共有 35 個變數；與相

⁶ 不同發布時點之相關係數詳附錄 1。

⁷ 細項結果與景氣峰谷對應性詳附錄 2。

關係數超過 0.6 的組合，共有 19 個變數，詳細的構成細項變數見表 4-2。之後，我們再分別估計這兩個細項組合下對應的共同因子，後續將以「趨勢調查共同因子 (f5)」與「趨勢調查共同因子 (f6)」稱之。

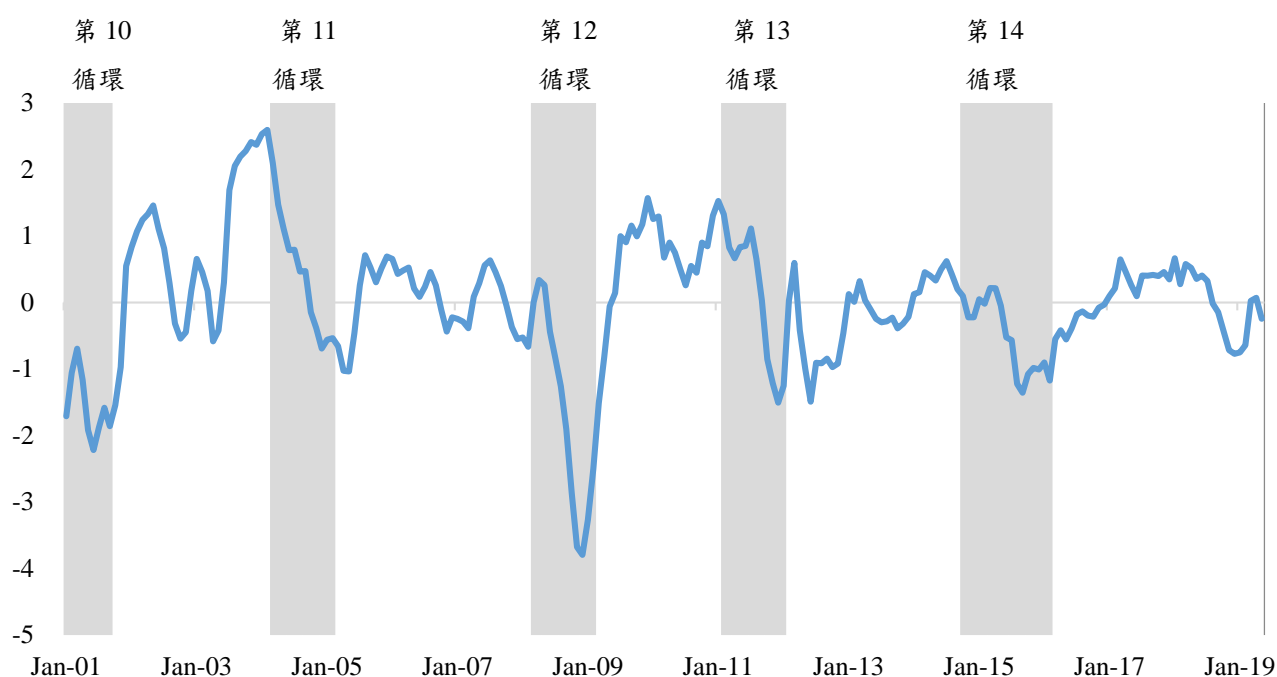


圖 4-1：細項結果與景氣領先及同時指標計算相關係數熱力圖

表 4-2：趨勢調查共同因子 f5 與 f6 的構成細項數列

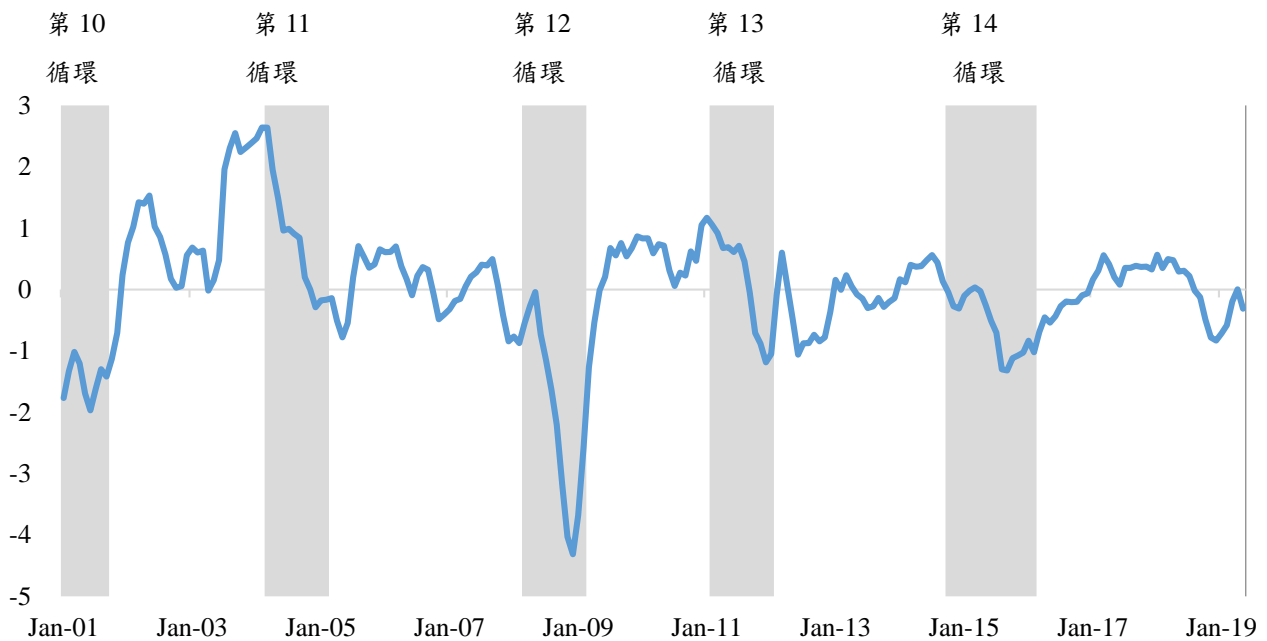
共同 因子	構成細項
f5	<p>① 製造業採購經理人指數_新增訂單數量 ② 製造業採購經理人指數_供應商交貨時間</p> <p>③ 製造業採購經理人指數_生產數量 ④ 製造業採購經理人指數_進口原物料數量</p> <p>⑤ 製造業採購經理人指數_未來六個月展望 ⑥ 非製造業經理人指數</p> <p>⑦ 製造業採購經理人指數_原物料價格 ⑧ 製造業採購經理人指數_未完成訂單</p> <p>⑨ 製造業採購經理人指數_新增出口訂單 ⑩ 非製造業經理人指數_採購價格</p> <p>⑪ 製造業營業氣候測驗點 ⑫ 製造業採購經理人指數 ⑬ 非製造業經理人指數_商業活動</p> <p>⑭ 非製造業經理人指數_新增訂單 ⑮ 非製造業經理人指數_人力僱用數量</p> <p>⑯ 製造業採購經理人指數_人力僱用數量 ⑰ 製造業採購經理人指數_存貨</p> <p>⑱ 非製造業經理人指數_服務輸出_出口 ⑲ 非製造業經理人指數_服務輸入_進口</p> <p>⑳ 非製造業經理人指數_未完成訂單 ㉑ 非製造業經理人指數_服務收費價格</p> <p>㉒ 非製造業經理人指數_未來六個月展望 ㉓ 服務業營業氣候測驗點</p> <p>㉔ 營建業營業氣候測驗點 ㉕ 國民經濟信心調查_景氣現況樂觀指數</p> <p>㉖ 國民經濟信心調查_就業現況樂觀指數 ㉗ 國民經濟信心調查_物價上漲感受指數</p> <p>㉘ 國民經濟信心調查_物價上漲預期指數 ㉙ 國民經濟信心調查_股市樂觀指數</p> <p>㉚ 國民經濟信心調查_風險偏好指數 ㉛ 製造業採購經理人指數_客戶存貨</p> <p>㉜ 消費者信心指數_未來半年投資股票時機 ㉝ 國民經濟信心調查_薪資上漲現況指數</p> <p>㉞ 國民經濟信心調查_薪資上漲預期指數； ㉟ 消費者信心指數_未來半年國內物價水準</p>
f6	<p>① 製造業採購經理人指數 ② 製造業採購經理人指數_新增訂單數量</p> <p>③ 製造業採購經理人指數_人力僱用數量 ④ 製造業採購經理人指數_供應商交貨時間</p> <p>⑤ 製造業採購經理人指數_存貨 ⑥ 製造業採購經理人指數_進口原物料數量</p> <p>⑦ 製造業採購經理人指數_未來六個月展望 ⑧ 非製造業經理人指數</p> <p>⑨ 非製造業經理人指數_採購價格 ⑩ 非製造業經理人指數_未完成訂單</p> <p>⑪ 非製造業經理人指數_服務收費價格 ⑫ 非製造業經理人指數_未來六個月展望</p> <p>⑬ 製造業營業氣候測驗點 ⑭ 服務業營業氣候測驗點</p> <p>⑮ 國民經濟信心調查_景氣現況樂觀指數 ⑯ 國民經濟信心調查_物價上漲感受指數</p> <p>⑰ 國民經濟信心調查_物價上漲預期指數 ⑱ 國民經濟信心調查_風險偏好指數</p> <p>⑲ 消費者信心指數_未來半年國內物價水準</p>

趨勢調查共同因子 (f5) 與趨勢調查共同因子 (f6)，萃取結果繪於圖 4-2 與 4-3。值得一提的是，由於在共同因子萃取的步驟當中，已將所有資料標準化 (其平均數為 0，變異數為 1)，故趨勢調查共同因子將以 0 為基準。若共同因子數列大於 0，表示趨勢調查結果相對樂觀；反之，則顯示趨勢調查結果相對悲觀。



資料來源：國發會與本研究自行整理

圖 4-2：趨勢調查共同因子 (f5) 之走勢



資料來源：國發會與本研究自行整理

圖 4-3：趨勢調查共同因子 (f6) 之走勢

(二) 趨勢調查共同因子之基本特性

為進一步瞭解本計畫所建構趨勢調查共同因子，我們首先探討該共同因子的基本統計特性與重要變數之相關性，結果呈現於表 4-3。由該表可知，趨勢調查共同因子 f5 與 f6 的偏態值均為負，且峰度值為正，故兩者皆屬於負偏態與高峽峰之分配。與景氣指標相關性方面，趨勢調查共同因子 f5 及 f6 與領先指標關係較為密切，相關係數分別為 0.78 與 0.74，而兩者與同時指標關係略低於 0.5，分別為 0.49 及 0.44。

另一方面，我們藉由單根檢定了解趨勢調查共同因子 f5 與 f6 是否為定態數列，由 Augmented Dickey-Fuller 檢定結果可知，僅有截距項及包含趨勢之檢定統計量，拒絕數列具有單根之虛無假設，顯示趨勢調查共同因子為定態數列。最後，利用自我迴歸 (autoregressive

model, AR) 模型了解兩個共同因子波動持續性，由該表可知 AR(1) 估計係數分別為 0.92 與 0.93，而其調整回均衡的半衰期 (half -life)⁸則分別為 9.55 與 8.31 個月，顯示共同因子的波動十分頻繁，此可能反映受訪者易受到當下事件影響，使得趨勢調查結果變化劇烈有關。

表 4-3 趨勢調查共同因子基本統計特性

	分配狀態		相關係數		單根檢定		波動持續性	
	偏態	峰度	與領先 指標	與同時 指標	截距	截距 趨勢	AR(1) 係數	半衰期
f5	-0.52	4.84	0.78	0.49	0.00	0.00	0.92	9.55
f6	-0.70	6.43	0.74	0.44	0.00	0.00	0.93	8.31

註：單根檢定係採 Augmented Dickey-Fuller 檢定，表中數值為檢定統計量之 P 值。

趨勢調查共同因子 f5 與 f6 的波動與重要經濟事件的關連亦十分密切，若以共同因子指數跌勢超過 1.65 倍的標準差（對應 90 % 的信賴區間）的期間來看，其包含兩個時期，第一個是 2001 年 5 月~10 月，因該年全球資訊科技產業泡沫化與美國 911 恐怖攻擊事件，造成國際情勢不佳且國內股價指數嚴重下跌等因素有關；第二個則是 2008 年 8 月至 2009 年 4 月，主因則為美國房地產泡沫持續擴大，造成全球金融海嘯所致。另一方面，若經濟成長率表現亮眼時，共同因子指數亦相對較高，如 2004 年第 1 季與第 2 季經濟成長率分別為 6.47% 與 9.99%，共同因子指數在 1~4 月亦上升超過其 1.65 倍的標準差。

⁸ 半衰期係指當經濟變數受到一單位外生衝擊後，其反應程度降到一半時所需時間。

再者，觀察趨勢調查共同因子 f5 與 f6 之圖 4-2 及 4-3，其中陰影區涵蓋第 10 至 14 次景氣循環期間(起始與中止點分別代表景氣循環的高峰與谷底)。觀察圖中可發現，藉由趨勢調查結果所萃取的趨勢調查共同因子 f5 與 f6，此二者與國發會所認定的景氣峰谷時點大致吻合，表示該數列具有捕捉景氣動態的資訊，或可做為景氣觀測之另一輔助參考指標。

伍、趨勢調查之應用分析(I)：即時預測相關議題

本章將利用趨勢調查共同因子 f5 與 f6 進行經濟成長率（2011 年為參考年⁹）之即時預測，並以景氣領先指標為比較基準，再與景氣同時指標及製造業銷售額指數進行比較。以景氣領先指標作為基準的主因為景氣指標一般認為對未來景氣動向具領先特性，因此希望透過對於經濟成長的即時預測比較，了解趨勢調查共同因子是否可能在即時預測時與領先指標相抗衡。此外，與景氣同時指標及製造業銷售額指數進行比較則係因，前者為國發會重要參考的景氣動向指數之一，而後者製造業銷售額指數則為重要的剛性資料之一。本章共有三個部分，分別是即時預測時點之說明，讓讀者了解如何操作即時預測；其次，本計畫的預測設計說明；最後一部分則是利用 MIDAS 模型進行經濟成長率混合頻率之即時預測¹⁰，並比較趨勢調查共同因子、景氣同時指標及製造業銷售額指數與景氣領先指標樣本外預測績效評估之結果。

（一）即時預測之時點說明

近年，學界與預測機構透過即時預測來判斷當前或近期的經濟狀況，主要係因可利用當期的經濟數據即時與持續更新描述一國經濟狀況變化。若以預測經濟成長率為例，由於經濟成長率為季頻資料，在其公布之前，我們已知許多當季中相對高頻的相關經濟數據（如剛性資料的工業生產指數與股價指數，或趨勢調查資料如採購經理人指數與消費者信心指數等）的變化波動，即時預測即是透過當季已公布的

⁹ 本計畫利用 2011 年為參考年之經濟成長率進行即時預測，未來若要進行相關實證結果驗證時，需注意所使用經濟成長率資料之對應參考年。

¹⁰ 文獻上亦有不同即時預測模型，如美國聯邦準備銀行紐約分行與亞特蘭大分行分別發展不同的即時預測模型，紐約分行利用 Giannone et al. (2008) 的動態因子模型建立 Nowcasting Report，亞特蘭大分行亦運用 Giannone et al. (2008) 並結合橋樑方程式建立 GDPNow 模型。

稍高頻數據資料，預測當季的經濟成長率。¹¹

以下將說明月頻率的質化趨勢調查如何即時預測季頻率的經濟成長率，其中趨勢調查包含國家發展委員會之採購經理人指數，及經濟部之外銷訂單、製造業生產與批發、零售及餐飲業動向指數等。實務上，不論進行即時預測或短、長期預測，都必須考慮到預測當下所擁有的月與季資料資訊。其中，月資料的總體經濟變數通常是在下個月時公布前一個月的數據，如採購經理人指數通常發布日期為下個月 1 日、外銷訂單動向指數為下個月 22 日、製造業生產與批發、零售及餐飲業動向指數則是下個月 26 日；經濟成長率則在每年 2、5、8 及 11 月公布上 1 季經濟成長率。以下我們將舉例仔細說明，當我們分別處於「即時預測」、「短期預測」與「長期預測」階段時，訊息集合所能擁有與運用的高頻資訊，以利讀者理解其中差異。

假設預測目標為 2019 年第 2 季經濟成長率，在「即時預測」階段，當 $\tilde{h}=0$ 代表預測時，我們擁有當季（4、5 與 6 月）月頻率質化趨勢調查所有月頻指數資料及第 1 季之前所有季頻資料； $\tilde{h}=1$ 表示預測時，我們擁有 4 及 5 月之月頻率質化趨勢調查資料及第 1 季之前所有季頻資料； $\tilde{h}=2$ 表示，我們擁有 4 月之月頻率質化趨勢調查資料及第 1 季之前所有季頻資料。

當我們處於「短期預測」階段時，當 $\tilde{h}=3$ 表示預測時，擁有第 1 季（1、2 與 3 月）的月頻率質化趨勢調查資料及 2018 年第 4 季之前所有季頻資料； $\tilde{h}=4$ 代表預測時，具有 1 及 2 月之月頻率質化趨勢調查資料及 2018 年第 4 季之前所有季頻資料； $\tilde{h}=5$ 代表預測時，僅擁有 1 月月頻率質化趨勢調查資料及 2018 年第 4 季之前所有季

¹¹ 值得注意的是，當我們使用 MIDAS 模型結合月頻率資料以進行經濟成長率的即時預測時，其標的仍是當季或未來的季頻率的 GDP 的年增率，而非建構一個新的月頻率的對應月 GDP 數列（或稱為 monthly GDP）。月 GDP 數列的建構雖是文獻上另一個重要研究議題，並不在此計畫設定的研究範疇下；然而，針對我國的月 GDP 數列的建構與相關分析，可直接參考 Huang (2010)。

頻資料。

至於「長期預測」階段，當 $\tilde{h}=6$ 表示預測時，僅有 2018 年第 4 季所有月頻率質化趨勢調查資料及 2018 年第 3 季之前所有季頻資料；當 $\tilde{h}=7$ 表示預測時，僅有 2018 年第 10 及 11 月之月頻率質化趨勢調查資料及 2018 年第 3 季之前所有季頻資料；當 $\tilde{h}=8$ 表示預測時，僅有 2018 年第 10 月月頻率質化趨勢調查資料及 2018 年第 3 季之前所有季頻資料。上述說明，可經由表 5-1 進一步了解，該表中的時間點為預測時所在的時間，下面兩行（2019 年 6 月、2019 年第 1 季）則分別代表在該時間點所擁有的資訊。我們於此計畫中，因應不同的需求與資料的可取得情況，建構對應的模型。

表 5-1：預測期間與高頻資料（以 2019 年第 2 季經濟成長率為例）

\tilde{h}	即時預測			短期預測				長期預測	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
時間點	2019 年 7 月	2019 年 6 月	2019 年 5 月	2019 年 4 月	2019 年 3 月	2019 年 2 月	2019 年 1 月	2018 年 12 月	2018 年 11 月
質化趨勢 調查資料	2019 年 6 月	2019 年 5 月	2019 年 4 月	2019 年 3 月	2019 年 2 月	2019 年 1 月	2018 年 12 月	2018 年 11 月	2018 年 10 月
經濟成長率	2019 年第 1 季			2018 年第 4 季				2018 年第 3 季	

（二）預測設計說明

為評估線性 MIDAS 模型對台灣經濟成長率（2011 年為參考年）即時預測之績效，本計畫將 2000 年起的觀察資料區分成樣本內（in-sample）與樣本外（out-of-sample）兩區間，評估 MIDAS 模型的樣本外預測表現，關於預測模型的介紹詳見附錄 3；其中，我們以景氣領先指標模型預測值的誤差均方根（root mean square error，以下簡稱 RMSE）作為比較基準。至於兩模型中的落後期數選擇，本計畫參考 Guérin and Marcellino（2013）的方式，將經濟成長率的落後期數設定為 1 季，月資料的落後期則依 Clements and Galvão（2009）建議，設定為 9 個月。

模型建構過程中，本計畫在 MIDAS 模型的落後分配多項式參考 Ghysels et al.（2007）、Marcellino and Schumacher（2010）等的設定，使用指數 Almon 落後分配多項式，主要係因 Ghysels et al.（2007）實證結果發現指數 Almon 落後分配多項式較適合用於分析較低頻率的混合模型，如以月頻總體資料經濟變數預測季 GDP 成長率¹²的情況。

與 Guérin and Marcellino（2013）的分析架構相同，本計畫也採用遞迴（recursive）的方式進行樣本外區間的估計與預測。遞迴方式的詳細步驟為：先以 2000 年至 2016 年第 3 季資料進行樣本內估計，針對 2016 年第 4 季至 2019 年第 1 季逐月進行樣本外即時預測及績效評估。本計畫所考量的模型則皆為 AR-MIDAS 模型，即 MIDAS 模型包含 AR 項（且落後期數為 1）。預測期間則為 $\tilde{h} = 0$ 至 $\tilde{h} = 3$ ，共有 4 個預測時點，其中， $\tilde{h} = 0$ 至 $\tilde{h} = 2$ 為對當季「即時預測」， $\tilde{h} = 3$

¹² 本計畫亦參考 Frale and Monteforte（2009）、Armesto et al.（2010）等文獻，選擇 Beta 與未受限（U-MIDAS）2 種不同的多項式設定。對於落後多項式之的選擇，在文獻上並無明確的結論，但 Ghysels et al.（2007）實證結果發現，Beta 落後分配多項式適用於在較高頻率的時候，如 Monteforte and Moretti（2013）使用 Beta 落後分配多項式，以金融日頻資料預測月通膨率。

則為「短期預測」。

值得一提的是，本計畫資料的下載時點為 2019 年 7 月，後續皆以此所下載資料進行對應的預測績效評估。由於部分資料（如營業氣候測驗點、景氣領先指標，以及經濟成長率等）在此下載時點已經過回溯修正而稍稍異於初步公佈時的結果，故可能無法真切反應資料公布當下的經濟情況。目前國內在即時資料庫的建置並不完善，若未來國內能建置較為完善的資料庫時，或許我們就能參照國外利用不同時份資料（vintage data）的分析方式，以期能更適切掌握當下景氣變化與經濟成長之關係。

（三）樣本外預測績效評估

為了解趨勢調查共同因子、景氣同時指標及製造業銷售額指數資料是否能藉由月資料之即時資訊提升預測績效，本計畫將以景氣領先指標之 MIDAS 模型做為比較之基準，主要係因景氣領先指標一般咸認為對於景氣動向有領先掌握之特性。針對各 MIDAS 模型，本計畫採用誤差均方根（RMSE）做為樣本外預測表現評估指標，並以各模型的 RMSE 相較於領先指標模型的 RMSE 之比值做為依據。其中，若相對 RMSE 大於 1 表示該預測表現遜於領先指標模型；反之，表示預測表現優於領先指標模型。

表 5-2 記錄了各模型相對領先指標模型之相對 RMSE 結果，包括景氣同時指標、製造業銷售額指數等兩個剛性資料，與趨勢調查共同因子 f5 與 f6。關於不同預測時點方面，我們考量包含「即時預測」階段對應的 $\tilde{h} = 0$ 至 $\tilde{h} = 2$ ，與「短期預測」階段對應之 $\tilde{h} = 3$ ；以下分述表 5-2 所觀察到的結果¹³。

首先，觀察同時指標指數與製造業銷售額指數之相對 RMSE，我

¹³ 樣本外預測值與實際經濟成長率之比較繪於附錄 4。

們可以發現兩個變數的樣本外預測能力皆遜於景氣領先指標，亦即相對 RMSE 大於 1；舉例而言，在 $\tilde{h} = 3$ 時，景氣同時指標模型相對於景氣領先指標模型相對 RMSE 增加 57.9%；且隨著資料更新與預測時點的改變，到了在 $\tilde{h} = 0$ 之即時預測，景氣同時指標模型相對於景氣領先指標模型僅增加 23%。另一方面，製造業銷售額指數相對於景氣領先指標相對 RMSE 增加逾 50%，僅 $\tilde{h} = 2$ 增加約 33%。若僅比較同時指標與製造業銷售額指數可知，屬於綜合指數的同時指標包含的資訊較為多元，其樣本外預測能力優於單一指標的製造業銷售額指數。

再者，觀察趨勢調查共同因子 f5 及 f6 與景氣領先指標模型相對 RMSE 結果，我們發現在 $\tilde{h} = 0$ 與 1 的表現較佳，其餘時點均相對景氣領先指標模型為高。在 $\tilde{h} = 0$ 時，趨勢調查共同因子 f5 相對於景氣領先指標模型降低 10.8%，而趨勢調查共同因子 f6 亦降低 12.3%；在 $\tilde{h} = 1$ 時，趨勢調查共同因子 f5 與 f6 相對於景氣領先指標模型降低 12.4%，表示在進行即時預測時，共同趨勢調查所蘊含的訊息有可能比景氣領先指標更為豐富，有助我們進行當下經濟動向相關研判。

最後，綜合比較製造業銷售額指數與趨勢調查共同因子之結果，趨勢調查共同因子在擁有較多資訊的即時預測 ($\tilde{h} = 0$ 與 1) 樣本外預測能力優於製造業銷售額指數。雖在 $\tilde{h} = 2$ 與 3，不論是剛性資料或是趨勢調查共同因子皆遜於景氣領先指標，惟趨勢調查共同因子的相對 RMSE 小於製造業銷售額指數，顯示趨勢調查共同因子的訊息優於同時指標與製造業銷售額指數。此外，我們也考慮領先指標並納入趨勢調查共同因子之雙變量預測模型；然而，趨勢調查共同因子反而喪失其在即時預測的相對優勢，相關結果如表 5-2 最末兩欄¹⁴。

¹⁴ 雙變量模型乃根據期末審查會議之審查人建議進行，然而，領先指標+共同因子 (f5) 與領先指標+共同因子 (f6) 的相對景氣領先指標模型之相對 RMSE 普遍大於 1，僅 $\tilde{h} = 3$ 時，領先指標+共同趨勢因子 (f5) 為 0.97，預測績效優於領先指標。

表 5-2：相對景氣領先指標模型之相對 RMSE

\tilde{h}	0	1	2	3
景氣同時指標	1.23	1.38	1.52	1.58
製造業銷售額指數	1.72	1.59	1.33	1.71
趨勢調查共同因子 f5	0.89	0.88	1.14	1.24
趨勢調查共同因子 f6	0.88	0.88	1.10	1.16
領先指標+共同因子 f5	1.04	1.03	1.02	0.97
領先指標+共同因子 f6	1.01	1.01	1.01	1.01

註：1. 粗體黑字為與景氣領先指標模型之相對 RMSE 小於 1。預測績效評估期間為 2016 年第 4 季至 2019 年第 1 季。

2. ***、**與*分別表示 Diebold–Mariano 檢定統計量在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

陸、趨勢調查之應用分析(II)：景氣動向相關議題

本章將針對第肆章所建構之趨勢調查共同因子(f5 與 f6)進行三個面向與景氣動向相關的應用分析。首先，我們將與景氣領先與同時指標進行因果檢定(Granger causality test)，了解趨勢調查共同因子在統計上是否帶有領先景氣指標的特性。其次，透過認定趨勢調查共同因子的景氣轉折點，藉由認定其高峰與谷底，並與國發會所認定的時點進行比較，評析趨勢調查共同因子能否作為另一個(輔助)觀測景氣動向之指標；最後，利用動態 Probit 模型並透過合適的機率門檻值的選取，協助研判第 14 次景氣循環後我國景氣進入收縮期的機率。

(一) 因果檢定(Granger causality test)

欲驗證樣本期間趨勢調查共同因子(f5 及 f6)與景氣領先及同時指標間的可能領先與落後關係，我們依循文獻慣用的方式以雙變量向量自我迴歸(vector autoregressive, VAR)模型下的因果檢定來判斷。我們共考慮 4 組雙變量 VAR 迴歸模型，分別為 (1) 趨勢調查共同因子 f5 vs. 景氣領先指標、(2) 趨勢調查共同因子 f5 vs. 景氣同時指標、(3) 趨勢調查共同因子 f6 vs. 景氣領先指標，以及 (4) 趨勢調查共同因子 f6 vs. 景氣同時指標。其中，各模型以 SIC 準則挑選最適的落後期數均為 4 期，4 組因果檢定判定結果如表 6-1 所示。

由表中結果可發現，在 5% 顯著水準之下，趨勢調查共同因子「單向領先」同時指標，而領先指標則具有「單向領先」趨勢調查共同因子的特性。此結果亦符合我們在第肆章所提，趨勢調查共同因子無法取代景氣領先指標之角色，但相較於同時指標仍可能提供額外的景氣資訊。

表 6-1 因果檢定結果

變數	領先關係	變數	Wald 檢定
			P 值
領先指標	←-----	趨勢調查共同因子 f6	0.05
	————→		0.00***
領先指標	————→	趨勢調查共同因子 f5	0.26
	————→		0.00***
同時指標	←————	趨勢調查共同因子 f6	0.00***
	←————		0.11
同時指標	←————	趨勢調查共同因子 f5	0.00***
	←————		0.13

註：VAR 架構下的因果檢定，係以 Block Exogeneity Wald Test 進行，以 χ^2 統計量加以判定。***代表 1% 顯著。5% 的顯著領先關係以實線的箭頭表示，10% 的顯著領先關係則虛線的箭頭表示。

（二）景氣轉折點認定

接下來，本小節將討論趨勢調查共同因子 f5 及 f6 是否具有捕捉景氣轉折的資訊。我們主要依據 Harding and Pagan (2002) 所提的景氣循環峰谷時期的認定方法進行分析，此方法操作步驟可概略說明如下：

1. 先估計可能的轉折時點；
2. 確定峰谷時點交錯出現；
3. 在上述兩個步驟後，考量循環的持續期間 (duration)，深度 (amplitude) 以及完整性，去除不必要的轉折時點。

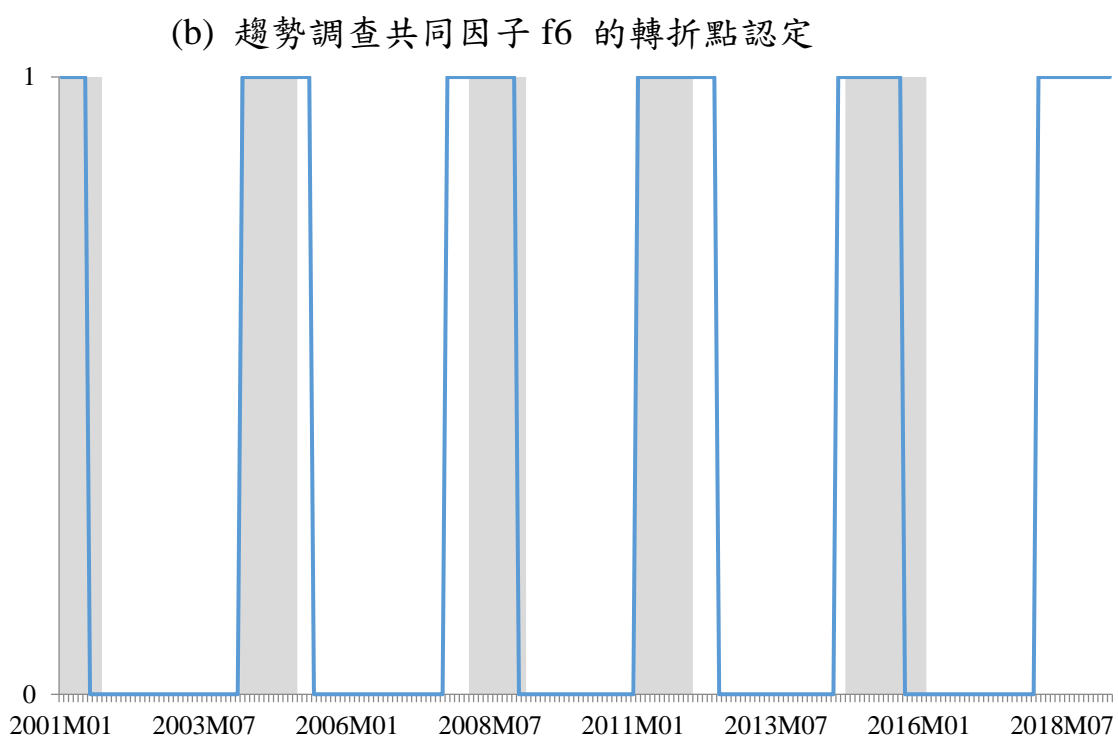
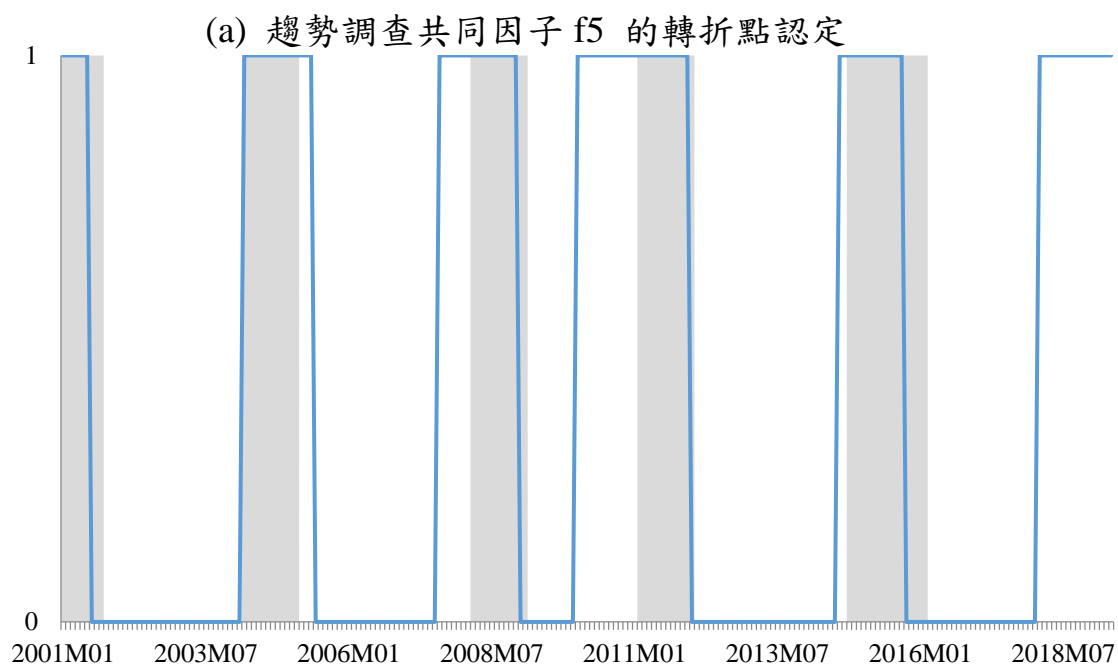
更詳細說明可參見黃裕烈 (2016) 或蔡佩珍 (2017) 的相關研究。

根據 Harding and Pagan (2002) 方式所認定趨勢調查共同因子 f5 及 f6 的轉折點繪於圖 6-1¹⁵。根據圖 6-1，趨勢調查共同因子在 2001 年 1 月至 2019 年 5 月的資料期間內，共經歷 4 次完整的循環 (谷底-高峰-谷底)。其中，趨勢調查共同因子最長的擴張期皆為 2001 年 7 月至 2004 年 2 月，共計 32 個月；相對地，趨勢調查共同因子 f5 及 f6 最長的收縮期則分別發生在 2010 年 1 月至 2011 年 12 月與 2011 年 2 月至 2012 年 6 月，共計 24 與 17 個月。

若進一步與國發會公布之第 10 至第 14 次循環峰谷相比，其中陰影區涵蓋第 10 至 14 次景氣循環期間，且起始與中止點分別代表景氣循環的高峰與谷底。我們可以發現，趨勢調查共同因子 f5 及 f6 的衰退期與第 10 至第 14 次循環重疊性相當高。大致而言，趨勢調查共同因子收縮期似乎提早於景氣循環的收縮期，僅在第 13 次循環期間，

¹⁵ 本計畫 Harding and Pagan 評估係採用 Eviews 軟體之 Add-in 套件，其設定值分別為 Turn Phase= 5、Minimum Phase = 12、Minimum Cycle = 5。

趨勢調查共同因子 f6 收縮期較晚結束。此外，根據 Harding and Pagan (2002) 的轉折點認定，在 2018 年 2 月這樣本期間結束極可能存在一個景氣收縮期，此可供委託單位參酌。



資料來源：國發會與本研究自整理。灰色區域為國發會認定的收縮期。

圖 6-1：趨勢調查共同因子 f5 及 f6 之景氣轉折認定結果

除上述與國發會公布之景氣峰谷相比，我們也利用 Harding and Pagan (2002) 對景氣領先與同時指標進行轉折點之認定，藉以比較趨勢調查共同因子是否可做為委託單位的參考指標。我們將趨勢調查共同因子 f5 及 f6、景氣領先指標與同時指標的峰谷時點列於表 6-2，並與國發會公布之時點比較。平均而言，趨勢調查共同因子 f5 及 f6、景氣領先指標的高峰時點約較國發會公布領先 6.25、1.75 與 5.25 個月，同時指標則略晚 0.5 個月；谷底時點方面，趨勢調查共同因子 f5 及 f6、景氣領先指標的時點約較國發會公布領先 1.4、0.2 與 1.2 個月，同時指標則晚 2.6 個月。同時指標的峰谷認定均較接近國發會公布之結果，而趨勢調查共同因子 f5 及 f6 與景氣領先指標較國發會公布時點為早，這些結果可以供後續學者或政策制定者參考。

表 6-2：各數列所認定的峰谷時點

		f5	f6	領先指標	同時指標
第 10 循環	谷底	2001M6 (+3)	2001M6 (+3)	2001M7 (+2)	2001M9 (0)
	高峰	2004M3 (0)	2004M3 (0)	2004M4 (-1)	2004M3 (0)
第 11 循環	谷底	2005M5 (-3)	2005M5 (-3)	2005M3 (-1)	2005M6 (-4)
	高峰	2007M8 (+7)	2007M10 (+5)	2007M10 (+5)	2008M4 (-1)
第 12 循環	谷底	2008M12 (+2)	2008M12 (+2)	2008M12 (+2)	2009M2 (0)
	高峰	2010M1 (+13)	2011M2 (0)	2010M2 (+12)	2011M2 (0)
第 13 循環	谷底	2011M12 (+1)	2012M6 (-5)	2011M11 (+2)	2012M11 (-10)
	高峰	2014M8 (+2)	2014M8 (+2)	2014M5 (+4)	2014M11 (-1)
第 14 循環	谷底	2015M9 (+4)	2015M9 (+4)	2016M1 (+1)	2016M1 (+1)

資料來源：國發會與本研究自整理

(三) 動態 Probit 模型 配適全樣本 景氣衰退機率狀況

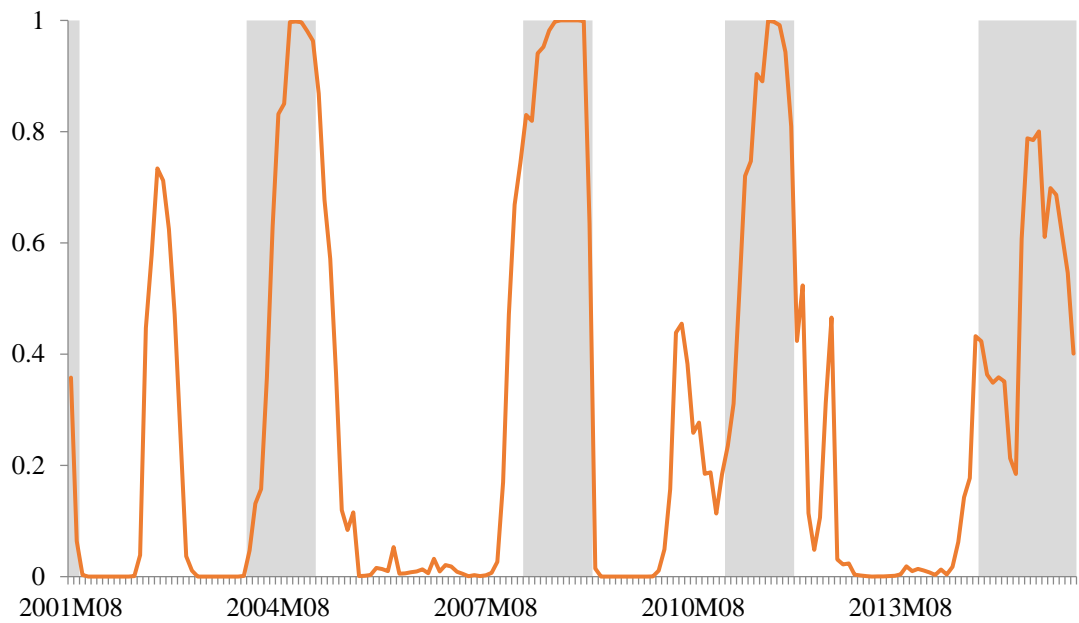
本小節我們依循文獻作法(如 Dueker, 1997; Estrella and Mishkin, 1998; Menden and Proano, 2017 等), 利用 Probit 模型預測下一期景氣衰退(亦即進入收縮期)機率, 評估樣本期間為 2001 年 1 月至 2016 年 2 月(此段期間的各波景氣循環都已被國發會認定)。我們所採用 Probit 模型的動態設定為:

$$\text{Prob}(R_t) = \Phi(c + \beta_1 R_{t-h-r} + \sum_{j=h}^q \beta_j X_{t-j})$$

式中, R_t 為景氣是否處於收縮期之虛擬變數, 若 $R_t = 1$, 表示處於景氣衰退期; 反之, 則 $R_t = 0$ 。 $\Phi(\cdot)$ 為累積常態分配函數; X_t 為可能幫助預測衰退機率的解釋變數(景氣領先指標、同時指標與趨勢調查共同因子 f5 及 f6); 其最適落後期數(q)將以 SIC 準則進行挑選。 h 為預測期間, r 則為被解釋變數的落後期數設定, 本計畫參考 Menden and Proano (2017) 將其設定為 6¹⁶。

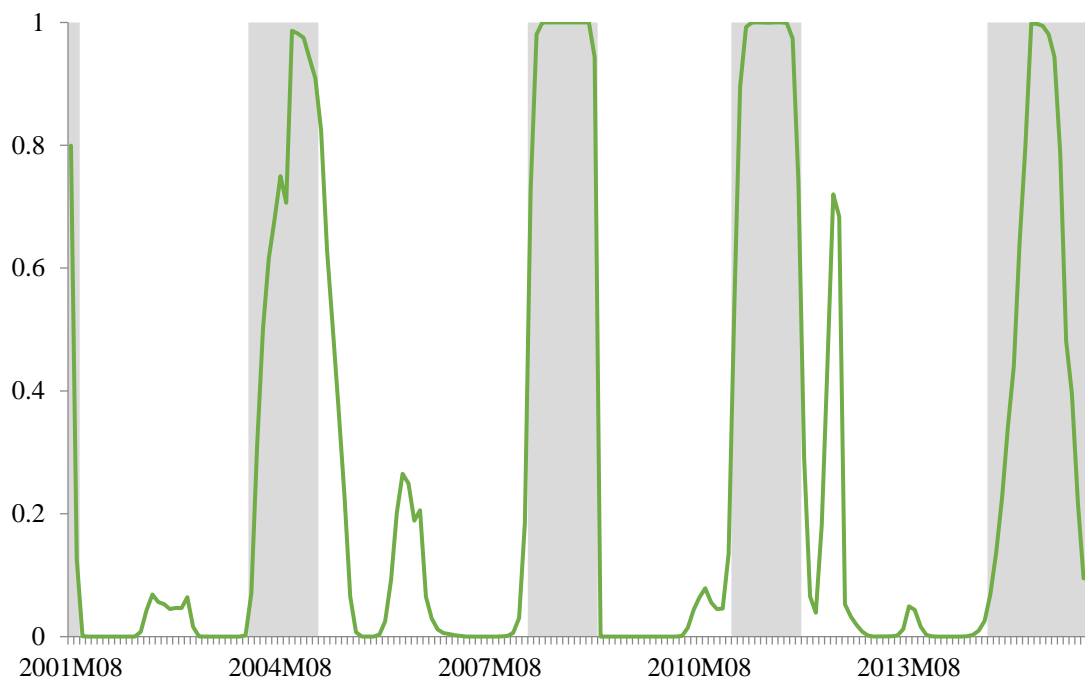
由於景氣領先或同時指標目前是我們主要觀察景氣變化的代理變數, 故我們先將這兩種景氣指標帶入動態 Probit 模型, 討論其預測下一期($h = 1$)景氣衰退機率; 景氣領先指標與同時指標預測 1 個月後的景氣衰退機率分別繪於圖 6-2 及 6-3。圖中, 綠色線段為預測景氣衰退機率, 灰色區間則是國發會認定的峰谷時點。初步觀察可發現, 景氣同時指標樣本內的預測衰退機率與國發會峰谷時點相近, 大致均能捕捉景氣衰退之動向變化, 且優於領先指標。

¹⁶ 此處 $r = 6$ 的設定所捕捉的是 6 個月前的景氣狀態(此也恰超過國發會認定景氣狀態所需的 5 個月的持續期), 一般對應的係數估計為負; 亦即現在相較半年前的 $R=1$ 的狀態, 因為繼續停留在 $R=1$ 的狀態應該降低。此設定可以增加捕捉狀態發生轉折的情況。值得注意的是, 此與一般時間序列分析, 藉由 $r=1$ 或 $r=2$ 以捕捉狀態的持續性目的大不相同。



資料來源：國發會與本研究自整理

圖 6-2：景氣領先指標預測 1 個月後的景氣衰退機率



資料來源：國發會與本研究自整理

圖 6-3：景氣同時指標預測 1 個月後的景氣衰退機率

除此之外，為避免主觀認定，我們進一步參考 Menden and Proano (2017) 利用損失函數(loss function)¹⁷之混淆矩陣 (confusion matrix) 進行準確性之比較。由於我們希望型 I 誤差 (即實際發生衰退，但模型卻誤判) 機率較低，故我們將 μ 設為 0.65。

表 6-3 是在上述的損失函數下，景氣領先指標預測 1 個月後的混淆矩陣，準確預測衰退的機率為 91%；實際是衰退但模型預測錯誤的機率是 9%，優於同時指標。若我們把對未來預測的時間拉長，如 $h = 3$ 與 $h = 6$ ，結果列於表 6-4 及 6-5；我們發現景氣領先指標準確預測機率仍均優於同時指標，在 $h = 3$ ，領先指標準確預測衰退的機率為 98%，而同時指標僅有 83%；在 $h = 6$ ，領先指標準確預測衰退的機率為 91%，而同時指標則為 83%。

上述結果表示，不論短、中長期預測時，領先指標預測景氣衰退的能力皆較同時指標為佳。後續，我們將進一步把趨勢調查共同因子帶入景氣指標之動態 Probit 模型，分析在額外納入趨勢調查資訊後，是否能改善預測衰退期的能力。

¹⁷ Menden and Proano (2017) 設定損失函數為 $L(\mu) = \mu T_1 P_1 + (1 - \mu) T_2 P_2$ ，其中 T_1 與 T_2 為型 I 與 II 誤差， P_1 與 P_2 則為其發生機率。 μ 為決策者對於型 I 與 II 誤差關心程度，此為決策者主觀設定。透過極小化損失函數，就可以決定最適對應的機率門檻值 λ 。簡而言之，此操作步驟為，(1) 給定主觀的權數設定 μ ；(2) 計算不同門檻值下對應的損失函數值；(3) 挑選讓損失函數值最小的門檻值作為此 μ 對應下的最適門檻值，並應用於後續的分析中。

表 6-3：景氣領先與同時指標之混淆矩陣($h = 1$)

景氣領先指標	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.2$)	91%	20%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.2$)	9%	80%

景氣同時指標	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	87%	6%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	13%	94%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反。

表 6-4：景氣領先與同時指標之混淆矩陣($h = 3$)

景氣領先指標	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.1$)	98%	28%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.1$)	2%	72%

景氣同時指標	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	83%	12%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	17%	88%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反。

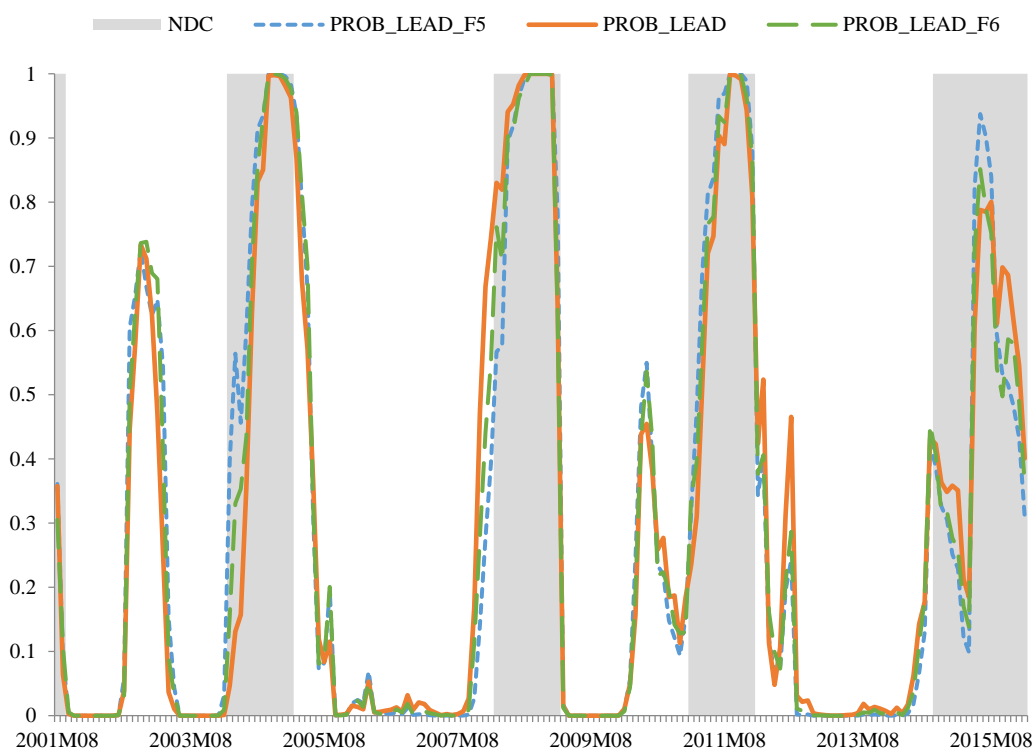
表 6-5：景氣領先與同時指標之混淆矩陣($h = 6$)

景氣領先指標	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.15$)	91%	25%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.15$)	9%	75%

景氣同時指標	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	83%	12%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	17%	88%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反。

我們將景氣領先指標納入趨勢調查共同因子的預測衰退機率與景氣領先指標本身的結果繪於圖 6-3。與僅使用景氣領先指標之結果相比，我們大致可觀察到納入趨勢調查共同因子的衰退機率與景氣衰退期間的對應關係更佳。進一步，利用損失函數之混淆矩陣進行準確性之比較，結果列於表 6-6 至 6-8¹⁸。觀察表 6-6 至 6-8 可發現，(1) 領先指標結合趨勢調查共同因子 f5 (或 f6) 預測景氣衰退的能力均優於同時指標節結合趨勢調查共同因子的結果。(2) 若再與表 6-3 至 6-5 相比，領先指標納入趨勢調查共同因子的預測能力亦有所提升，如在 $h = 1$ 時，只有領先指標準確預測衰退的機率為 91%，而納入趨勢調查共同因子後則提升至 93%。綜合上述兩點，趨勢調查共同因子具有輔助捕捉景氣動向之資訊，可提升景氣領先指標預測景氣衰退的能力，可做為未來輔助觀測景氣之參考。



註：NDC 為國發會認定之峰谷；PROB_LEAD_F5 (F6) 為領先指標結合趨勢調查共同因子 f5 (或 f6)；PROB_LEAD 為領先指標。資料來源：國發會與本研究自整理

圖 6-3：景氣領先指標納入趨勢調查共同因子預測 1 個月後的景氣衰退機率

¹⁸ $h = 1 \sim 6$ 的最適門檻值詳附錄 5。不同 μ 值之最適門檻值詳附錄 6。

表 6-6：景氣指標納入趨勢調查共同因子之混淆矩陣($h = 1$)

景氣領先指標 +共同因子 f5	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	93%	16%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	7%	84%

景氣領先指標 +共同因子 f6	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	93%	17%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	7%	83%

景氣同時指標 +共同因子 f5	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.35$)	85%	5%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.35$)	15%	95%

景氣同時指標 +共同因子 f6	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.35$)	85%	5%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.35$)	15%	95%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反。

表 6-7：景氣指標納入趨勢調查共同因子之混淆矩陣($h = 3$)

景氣領先指標 +共同因子 f5	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	83%	17%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	17%	83%

景氣領先指標 +共同因子 f6	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.1$)	100%	32%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.1$)	0%	68%

景氣同時指標 +共同因子 f5	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.4$)	79%	5%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.4$)	21%	95%

景氣同時指標 +共同因子 f6	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.4$)	79%	5%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.4$)	21%	95%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反。

表 6-8：景氣指標納入趨勢調查共同因子之混淆矩陣($h = 6$)

景氣領先指標 +共同因子 f5	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.15$)	92%	24%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.15$)	8%	76%

景氣領先指標 +共同因子 f6	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.15$)	91%	25%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.15$)	9%	75%

景氣同時指標 +共同因子 f5	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	89%	15%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	11%	85%

景氣同時指標 +共同因子 f6	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	87%	15%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	13%	85%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反。

(四) 以領先指標及是否納入趨勢調查共同因子預測 2018 年 1 月至 2019 年 6 月景氣衰退的機率

在本章第二小節利用 Harding and Pagan (2002) 所提的景氣循環峰谷時期的認定方法進行分析時，發現 2018 年存在一個可能的景氣轉折(目前國發會尚未正式認定 2016 年 2 月後的景氣循環狀態)，因此，我們在本小節將利用動態 Probit 模型進行在 $h = 1$ 下的預測，嘗試了解是否真的存在較高的景氣衰退機率(即高於我們所估算的最適衰退門檻)。值得注意的是，第三小節中，動態 Probit 模型是以樣本內配適角度進行，討論該分析架構是否可以捕捉國發會已認定的景氣峰谷狀態，故採全認定樣本期間進行分析。相對地，本小節嘗試針對國發會第 14 波循環認定後的樣本外期間，預測其可能進入收縮期的機率，因此近期的狀態資訊相對於過去歷史重大事件理應能提供更多的預測資訊。故在此節中進行樣本外景氣進入收縮期機率預測時，我們將模型估計的採用樣本期間縮短，以避免第 12 次循環(全球金融風暴)的大衰退影響模型參數估計進而造成預測結果的偏誤。因此，本小節估計動態 Probit 模型所採用的模型樣本估計期間縮短為 2009 年 2 月至 2017 年 12 月，而樣本外預測期間則為 2018 年 1 月至 2019 年 6 月。

此外，與第三小節相同，將利用 2009 年 2 月至 2016 年 2 月期間的損失函數(loss function) 進行準確性之比較。在 μ 設定仍為 0.65 之下，領先指標、領先指標納入趨勢調查共同因子 (f_5) 與領先指標納入趨勢調查共同因子 (f_6) 之最適門檻值分別為 0.25、0.3 及 0.15¹⁹。預測期間則為 2018 年 1 月至 2019 年 6 月，估計與預測方式則是採「遞迴」方式進行，亦即每次預測皆新增 1 個樣本點，其衰退機率預

¹⁹ 在此門檻值之下，正確預測衰退機率分別為 97%、97%與 100%；正確預測非衰退機率分別為 83%、84%與 82%。

測結果繪於圖 6-4。

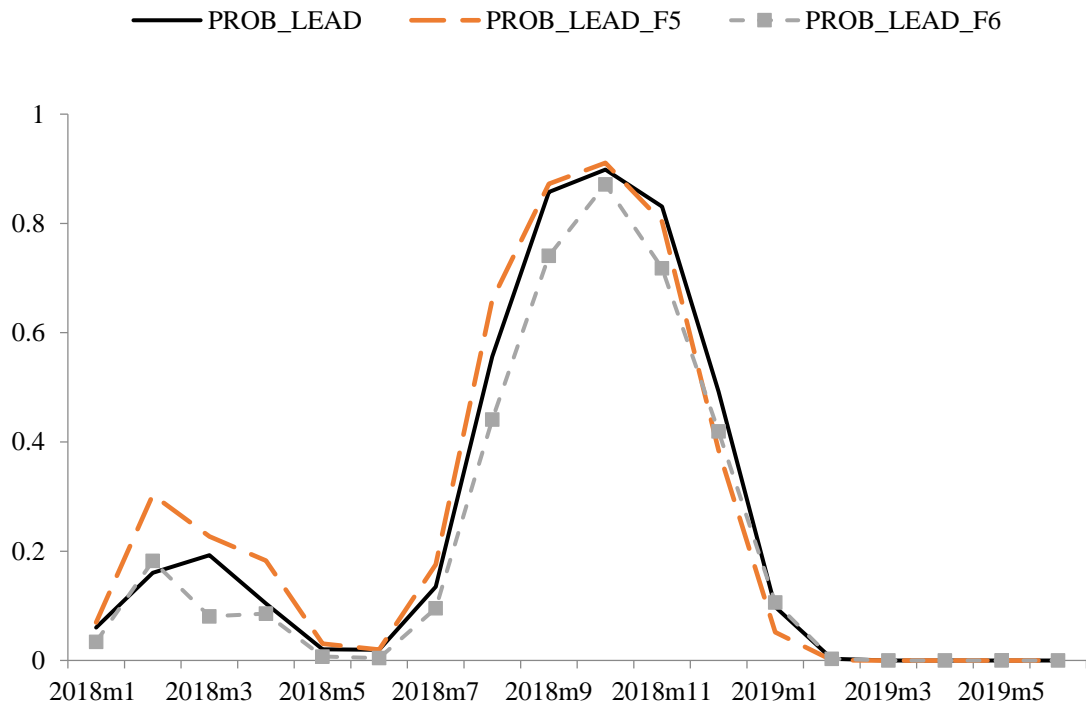


圖 6-4：景氣領先指標及納入趨勢調查共同因子預測 2018 年 1 月至 2019 年 6 月景氣衰退機率 (h=1)

根據圖 6-4 可發現，在國發會已認定完成的第 14 次循環後，3 個動態 Probit 模型的衰退機率，在 2018 年 8 月起（8 月衰退機率分別為 0.56、0.66 與 0.44），且持續 5 個月至 2018 年 12 月，超過各自對應之最適門檻值，顯示此段時間可能存在一個景氣收縮階段（領先指標納入趨勢調查共同因子 f5 與 f6 在 2018 年 2 月景氣衰退機率曾超過其最適門檻值，惟持續性不長）。

本計畫對於此發現有三點說明：第一點是此結果或許與第 2 小節利用 Harding and Pagan (2002) 方式所認定的時間點並不一致，原因之一是兩個模型分析的角度不同，本小節是以樣本外預測角度切入，第二小節則是以全樣本事後認定進行。但相同的是，這兩者分析結果皆

指明，2018 年起確實有極高的可能性存在一個景氣收縮階段。第二點是預測結果的景氣收縮期間僅有 5 個月，其衰退持續時間並不長，可能無法被正式認定為一個景氣衰退期。最後，針對在 $h = 1$ 的預測，2019 年 1 月至 2019 年 6 月的衰退機率均遠低於 0.01，顯示我國在 2019 年後景氣進入收縮期的機率並不高，因此，我們研判目前景氣仍然屬於溫和擴張的成長階段。

(五) 小結

本章利用趨勢調查共同因子 f_5 及 f_6 進行三個景氣動向相關的實證分析，分別是因果檢定、景氣轉折點認定與預測下一期景氣發生衰退之機率。實證結果發現：(1) 趨勢調查共同因子具有單向領先同時指標之特性，可視為其所擁有的資訊領先於同時指標；(2) 趨勢調查共同因子 f_5 及 f_6 的高峰時點較國發會公布約領先 6.25 與 1.75 個月；谷底時點方面，趨勢調查共同因子 f_5 及 f_6 時點較國發會公布約領先 1.4 與 0.2 個月，趨勢調查共同因子具有領先反映景氣轉折的特性；(3) 納入趨勢調查共同因子後，有助提升景氣領先指標預測景氣衰退機率的能力；(4) 依照 $h = 1$ 的動態 Probit 模型之結果進行 2018 年 1 月至 2019 年 5 月之景氣衰退機率預測，我們發現 2018 年 8 月至 12 月可能存在一個尚未被國發會認定之景氣收縮期；而 2019 年 1 月至 6 月的衰退機率均遠低於 0.01，顯示 2019 年後我國景氣進入收縮期的機率仍不高，因此我們研判目前景氣仍屬於溫和擴張的成長階段。上述結果顯示，趨勢調查共同因子具有輔助捕捉景氣動向之能力，可做為未來觀測景氣之參考。

柒、結論

趨勢調查結果屬於「事前訊息的質化數據」，係由受訪者依據其經驗與觀察回答問卷，故包含了其對未來訊息觀點與自身動物性本能反應。此外，趨勢調查結果具有「快速」、「簡易」及「前瞻性」等優點，可適度減緩統計資料所遭遇的時間落後性問題，提升對當前景氣動向的掌握能力。然而，目前國內對於趨勢調查結果的研究有限，本計畫重新檢視現有國內主要的 7 個趨勢調查結果，進行趨勢調查共同因子的建構、經濟成長率的即時預測及景氣動向等應用分析之研究目的。

本計畫主要發現可歸納如下：

1. 趨勢調查共同因子之建構：

- i. 挑選與景氣指標相關性逾 0.5 之變數並萃取其共同波動因子：
本計畫共建構兩個趨勢調查共同因子，分別為 f5 與 f6（與景氣領先或同時指標相關性超過 0.5 與 0.6）。
- ii. 趨勢調查共同因子 f5 與 f6 的基本統計性質：與領先指標相關性逾 0.7，與同時指標相關性則近 0.5；兩者均為定態數列。
- iii. 趨勢調查共同因子 f5 與 f6 波動與重要經濟事件十分密切：與國發會認定的景氣峰谷時點大致吻合。

2. 經濟成長率（2011 年為參考年）的即時預測：

- i. 利用 MIDAS 模型進行混合頻率之即時預測：根據 Ghysels et al. (2007) 採用 Almon 落後分配多項式建構 MIDAS 模型。
- ii. 樣本外預測說明：2016 年第 4 季至 2019 年第 1 季，逐月進行樣本外即時預測與績效評估。

- iii. **預測績效評估**：在 $\tilde{h} = 0,1$ 即時預測時，趨勢調查共同因子 f5 與 f6 即時預測績效優於景氣領先指標、同時指標與製造業銷售指數。

3. 景氣動向分析：

- i. **與景氣領先及同時指標之因果檢定**：趨勢調查共同因子「單向領先」同時指標，而領先指標則具有「單向領先」趨勢調查共同因子的特性。
- ii. **趨勢調查共同因子 f5 與 f6 的景氣轉折點認定**：利用 Harding and Pagan (2002) 之方法，約較國發會認定的景氣高峰時點領先分別先 6.25 與 1.75 個月；谷底方面，亦較國發會認定的時點分別提早 1.4 與 0.2 個月。此外，根據此轉折點認定分析結果，我們評估在 2018 年 2 月至 2019 年 5 月間極可能存在一個尚未被國發會正式認定的景氣收縮階段。
- iii. **預測景氣衰退機率**：運用動態 Probit 模型進行樣本內分析，針對景氣進入衰退的機率預測，本計畫發現在短、中長期預測時，領先指標的預測表現較同時指標為優異。此外，納入趨勢調查共同因子後，領先指標預測衰退能力有些許提升，顯示趨勢調查共同因子具有輔助捕捉景氣動向（尤其是收縮期）之能力。
- iv. **目前景氣動向**：依照 $h = 1$ 的動態 Probit 模型之結果進行 2018 年 1 月至 2019 年 6 月之景氣衰退機率預測，我們發現 2018 年 8 月至 12 月可能存在一個景氣收縮階段。此外，2019 年 1 月至 6 月的衰退機率均遠低於 0.01，顯示我國景氣進入收縮期的機率不高。因此，我們研判目前景氣屬於溫和擴張的成長階段。

綜合上述發現，相較於慣用的景氣領先或同時指標等數列，本計畫所建構之趨勢調查共同因子仍具有捕捉景氣動態的額外資訊，應可

做為國發會未來景氣觀測的另一輔助指標。此外，值得再次強調的是，此計畫的分析結果都是依據主計總處以 2011 年為參考年下的相關數據資料進行。主計總處雖已於 2019 年 11 月 29 日完成 2016 年參考年規模校正並逐步修正歷年相關數據，但由於此公布時點已近計畫執行期末，此計畫於結案時並無法即時以最新資料進行相關分析。然而，待所有資料更新完備後，委託單位日後仍可直接應用目前的分析架構於新資料上。

參考文獻

- 徐士勛、管中閔、羅雅慧（2005），「以擴散指標為基礎之總體經濟預測」，臺灣經濟預測與政策，36，1-28。
- 黃舜卿（2007），「我國消費者信心指數與民間消費支出之研究」，經濟研究，8，121-158。
- 黃裕烈（2016），精進景氣循環認定之計量方法，國家發展委員會委託研究計畫，編號：(105)022.0204。
- 郭迺鋒、徐苑玲與林建廷（2013），「消費者信心指數與經濟活動臨近預測」，兩岸金融季刊，1，61-82。
- 蔡佩珍（2017），精進景氣循環認定計量方法—轉折點判定之改善，經濟研究，17，63-84。
- Armesto, M.T., K.M. Engemann, and M.T. Owyang（2010），Forecasting with Mixed Frequencies, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 92, 521-536.
- Bachmann, R., S. Elstner, and E. R. Sims（2013），Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5, 217-249.
- Bai, J. and S. Ng（2002），Determining the Number of Factors in Approximate Factor Model, *Econometrica*, 70, 191-221.
- Barsoum, F., and S. Stankiewica（2015），Forecasting GDP Growth using Mixed-frequency Models with Switching Regimes, *International Journal of Forecasting*, 31, 33-50.
- Bessec, M., and O. Bouabdallah（2015），Forecasting GDP over the

- Business Cycle in a Multi-Frequency and Data-Rich Environment, *Oxford Bulletin of Economic Statistics*, 77, 360-384.
- Bomberger, W. A. (1996) , Disagreement as a Measure of Uncertainty, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 381-392.
- Carroll, C., D. Jeffery, and D. Wilcox (1994) , Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so, Why? *American Economic Review*, 84, 1397-1408.
- Chikamatsu, K., N. Hirakata, Y. Kido, and K. Otaka (2018) , Nowcasting Japanese GDPs, Bank of Japan Working Paper Series.
- Christiansen, C., J. N. Eriksen, and S. V. Moller (2014) , Forecasting US Recessions: The Role of Sentiment, *Journal of Banking and Finance*, 49, 459-468.
- Clements, M. P., and A. B. Galvão (2008) , Macroeconomic Forecasting with Mixed Frequency Data: Forecasting US Output Growth, *Journal of Business and Economic Statistics*, 26 (4) , 546–554.
- Dreger, C. and K. A. Kholodilin (2011) , Forecasting Private Consumption by Consumer Surveys, *Journal of Forecasting*, 32, 10-18.
- Duker, M. J. (1997) , Strengthening the case for the Yield Curve as a Predictor of US recession, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 79, 41-51.
- Estrella, A., and F. S. Mishkin (1998) , Predicting US Recessions: Financial Variables as Leading Indicators, *Review of Economics and Statistics*, 80, 45-61.

- Frale, C., and L. Monteforte (2009), FaMIDAS: A Mixed Frequency Factor Model with MIDAS Structure, Luiss Lab of European Economics Working Document, 84.
- Ghysels, E., V. Kvedaras, and V. Zemlys (2016), Mixed Frequency Data Sampling Regression Models: The R Package midasr, *Journal of Statistical Software*, 72, 1-35.
- Ghysels, E., A. Sinko, and R. Valkanov (2007), MIDAS Regressions: Further Results and New Directions, *Econometric Reviews*, 26, 53–90.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara and R. Valkanov (2004), The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regressions, Discussion Paper UNC/ UCLA.
- Giannone, D., L. Reichlin, and D. Small (2008), Nowcasting: The Real-time Informational Content of Macroeconomic Data, *Journal of Monetary Economics*, 55(4), 665–676.
- Guérin, P., and M. Marcellino (2013), Markov-switching MIDAS Models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 31, 45–56.
- Hansson, J., P. Jasson, and M. Lof (2005), Business Survey Data: Do They Help in Forecasting GDP growth, *International Journal of Forecasting*, 21, 377-389.
- Harding, D. and A. Pagan (2002), Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation, *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-381.
- Huang, Y. L. (2010), Estimating Taiwan's Monthly GDP in an Exact Kalman Filter Framework: A Research Note, *Taiwan Economic Review*, 38, 147-160.
- Hufner, F. P. and M. Schroder (2002), Forecasting Economic Activity

in Germany-How Useful are Sentiment Indicator? ZEW Discussion Paper No. 02-56.

Lahiri, K., and G. Monokroussos (2013), Nowcasting US GDP: The Role of ISM Business Surveys, *International Journal of Forecasting*, 29, 644-658.

Lahiri, K., G. Monokroussos, and Y. Zhao (2016), Forecasting Consumption: The Role of Consumer Confidence in Real Time with Many Predictors, *Journal of Applied Econometrics*, 31, 1254-1275.

Marcellino, M., and C. Schumacher (2010), Factor MIDAS for Nowcasting and Forecasting with Ragged-Edge Data: A Model Comparison for German GDP, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72, 518–550.

Matheson, T. D. (2010), An Analysis of the Informational Content of New Zealand Data Releases: The Importance of Business Opinion Surveys, *Economic Modelling*, 27, 304-314.

Menden, C., and C. R. Proano (2017), Dissecting the Financial Cycle with Dynamic Factor Models, *Quantitative Finance*, 17,1965-1994.

Monteforte, L., and G. Moretti (2013), Real Time Forecasts of Inflation:the Role of Financial Variables, *Journal of Forecasting*, 32, 51-61

Silgoner, M. A. (2008), The Economic Sentiment Indicators: Leading Indicort- Properties in Old and New EU Member States, *Journal of Business Cycle Measurement and Anaylsis*, 3, 199-215.

Silverstovs, B. (2013), Do Business Tendency Surveys Help in Forecasting Employment? A Real-time Eviedece for Switerland,

Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, 2013/2, 129 – 151.

Stock, J., and M. Watson (2002), Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Index, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147–162.

Stock, J., and M. Watson (2011), Dynamic Factor Models, In: Clements MP, Henry DF Oxford Handbook of Economic Forecasting. Oxford: Oxford University Press.

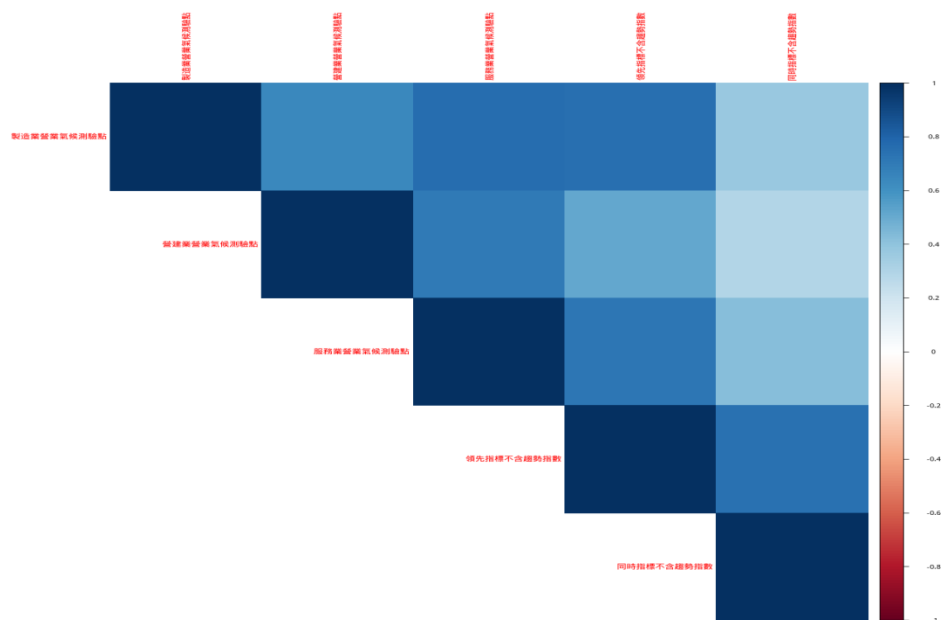
Utaka, A. (2003), Confidence and the Real Economy- the Japanese Case, *Applied Economics*, 35, 337-342.

Utaka, A. (2014), Consumer Confidence and the Japanese Economy – Comparison of Pre- and Post-Bubble Period, *Economic Bulletin*, 34, 1165-1173.

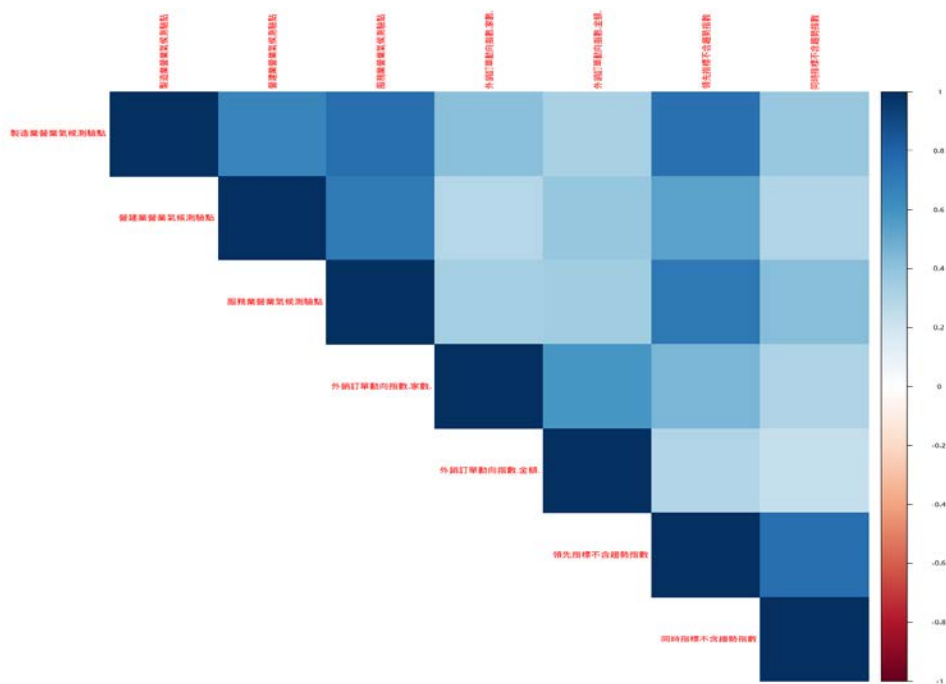
Wilcox, J. A., (2008), Consumer Sentiment and Consumer Spending, *FRBSF Economic Letter*, 19, 25-28.

Zamowitz, V. and L. A. Lambros (1987), Consensus and Uncertainty in Economic Prediction, *Journal of Political Economy*, 95, 591-621.

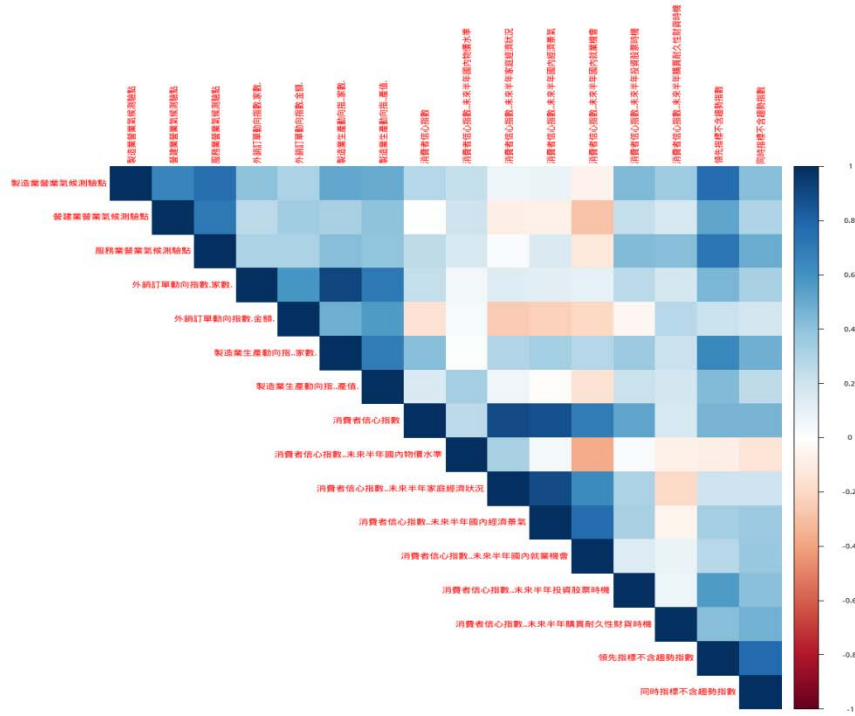
附錄 1：不同發布時點相關係數之熱力圖



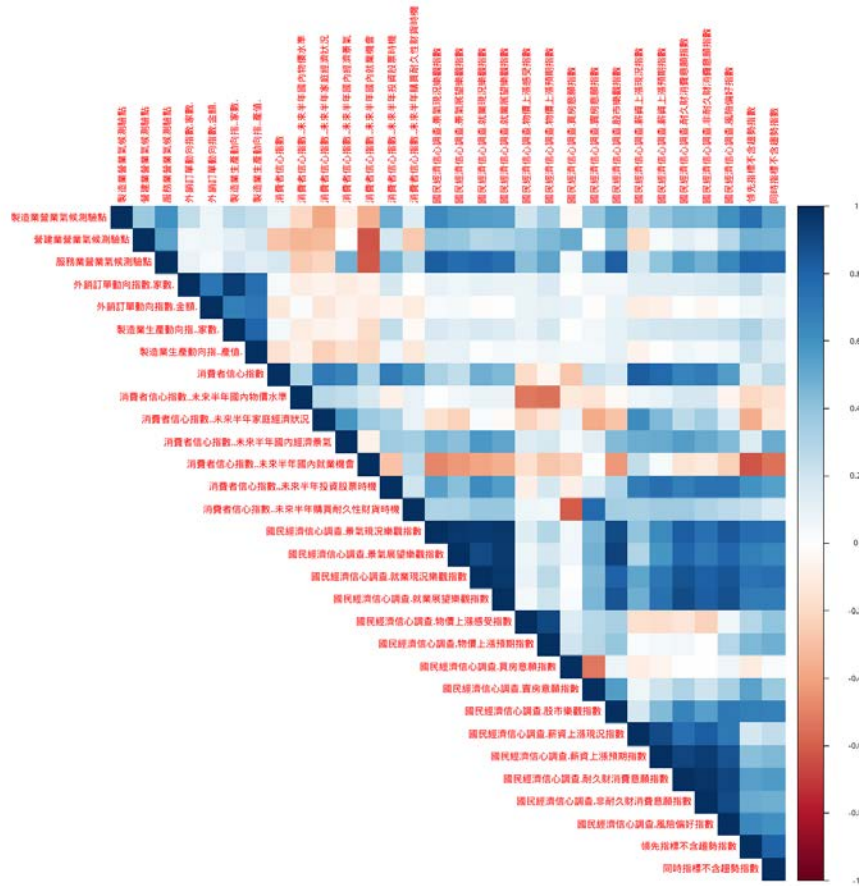
附圖 1-1 1998 年 12 月~2019 年 5 月



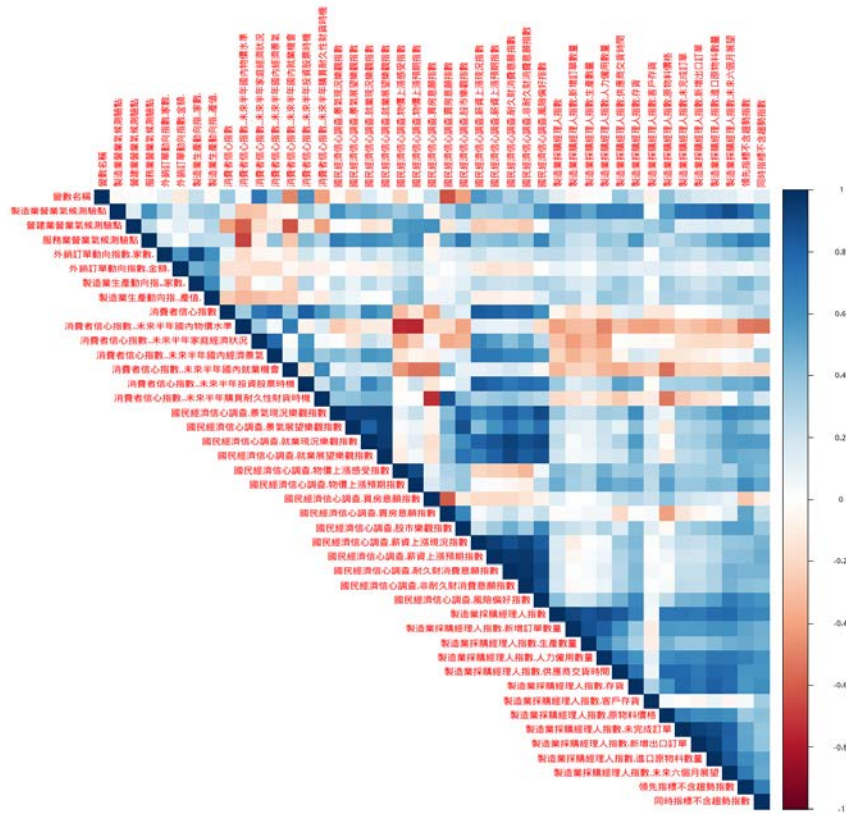
附圖 1-2 2000 年 1 月~2019 年 5 月



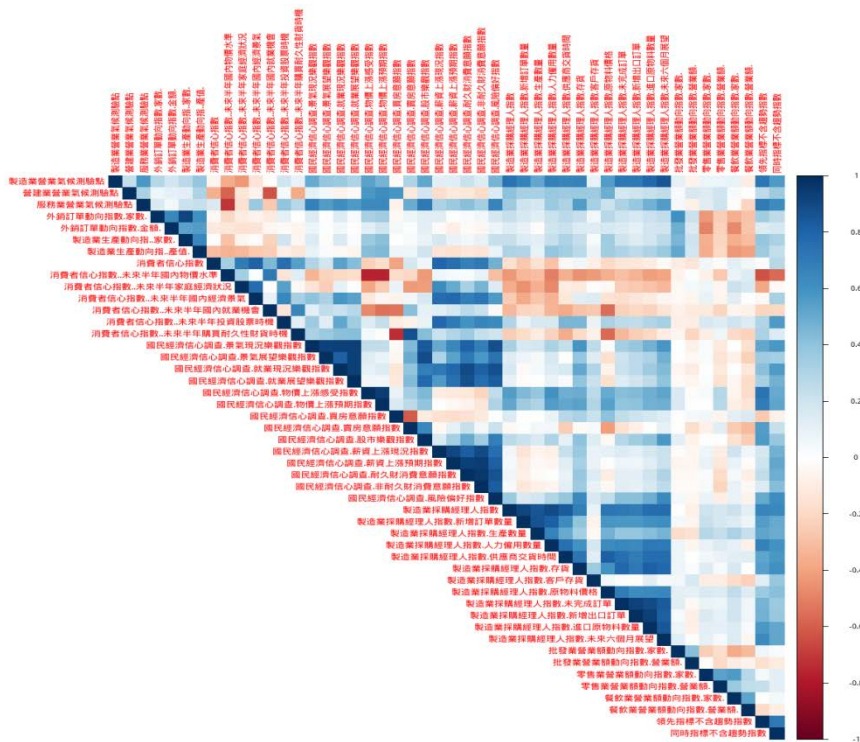
附圖 1-3 2001 年 1 月~2019 年 5 月



附圖 1-4 2010 年 3 月~2019 年 5 月



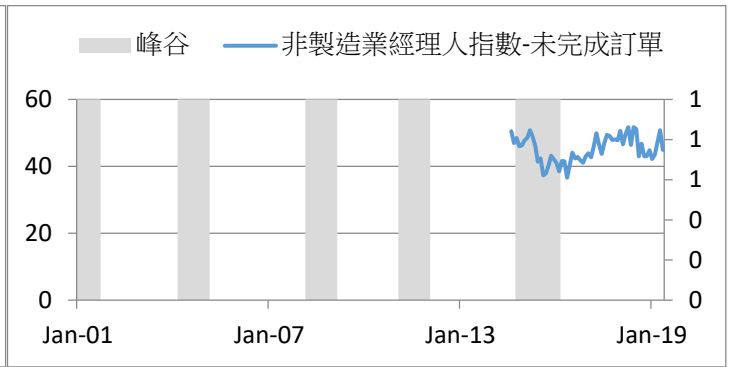
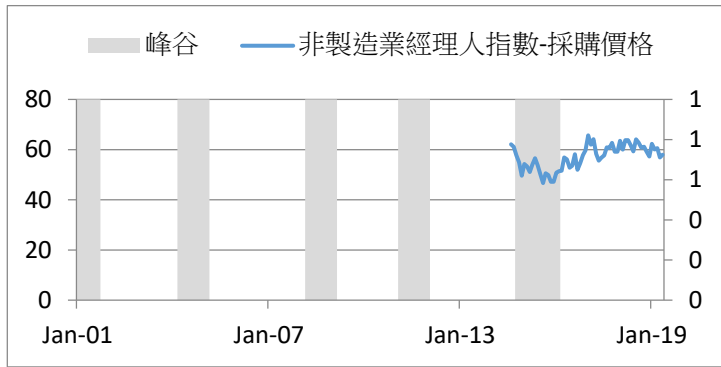
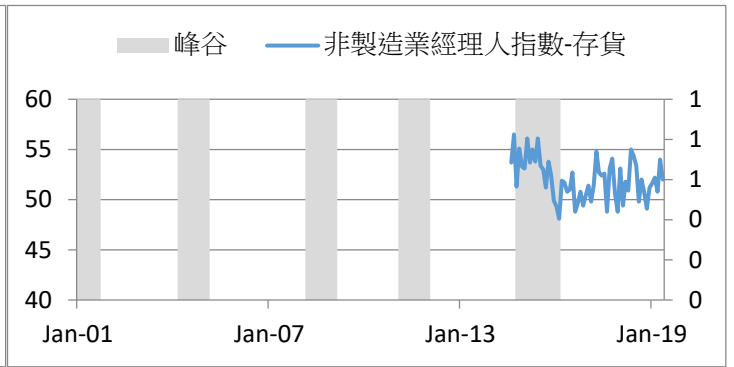
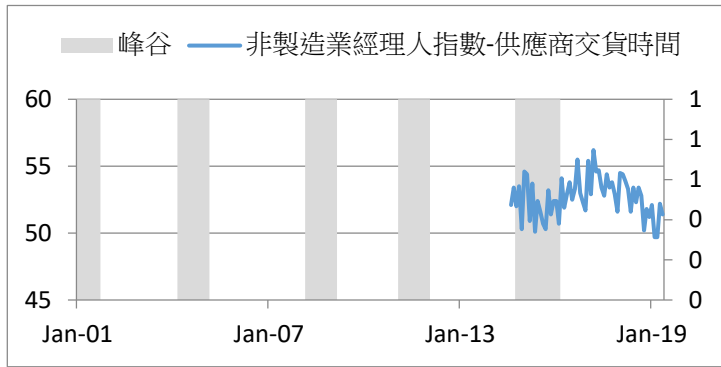
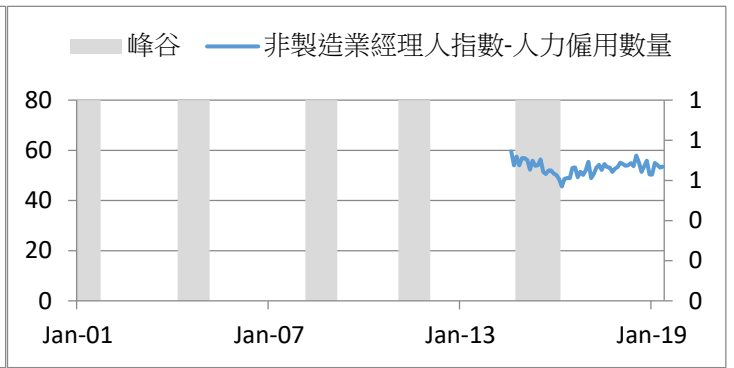
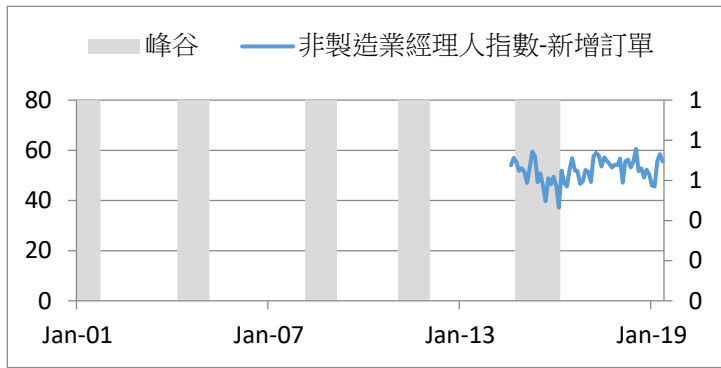
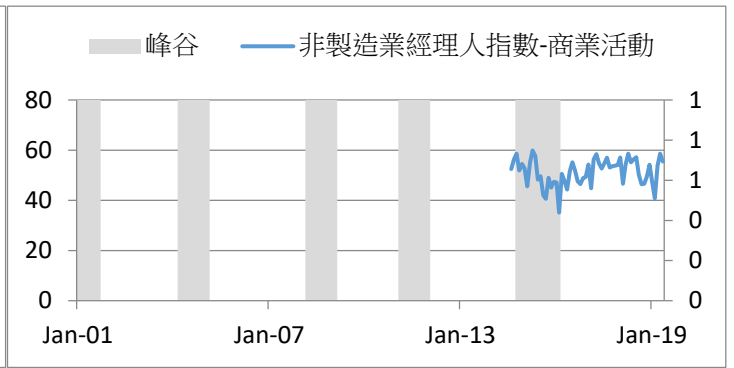
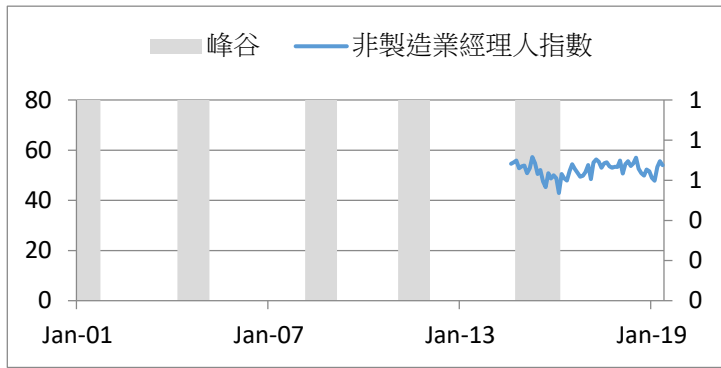
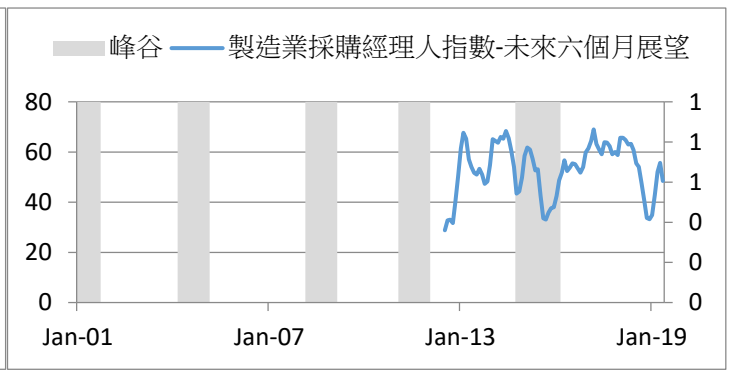
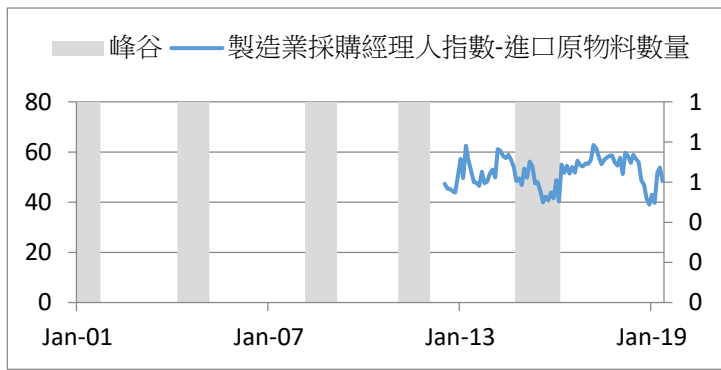
附圖 1-5 2012 年 7 月~2019 年 5 月

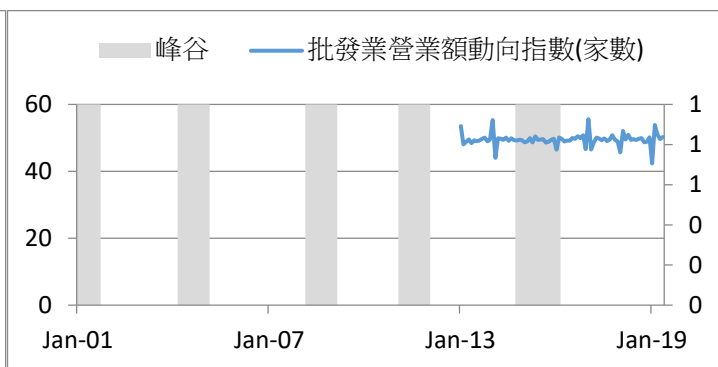
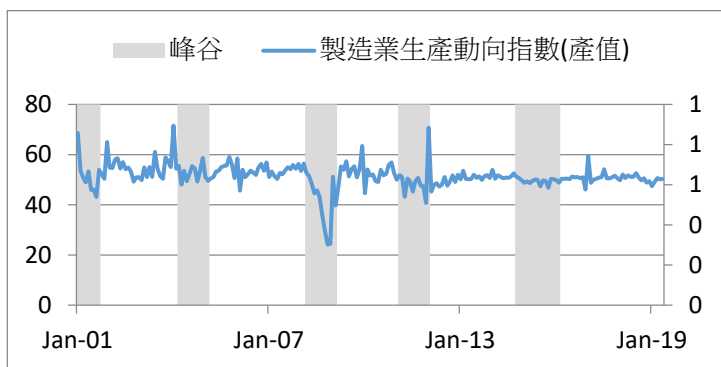
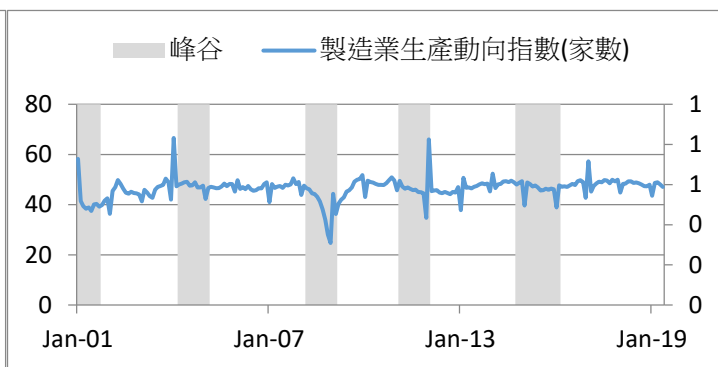
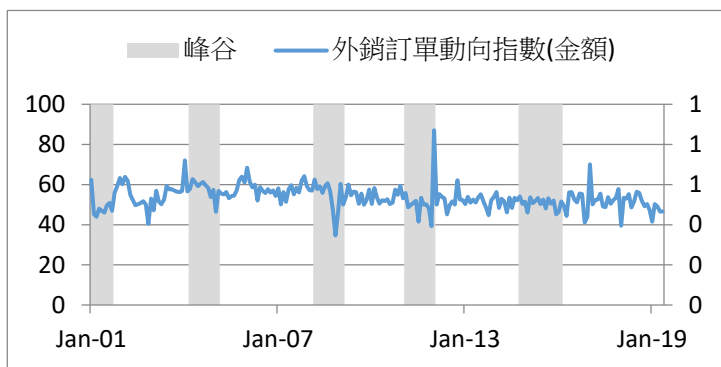
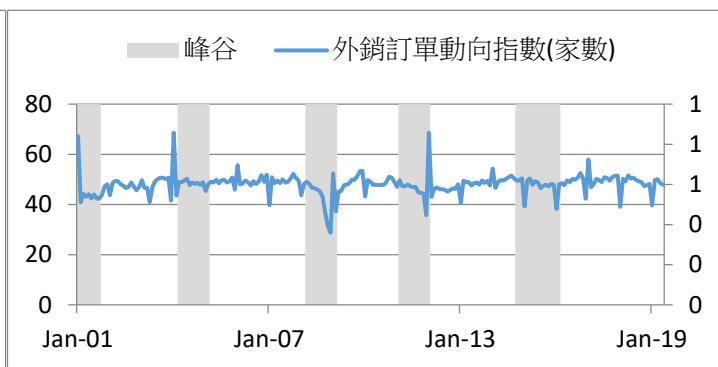
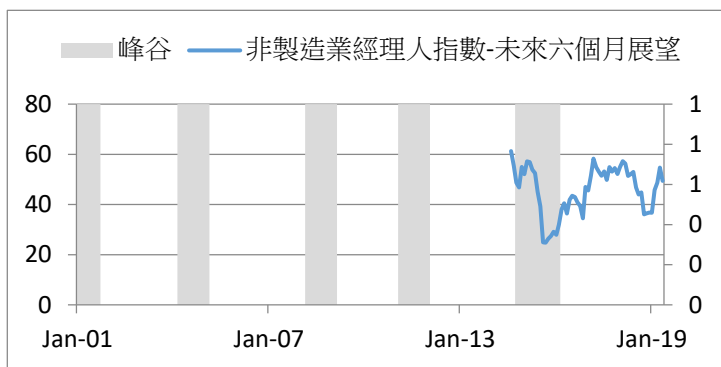
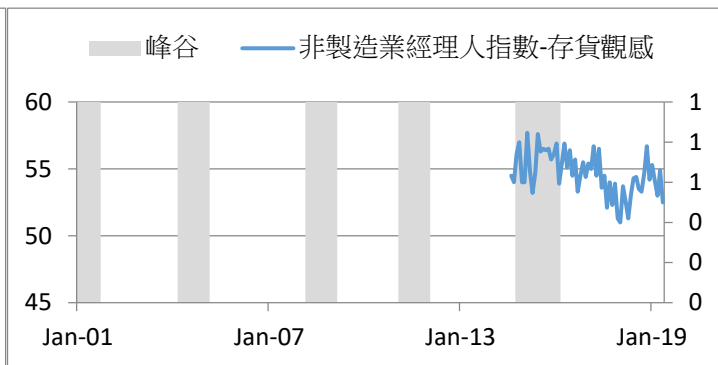
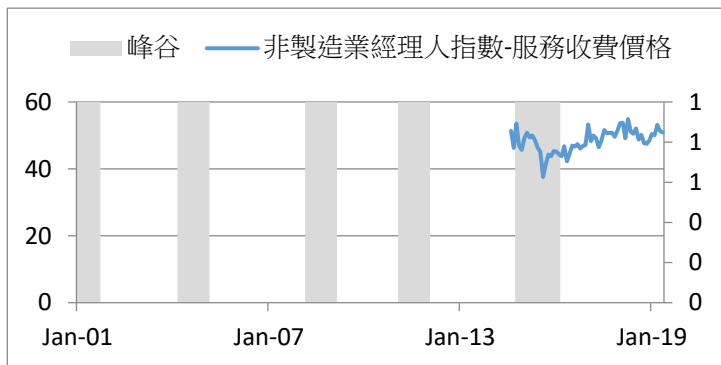
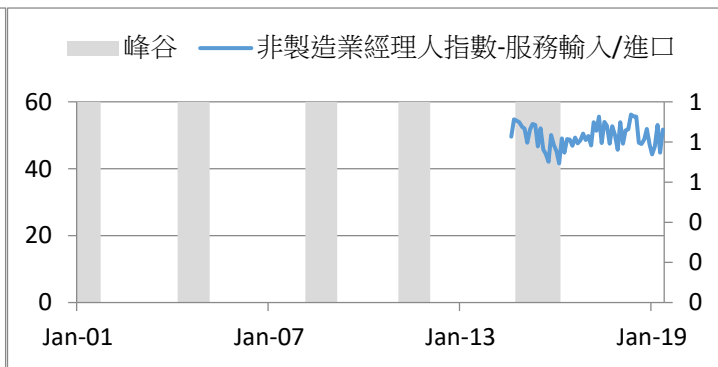
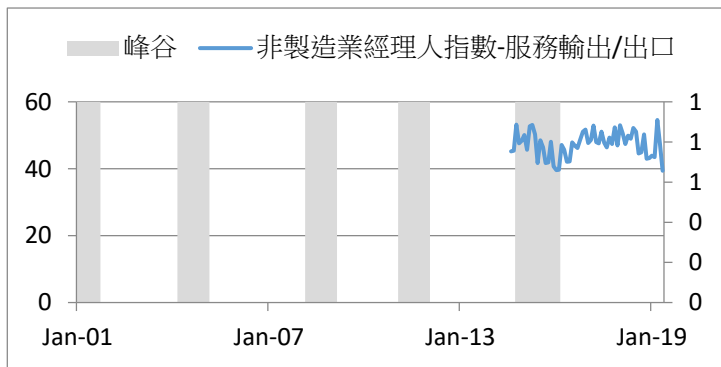


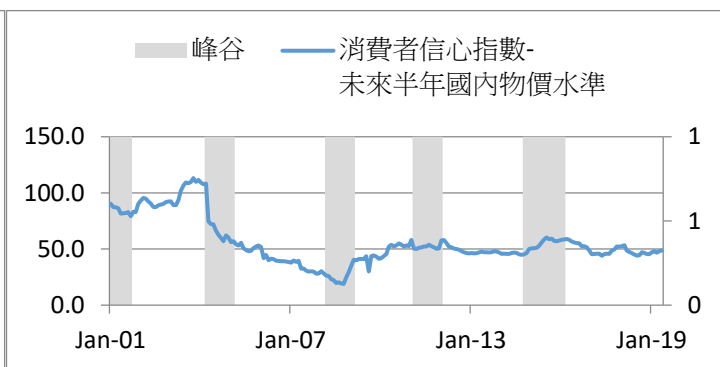
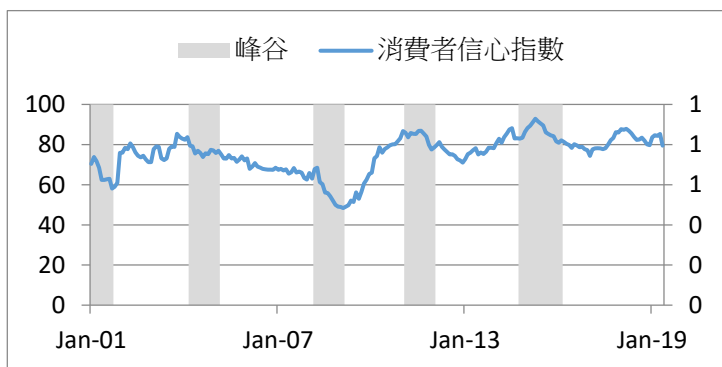
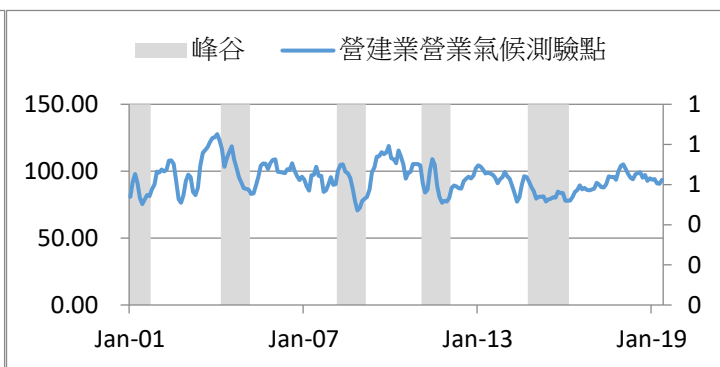
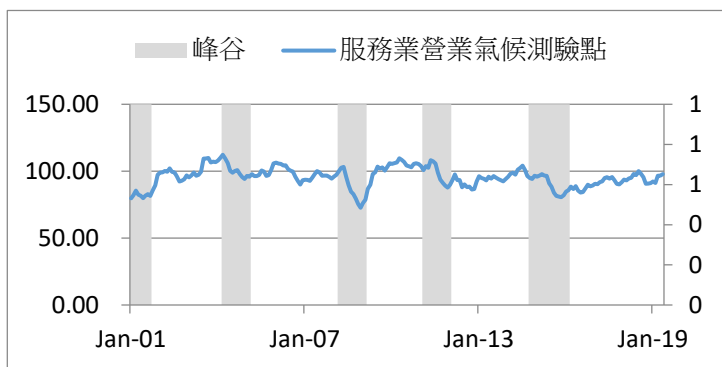
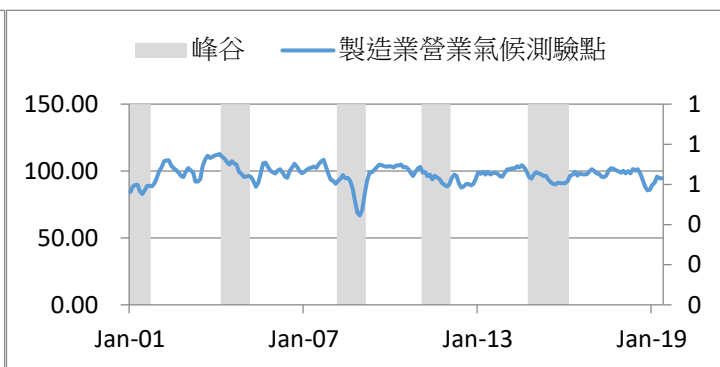
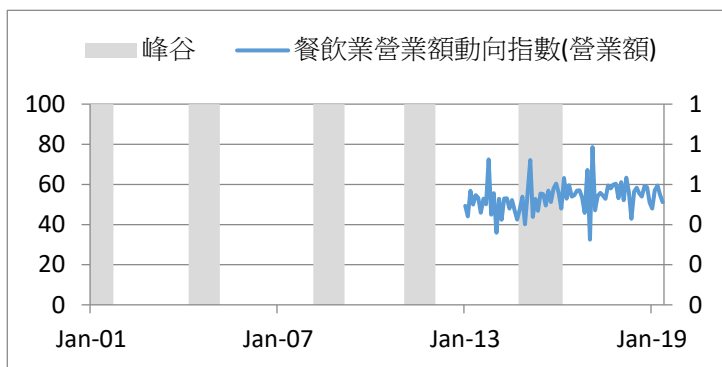
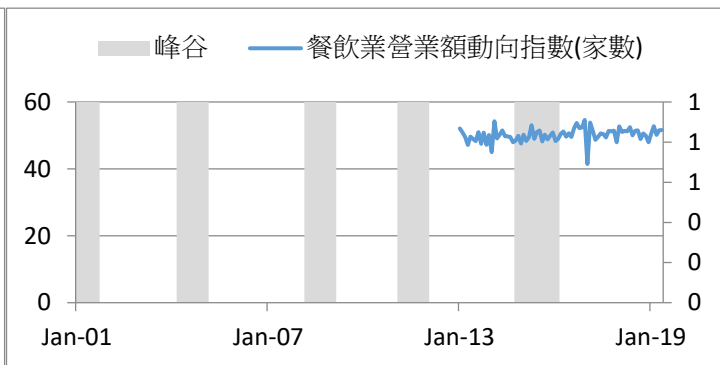
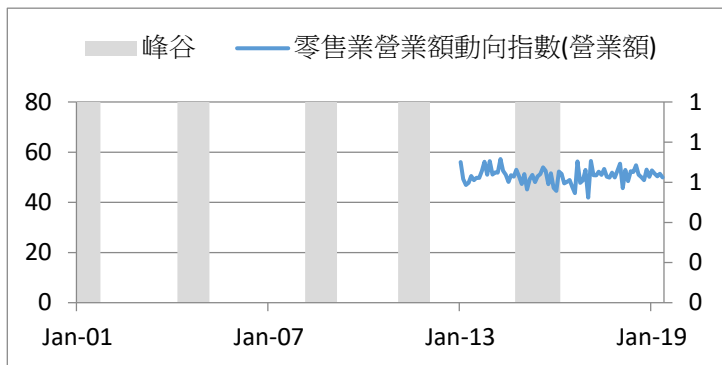
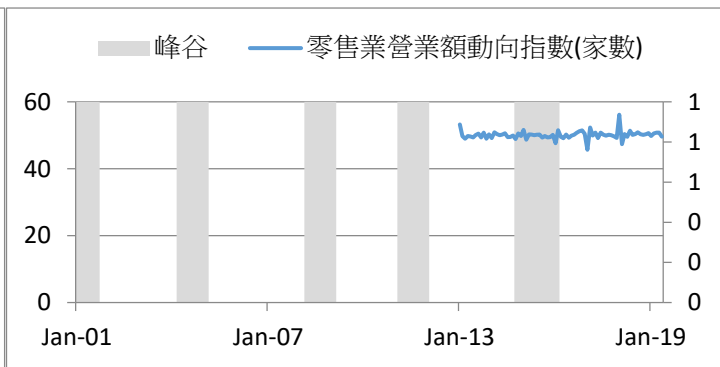
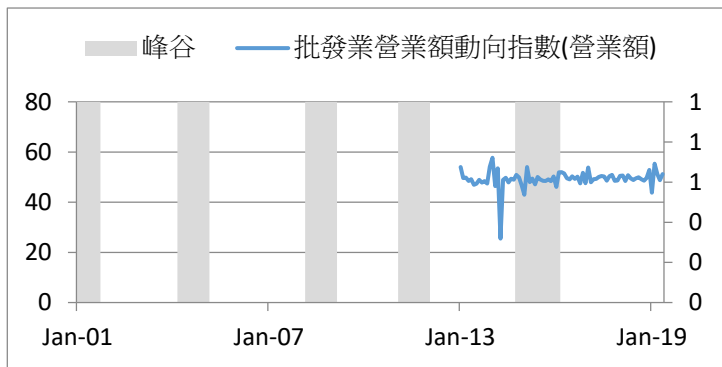
附圖 1-6 2013 年 1 月~2019 年 5 月

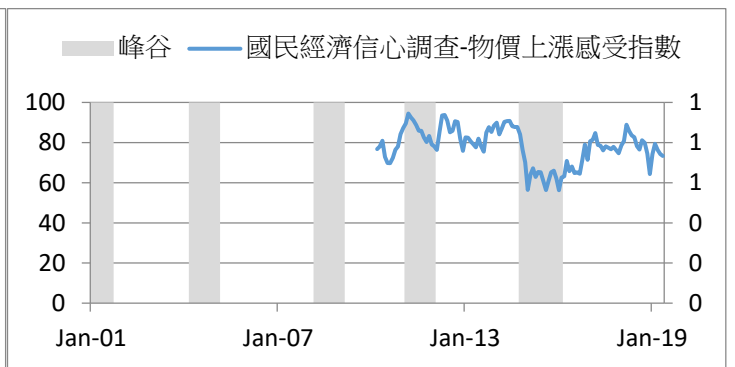
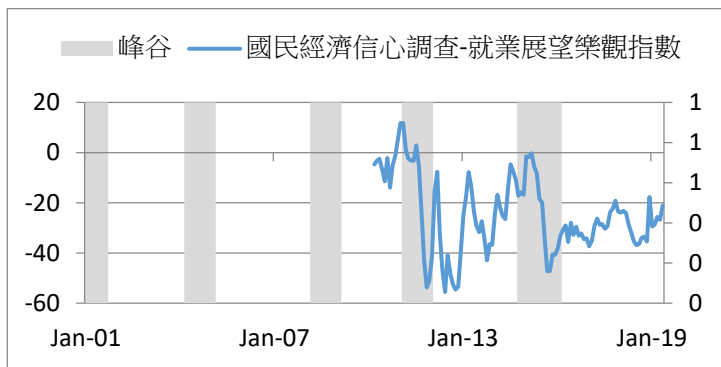
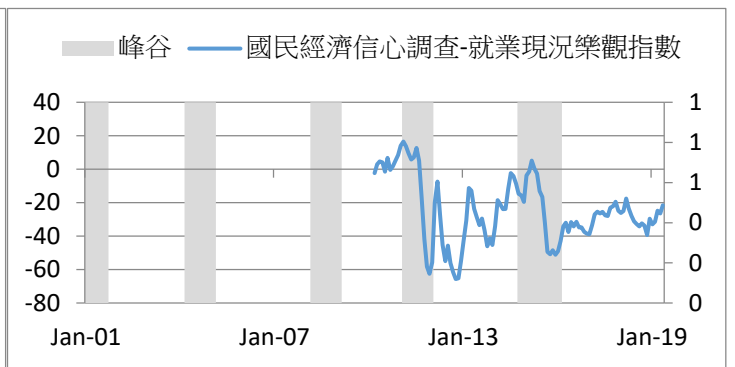
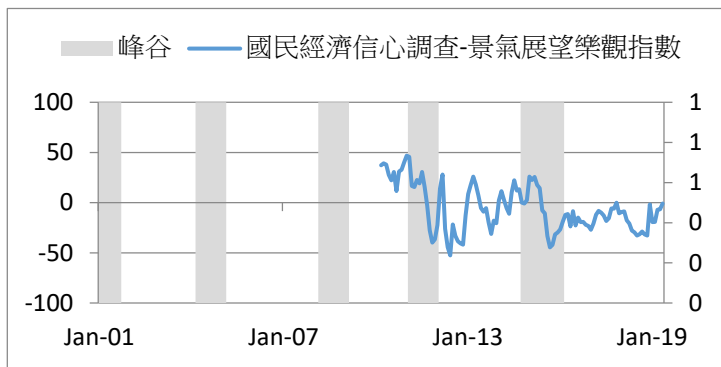
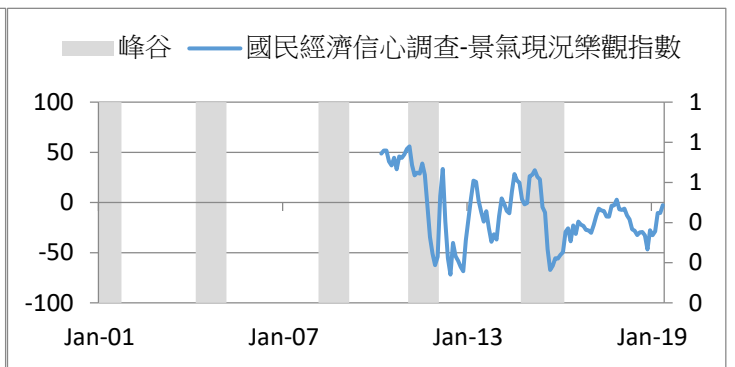
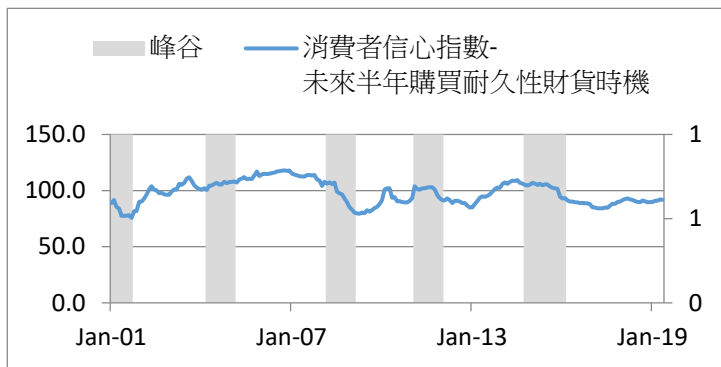
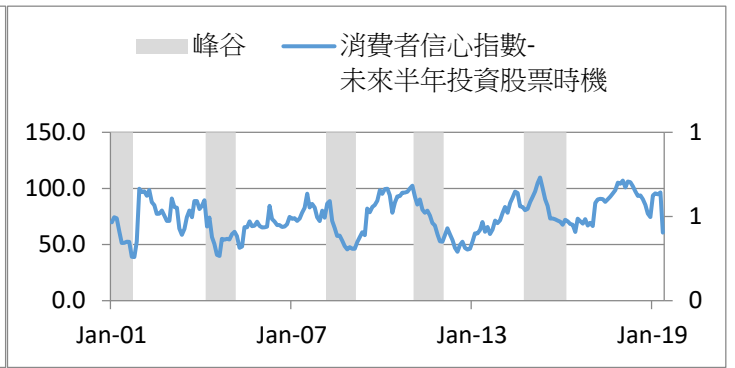
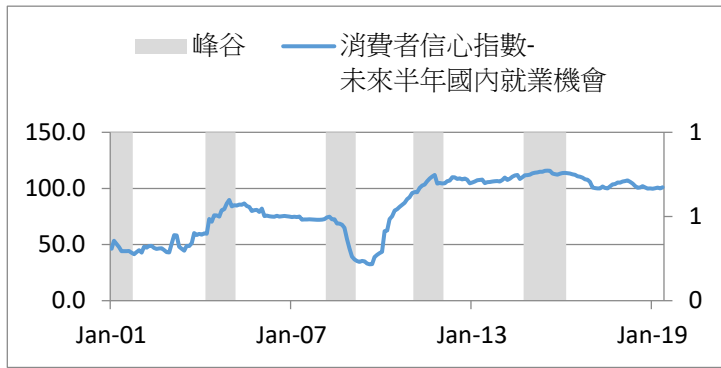
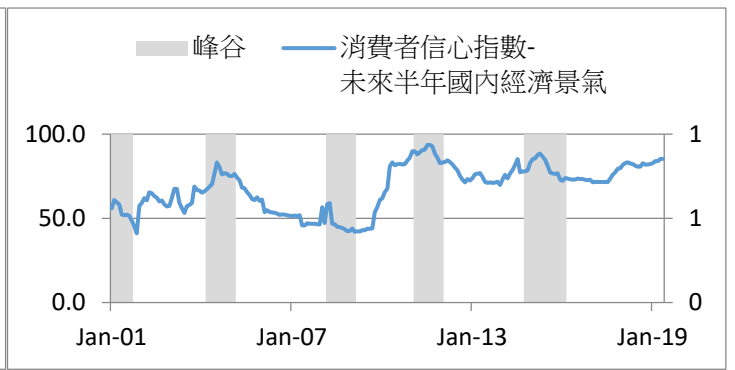
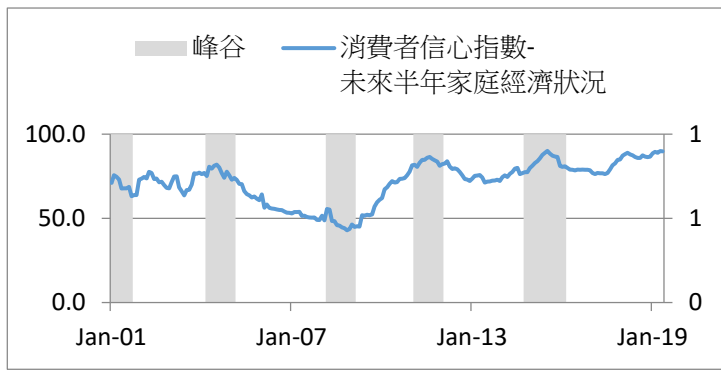
附錄 2：各項趨勢調查資料走勢圖

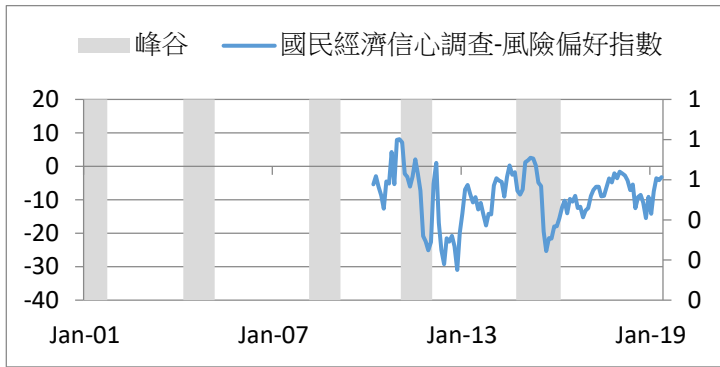
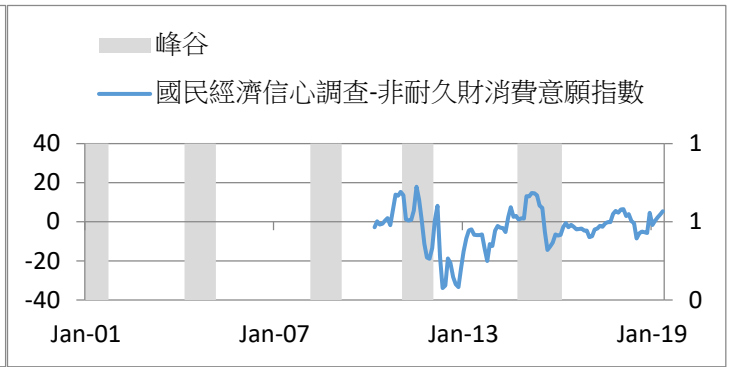
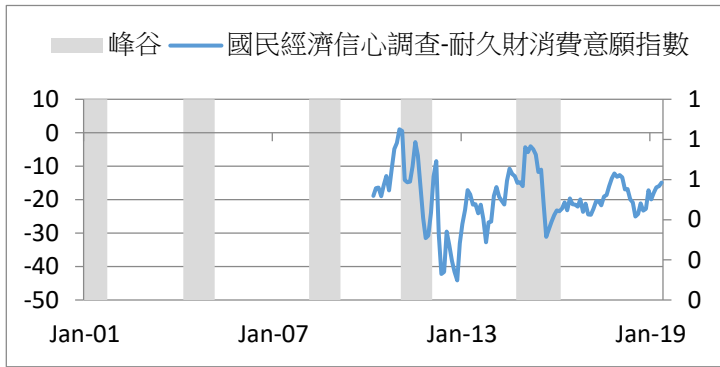
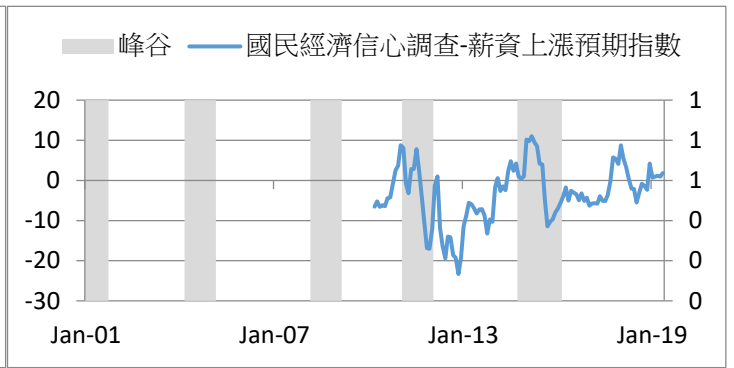
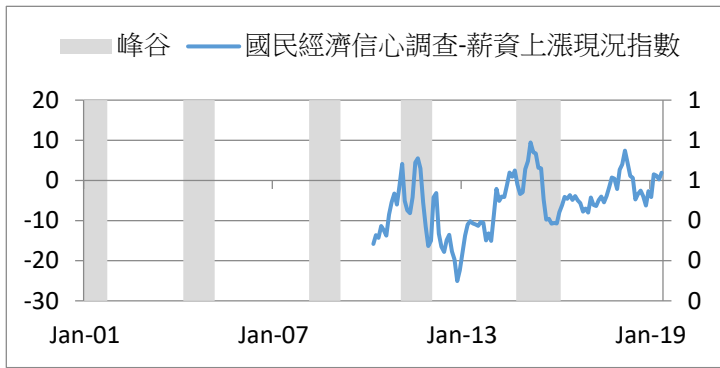
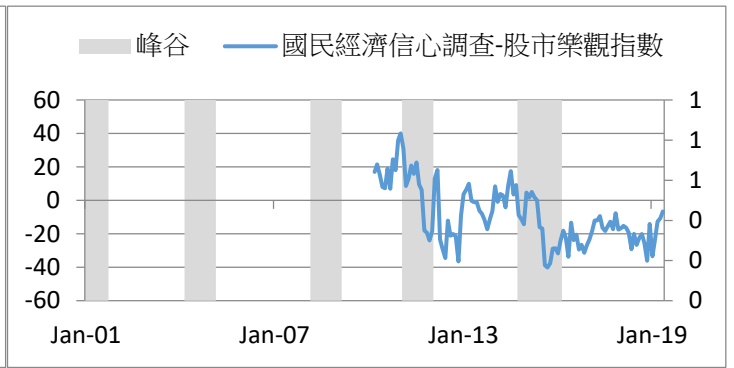
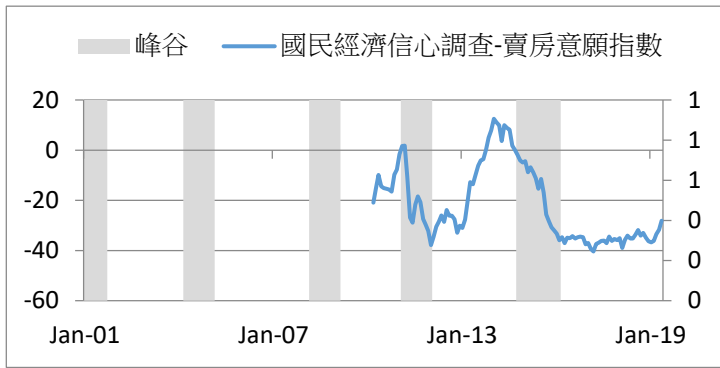
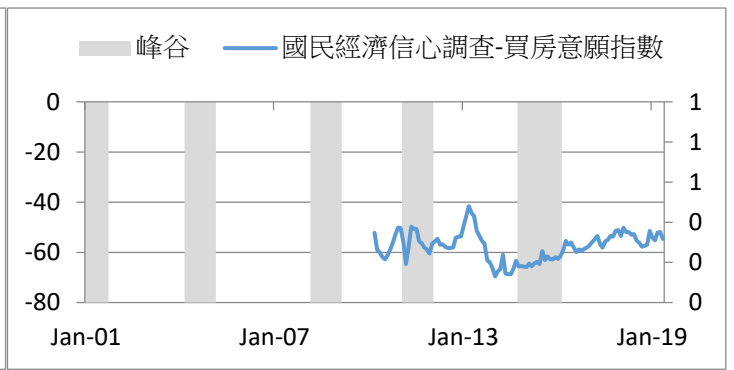
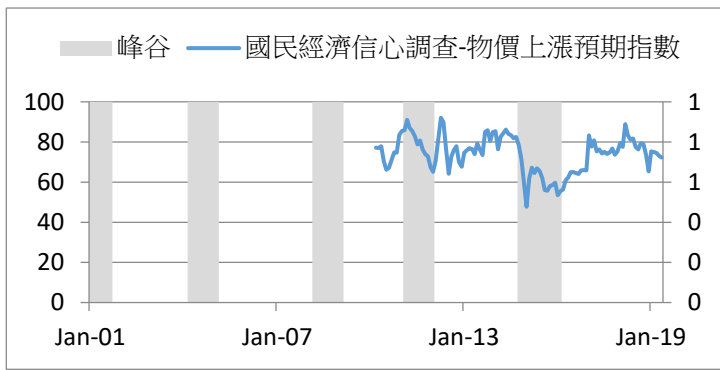












附錄 3：即時預測模型介紹

本計畫主要係運用按月公布的趨勢調查對經濟成長率進行即時預測，本研究團隊擬採用混合頻率資料抽樣（mixed-data sampling, 以下簡稱 MIDAS）模型進行後續研究。MIDAS 模型是由 Ghysels et al. (2004) 提出，概念來自落後分配模型（distributed lag model），其模型的特色就是能透過參數化的多項式權重設定，直接建構高頻與低頻變數的關係，而毋須透過資料轉換的過程。在眾多 MIDAS 模型的應用中，文獻上已有一些研究以趨勢調查資料結合 MIDAS 模型進行總體變數的預測，如 Dreger and Kholodilin (2011) 運用歐元區月頻率消費者信心指數預測季頻率民間消費年增率。

針對此計畫的目標，我們除了運用趨勢調查資料建構最基本的自我迴歸 MIDAS（autoregressive MIDAS, 以下簡稱 AR-MIDAS）模型外，亦擬建構對應的因子 MIDAS 模型及馬可夫轉換因子 MIDAS 模型；各模型的建構依序如下說明。首先，針對未來 h 期（或稱向前 h 期）預測之 AR-MIDAS 基本迴歸模型如下：

$$y_{t+h}^L = \alpha_0 + \sum_{d=0}^D \alpha_d y_{t-d}^L + \beta W(L^{1/m}; \theta) x_t^H + \varepsilon_{t+h}^L,$$

其中， t 為低頻資料的時間單位，且 $t = 1, \dots, T$ ； m 則為時間單位內高頻資料總共出現的次數； y_t^L 為低頻變數； x_t^H 為高頻變數，而 $x_{t-k/m}^H = L^{k/m} x_t^H$ ，其中 $(t - k/m)$ 表示時點 t 之前第 k 個出現的高頻變數值，且 $k = 0, 1, 2, \dots, L$ 則是時間序列模型慣用的落後運算元（lag operator）²⁰。式中， $W(L^{1/m}; \theta) = \sum_{k=0}^K w(k; \theta) L^{k/m}$ 且 $W(1; \theta) = \sum_{k=0}^K w(k; \theta) = 1$ ；文獻上，多項式權重函數 $w(k; \theta)$ 的

²⁰ 舉例而言， $L^k x_t \equiv x_{t-k}$ 。

形式的設定有很多種，如指數 Almon 多項式(Exponential Almon lag)、Beta 多項式(Beta lag)等。一般而言，MIDAS 模型中的參數皆透過非線性最小平方法(Nonlinear Least Squares, NLS)加以估計，而估計式也多具有常見的良好統計性質。

由於現今總體經濟變數數量龐大且包含許多不同面向的資訊，故 Marcellino and Schumacher (2010) 提出對應的因子 MIDAS 模型，試圖結合因子模型特色，充分利用每筆資料之資訊。因子 MIDAS 模型的建構主要為兩階段：主要是先估計所有經濟變數的因子向量後，再將萃取出來的因子帶入迴歸式進行預測，此建構屬於插件式(plug-in)的概念。向前 h 期預測之 AR-因子 MIDAS 預測模型可表達如下：

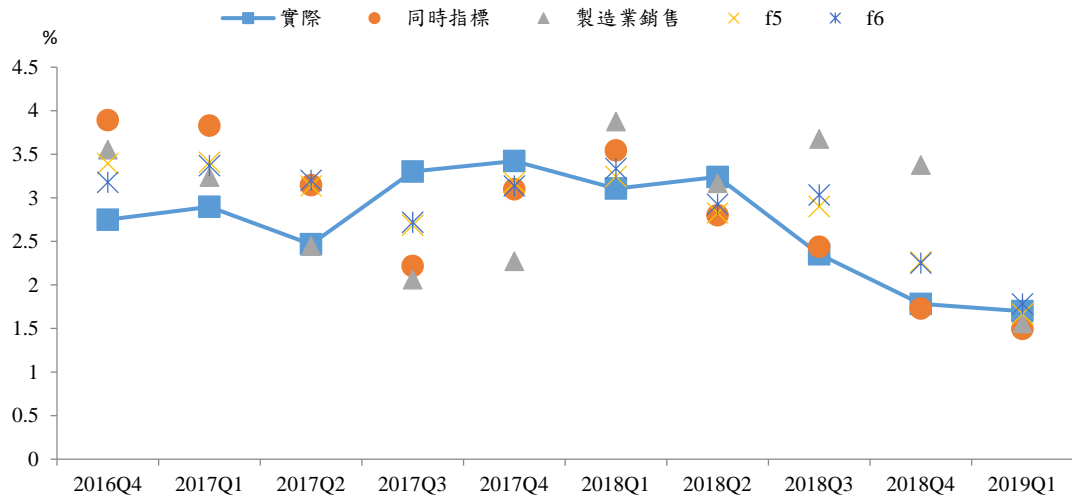
$$y_{t+h}^L = \alpha_0 + \sum_{d=0}^D \alpha_d y_{t-d}^L + \beta W(L^{1/m}; \theta) \hat{\mathbf{F}}_t + \varepsilon_{t+h}^{L,f}.$$

式中， $\hat{\mathbf{F}}_t$ 為因子模型所萃取出來的共同因子；因子萃取方式可見 Stock and Watson (2002) 與徐士勳 (2005) 等之說明。與 MIDAS 模型相同，我們可透過 NLS 估計因子 MIDAS 模型中的待估參數；若與基本 AR-MIDAS 模型相較，則因子 MIDAS 模型可簡單視為以估計出的高頻資料共同因子 $\hat{\mathbf{F}}_t$ 取代原基本模型中單一高頻變數 x_t^H 的角色。

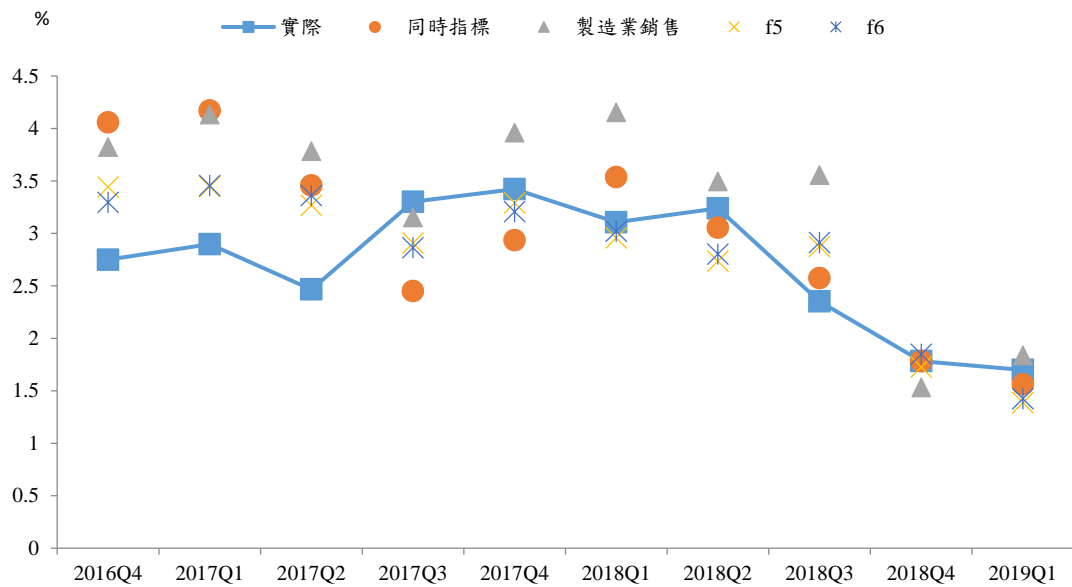
附表 3-1：變數與參數定義對照表

變數	定義
y_t^L	低頻變數
x_t^H	高頻變數
$W(\cdot)$	多項式權重函數
$\hat{\mathbf{F}}_t$	共同因子
α_0	常數項
α_d	低頻資料落後項待估參數
β	高頻資料待估參數

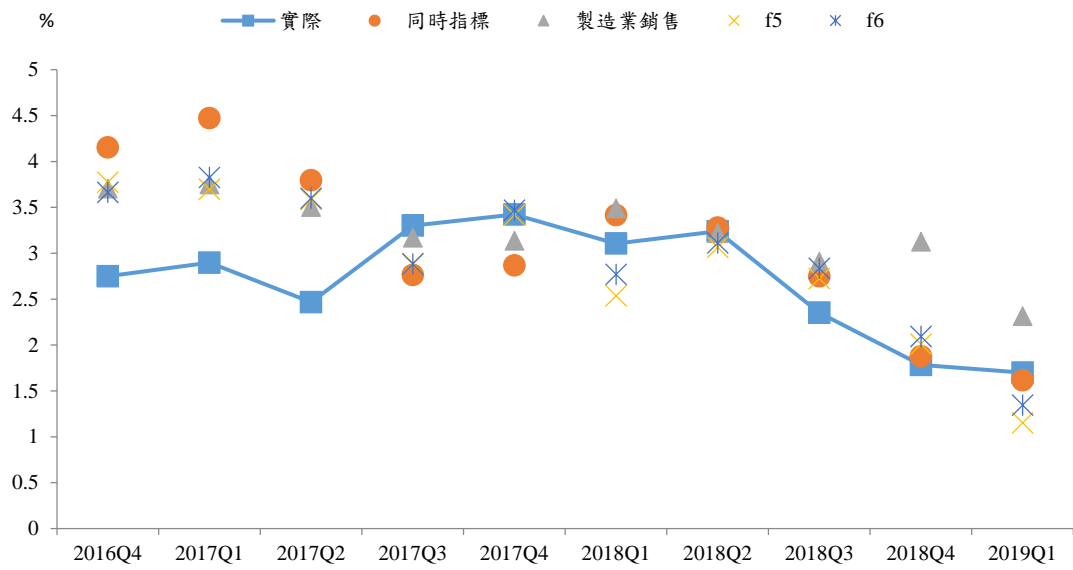
附錄 4：即時資料預測值與實際經濟成長率之比較



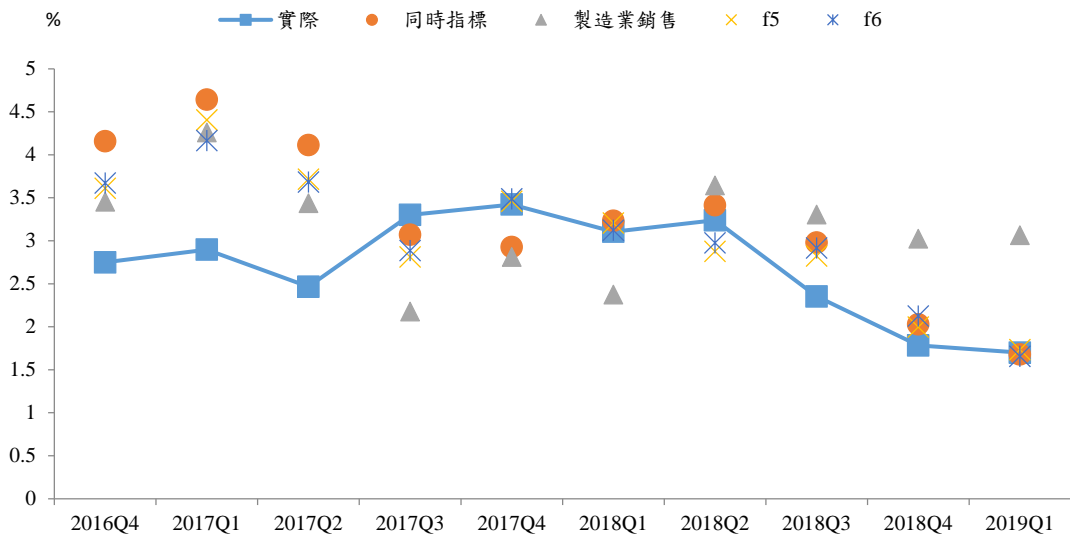
附圖 4-1 $\tilde{h}=0$



附圖 4-2 $\tilde{h}=1$



附圖 4-3 $\tilde{h}=2$



附圖 4-4 $\tilde{h}=3$

附錄 5：景氣領先指標與納入趨勢調查共同因子之混淆矩陣
最適門檻值

	領先指標	領先指標+ 共同因子 f5	領先指標+ 共同因子 f6
h=1	0.3	0.25	0.25
h=2	0.35	0.3	0.3
h=3	0.1	0.3	0.1
h=4	0.2	0.1	0.1
h=5	0.15	0.1	0.1
h=6	0.15	0.15	0.15

附錄 6：不同 μ 值，景氣領先指標與納入趨勢調查共同因子之混淆矩陣($h=1$)

$\mu = 0.5$					
未納入		+共同因子 f5		+共同因子 f6	
領先指標	實際認定	領先指標	實際認定	領先指標	實際認定
	衰退 ($R_t = 1$)	+共同因子 f5	衰退 ($R_t = 1$)	+共同因子 f6	衰退 ($R_t = 1$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.6$)	67%	衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	93%	衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	93%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.6$)	33%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	7%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	7%
$\mu = 0.8$					
未納入		+共同因子 f5		+共同因子 f6	
領先指標	實際認定	領先指標	實際認定	領先指標	實際認定
	衰退 ($R_t = 1$)	+共同因子 f5	衰退 ($R_t = 1$)	+共同因子 f6	衰退 ($R_t = 1$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.15$)	95%	衰退訊號 ($\lambda > 0.2$)	95%	衰退訊號 ($\lambda > 0.1$)	100%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.15$)	5%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.2$)	5%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.1$)	0%

附錄 7、期中報告意見回覆

期中報告意見	修改與意見回覆
<p>本研究主要目的之一是希望藉由軟性數據等高頻資料，對當季 GDP 進行即時預測，概念上與美國亞特蘭大 Fed、紐約 Fed 所建構的當季 GDP 追蹤模型（GDPNow 及 Nowcasting）相似，建議在報告中補充相關內容，增加實務面之案例。</p>	<p>相關說明增列於本文註腳 10。（亦有不同即時預測模型，如美國聯邦準備銀行紐約分行與亞特蘭大分行分別發展不同的即時預測模型，紐約分行利用 Giannone et al.（2008）的動態因子模型建立 Nowcasting Report，亞特蘭大分行亦運用 Giannone et al. (2008) 並結合橋樑方程式建立 GDPNow 模型。）</p>
<p>報告第 24 頁表 5-2 提到，領先指標+軟性因子之雙變數 MIDAS 模型與 AR(1) 之相對 RMSE，僅在第 0 期表現較佳，是否可能與領先指標與軟性因子均涵蓋「製造業營業氣候測驗點」與「外銷訂單動向指數」兩項軟性指標有關，建議使用「領先+軟性(扣除前述兩項重覆的軟性指標)」另作比較。</p>	<p>由於同時指標與領先指標是觀測景氣動態的重要參考指標，考量到若剔除其中的一些軟性指標後，其組成將不再能完全代表景氣的同時與領先狀態。因此，在期末報告第五章的即時預測分析中，我們將不再強調比較軟性與剛性資料的差異，而是直接比較兩個景氣指標及製造業銷售量指數（作為剛性指標的代表）與趨勢調查共同因子之預測績效。</p>
<p>本研究的剛性資料(合成指標)與軟性因</p>	<p>由於這些調查資料在建構時都將</p>

期中報告意見	修改與意見回覆
<p>子涵蓋了部分相同的軟性資料，因而可能會導致共整合(Cointegration)的問題。此外，59 條軟性資料中，部分數列可能具相關性，儘管本研究已進行檢測，確定皆為定態數列，但其顯著水準僅為 10%，恐不足以表示共整合的問題不存在，建議以文獻大多採用的 5% 信心水準再次進行檢測。</p>	<p>數據壓縮成類似百分比的格式，理論上已經不會呈現單根的非定態情況，因此不需要討論共整合的問題。報告中所呈現的相關統計分析、單根檢定以及顯著水準的選擇，只是單純呈現相關的分析讓讀者約略瞭解這些指標的統計面向的訊息，並不會影響後續的建構與相關分析結果。甚者，在此期末報告中，所建構的趨勢調查共同因子都在 1% 的顯著水準下拒絕單根的假設，因此後續使用此定態的共同因子進行分析也不會產生疑慮。</p>
<p>由於在 2000 年前後，我國經濟出現明顯的結構性改變，本研究若能納入 2000 年前的資料，可能有助於後續馬可夫轉換 MIDAS 模型的估計與預測績效分析。</p>	<p>綜合期中審查意見與相關的建議，此計畫在期末報告中，對於景氣轉折與未來衰退機率的分析將不再採用馬可夫轉換 MIDAS 模型進行分析。相對地，我們在第陸章中直接採用 Harding and Pagan (2002) 的轉折點分析並利用動態 Probit 模型進行衰退期機率的研判，這些方法與模型受到結構性改變的影響將相對較小。</p>
<p>軟性資料常受到當下事件的影響，因此，</p>	<p>期末報告第肆章的趨勢調查共同</p>

期中報告意見	修改與意見回覆
<p>若以該資料為預測景氣轉折點的主要依據，可能發生誤判的情況，建議未來在軟性資料的運用上須留意。</p>	<p>因子之基本特性，藉由半衰期（half-life）確實可觀察到趨勢調查共同因子波動較為劇烈的特性。為了避免其影響而造成景氣轉折的誤判，我們在第陸章依循文獻作法運用混淆矩陣進行未來衰退機率的比較和相對應的門檻機率選擇分析。</p>
<p>建議在報告第 24 頁表 5-2，補充 5 種 MIDAS 模型之預測績效結果是否顯著。近期研究報告，大多會以 DM 檢定呈現。</p>	<p>第五章的樣本外預測績效比較已有進行 DM 檢定，惟樣本外資料點數較少，故均不顯著。</p>
<p>國內外文獻上，有關雙變數 MIDAS 模型的研究相對較少，且大多顯示該模型之預測效果不佳。建議本研究針對軟性因子與剛性資料兩者做相對的 RMSE，確認二者是否存在顯著差異性。若否，則可能代表剛性資料+軟性因子之雙變數 MIDAS 模型的預測表現，相較單變數 MIDAS 模型，也較難有大幅度的改善。</p>	<p>根據建議，期末報告僅就單變量進行分析比較，亦增加 DM 檢定結果。</p>
<p>有關落後分配多項式，由於 Beta 與未受限（U-MIDAS）2 種設定，在目前研究上很少使用且效果較差，建議刪除附錄 3。</p>	<p>依建議刪除。</p>
<p>軟性資料的填補比例占七成，過多的數</p>	<p>期末報告中已依建議篩選重要的</p>

期中報告意見	修改與意見回覆
<p>據係由推估而得，是否可能會影響研究的實證結果，建議研究團隊重新檢視與篩選本會提供的 59 條軟性資料。</p>	<p>細項指標，並重新進行相關分析。詳細指標建構過程請見第肆章。</p>
<p>由於軟性資料所萃取的共同因子，未來似乎可作為觀察每月景氣動向的依據之一，建議研究團隊於期末報告中，對該指標進行深入探究，如指標定義等。</p>	<p>期末報告第肆章即針對趨勢調查共同因子建構方式、基本特性進行說明。</p>
<p>領先與同時指標是按照一定標準，將其構成項目合成建構而成的，且兩指標的構成項目均包括軟性資料，並非完全符合剛性資料的性質，建議是否另以其他剛性資料，如工業生產等取代之。</p>	<p>第陸章新增製造業銷售量指數，做為比較變數。</p>
<p>報告第 24 頁表 5-2 顯示，包含軟性因子之 MIDAS 模型預測績效，不論在即時預測與短期預測皆優於其他模型，但在 0 期的即時預測卻是各模型中績效最差者，與一般看法相反，是否受其他因素影響，建議補充說明。</p>	<p>根據使用篩選過的細項指標建構的趨勢調查共同因子，其即時預測 ($\tilde{h} = 0$ 與 1) 的表現確實比其他預測佳，請見表 5-2。</p>
<p>由於近年來，整體經濟成長表現的波動相對較小，運用馬可夫轉換模型進行經濟預測，或評估景氣循環的成果可能有限。建議研究團隊在後續進行馬可夫轉換 MIDAS 模型的估計與預測績效分析</p>	<p>根據建議，期末報告中，我們對於景氣轉折與未來衰退機率分析並將不再採用馬可夫轉換 MIDAS 模型，而是分別採用 Harding and Pagan (2002) 的轉折點與動態</p>

期中報告意見	修改與意見回覆
<p>時，若面臨成效不佳，須思考其他可行的替代方法。</p>	<p>Probit 模型進行相關分析。</p>
<p>附錄 3 是以不同的落後分配多項式，評估預測績效，但僅以表格呈現，建議增加說明，並在報告本文中，說明目前文獻上落後多項式的設定有哪些、本研究的選擇依據為何等。</p>	<p>相關說明詳見本文註腳 12。(參考 Frale and Monteforte (2009)、Armesto et al. (2010) 等文獻，選擇 Beta 與未受限 (U-MIDAS) 2 種不同的多項式設定。對於落後多項式之的選擇，在文獻上並無明確的結論，但 Ghysels et al. (2007) 實證結果發現，Beta 落後分配多項式適用於在較高頻率的時候，如 Monteforte and Moretti (2013) 使用 Beta 落後分配多項式，以金融日頻資料預測月通膨率。)</p>
<p>有關經濟預測績效上的研究，還是會將重點放置於 GDP 之預測值與實際值兩者間的誤差大小，建議研究團隊補充各個 MIDAS 模型與 AR (1) 間之預測誤差。</p>	<p>期末報告中，我們改與領先指標進行比較。另 RMSE 是預測值與實際值的預測誤差均方根，已包含與比較變數之預測誤差。</p>
<p>請研究團隊於期末報告時，務必確實達成本研究需求書的兩項計畫目標，俾利本計畫結案。</p>	<p>本計畫針對兩項計畫目標內容，分別陳述於第伍章與第陸章，並將對應計畫目標的重要結果彙整於結論中。</p>

附錄 8、期末報告意見回覆

期末報告意見	修改與意見回覆
<p>簡報第 5 頁提到，共同因子 f5、f6 為與領先指標或同時指標相關係數超過 0.5、0.6 之變數萃取之共同因子，請在報告補充說明。</p>	<p>各細項數列與兩景氣指標滿足相關係數條件係採聯集的概念，我們已於修正稿的表 4-2 中，詳細列出共同因子 f5、f6 的組成變數細項數列，並予以編號。</p>
<p>報告第 18 頁提到，共同因子 f5、f6 與領先指標相關係數超過 0.7，但與同時指標相關係數降至 0.5 以下，請說明造成此種現象之可能原因。</p>	<p>經觀察這 59 個原始指標與同時及領先指標的相關係數大於 0.5 的指標中，其與領先指標的相關性都略高於與同時指標的相關性（如「製造業營業氣候測驗點」，其與領先指標的相關性為 0.71，而與同時指標相關性僅為 0.57）。再者，因為是聯集，因此可能被挑選的指標與同時或領先的某一指標的相關性低於 0.5；如「製造業採購經理人指數-未完成訂單」，其與領先指標的相關性為 0.55，而與同時指標相關性僅為 0.35。綜合這些情況，當共同因子是進一步將這些挑選出的指標再進行組合而得時，就可能出現如報告中的相關性結果。僅此說明。</p>
<p>簡報第 15、17、20 頁提到，2018 年 2 月</p>	<p>由於 Harding and Pagan(2002)的狀態</p>

<p style="text-align: center;">期末報告意見</p>	<p style="text-align: center;">修改與意見回覆</p>
<p>至 2019 年 5 月可能存在新的收縮期，建議將此資訊納入圖表以提供參考。</p>	<p>判定為事後的全期認定，並無賦予任何預測的概念。因此，可能不適宜將此與後續的收縮期機率分析直接連結。然而，在此修正稿中，我們綜合此意見與另一位委員的建議，以 $h=1$ 的動態 probit 模型進行第 14 波循環外景氣進入收縮期的機率預測，結果請見第陸章第四節。</p>
<p>簡報第 21-23 頁提到，與未納入共同因子的情況相比，「領先指標+f6」預測景氣衰退較為穩定且效果略高，請說明是否可認定「領先指標+f6」是較好的觀察指標？建議在綜合評估下，說明 f5 與 f6 何者較適合做為觀察指標。</p>	<p>在比較 f5 與 f6 的各方面表現，由於並沒有一致或壓倒性的結果，因此權衡之下，我們選擇兩者並呈，供讀者依不同需要與目的，挑選合適的因子使用。</p>
<p>本研究認為 2018 年 2 月至 2019 年 5 月可能存在新的收縮期，建議可利用動態 probit 模型，設定 $h=1$ 預測景氣衰退機率，並指出景氣谷底的月份。</p>	<p>在此修正稿中，我們已依建議以 $h=1$ 的動態 probit 模型進行第 14 波循環外景氣進入收縮期的機率預測，結果請見第陸章第四節。</p>
<p>建議於報告補充 Menden and Proano (2017)以混淆矩陣決定最適門檻值λ的說明與方法。</p>	<p>已增加相關說明，請見註腳 17。</p>
<p>報告第 30 頁提到趨勢調查因子在 2001 年 1 月至 2019 年 5 月的資料期間內，共</p>	<p>此誤植處已修正。</p>

期末報告意見	修改與意見回覆
經歷 8 次完整的循環，應修改為 4 次。	
請說明動態 probit 模型中， r 設定為 6 的原因，景氣可能在 6 個月以前已發生轉折， r 設定為 6 可能不合適。	相關說明請見註腳 16。這是為了增加捕捉轉折點機率的設計；概念上，一般須要超過原處狀態的持續期(如國發會網頁說明需持續 5 個月)，才可能判定為轉折發生。
請修正報告第 33 頁的 probit 模型寫法， ε_t 應放在累積常態分配函數之外，並請修正 β 係數的表示法。	此處我們已依照文獻上的寫法修正。
建議做經濟成長率的即時預測時，請列出預測值與實際值比較或預測誤差，以觀察預測值是否同時高估或低估。	預測誤差的結果已增列於附錄 4。經檢視，各預測誤差序列並無明顯或一致性的高估或低估現象。
建議附錄 2 之各項趨勢調查走勢圖，改由 2001 年起作圖，以因應各項趨勢調查起始年份較晚之情形。	已依建議，修正於附錄 2 中。
建議未來研究方向，可探討信心指數在發布前後，是否會影響受試者對經濟的信心程度。受試者得到指標結果後，可能產生自我實現的心態，進而改變消費、投資等行為。	確實，這些問題相當重要。但所衍生的研究範疇遠超過了此研究計畫當初的設定與負荷。因此，誤了避免讓此研究失焦，我們於權衡之下就不再此報告中進行相關內容討論。
Menden and Proano (2017) 以混淆矩陣決	由於 μ 是研究者主觀的選擇，理論

期末報告意見	修改與意見回覆
<p>定最適門檻值的作法為國內首見，建議未來對損失函數中 μ 的設定，能有一致的作法。</p>	<p>上並沒有最適的選擇。為了提供可能的影響比較，我們於附錄 6 中呈現了其他 μ 的數值的影響，可供讀者參考。</p>
<p>建議運用動態 probit 模型預測時，能列出 $h=1$ 至 $h=6$ 之所有結果；本研究損失函數中 μ 的設定為 0.65，建議能列出不同 μ 值之結果。</p>	<p>已依建議，增加於附錄 6 中。</p>
<p>請說明 Harding and Pagan (2002) 方法設定值，如循環的持續期間、深度等，補充於結案報告中。</p>	<p>相關說明請見註腳 15。</p>
<p>報告第 18 頁觀察趨勢調查共同因子波動超過 1.65 倍標準差與重要經濟事件的關聯，請說明使用 1.65 倍標準差之原因。</p>	<p>已增加相關說明。</p>
<p>運用趨勢調查共同因子 f_5 及 f_6 之景氣轉折點認定結果，建議結合預測結果製圖，列入新的收縮期。</p>	<p>在此修正稿中，我們已繪製 $h=1$ 的動態 probit 模型進行第 14 波循環外景氣進入收縮期的機率預測，結果請見第陸章第四節。</p>
<p>評估即時預測績效時，建議加入「領先指標+f_5」、「領先指標+f_6」，與領先指標比較相對的 RMSE。</p>	<p>這些雙變量的預測結果與期中報告類似，並沒有較佳的預測績效。請見表 5-2 所示。</p>

附錄 9、教育訓練簡報

經濟趨勢調查之應用研究教育訓練

時間：1/16（四）

地點：國家發展委員會 B138 會議室

講者：徐士勛（政治大學經濟學系）

經濟趨勢調查之應用研究 教育訓練課程

我國經濟成長率與景氣循環轉折機率評析

徐士勳

政治大學經濟學系

2020.1.16

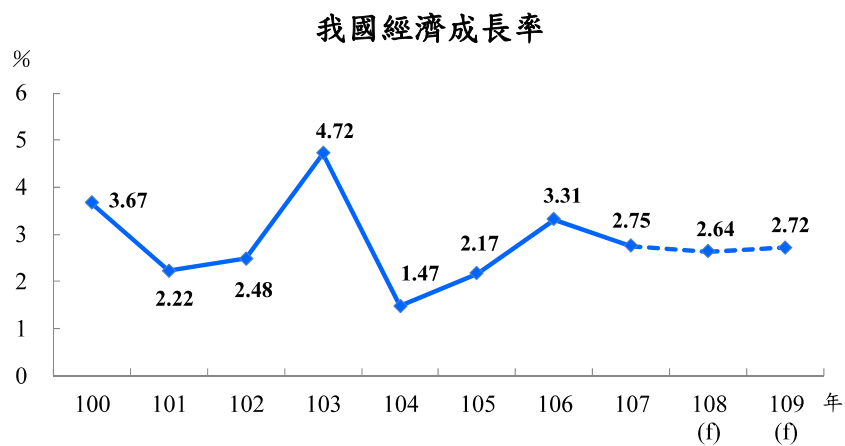
Outline

- 1 預測的基本元素
- 2 學術界常用的預測模型
- 3 台灣經濟成長率預測相關實證研究
- 4 即時預測與混頻模型
- 5 台灣的景氣循環認定
- 6 Dynamic Probit 模型
- 7 結論與討論

關於經濟成長與景氣轉折點預測



我國經濟成長率



資料來源: 行政院主計總處

預測的六大基本元素

Diebold (2007) *Elements of Forecasting*:

- 1 預測標的 (Forecast object)
- 2 損失函數 (Loss function)
- 3 預測陳述 (Forecast statement)
- 4 預測期間 (Forecast horizon)
- 5 訊息集合 (Information set)
- 6 KISS 原則

預測標的 (Forecast object)

- Event outcome forecasts
(e.g. 若明天央行讓新台幣兌美元升值到 29, 則對經濟成長率的影響為何?)
- Event timing forecasts
(e.g. 這一波的景氣循環高峰谷底?)
- Time series forecasts
(e.g. 根據歷史資料, 2020 年臺灣經濟成長率預測為?)

Reference: Diebold (2007).

損失函數 (Loss function)

- For every decision-marking problem, there is an associated loss structure; for each decision/outcome pair, there is an associated loss.
- We may think of **zero loss** as associated with **correct decision** and **positive loss** as associated with the **incorrect decision**.
- Let y denote a series, and \hat{y} its forecast.
The corresponding **forecast error** $e := y - \hat{y}$.
The **loss function**: $L(e)$ satisfies three conditions:

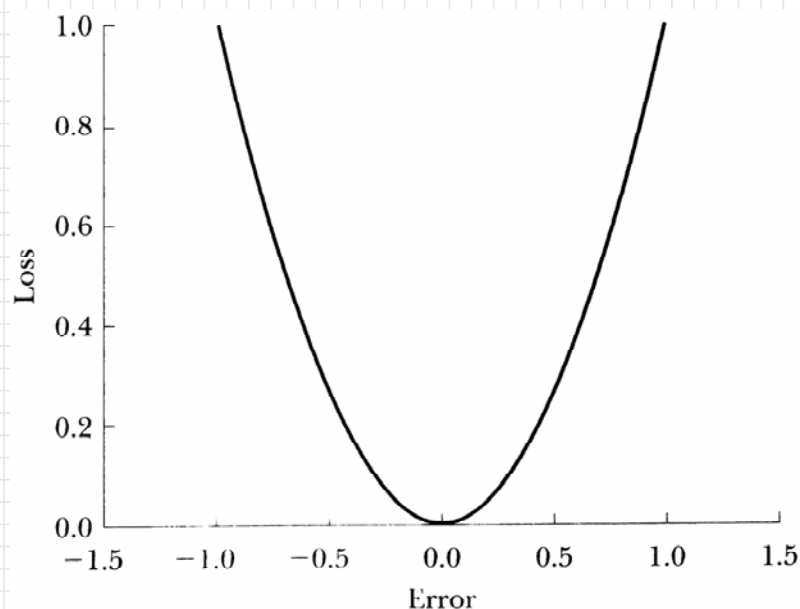
- $L(0) = 0$
- $L(e)$ is continuous
- $L(e)$ is increasing on each side of the origin

Reference: Diebold (2007).

Symmetric Loss Functions

- Quadratic loss function

$$L(e) = e^2$$

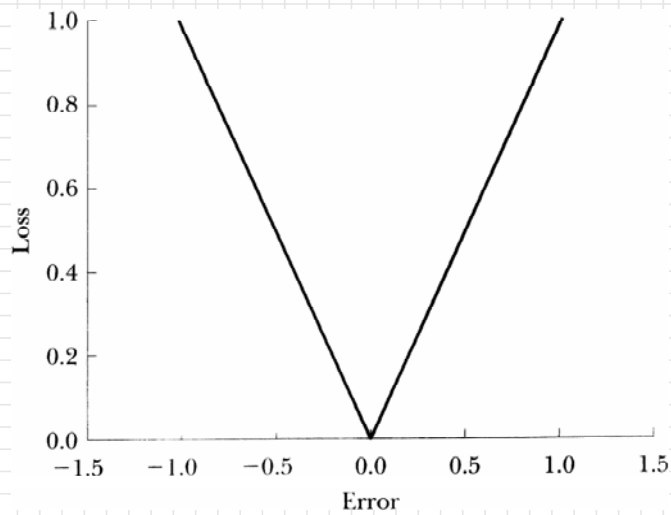


Reference: Diebold (2007).

Symmetric Loss Functions

■ Absolute loss function

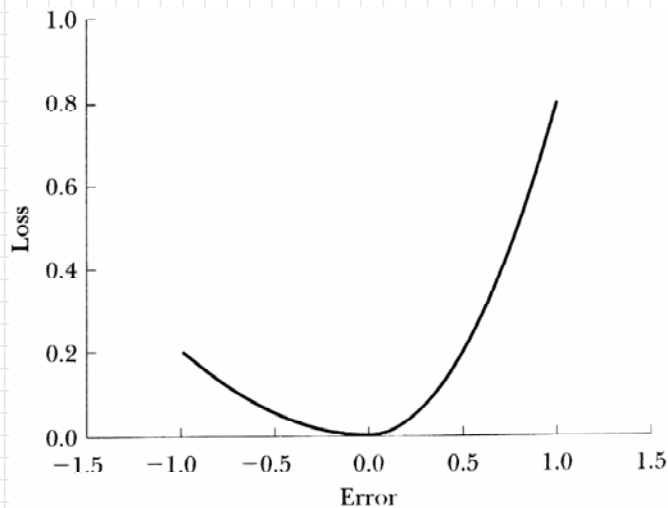
$$L(e) = |e|$$



Reference: Diebold (2007).

Asymmetric Loss

■ $L(e) = qI(e > 0) + (1 - q)I(e \leq 0)$



Reference: Diebold (2007).

Direction-of-change forecast

- A **direction-of-change forecast** takes one of two values—up or down. The loss function associated with a direction of change forecast might be

$$L(y, \hat{y}) = \begin{cases} 0 & \text{if } \text{sign}(\Delta y) = \text{sign}(\Delta \hat{y}) \\ 1 & \text{if } \text{sign}(\Delta y) \neq \text{sign}(\Delta \hat{y}) \end{cases}$$

- If you predict the direction of change correctly, you incur no loss; but if your prediction is wrong, you're penalized.

Reference: Diebold (2007).

預測陳述 (Forecast statement)

點預測 (Point forecast):

- a single number
- e.g. 2020 年臺灣經濟成長率為 2.6%
- A good point forecast provides a simple and easily digested guide to the future of a time series.
- Random and unpredictable “shocks” affect all of the series that we forecast.
⇒ **non-zero** forecast errors are expected.
- We may want to know how much **uncertainty** is associated with a particular point forecast.

Reference: Diebold (2007).

預測陳述 (Forecast statement)

區間預測 (Interval forecast):

- a range of numbers (into which the future value can be expected to fall a certain percentage of the time)
- e.g. 2020 年臺灣經濟成長率為 2.6%, 90% 預測區間為 [2.0%, 3.0%]
- The length(size) of the intervals conveys information regarding forecast **uncertainty**.
- Interval forecasts convey more information than point forecast.

分配預測 (Density forecast):

- an entire probability distribution for the **future value**
- e.g. 2020 年臺灣經濟成長率為以 2.52% 為平均數, 而標準差為 1% 的常態分配

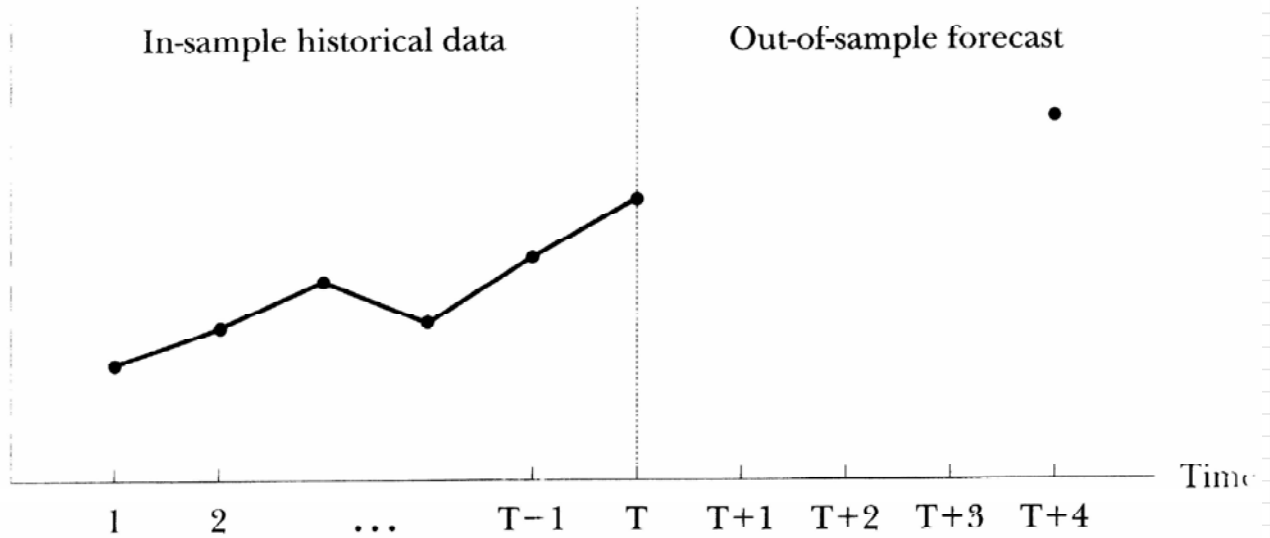
Reference: Diebold (2007).

預測陳述 (Forecast statement)

- Point forecasts are the **most commonly used** forecasts in practice, interval forecasts are a rather distant second, and density forecasts are rarely made.
- Why?

預測期間: 4-step-ahead point forecast

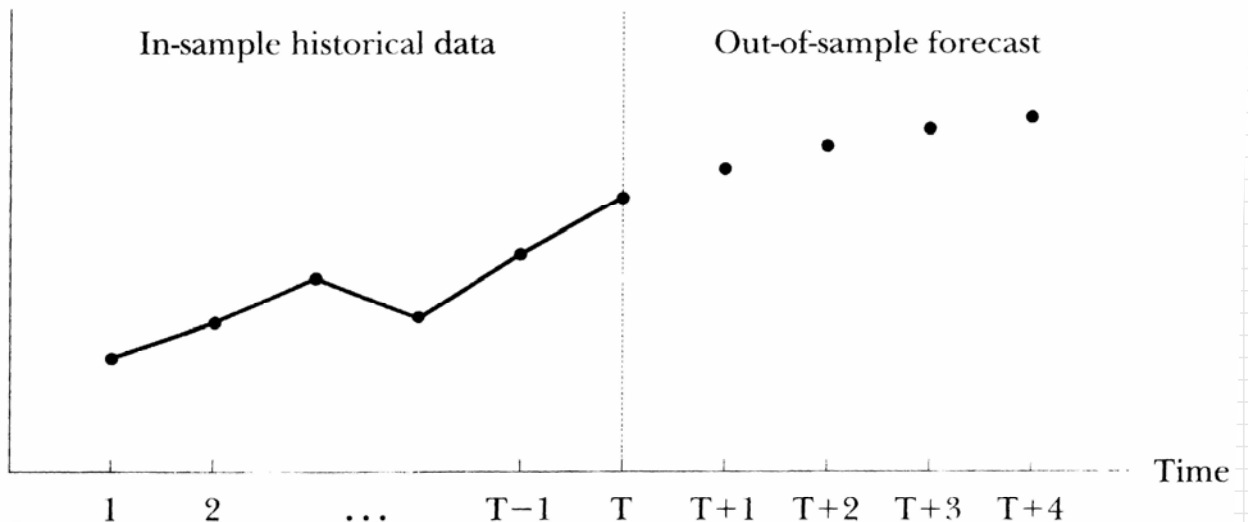
Series or forecast



Reference: Diebold (2007).

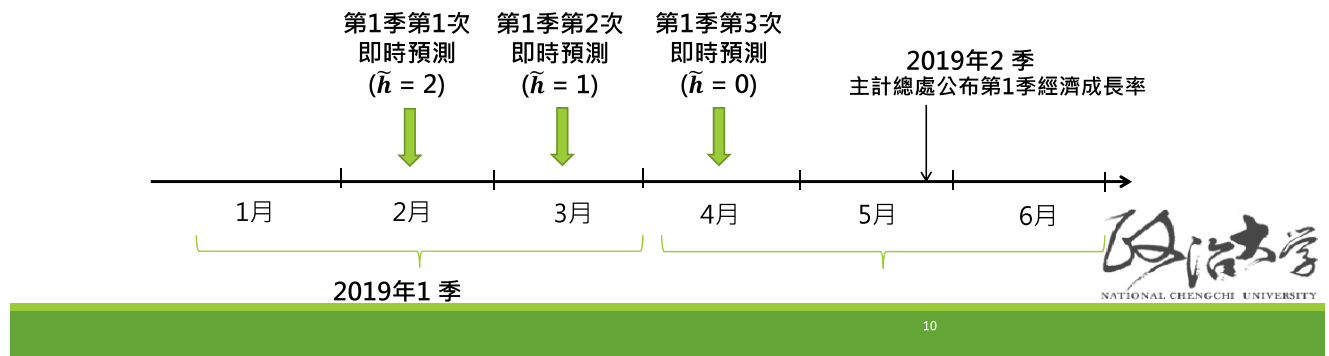
預測期間: 4-step-ahead extrapolation point forecast

Series or forecast



Reference: Diebold (2007).

即時預測(Nowcasting) vs. 預測 (Forecasting)



訊息集合 (Information set)

Any forecast we produce is **conditional** on the information used to produce it, whether explicitly or implicitly.

$$\Omega_t = \{X_t, X_{t-1}, \dots, Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots, Z_t^H, Z_{t-1}^H, Z_{t-2}^H, \dots\}$$

Hard data (quantitative data):

- direct measures of economic activity
- e.g. 失業率、經濟成長率、通貨膨脹率、宏達電股價；臺灣加權股票指數、同時指標、領先指標、景氣燈號、商業服務業景氣指標 (商發院)、臺灣金融情勢指數 (台大國泰)

Soft data (qualitative data):

- qualitative assessments reflecting sentiment and/or expectations
- e.g. 臺灣製造業採購經理人指數 (國發會·中經院)、消費者信心指數 (中央大學)、國民經濟信心指數 (國泰金控)、網路關鍵字搜尋次數

訊息集合 (Information set)

Any forecast we produce is **conditional** on the information used to produce it, whether explicitly or implicitly.

$$\Omega_t = \{X_t, X_{t-1}, \dots, Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots, Z_t^H, Z_{t-1}^H, Z_{t-2}^H, \dots\}$$

High-Frequency data:

- 日資料: 油價、匯率、股價、原物料價格等。
- 月資料: 工業生產指數、臺灣製造業採購經理人指數 (國發會·中經院)、消費者信心指數 (中央大學)、國民經濟信心指數 (國泰金控) 等。

Low-Frequency data:

- 季資料: 經濟成長率 and/or expectations
- 年資料: 家計單位所得, 所得分配

KISS 原則

KISS

Keep It Sophisticatedly Simple.

- Simple, parsimonious models tend to be best for **out-of-sample** forecasting in business, finance, and economics.

常見資料種類定義

McKenzie, R. and M., Gamba, “Data and metadata requirements for building a real-time database to perform revisions analysis” Contribution to the OECD/Eurostat Task Force on “Performing Revisions Analysis for Sub-Annual Economic Statistics”.

Revisions

Revisions can be broadly defined as a **change** in value for any **reference point** of the time series for a statistic when released to the public by an official national or supranational statistical agency.

Revisions can occur either when new observations (e.g. one additional month or quarter) become available and some past values are modified, or when the current and (possibly) some past values are modified in an updated release of the current time series.

重要經濟指標表(1/2)

	經濟成長率			每人GDP		每人GNI		消費者物價 上升率 (%)	躉售物價 上升率 (%)
	yoy (%)	saar (%)	saqr (%)	新台幣元	美元	新台幣元	美元		
107年	2.75	—	—	777,898	25,792	795,489	26,376	1.35	3.63
第1季	3.23	4.30	1.06	190,506	6,498	200,172	6,825	1.55	-0.12
第2季	3.40	1.04	0.26	189,697	6,370	193,114	6,484	1.72	4.90
第3季	2.47	0.74	0.18	194,773	6,349	192,702	6,280	1.67	6.70
第4季	1.97	3.29	0.81	202,922	6,575	209,501	6,787	0.46	3.14
108年(f)	2.64	—	—	802,151	25,932	823,369	26,620	0.55	-2.15
第1季	1.84	2.22	0.55	193,793	6,286	201,983	6,551	0.33	0.70
第2季[註]	2.60	3.53	0.87	195,177	6,266	201,544	6,470	0.81	-0.58
第3季(p)	2.99	2.42	0.60	202,440	6,486	200,844	6,435	0.41	-3.97
第4季(f)	3.04	5.51	1.35	210,741	6,894	218,998	7,164	0.65	-4.62
109年(f)	2.72	—	—	832,849	27,298	857,728	28,113	0.71	-2.38
第1季(f)	3.02	0.52	0.13	202,377	6,633	211,801	6,942	0.81	-2.92
第2季(f)	2.85	2.38	0.59	203,127	6,658	209,750	6,875	0.37	-4.32
第3季(f)	2.65	2.19	0.54	209,627	6,871	209,212	6,857	0.69	-2.36
第4季(f)	2.38	5.20	1.28	217,718	7,136	226,965	7,439	0.96	0.18

說明：1. (p)表初步統計數，(f)表預測數。

2. saqr(seasonally adjusted quarterly rate)為季節調整後對上季增加率；saar(seasonally adjusted annualized rate)為季節調整後，對上季增率折成年率；yoy(year on year)為對上年(同季)直接比較。

註：108年第2季(含)以前歷年各季資料均已依5年修正結果追溯修正。

Vintage(時份資料)

For a given time series we define vintage as the set of data (sequence of values) that represented the latest estimate for each reference point in the time series at a particular moment in time.

Real time database

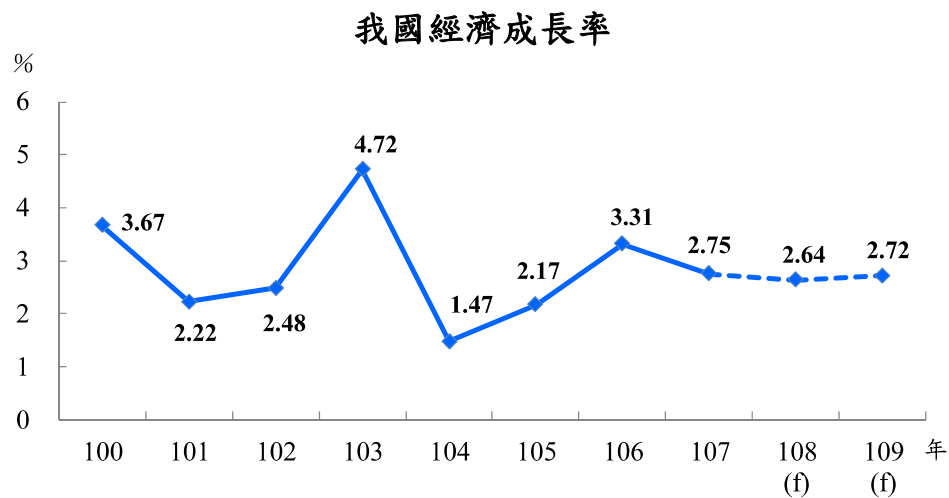
A real-time database is a collection of historical vintages of the same time series, catalogued and indexed by the date on which each vintage became available to the public. As such, the revision to a given reference point for a time series can be identified in a real-time database as the change in value from an earlier vintage of estimates to a later vintage.

Form of a real-time database

A real-time database is defined as a two dimensional array, with vintage identified in the columns and reference points for the time series as the rows.

	100				101				102				103			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
98	12477182	12477182	12477182	12481093	12481093	12481093										
I	2985862	2985862	2985862	2997919	2997919	2997919										
II	2973025	2973025	2973025	2986363	2986363	2986363										
III	3153537	3153537	3153537	3146568	3146568	3146568										
IV	3364758	3364758	3364758	3350243	3350243	3350243										
99	13614415	13603477	13603477	13614221	13614221	13614221	13614221	13552099	13552099	13552099						
I	3279134	3279134	3279134	3281493	3281493	3281493	3281493	3299585	3299585	3299585						
II	3303425	3303425	3303425	3334540	3334540	3334540	3334540	3324540	3324540	3324540						
III	3483803	3483803	3483803	3504681	3504681	3504681	3504681	3467135	3467135	3467135						
IV	3548053	3537115	3537115	3493507	3493507	3493507	3493507	3460839	3460839	3460839						
100	14085349	14063962	13914925	13826515	13757046	13745010	13745010	13674346	13674346	13674346	13674346	13709074	13709074	13709074		
I	3362551	3395561	3379992	3386205	3386205	3386205	3386205	3412302	3412302	3412302	3412302	3424243	3424243	3424243		
II	3373225	3360152	3352688	3336876	3336876	3336876	3336876	3304771	3304771	3304771	3304771	3316418	3316418	3316418		
III	3614258	3581732	3504848	3513916	3516700	3516700	3516700	3474908	3474908	3474908	3474908	3484026	3484026	3484026		
IV	3735315	3726517	3677397	3589518	3517265	3505229	3505229	3482365	3482365	3482365	3482365	3484387	3484387	3484387		
101			14475432	14370646	14311548	14179621	14034933	14027134	14036874	14042125	14042125	14077099	14077099	14077099	14077099	14686917
I			3498470	3449950	3427921	3398845	3404525	3437399	3437399	3437399	3437399	3435917	3435917	3435917	3435917	3589361
II			3472733	3448087	3459457	3366304	3372998	3362664	3362664	3362664	3362664	3377460	3377460	3377460	3377460	3553329
III			3674109	3678013	3674023	3660618	3578372	3578006	3563121	3563121	3563121	3592626	3592626	3592626	3592626	3766640
IV			3830120	3794596	3750147	3753854	3679038	3649065	3673690	3678941	3678941	3671096	3671096	3671096	3671096	3777587
102							14428309	14427161	14472132	14417134	14384875	14479882	14564242	14560560	14560560	15221201
I							3577758	3542870	3566534	3530001	3517208	3531731	3531731	3531731	3531731	3676446
II							3446673	3440896	3464174	3425898	3470239	3540563	3540563	3540563	3540563	3709075
III							3662838	3670071	3679337	3657596	3630997	3692189	3679037	3679037	3679037	3858380
IV							3741040	3773324	3762087	3803639	3766431	3715399	3812911	3809229	3809229	3977300
103												14771415	14787347	15030489	15063846	15130194
I												3605679	3615070	3678693	3674680	3678509
II												3579226	3614384	3631196	3650919	3685462
III												3730596	3750409	3797435	3806597	3822778
IV												3855914	3807484	3923165	3931650	3943445
104																15676210
I																16480057
II																3798029
III																3817100
IV																3982592
																4078489
																4277618

預測績效



資料來源：行政院主計總處

- 樣本內配適 vs. 樣本外預測

預測績效衡量

常用預測績效指標

令 \hat{Y}_t 為對第 t 期的預測值, Y_t 為第 t 期的實際值。 $Y_t - \hat{Y}_t$ 為 t 期的預測誤差。

$$\text{RMSE} = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - \hat{Y}_t)^2 \right)^{1/2},$$

$$\text{MAE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |Y_t - \hat{Y}_t|,$$

$$\text{MRAE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|,$$

左右預測績效的兩大關鍵

- 訊息集合的掌握
- 預測模型的設定和推論

訊息集合

是否有效運用所掌握的訊息集合？

- 所提出的預測是否為「最適」？
- 是否存在系統性的「偏誤」？
- 預測提供者的主客觀意圖是否造就了部分的預測誤差？
- 是否有改善空間？

是否能納入更多的訊息集合？

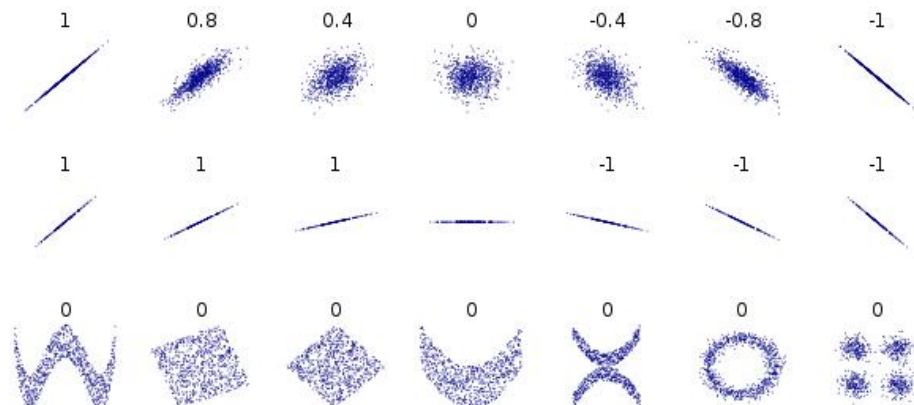
- 如何應用大量資訊於預測模型中？直接納入？間接納入？
- 如何在「有效訊息」與「雜訊干擾」中權衡？
- 如何有效使用「混合頻率」的資料？
- 如何快速大量且即時地從分辨網路文字中訊息 (正負面情緒)？

預測模型的建構

- 相關係數 (Correlation coefficients)
- 線性迴歸模型 (Linear regression models)
- 時間序列模型 (Time series models) – 自我迴歸模型 (Autoregressive model, AR)
- 「共同因子」模型 (Common Factor Models)
- 「混合頻率」模型 (Mixed-data sampling, MIDAS)
- 結合「文字探勘」分析 (Text-Mining Analysis)

相關係數

$$\rho_{xy} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}X} \sqrt{\text{var}Y}}$$

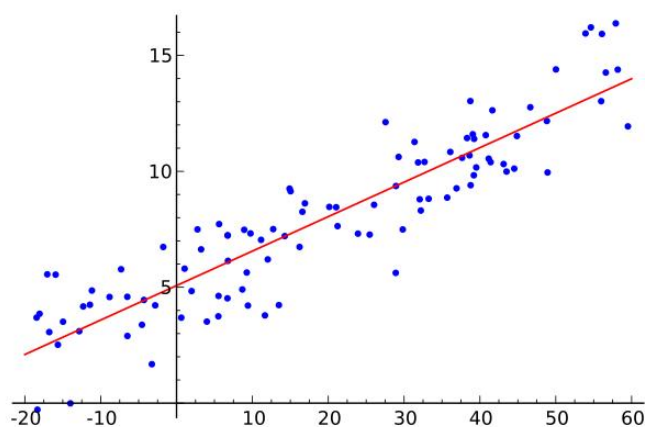


資料來源:<http://en.wikipedia.org/wiki/>

- 相關係數對預測是否有幫助?

線性迴歸模型

$$Y_t = a + bX_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$



$$b = \frac{\Delta Y}{\Delta X}$$

資料來源:<http://en.wikipedia.org/wiki/>

- 可否利用此模型預測未來的 Y 值, 如 Y_{T+1} ?
- 第 t 期的解釋變數 X_t 由落後期訊息集中挑選

$$X_t \in \Omega_{t-1} = \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots, Z_{t-1}, Z_{t-2}, Z_{t-3}, \dots\}$$

常用的經濟成長率預測模型

■ 聯立方程式模型:

- 國內許多經濟預測單位所採用, 如主計總處、中央研究院經濟研究所、台灣經濟研究院及中華經濟研究院等
- 優點: 納入了許多經濟變數, 易於刻劃變數間的行為與關係
- 可能遭遇困難: 模型誤設 (misspecification), 模型認定 (identification), 估計 (estimation) 及預測 (forecasting)

■ 時間序列 (Time Series) 模型: 自我相關 (Autoregressive) 模型,

$$AR(p) : Y_t = \alpha + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

- 優點: 模型設定及推論相對容易
- 缺點: 先驗上忽略了其他可能有用的總體資料

計量經濟學家常用的經濟成長率預測模型

- 「擴散指標」 (Diffusion Index)、 「共同因子模型」 (Common Factor Model)
- 動態隨機一般均衡模型 (DSGE)
- 全球向量自我相關模型 (Global Vector Autoregressive Model, GVAR)
- 「混合頻率」模型 (Mixed-data sampling, MIDAS)
- 結合「文字探勘」分析 (Text-Mining Analysis)

台灣經濟成長率預測相關實證研究

- 徐士勛、管中閔與羅雅惠 (2005), 「以擴散指標為基礎之總體經濟預測」, 《臺灣經濟預測與政策》, **36(1)**, 1–28.
- 陳宜廷、徐士勛、劉瑞文與莊額嘉 (2011), 「經濟成長率預測之評估與更新」, 《經濟論文叢刊》, **39(1)**, 1–44.
- 謝子雄與徐士勛 (2012), 「台灣經濟成長率預測在景氣循環中的不對稱行為偏誤現象」, 《經濟論文》, **40(3)**, 377–416.
- Zixiong Xie and Shih-Hsun Hsu (2016), "Time Varying Biases and the State of the Economy" *International Journal of Forecasting*, **32(3)**, 716–725.
- 徐士勛 (2019), 「我國經濟成長率與其構成項目近十年在「定基法」衡量下的當季預測績效綜合評析」, 《臺灣經濟預測與政策》, **49(2)**, 85–119.

以擴散指標為基礎之總體經濟預測

- 總體變數: 31 個商品市場變數, 32 個貨幣市場變數, 以及 18 個勞動市場變數。
- 資料期間: 1988 年第 2 季至 2003 年第 2 季, 每一個變數皆有 61 筆季資料。
- Stock and Watson (1998) 兩階段模型:
 1. 由 81 個經濟變數中估計擴散指標
 2. 再利用此擴散指標建立對經濟成長率未來 h 期的預測模型

$$\begin{aligned}
 x_t &= \Lambda F_t + \epsilon_t, \\
 y_{t+h} &= \alpha_{0,h} + \sum_{i=0}^p \beta'_{i,h} F_{t-i} + e_{t+h}, \quad t = p+1, \dots, T-h,
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

以擴散指標為基礎之總體經濟預測

- 擴散指標模型的預測能力顯著的優於 AR 模型。
- 擴散指標模型的預測能力模型在一季前的預測上顯著的優於台經院和中經院的預測。
- 和主計處的預測相比，擴散指標模型一季前與兩季前的預測和主計總處並無顯著差異；唯三季前及四季前的預測明顯優於主計處。

主計總處的經濟預測模型

「行政院主計處國民所得統計評審委員會設置辦法」：
國民經濟會計及全國總供需估測結果，必須經由「國民所得統計評審委員會」審議決定。

- **客觀**的統計分析：總供需估測模型
 - 聯立方程式模型 (simultaneous equations model):
51 條方程式 (24 條定義式以及 27 條行為方程式)
- **主觀**的專家判斷：評審委員會
- 主計總處「模型」：加權過客觀統計分析和主觀專家判斷
 - 無具體的設定方式與解釋變數選取規則
 - 研究者只能觀察其預測值的歷史資訊

經濟成長率預測之評估與更新

最適點預測

- 給定訊息集合 Ω_{t-1} 與最適化標準下，最適的點預測 (point forecast) 為條件期望值 $y_{t|t-1}^* := \mathbf{E}[y_t | \Omega_{t-1}]$
- 若 $y_{t|t-1}^f = y_{t|t-1}^*$ ；預測誤差必須具有不可再預測性：

$$H_0 : \mathbf{E}[e_t | \Omega_{t-1}] = 0$$

- 最適預測時滿足 H_0 時， $\mathbf{E}[e_t z_t] = 0, \forall z_t \in \Omega_{t-1}$.
 - $z_t = e_{t-k}, e_{t-k}^n$
 - $z_t = \hat{\mathbf{f}}_{t-1}$

預測更新模型

- 預測最適性檢定

$$H_0 : \mathbf{E}[e_t | \Omega_{t-1}] = 0 \implies \mathbf{E}[e_t z_t] = 0, \forall z_t \in \Omega_{t-1}$$

- 拒絕 H_0 時，建立計量模型更新主計總處的預測值：

$$\hat{y}_{t|t-1}^* = y_{t|t-1}^f + \beta' z_t,$$

- Stock and Watson (1998, 2002) 的擴散指標模型：

$$\hat{y}_{t|t-1}^{**} = \beta' \hat{\mathbf{f}}_{t-1}.$$

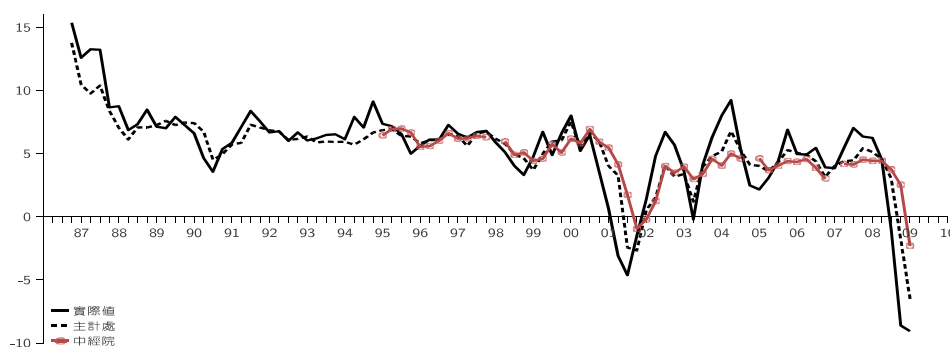
經濟成長率預測之評估與更新

- 主計總處所發佈的一季前預測具有「可再預測性」：預測誤差序列具有簡單但相當顯著的一階自我相關結構，並且預測誤差也與部份擴散指標的落後項相關。我們並建立以預測誤差作為應變數的預測更新模型。
- 無論是從樣本內的配適程度或樣本外的預測能力來看，預測更新模型皆明顯優於擴散指標模型。這表示主計總處的經濟預測，具有一般擴散指標模型所無法取代的貢獻與重要性。
- 在修正過預測誤差結構後，預測更新模型的樣本內、外表現，皆明顯地優於主計總處預測值原先的表現。
- 最簡單的預測更新模型，僅需要主計總處第 t 期的預測值 $y_{t|t-1}^f$ 與第 $t-1$ 期的預測值誤差 $e_t = y_t - y_{t|t-1}^f$ ，即可以得出更新過的預測值：

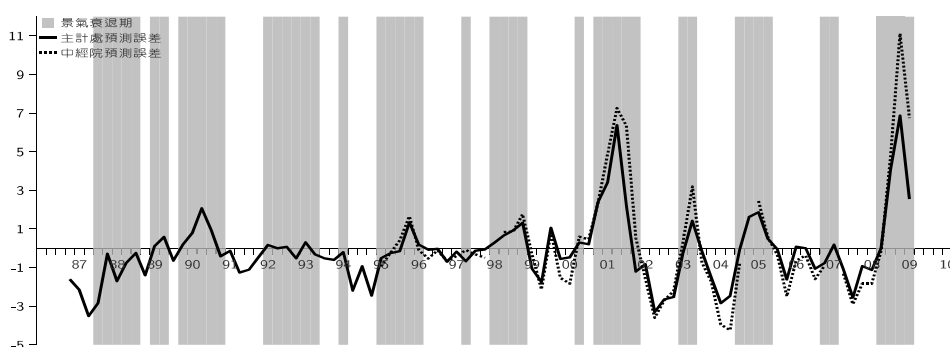
$$\hat{y}_{t+1|t}^* = y_{t+1|t}^f + 0.6596(y_t - y_{t|t-1}^f).$$

- 表現最佳的模型所提供的預測更新機制，除了修正過主計總處預測誤差中最重要動態結構外，還納入了與工業生產指數、製造業銷售量指數、製造業存貨率、躉售物價指數及原油價格相關的訊息。

台灣經濟成長率預測在景氣循環中的不對稱行為偏誤現象



(a) Times series patterns of GDP growth rates (y_t), one-quarter-ahead forecast ($y_{t|t-1}^f$)



(b) Times series patterns of forecast errors (e_t)

實證分析架構與模型

定義

- y_t : 為第 t 季經濟成長率的實際值
 - $y_{t|t-h}^f$: 預測機構在第 $t-h$ 季對 y_t 所做的預測值
 - $e_t := y_{t|t-1}^f - y_t$: (一季前) 預測與實際值差異
 - $FR_{t-1} := y_{t|t-1}^f - y_{t|t-2}^f$: 在 $t-1$ 期的預測修正 (forecast revision)
-
- $FR_{t-1} > 0$: 隱含預測機構在 $t-2$ 季到 $t-1$ 季這段時期內接收到關於景氣波動的好消息
 - $FR_{t-1} < 0$: 隱含預測機構在 $t-2$ 季到 $t-1$ 季這段時期內接收到關於景氣波動的壞消息

預測修正與樂(悲) 觀行為

Amir and Ganzach (1998), and Ayashi (2001)

$$M1: e_t = \alpha + \beta FR_{t-1} + u_t.$$

- $\alpha > 0$ 代表測機構的預測態度過於樂觀;
 $\alpha < 0$ 代表測機構的預測態度過於悲觀.
- $\beta > 0$: 指預測機構對新訊息反應過度;
 $\beta < 0$: 指預測機構對新訊息反應不足.

Example

$$\begin{array}{ccc}
 \text{樂觀} & & \\
 (\alpha > 0) & & \\
 + & \Rightarrow & \text{低估實際值} \\
 \text{對好消息反應不足} & & (e_t < 0) \\
 (\beta < 0 \ \& \ FR_{t-1} > 0) & &
 \end{array}$$

台灣經濟成長率預測在景氣循環中的不對稱行為偏誤現象

行政院主計總處預測

- 除了對景氣循環波動中的訊息反應不及而造成預測誤差外，在景氣擴張時期還會因過度悲觀而低估經濟成長率
- 在 2001 年前後期有相當大的轉變，2001 年之後預測行為偏誤現象更為顯著且伴隨較大的預測誤差波動。

中華經濟研究院預測

- 擴張期低估成長率的原因則大多來自於過度悲觀及對訊息反應過度，但於衰退期高估的原因則來自反應不及和過度樂觀兩個行為偏誤
- 雖然其預測與主計處的預測大多呈現亦步亦趨的態勢，但相對於主計處，中經院的預測因為更多主觀的行為偏誤滲入而導致其預測值較不準確。

行為偏誤修正模型

- 修正了景氣循環過程中每一階段可能行為偏誤的模型所提供修正後的預測值表現最佳

我國經濟成長率與其構成項目近十年在「定基法」衡量下的當季預測績效綜合評析

- 主計總處的預測能解釋實質 GDP 成長率走勢的變異約 80%，其中景氣相對擴張期的預測能力指標略低於衰退期。
- 即使在預測當季的季中 (該季的第二個月)，主計總處判斷經濟成長率高於或低於前一季實際值的錯誤機率仍約高達 20%。
- 效率性與不偏性檢定的結果都同時顯示實質 GDP 成長率預測與誤差顯著受到前期景氣狀態的影響 (當前期景氣為相對擴張時平均顯著低估 1.2%，而在前期為衰退時期則些微高估 0.5%)，我國實質 GDP 成長率 (即經濟成長率) 的預測隨景氣循環而具有不對稱的高低估影響結果。

Nowcasting and Mixed Frequency Modelling

By Massimiliano Marcellino (Bocconi University)

- In real-time, the **unbalancedness** of datasets arises mainly due to two features:
 - the **different sampling frequency** with which the indicators are available
 - the "**ragged-edge**" problem, namely, publication delays of indicators that cause missing values of some of the variables at the end of the sample
- Example: one of the key indicators of macroeconomic activity, the Gross Domestic Product (GDP), is released quarterly and with considerable publication lag, while a range of leading and coincident indicators is available more timely, and at a monthly or even higher frequency.

Two common solutions:

By Massimiliano Marcellino (Bocconi University)

- Temporally **aggregate** all data to same (low) frequency by computing sums or averages or by taking the last high frequency obs in each low frequency period (point-in-time or stock sampling)
 - Loss of efficiency
 - Loss of specific econometric features such as Granger non-causality
 - Loss of identification of structural parameters
- Temporally **interpolate** all data to the same (high) frequency. Various methods are available, such as Chow-Lin, Denton, splines, etc.
 - Generation of measurement errors
 - Possible collinearity problems
 - Lack of theoretical correspondence between disaggregated and aggregated model

Bridge Model

- y_t^q : quarterly GDP growth
- x_{it}^q : aggregating monthly IPI to get its quarterly version

Bridge Equation

$$y_t^q = \alpha + \sum_{i=1}^j \beta_i(L) x_{it}^q + \varepsilon_t^q$$

where $\beta_i(L) = \beta_{0i} + \beta_{1i}L + \dots + \beta_{pi}L^p$ are polynomials in the lag operator L .

AR-MIDAS

$$y_{t+h}^L = \alpha_0 + \sum_{d=0}^D \alpha_d y_{t-d}^L + \beta W(L^{1/m}; \theta) x_t^H + \varepsilon_{t+h}^L,$$

其中， t 為低頻資料的時間單位，且 $t = 1, \dots, T$ ； m 則為時間單位內高頻資料總共出現的次數； y_t^L 為低頻變數； x_t^H 為高頻變數，而 $x_{t-k/m}^H = L^{k/m} x_t^H$ ，其中 $(t - k/m)$ 表示時點 t 之前第 k 個出現的高頻變數值，且 $k = 0, 1, 2, \dots$ 。 L 則是時間序列模型慣用的落後運算元 (lag operator)。式中， $W(L^{1/m}; \theta) = \sum_{k=0}^K w(k; \theta) L^{k/m}$ 且 $W(1; \theta) = \sum_{k=0}^K w(k; \theta) = 1$ 舉例而言， $L^k x_t \equiv x_{t-k}$ 。

AR-Factor MIDAS預測模型

$$y_{t+h}^L = \alpha_0 + \sum_{d=0}^D \alpha_d y_{t-d}^L + \beta W(L^{1/m}; \theta) \hat{\mathbf{F}}_t + \varepsilon_{t+h}^{L,f}$$

式中， $\hat{\mathbf{F}}_t$ 為因子模型所萃取出之共同因子。

MIDAS模型中的參數皆透過非線性最小平方法 (Nonlinear Least Squares, NLS) 加以估計，而估計式也多具有常見的良好統計性質。



Almon Polynomial Lag

$$W(L^{1/m}; \theta) = \sum_{k=0}^K w(k; \theta) L^{k/m}$$

$$w(k; \theta) = 1 + (\theta_1 k)^1 + \cdots + (\theta_k k)^Q$$

Exponential Almon Lag

$$W(L^{1/m}; \theta) = \sum_{k=0}^K w(k; \theta) L^{k/m}$$

$$w(k; \theta) = \frac{\exp(\theta_1 k + \cdots + \theta_Q k^Q)}{\sum_{k=1}^K \exp(\theta_1 k + \cdots + \theta_Q k^Q)}$$

This function is quite flexible and can take various shapes with only a few parameters; $Q = 2$ in this project.

「共同因子模型」(Common Factor Model)

Common Factor Model

$$x_{it} = \lambda_{1i}F_{1t} + \lambda_{2i}F_{2t} + \cdots + \lambda_{ri}F_{rt} + \varepsilon_{it}$$

$$\equiv \lambda_i' \mathbf{F}_t + \varepsilon_{it},$$

- λ_i : $r \times 1$ 的因子負載 (factor loading) 向量 (不隨 t 改變)
- \mathbf{F}_t : $r \times 1$ 的共同因子向量 (不因 i 而異)
- \mathbf{F}_t 的一致性估計: 主成分分析法 (Principal Components Analysis, PCA)
- 缺漏值輔以 EM (Expectation-Maximization) Algorithm 進行

趨勢調查資料

調查名稱	發布日期	調查名稱	發布日期
製造業營業氣候測驗點	1982年1月	消費者信心調查	2001年1月
營造業營業氣候測驗點	1982年1月	國民經濟信心指數	2010年3月
服務業營業氣候測驗點	1998年1月	PMI	2012年7月
外銷訂單動向指數	2000年1月	批發、零售及餐飲業營業額動向指數	2013年2月
製造業生產動向指數	2001年1月	NMI	2014年8月

趨勢調查共同因子之建構

- ◆ 參考Stock and Watson (2002) 所提出之EM演算法填補缺漏資料。
- ◆ 從59個細項數列中再進行挑選，挑選各調查細項數列的重要參考依據為
 - 經濟重要性 (與景氣領先及同時指標之相關性)
 - 與景氣領先及同時指標相關係數的絕對值 >0.5
 - 循環對應性 (景氣峰谷之對應性)
- ◆ 取出兩組細項數列組合：
 - ◆ 共同因子f6：相關係數超過0.6的組合，共19個變數
 - ◆ 共同因子f5：相關係數超過0.5的組合，共35個變數
- ◆ 不考慮資料充足性之準則，利用EM演算法補足闕漏不足的細項。

趨勢調查共同因子 (f5、f6) 之走勢

- ◆ 已將**所有資料標準化**，故趨勢調查共同因子以0為基準
- ◆ 共同因子數列 >0 ：趨勢調查結果**相對樂觀**；共同因子數列 <0 ：結果相對悲觀。

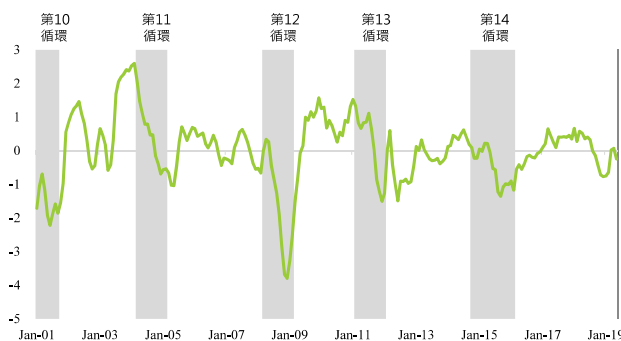


圖4-2：趨勢調查共同因子 (f5) 之走勢

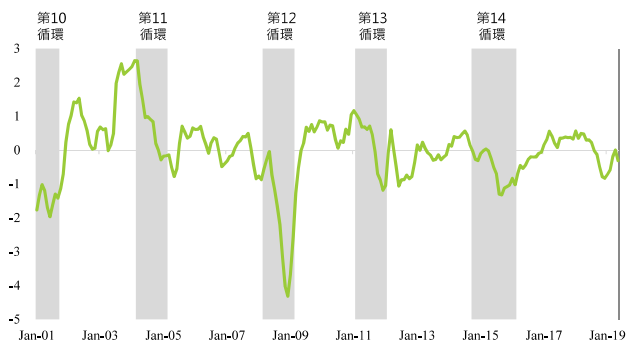


圖4-3：趨勢調查共同因子 (f6) 之走勢

資料來源：國發會與本研究自行整理

趨勢調查共同因子基本統計特性

- ◆ 趨勢調查共同因子f5與f6的波動與重要經濟事件的關連十分密切
- ◆ 共同因子指數跌勢超過 1.65倍標準差的期間
 1. 2001年5月~10月：全球資訊科技產業泡沫化、美國911恐怖攻擊事件、國內股價指數嚴重下跌
 2. 2008年8月至2009年4月：美國房地產泡沫持續擴大，造成全球金融海嘯
- ◆ 經濟成長率表現亮眼時，共同因子指數亦相對較高，例如在1~4月上升超過1.65倍標準差
 1. 2004年第1季與第2季經濟成長率分別為6.47%與9.99%

	分配狀態		相關係數		單根檢定		波動持續性	
	偏態	峰度	與領先 指標	與同時 指標	截距	截距 趨勢	AR(1) 係數	半衰期
f5	-0.52	4.84	0.78	0.49	0.00	0.00	0.92	9.55
f6	-0.70	6.43	0.74	0.44	0.00	0.00	0.93	8.31



28

因果檢定結果

變數	領先關係	變數	Wald檢定 P 值
領先指標	← - - -	趨勢調查共同因子f6	0.05
	→		0.00***
領先指標	→	趨勢調查共同因子f5	0.26
	→		0.00***
同時指標	←	趨勢調查共同因子f6	0.00***
	←		0.11
同時指標	←	趨勢調查共同因子f5	0.00***
	←		0.13

註：VAR架構下的因果檢定，係以Block Exogeneity Wald Test進行，以 χ^2 統計量加以判定。***代表1%顯著。

5%的顯著領先關係以實線的箭頭表示，10%的顯著領先關係則虛線的箭頭表示。



13

即時預測預測設計

- ◆ 將2000年起的觀察資料區分成樣本內 (in-sample) 與樣本外 (out-of-sample) 兩區間。
 - 樣本內：2000Q1~2016Q3；樣本外：2016Q4~2019Q1。
- ◆ 本計畫採用遞迴 (recursive) 的方式進行樣本外區間的估計與預測：參考Guérin and Marcellino (2013) 的分析架構。
- ◆ 預測期間則為 $\tilde{h} = 0$ 至 $\tilde{h} = 5$ ，共有6個預測時點，其中， $\tilde{h} = 0$ 至 $\tilde{h} = 2$ 為對當季「即時預測」， $\tilde{h} = 3$ 至 $\tilde{h} = 5$ 則為「短期預測」。
- ◆ 在預測設計中的各個變數落後期數設定皆為1期。



9

即時預測預測績效評比

- ◆ 採用誤差均方根 (RMSE) 做為樣本外預測表現評估指標。
 - 以景氣領先指標模型預測值為基準 (benchmark) 模型。
 - 若「相對RMSE」大於1表示預測表現遜於景氣領先指標模型；若「相對RMSE」小於1表示預測表現優於景氣領先指標模型。
- ◆ 本計畫MIDAS預測模型共有四種單變數模型，兩種雙變數模型：
 - 同時指標；製造業銷售額指數；趨勢調查共同因子(f5，f6)；領先指標+共同因子f5；領先指標+共同因子f6。



10

相對景氣領先指標模型之相對RMSE

\tilde{h}	0	1	2	3
景氣同時指標	1.23	1.38	1.52	1.58
製造業銷售額指數	1.72	1.59	1.33	1.71
趨勢調查共同因子f5	0.89	0.88	1.14	1.24
趨勢調查共同因子f6	0.88	0.88	1.10	1.16
領先指標+共同因子f5	1.04	1.03	1.02	0.97
領先指標+共同因子f6	1.01	1.01	1.01	1.01

1. 粗體紅字為與景氣領先指標模型之相對RMSE小於1。預測績效評估期間為2016年第4季至2019年第1季。
2. **、*與*分別表示Diebold-Mariano檢定統計量在1%、5%與10%的水準下顯著。



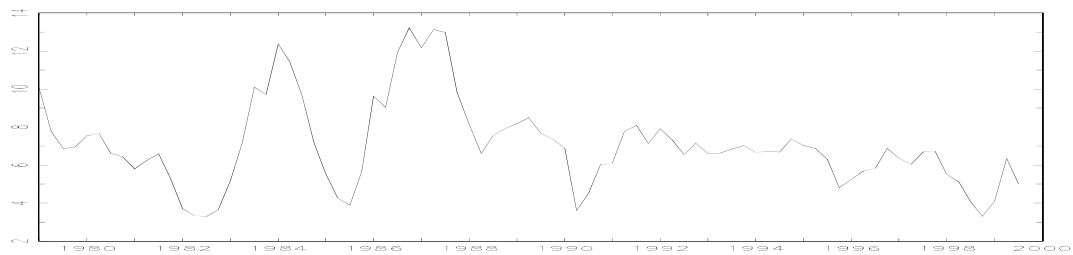
11

台灣景氣循環認定相關實證研究

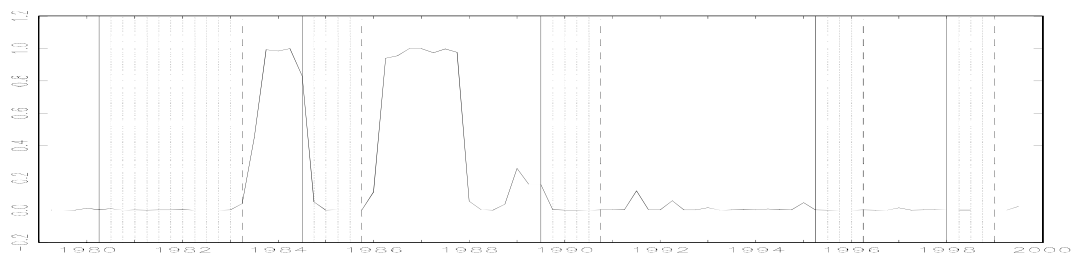
- 徐士勳與管中閔 (2001), 「九零年代台灣的景氣循環: 馬可夫轉換模型與紀卜斯抽樣法的應用」, 《人文及社會科學集刊》, **13(5)**, 515-540.
- 陳宜廷與謝志昇 (2006), 「台灣實質國民生產毛額年成長率的狀態變化意涵」, 《經濟論文》, **34(1)**, 41-91.

九零年代台灣的景氣循環

GDP 年成長率



未考慮結構性轉變下的全期機率



雙變量馬可夫轉換模型

$$y_t = \alpha_{s_t} + \sum_{j=1}^p A_j y_{t-p} + \epsilon_t,$$

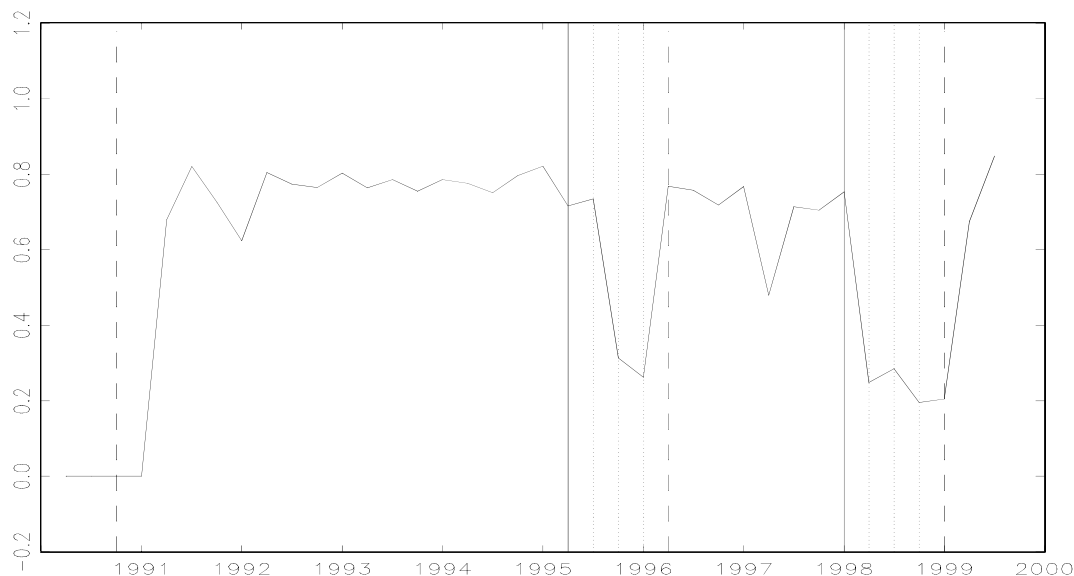
其中 y_t 為 2 個變數 (GDP 及 就業人數) 所組成的向量, α_{s_t} 是隨「狀態變數 s_t 」所改變的 2 維向量, $\epsilon_t \sim (0, \Sigma)$.

狀態變數 s_t 的行為由狀態轉換機率所決定

$$p = P(s_t = 0 | s_{t-1} = 0), \quad q = P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1).$$

九零年代台灣的景氣循環

考慮結構性轉變下的的全期機率



台灣實質國民生產毛額年成長率的狀態變化意涵

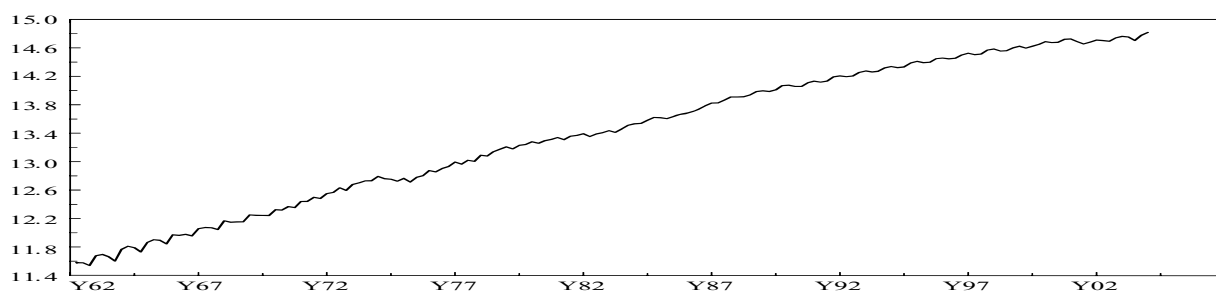


圖 1 台灣實質 GNP 取自然對數後之時間序列 (1962:Q1-2003:Q4)

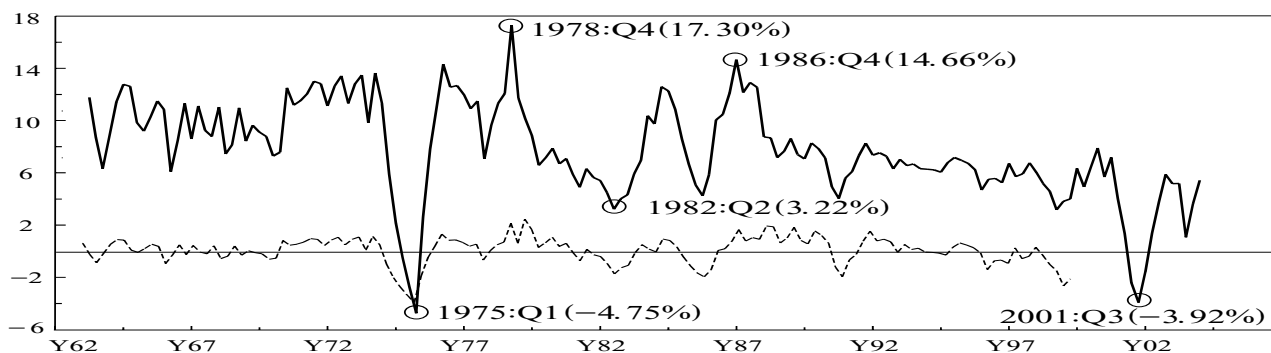


圖 2 台灣實質 GNP 年成長率時間序列及其「標準化」序列

分段標準化

- m_t : 表第 t 季所屬的階段之樣本平均成長率
- v_t : 表第 t 季所屬的階段之樣本標準差

- 「分段標準化」經濟成長率序列

$$y_t^* = \frac{y_t - m_t}{v_t}$$

- $\{y_t^*\}$ 已不再具有隨經濟發展階段而異的位置與波動性的狀態變換長期效果。
- 各階段內仍存在可能因景氣循環所帶來的位置參數狀態變化之短期效果。

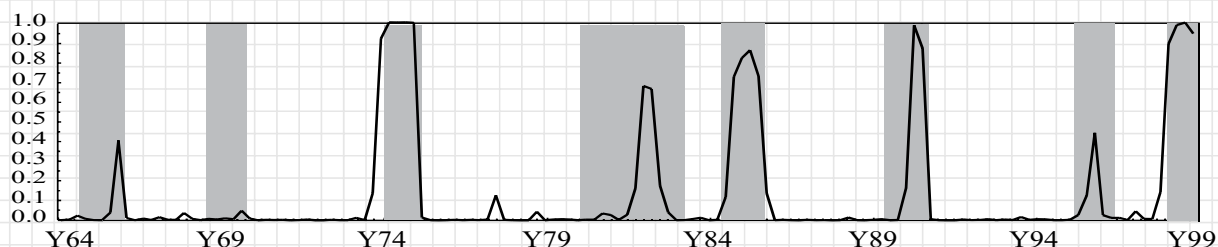


圖 6 MSI-AR 模型 ($\{y_t^*\}$) 的「階段性低成長」狀態全期機率估計值序列

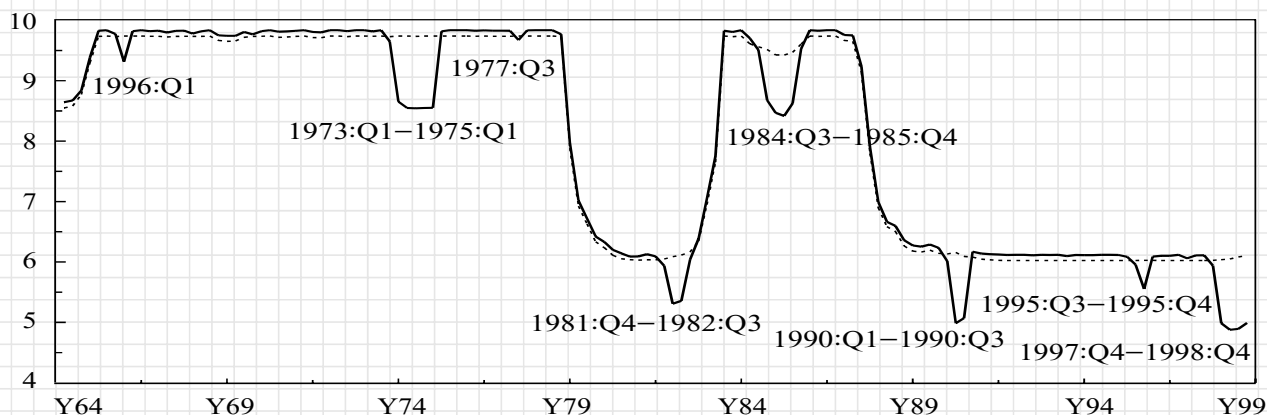


圖 7 以全期機率計算的「長期平均成長率」與考慮「短期效果」後的平均成長率

趨勢共同因子的轉折點

趨勢調查共同因子 (f5 、 f6) 之走勢

- ◆ 已將**所有資料標準化**，故趨勢調查共同因子以0為基準
- ◆ 共同因子數列 >0 ：趨勢調查結果**相對樂觀**；共同因子數列 <0 ：結果**相對悲觀**。

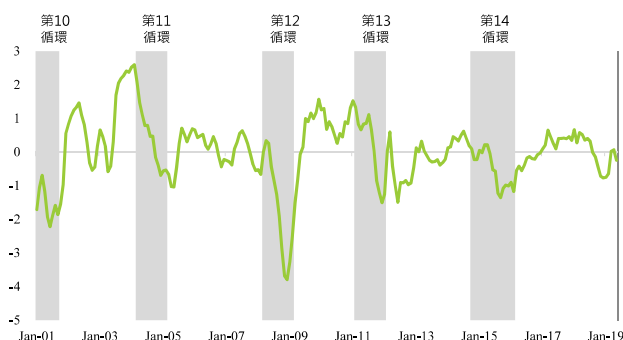


圖4-2：趨勢調查共同因子 (f5) 之走勢

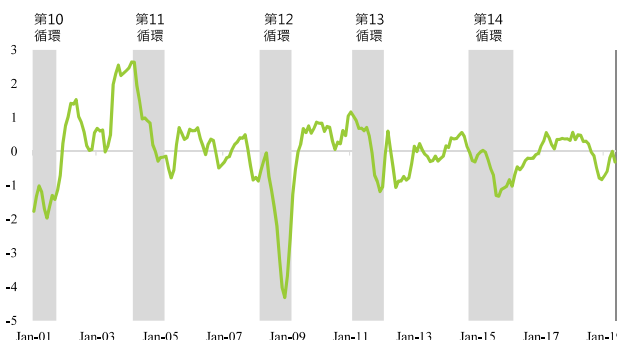


圖4-3：趨勢調查共同因子 (f6) 之走勢

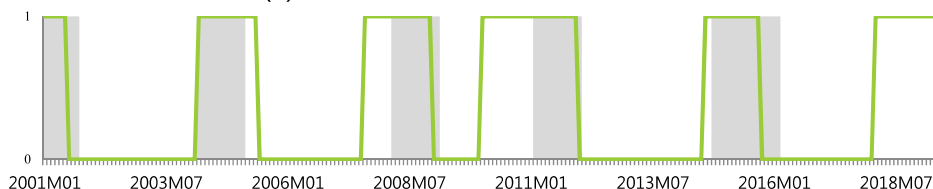
資料來源：國發會與本研究自行整理



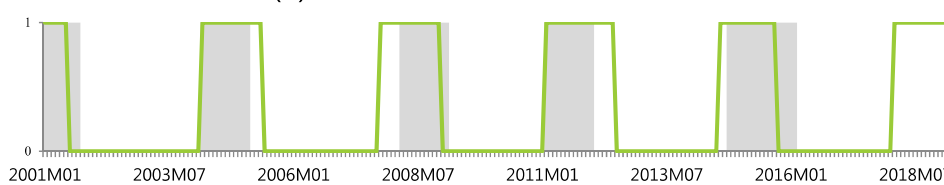
Harding and Pagan(2002) 轉折點認定

趨勢調查共同因子f5及f6之景氣轉折認定結果

(a) 趨勢調查共同因子f5 的轉折點認定



(b) 趨勢調查共同因子f6 的轉折點認定



資料來源：國發會與本研究自行整理，灰色區域為國發會認定的衰退期。



Probit Model

- Unobserved latent variable: $y_t^* = \mathbf{Z}_t' \boldsymbol{\Gamma} + \mathbf{u}_t$.
- Observed dependent variable: $R_t = 1$ if $y_t^* > 0$; otherwise, $R_t = 0$.
- $\mathbf{P}(R_t = 1 | \mathbf{Z}_t, \boldsymbol{\Gamma}) = \mathbf{P}(y_t^* > 0) = \mathbf{P}(\mathbf{Z}_t' \boldsymbol{\Gamma} + \mathbf{u}_t > 0) = 1 - F(-\mathbf{Z}_t' \boldsymbol{\Gamma})$.
- Probit model: $F(\cdot) = \Phi(\cdot)$ the cdf of Gaussian random variable.

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[R_t | \mathbf{Z}_t, \boldsymbol{\Gamma}] &= 1 \cdot \mathbf{P}(R_t = 1 | \mathbf{Z}_t, \boldsymbol{\Gamma}) + 0 \cdot \mathbf{P}(R_t = 0 | \mathbf{Z}_t, \boldsymbol{\Gamma}) \\ &= \mathbf{P}(R_t = 1 | \mathbf{Z}_t, \boldsymbol{\Gamma}) \\ &= 1 - F(-\mathbf{Z}_t' \boldsymbol{\Gamma}) = 1 - \Phi(-\mathbf{Z}_t' \boldsymbol{\Gamma}) \\ &= \Phi(\mathbf{Z}_t' \boldsymbol{\Gamma}). \end{aligned}$$

預測未來景氣衰退的機率

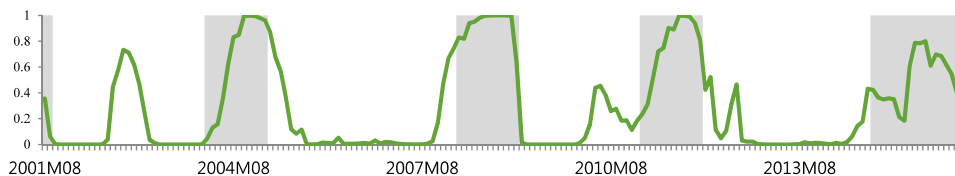
- ◆ 利用動態Probit 模型預測未來 h 期景氣衰退機率，動態Probit 模型的動態設定為：

$$\text{Prob}(R_t) = \Phi(c + \beta_1 R_{t-h-r} + \sum_{j=h}^q \beta_j X_{t-j})$$

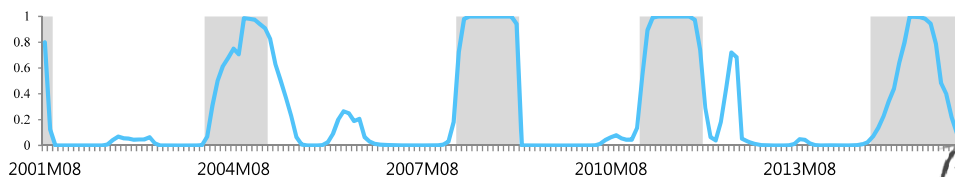
- ◆ R_t ：景氣是否處於衰退期之虛擬變數； $R_t = 1$ ：表示處於景氣衰退期
- ◆ $\Phi(\cdot)$ ：累積常態分配函數
- ◆ X_t ：可能幫助預測衰退機率的解釋變數
(景氣領先指標、同時指標與趨勢調查共同因子f5及f6)
- ◆ 最適落後期數 (q) 將以SIC準則進行挑選。 h 為預測期間。
- ◆ r 為被解釋變數的落後期數設定，參考Menden and Proano (2017) 設定為6。

景氣領先指標與景氣同時指標預測景氣衰退機率 $h = 1$

景氣領先指標預測景氣衰退機率



景氣同時指標預測景氣衰退機率

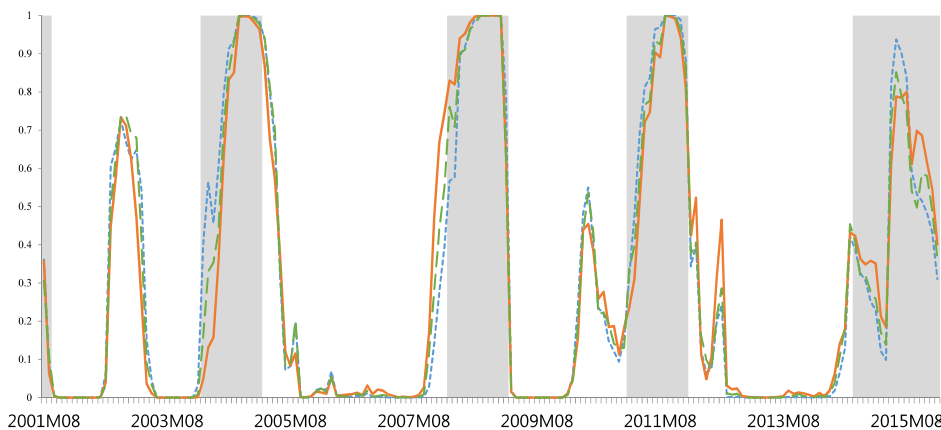


資料來源：國發會與本研究自整理。



景氣領先指標納入趨勢調查共同因子預測景氣衰退機率 $h = 1$

■ NDC - - - - - PROB_LEAD_F5 ——— PROB_LEAD - - - - - PROB_LEAD_F6



註：NDC為國發會認定之峰谷；PROB_LEAD_F5 (F6) 為領先指標結合趨勢調查共同因子f5 (或f6) ；PROB_LEAD為領先指標。



資料來源：國發會與本研究自整理。

混淆矩陣

◆ 參考 Menden and Proano (2017)

		Actual class I_j	
		Crisis	No crisis
Predicted class P_j	Signal	A True positive	B False positive
	No signal	C False negative	D True negative

- ◆ T_1 : 型I誤差 ; T_2 : 型II誤差 。 P_1 : 型I誤差發生機率 ; P_2 = 型II誤差發生機率
 - $T_1 = P(P_j \leq \lambda | I_j(h) = 1)$; $T_2 = P(P_j > \lambda | I_j(h) = 0)$
 - $P_1 = P(I_j(h) = 1)$; $P_2 = P(I_j(h) = 0) = 1 - P_1$
- ◆ 損失函數為 : $L(\mu) = \mu T_1 P_1 + (1 - \mu) T_2 P_2$, $\mu \in [0, 1]$
- ◆ μ 為決策者對於型I與II誤差關心程度，為決策者主觀設定。
- ◆ 最適對應的機率門檻值 λ : 透過極小化損失函數決定 λ 值



景氣領先與同時指標之混淆矩陣 $\mu = 0.65$

h=1			h=3			h=6		
景氣領先指標	實際認定		景氣領先指標	實際認定		景氣領先指標	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)		衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)		衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.2$)	91%	20%	衰退訊號 ($\lambda > 0.1$)	98%	28%	衰退訊號 ($\lambda > 0.15$)	91%	25%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.2$)	9%	80%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.1$)	2%	72%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.15$)	9%	75%
景氣同時指標	實際認定		景氣同時指標	實際認定		景氣同時指標	實際認定	
	衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)		衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)		衰退 ($R_t = 1$)	非衰退 ($R_t = 0$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.2$)	87%	6%	衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	83%	12%	衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	83%	12%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.2$)	13%	94%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	17%	88%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	17%	88%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反¹⁹

景氣指標納入趨勢調查共同因子之混淆矩陣 $h=1$

h=1					
未納入		+ 共同因子f5		+ 共同因子f6	
景氣 領先指標	實際認定	景氣領先指標	實際認定	景氣領先指標	實際認定
	衰退 ($R_t = 1$)	+ 共同因子f5	衰退 ($R_t = 1$)	+ 共同因子f6	衰退 ($R_t = 1$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	91%	衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	93%	衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	93%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	9%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	7%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	7%
景氣 同時指標	實際認定	景氣同時指標	實際認定	景氣同時指標	實際認定
	衰退 ($R_t = 1$)	+ 共同因子f5	衰退 ($R_t = 1$)	+ 共同因子f6	衰退 ($R_t = 1$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.2$)	87%	衰退訊號 ($\lambda > 0.35$)	85%	衰退訊號 ($\lambda > 0.35$)	85%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.2$)	13%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.35$)	15%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.35$)	15%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反²³

景氣指標納入趨勢調查共同因子之混淆矩陣 $h=3$

h=3					
未納入		+ 共同因子f5		+ 共同因子f6	
景氣 領先指標	實際認定	景氣領先指標	實際認定	景氣領先指標	實際認定
	衰退 ($R_t = 1$)	+ 共同因子f5	衰退 ($R_t = 1$)	+ 共同因子f6	衰退 ($R_t = 1$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.1$)	98%	衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	83%	衰退訊號 ($\lambda > 0.1$)	100%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.1$)	2%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	17%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.1$)	0%
景氣 同時指標	實際認定	景氣同時指標	實際認定	景氣同時指標	實際認定
	衰退 ($R_t = 1$)	+ 共同因子f5	衰退 ($R_t = 1$)	+ 共同因子f6	衰退 ($R_t = 1$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	83%	衰退訊號 ($\lambda > 0.4$)	79%	衰退訊號 ($\lambda > 0.4$)	79%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	17%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.4$)	21%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.4$)	21%

註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反²²

景氣指標納入趨勢調查共同因子之混淆矩陣 $h=6$

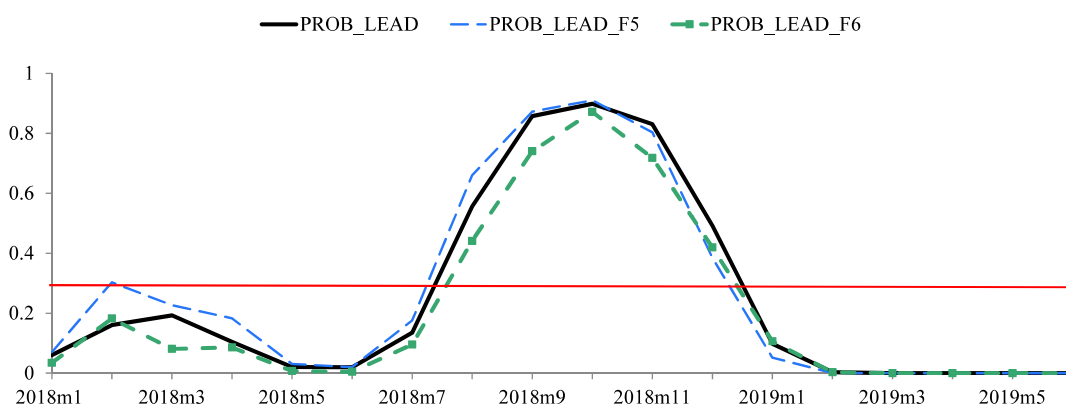
h=6					
未納入		+ 共同因子f5		+ 共同因子f6	
景氣領先指標	實際認定 衰退 ($R_t = 1$)	景氣領先指標 + 共同因子f5	實際認定 衰退 ($R_t = 1$)	景氣領先指標 + 共同因子f6	實際認定 衰退 ($R_t = 1$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.15$)	91%	衰退訊號 ($\lambda > 0.15$)	92%	衰退訊號 ($\lambda > 0.15$)	91%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.15$)	9%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.15$)	8%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.15$)	9%
景氣同時指標	實際認定 衰退 ($R_t = 1$)	景氣同時指標 + 共同因子f5	實際認定 衰退 ($R_t = 1$)	景氣同時指標 + 共同因子f6	實際認定 衰退 ($R_t = 1$)
衰退訊號 ($\lambda > 0.3$)	83%	衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	89%	衰退訊號 ($\lambda > 0.25$)	87%
無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.3$)	17%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	11%	無衰退訊號 ($\lambda \leq 0.25$)	13%



註：表中之 λ 為最適門檻值，若是預測衰退機率大於門檻值，則將認定為衰退；反之，相反²³

2018年之後的衰退機率

景氣領先指標及納入趨勢調查共同因子預測2018年1月至2019年6月
景氣衰退機率 ($h=1$)



庶民的智慧

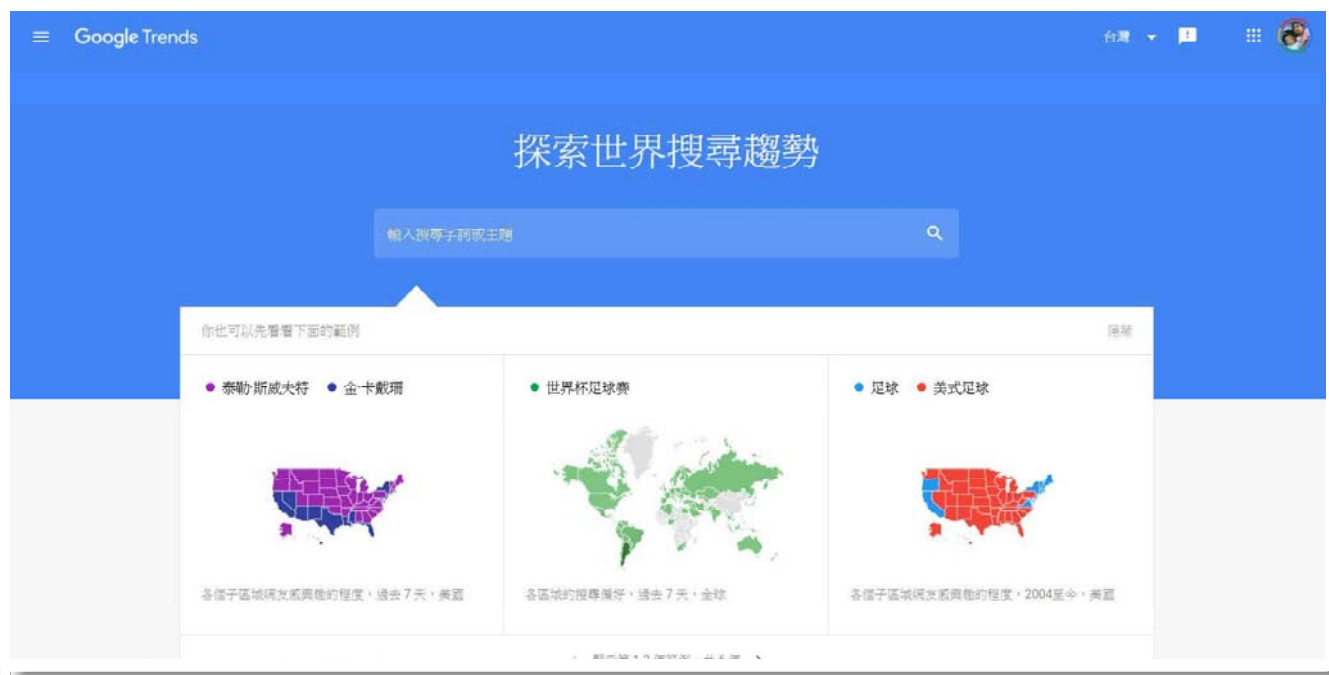
未來事件交易所 <http://xfuture.org/>

未來事件交易所是一個以「預測」為主題的平台，由來自各地的玩家齊聚一堂以「虛擬點數」交易互動、預測真實世界中的事件。玩家們可以依照自己的興趣與熟悉度，選擇想要預測的事件，並依預測績效賺取虛擬點數、爭取排名，成為受人尊敬的預測專家，此交易所目的是為了集合眾人的智慧預測未來發生各事件的可能性。

- 國立政治大學預測市場研究中心與未來事件交易所股份有限公司合作
- 在未來事件交易所中相對應的「價格」反映了眾多玩家所認為該事件發生**機率**，因此價格的漲跌就代表玩家認為該事件的發生機率將會變高或變低。
- 交易所內以期貨的方式進行交易，以各種未來事件為投資標的，主要分為，政治、財經、社會、兩岸、國際、運動、選舉、娛樂和汽車之八個類別。

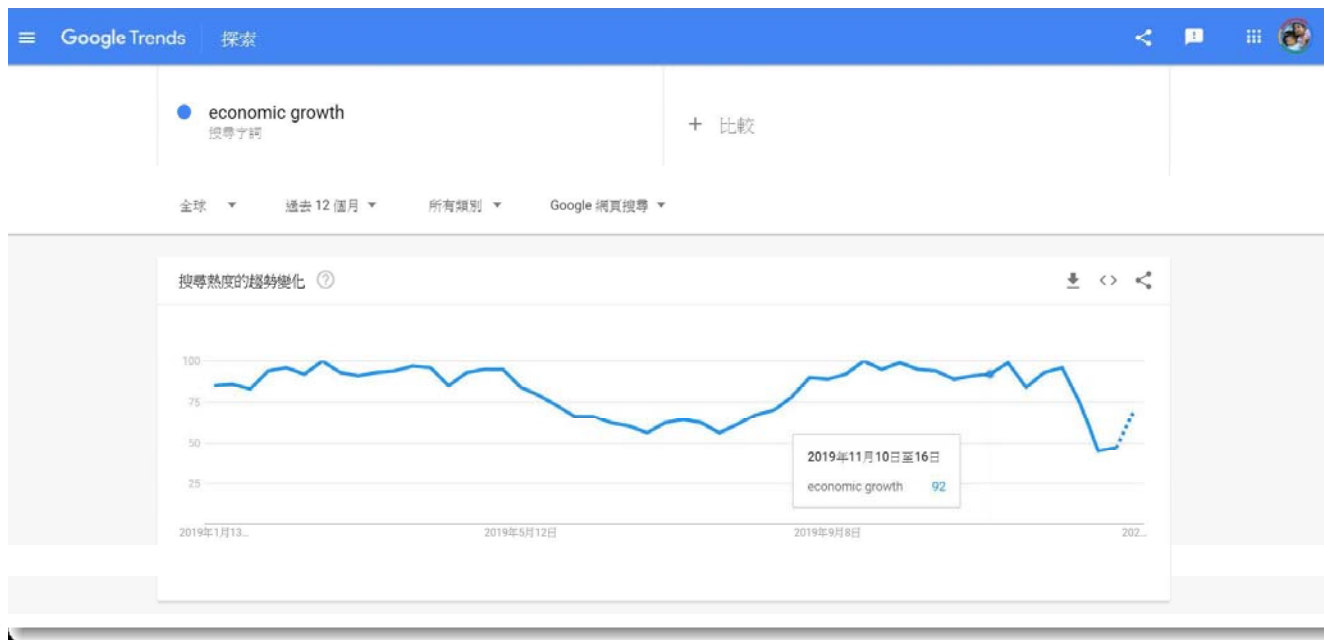
庶民的智慧

Google Trend



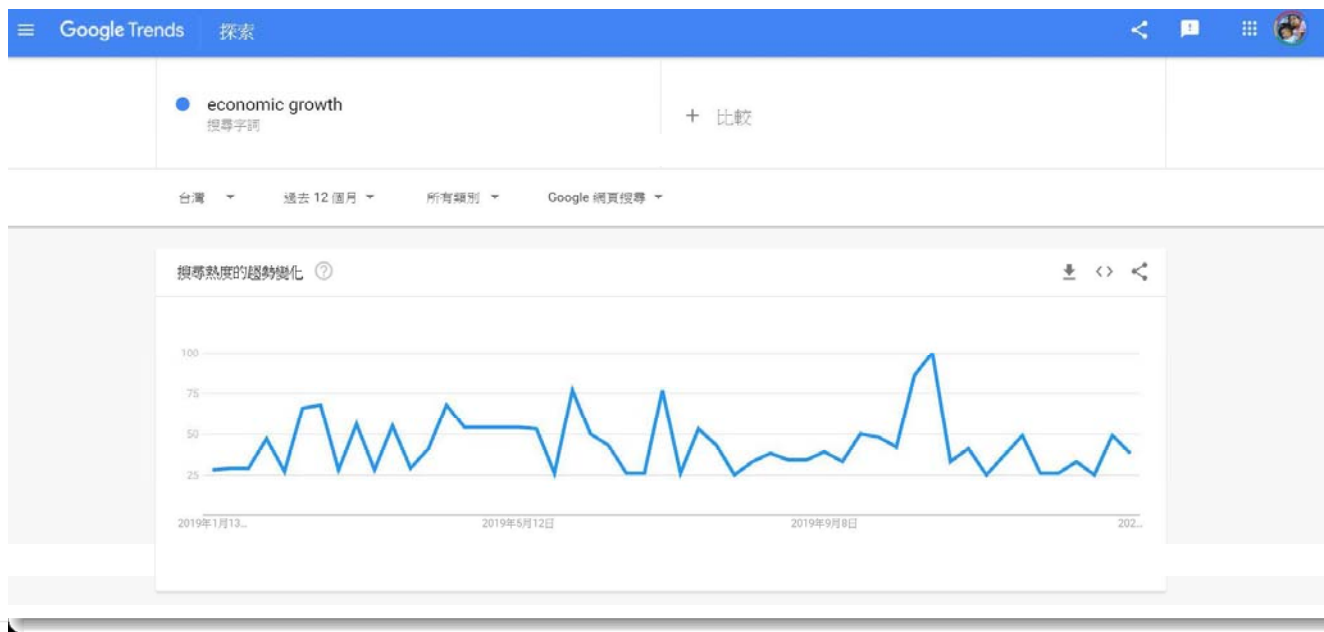
庶民的智慧

Google Trend



庶民的智慧

Google Trend



關於經濟成長與景氣轉折點預測



圖片來源:<https://blog.xuite.net/thinley.chodron/twblog/113263728/track>

組合預測 (Combined Forecasts)

If one forecast incorporates **all the relevant information**, nothing can be gained by combining forecasts.

Forecast Encompassing Test:

to determine whether one forecast incorporates (or encompasses) all the relevant information in competing forecasts. For two forecasts $y_{t+h|t}^a$ and $y_{t+h|t}^b$, consider the regression

$$y_{t+h} = \beta_a y_{t+h|t}^a + \beta_b y_{t+h|t}^b + \varepsilon_{t+h|t}.$$

- If $(\beta_a, \beta_b) = (1, 0)$, model *a* forecast-encompasses model *b*.
- If $(\beta_a, \beta_b) = (0, 1)$, model *b* forecast-encompasses model *a*.
- For other (β_a, β_b) values, neither model encompasses the other, and both forecasts contain some useful information about y_{t+h} .

Forecast Combination

- Failure of each model's forecasts to encompass other model's forecasts indicates that both models are **misspecified** and that there may be gains from forecast combination.

How to Combine them?

$$y_{t+h|t}^c = \omega y_{t+h|t}^a + (1 - \omega) y_{t+h|t}^b.$$

- Optimal-weighted combination
- Combination with weights inverse to their relative mean squared errors (MSE)
- Equal-weighted** combination

Reference: Diebold (2007).

關於預測：結論與討論

- 預測提供者心目中的損失函數 vs. 閱聽者的損失函數
- 訊息集合的大小與使用左右預測績效
- 世界上不存在「最佳模型」
- 模型進行預測時的重要隱含假設：
未來的經濟脈動與結構和歷史資料所呈現大致相同
- 專家判斷扮演重要角色
- 趨勢調查資料具有額外輔助預測資訊

經濟趨勢調查之應用研究/徐士勛計畫主持；黃裕烈、
徐之強、張瑞雲協同主持。-- 初版。-- 臺北市：
國發會，民 109.1
面：表，公分
編號：(109)002.0201
委託單位：國家發展委員會
受託單位：國立政治大學

經濟調查
552.33

經濟趨勢調查之應用研究
委託單位：國家發展委員會
受託單位：國立政治大學
計畫主持人：徐士勛
協同主持人：黃裕烈、徐之強、張瑞雲
出版機關：國家發展委員會
電話：02-23165300
地址：臺北市寶慶路 3 號
網址：<http://www.ndc.gov.tw/>
出版年月：中華民國 109 年 1 月
版次：初版 刷次：第 1 刷
編號：(109)002.0201 (平裝)