

台灣民間消費支出與民眾信心調查之關係： 混合頻率方法之應用*

吳俊毅**

摘 要

本文利用兩種「混合頻率(mixed-frequency)」方法重新檢視消費者信心指數與民間消費年增率之關係，分別是運用Ghysels et al. (2016)之混合頻率Granger因果檢定，與利用Ghysels et al. (2004)所提的混合頻率資料抽樣模型，對民間消費年增率的即時預測(nowcasting)，並評估其預測績效，是與既有國內相關文獻不同之處，亦是本文主要之貢獻。本文重要實證發現歸納如下：(1)與既有文獻相似，在相同頻率的季模型Granger因果檢定架構下，消費者信心指數預測未來民間消費年增率的能力有限；(2)在混合頻率架構則發現消費者信心指數「Granger 影響」民間消費年增率；(3)利用月資料之消費者信心的即時資訊將有助提升對當季民間消費年增率之即時預測績效。上述結果顯示混合頻率方法充分利用所有資料的資訊，致其較能刻劃變數間的關係。

* 本文初稿完成於民國108年1月，109年11月修正完稿。本文感謝兩位匿名審稿人與中央銀行陳副總裁南光、林處長宗耀、蔡處長焜民、林參事淑華、吳參事懿娟、繆副研究員維正、許副研究員碧純及其他經濟研究處同仁給予之寶貴意見。本文觀點為作者個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處副研究員。

壹、前言

依國內生產毛額支出面之分類，我國民間消費支出占其比重逾50%，是國內需求占比最高的項目，若能找到合宜的經濟變數提高對民間消費支出的預測能力，有助決策者掌握未來經濟成長的動向。文獻上，常用的合宜經濟變數包含「剛性資料」(hard data)，如可支配所得、零售業營業額等，通常來自政府或者其它統計機構稱之，與「軟性資料」(soft data)，如消費者信心指數等調查或問卷資料的結果屬之^{註1}。本文主要研究目的將探討消費者信心指數是否可做為預測台灣民間消費支出的合宜變數。

消費者信心指數綜合反應消費者對於當前與未來家庭經濟狀況、國內就業機會、物價水準等主觀感受。過去的文獻發現，消費者信心指數反映受訪者訊息觀點(information view)與動物性本能(animal spirits)等兩種訊息；其中，訊息觀點反映受訪者對於當前與未來經濟條件變化的判斷(Troop, 1992)；動物性本能訊息則為無法從經濟數據觀察的受訪者主觀認知，主要反映受訪者心理層面過度樂觀或悲觀的非理性心理情緒反應稱之(Keynes, 1936；Akerlof and Shiller, 2009)。因此，一般認為消費者信心指數與剛性資料所顯示的內涵並不相同，可提早協助判斷未來經濟情勢變化，並用於預測民間消費年增率(Mishkin, 1978)與經濟成長率(Batchelor and

Dua, 1998)，並探討景氣波動(Matsusaka and Sbordone, 1995)與股票市場波動(Otto, 1999)之連動關係。

然而，受限於國內消費者信心指數編製起步較晚，相關文獻討論較少，且部分文獻實證發現，因樣本數相對有限，致消費者信心指數對重要總體經濟變數不存在「Granger影響」關係，如黃舜卿(2007)、徐之強與葉錦徽(2009)。另一方面，現有文獻在研究消費者信心指數與總體經濟變數間關係，均採用相同資料頻率進行分析，如探討與股票指數相關問題，即採用月資料型態；與經濟成長或民間消費等議題，則採用季資料型態；惟消費者信心指數以季資料型態進行分析時，需將各月消費者信心指數簡單加權平均或改以季底的月資料，而此類轉換可能平滑化季內的波動^{註2}，或面臨訊息遺漏與無法確切反映資料特性等問題。

因此，本文有別於國內既有文獻主要以相同頻率資料分析消費者信心與國民所得相關議題，改運用混合頻率(mixed-frequency, MF)概念重新檢視消費者信心指數與民間消費支出之關係，包含Granger因果檢定與樣本外預測(out-of-sample forecasting)績效評估之研究。此方法的優點在於，充分利用所有資料訊息，避免因加總或平均等資料處理方式降低解釋能力。由於國內目前相關議題探討

尚未有此方法的應用，本文將是一次新的嘗試，

本文研究期間為2001年1月至2017年12月。首先，以Ghysels et al. (2016)方法為基礎，混合頻率資料向量自我迴歸(vector autoregression, VAR)模型進行因果檢定結果歸納如下：消費者信心指數「Granger 影響」民間消費年增率，亦即消費者信心指數可預測未來民間消費年增率；相對於傳統季模型，消費者信心指數對於民間消費年增率變異的解釋能力較高。

在全樣本的Granger因果檢定發現，消費者信心指數可提供預測民間消費年增率所需資訊，故我們進一步以樣本外預測方式，了解混合頻率資料抽樣(mixed-data sampling, MIDAS)模型(Ghysels et al., 2004)是否會提升對民間消費年增率即時預測(nowcasting)績

效，實證結果發現消費者信心之月資料之即時資訊的確有助提升預測民間消費年增率，然而短期預測的季頻率的消費者信心指數則無法並改善預測績效。

綜合本文主要實證發現，與季模型或國內既有文獻不盡相同，主要係因混合頻率模型充分利用所有資料資訊，各月消費者信心指數變化對於民間消費年增率是具有影響效果。因此，以混合頻率進行討論的方式是未來總體經濟實證分析可運用的方法之一。

後續章節安排依序如下，第二章為文獻回顧，第三章是中央大學消費者信心指數調查的說明，第四章概述說明混合頻率的因果檢定與即時預測模型；第五章與第六章則是相關實證結果，最後一章則為結論與未來研究方向。

貳、文獻回顧

本章分為兩個部分，分別是國外相關文獻，包含消費者信心指數與民間消費關係，以及消費者信心指數與股票市場關係的討論；與國內相關文獻之回顧。

一、國外部分

(一) 消費者信心指數與民間消費支出之關係

美國是最早開始編製消費者信心指標的

國家，以密西根大學(University of Michigan)於1946年起編製消費者情緒指數(Consumer Sentiment Index, CSI)為最先，而後經濟諮商會(Conference Board)則從1967年起編製消費者信心指數(Consumer Confidence Index, CCI)，逐漸開啟研究消費者情緒對於總體經濟影響的大門。Mishkin (1978)以密西根大學的CSI分析其與耐久財消費支出之Granger因果關係，實證結果發現CSI對於耐久財消

費具有良好的解釋能力。Carroll et al. (1994)證明CSI對於短期預測美國家庭消費支出具有良好的預測能力，Wilcox(2008)亦發現類似結果。Lahiri et al. (2016)以美國1982年1月至2014年6月的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均方差的平方根(root mean square error)，表示消費者信心指數為預測實質民間消費支出的重要變數。此外，Lahiri et al. (2016)更發現在全球金融海嘯期間，消費者信心指數對於民間消費的影響程度大於一般期間。

歐洲國家方面，Acemoglu and Scott (1994)以Granger因果檢定與迴歸分析討論英國消費者信心指數與民間消費變動之關係，其研究發現消費者信心指數可視為預測民間消費年增率的領先指標。Delorme et al. (2001)比較英國與美國消費信心指數對於民間消費年增率的預測能力，實證結果指出英國的消費者信心指數的預測能力優於美國。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，其發現以消費者信心指數為基礎的模型之預測績效有待改善，惟重新萃取調查結果資訊後，則可增加預測績效，表示應該重新思考消費者信心調查各組成項目權重。Bruno (2014)則透過無母數非線性模型，研究義大利消費者信心指數對民間消費年增率的預測表現。Klopocka

(2017)運用波蘭資料發現，納入屬於軟性資料的消費者信心指數後，有助提升家計單位的儲蓄與借貸行為的預測能力。

日本方面，Utaka (2003)分別建立月、季與半年的實證模型分析消費者信心指數與經濟成長年增率間之Granger因果關係，實證結果發現以月與季模型分析時，日本消費者信心指數將顯著影響經濟成長率的變化，表示消費者信心在短期有助於解釋經濟成長之波動。Utaka (2014)進一步以1990年結構轉變點，分析日本經濟泡沫前後消費者信心與經濟成長率之關係，其中1982年第2季至1990年第4季之期間稱為泡沫前時期，1991年第1季至2011年第2季則為泡沫後時期。若為全樣本期間，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。若區分經濟泡沫前後，實證結果則證明消費者信心指數影響的力道在泡沫後時期將大於泡沫前時期，顯示日本在消失的20年之中，消費者信心的低落使其經濟表現不佳。

(二) 消費者信心指數與股票市場之關係

有許多文獻討論股票市場與消費者信心相互之關係，如Otto (1999)與Jansen and Nahuis (2003)發現兩個可能效果，第一個是財富效果(直接效果)，因股價指數上揚所帶動的財富增加並對未來的樂觀程度增加，致民間消費支出增加。另一個可能管道是因為股價指數可視為一種領先指標，股價

上揚象徵未來經濟前景的轉佳，可能影響消費者未來的消費行為，亦即「訊息觀點」。Jansen and Nahuis (2003)以歐洲為主要研究對象並發現股價指數變動會「Granger影響」消費者信心指數；惟反之，不成立。Hsu et al. (2011)則以追蹤資料分析21國股價指數變動與消費者信心之關係，其控制橫斷面相依(cross-sectional dependence)後，發現股價指數變動與消費者信心指數存在相互的「Granger影響」，主要係因「動物性本能管道」成立^{註3}，致消費者信心指數對股價指數年增率具有預測能力。Akhtar et al. (2012)則發現，消費者信心指數對於股價指數年增率具有不對稱性。

然而，Ferrer et al. (2016)以美國與歐元區為研究對象，研究網際網路泡沫與全球金融危機時消費者信心指數與股價指數變動之關係，實證結果指出無法支持消費者信心指數與股價指數變動為正向關係的假設，且在網際網路泡沫後，消費者對於預期未來股市收益的敏感度下降。因此，股價指數的變動反映財富效果與未來經濟情勢，可能影響投資者與消費者信心強弱，進而影響民間消費變化。

二、國內部分

回顧國內討論CCI與總體經濟變數關係之文章，最早可回溯至黃舜卿(2007)，其運用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，可能原因為CCI資料點有限所致。徐之強與葉錦徽(2009)則是探討消費者信心指數與景氣循環之關係，首先，與黃舜卿(2007)有相似的發現，受限於季資料樣本點問題，模型預測景氣衰退能力表現不佳。再者，若以月資料進行Granger因果檢定，檢定結果發現，CCI對電力總用電量、製造業銷售額、批發零售及餐飲業營業額指數和工業生產指數等項目有預測能力。

郭迺鋒等(2011)以消費者信心指數組成項目與其他18個股票市場相關變數建構情緒因子，探討其在貨幣政策傳遞過程中的角色。該文衝擊反應的實證結果發現，若中央銀行採取緊縮性貨幣政策時，情緒因子將先呈負向衝擊反應，而後逐漸向上趨勢，顯示調升利率在一般情況下將導致股市下跌，進而影響投資人的情緒。在變異數拆解方面，情緒因子主要變異來自於金融市場因子與其本身兩者的解釋比例皆超過35%，顯示投資者情緒容易受到金融市場的波動而產生情緒的高低起伏。郭迺鋒等(2013)則以消費者信心指數進行台灣經濟成長率之即時預測，其實證結果指出，消費者信心指數可提高即時預測的準確度，且在考量消費者信心指數的分項項目可提高模型預測經濟衰退的準確率，上述兩個結果均表示消費者信心指數有助於提升經濟成長率之即時預測績效。

參、資料說明

目前，國內關於消費者信心調查有中央大學的「消費者信心調查」與國泰金控之「國民經濟信心調查」，惟國民經濟信心指數起始較晚，故本文主要以中央大學消費者信心調查為主，以下將概述其與民間消費支出的重要統計性質。

本文採用中央大學每月公佈的CCI^{註4} 與

行政院主計總處每季公布之國民所得統計為主要討論對象；兩個變數的樣本期間分述如下，月資料樣本期間則包含2001年1月至2017年12月，共有204個觀察值，而季資料樣本期間為2001年第1季至2017年第4季，有68個觀察值，其基本統計量呈列於表1。

表1 消費者信心指數與實質民間消費支出之基本統計量

單位：點；百萬新台幣

	消費者信心指數	實質民間消費支出
平均數	74.44	1,885,065
中位數	76.05	1,858,136
最大值	92.93	2,287,478
最小值	48.42	1,509,910
標準差	9.46	206,562
偏態	-0.80	0.07
峰態	3.39	2.16
樣本數	204	68
資料頻率	月	季

資料來源：中央大學台灣經濟發展研究中心；主計總處

為了符合混合頻率VAR模型估計時要求各個變數為定態(stationary)的假設(Ghysels et al., 2016)，先針對所討論變數先進行單根檢定(unit root test)，若原始數列為非定態時，將對其取年增率方式進行實證分析；若為定態時，則直接採用原始數列。由於文獻發現

Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定恐產生檢定力過低與過度拒絕虛無假設的問題^{註5}，本文採用Elliott et al. (1996)所提出修正後ADF *t*-檢定(又稱DF-GLS)避免上述可能問題，相關的單根檢定統計量呈列於表2。

觀察表2可發現，不論具有截距項或截

距項與趨勢共存時，CCI在5%顯著水準下拒絕具有單根的虛無假設，表示消費者信心指數不需經過轉換已為定態數列。然而，實質民間消費支出轉換成年增率後，在5%顯著

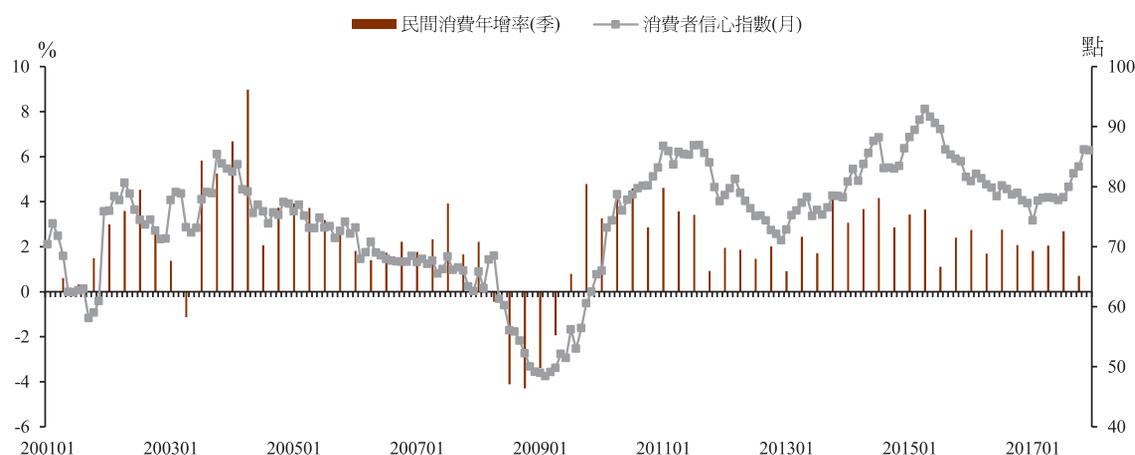
水準下均拒絕具有單根的虛無假設，代表後續分析需將實質民間消費支出轉換成民間消費年增率，方能進行實證研究。CCI與民間消費年增率走勢繪於圖1。

表2 消費者信心指數與實質民間消費支出之單根檢定結果

	消費者信心指數	實質民間消費支出	
		Ln(原始數列)	年增率
截距項	-2.36**	0.90	-1.99**
截距項與趨勢	-3.17**	-2.24	-4.06***

註：本表格單根檢定採DF-GLS檢定，最適落後期數則依Akaike information criterion判斷。***、**、*表1%、5%、10%之顯著水準，其中具截距項的1%、5%與10%的統計臨界值分別為-2.58、-1.94與-1.62，詳Mackinnon(1996)；具截距項與趨勢的1%、5%與10%的統計臨界值分別為-3.46、-2.93與-2.64，詳Elliott et al. (1996)。

圖1 民間消費年增率與消費者信心指數走勢圖



資料來源：行政院主計總處與中央大學

肆、實證模型

本章將說明本文主要的實證研究方法。第一個部分是Granger因果檢定模型^{註6}，包含季資料VAR(Q-VAR)模型與混合頻率資料VAR(MF-VAR)模型；第二個部分則是即

時預測模型，本文將以混合頻率資料抽樣(mixed-data sampling, MIDAS)模型進行樣本外預測。

一、Granger因果檢定模型

(一) 季VAR(Q-VAR模型)

參考Carroll et al. (1994)、Utaka(2003)與Ludvigson(2004)等文章，消費者信心指數與民間消費年增率的關係可表達成VAR模型型態，並假設落後期數為 n ：

$$\begin{bmatrix} S_t^Q \\ \Delta^4 C_t \end{bmatrix} = \sum_{k=1}^n \begin{bmatrix} a_{11,k} & a_{12,k} \\ a_{21,k} & a_{22,k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-k}^Q \\ \Delta^4 C_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (1)$$

式中， S_t^Q 是消費者信心指數，上標“Q”表示為季資料，此處採季內各月之平均數； $\Delta^4 C_t$ 則是民間消費年增率； k 為落後期數。(1)式的矩陣型態亦可改寫成：

$$X_t^Q = \sum_{k=1}^n A_k X_{t-k}^Q + \varepsilon_t. \quad (2)$$

(二) 混合頻率VAR(MF-VAR)模型

由於CCI是月資料，而民間消費年增率為季資料；每月CCI對於民間消費年增率的影響為何，是本文關心的重點。因此，我們參考Ghysels et al. (2016)所提出的MF-VAR^{註7}模型以混合頻率模型進行分析。

首先，為了避免與季頻之CCI(S_t^Q)指數混淆，月頻CCI以 S_{jt} 表示之， $j \in \{1,2,3\}$ ，其中 S_{1t} 為當季第1個月的CCI， S_{2t} 為當季第2個月的CCI。 S_{jt} 與 S_t^Q 的兩者關係亦可表達成：

$$S_t^Q \equiv \frac{1}{3} \sum_{j=1}^3 S_{jt}.$$

接續，將建立MF-VAR模型，並假設落後期數為 n ：

$$\begin{bmatrix} S_{1t} \\ S_{2t} \\ S_{3t} \\ \Delta^4 C_t \end{bmatrix} = \sum_{k=1}^n \begin{bmatrix} b_{11,k} & b_{12,k} & b_{13,k} & d_{14,k} \\ b_{21,k} & b_{22,k} & b_{23,k} & d_{24,k} \\ b_{31,k} & b_{32,k} & b_{33,k} & d_{34,k} \\ b_{41,k} & b_{42,k} & b_{43,k} & d_{44,k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{1t-k} \\ S_{2t-k} \\ S_{3t-k} \\ \Delta^4 C_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix}, \quad (3)$$

(3)式矩陣型態亦可改寫成：

$$X_t^{MF} = \sum_{k=1}^n B_k X_{t-k}^{MF} + e_t. \quad (4)$$

比較(3)式與(1)式，兩者最大差異在於(3)式中 S_{jt} 堆疊成一個向量，而(1)式則為一個元素。若進一步分析(3)式，CCI對於民間消費年增率之影響，

$$\Delta^4 C_t = \sum_{k=1}^n [b_{41,k} S_{1t-k} + b_{42,k} S_{2t-k} + b_{43,k} S_{3t-k} + d_{44,k} \Delta^4 C_{t-k}] + e_{4t}, \quad (5)$$

由(5)式可知，每月CCI對於民間消費年增率的影響可能具非齊一性(heterogeneous)，如在 $k=1$ 的假設下， S_{1t-1} 、 S_{2t-1} 與 S_{3t-1} 對 $\Delta^4 C_t$ 影響分別為 $b_{41,1}$ 、 $b_{42,1}$ 與 $b_{43,1}$ 。以Granger因果關係檢驗(5)式，若每月消費者信心指數 S_{jt} 不會Granger影響民間消費年增率 ΔC_t ，則虛無假設為

$$H_0: b_{41,k} = b_{42,k} = b_{43,k} = 0. \quad (6)$$

類似地，若民間消費年增率 $\Delta^4 C_{t-k}$ 不會Granger影響各別月份的消費者信心指數 S_{jt} ，虛無假設為

$$H_0: d_{j4,k} = 0. \quad (7)$$

其中， $j \in \{1,2,3\}$ ^{註8}。

惟Q-VAR模型時，CCI對於民間消費年

增率之影響，可表示成

$$\Delta^4 C_t = \sum_{k=1}^n \left[a_{21,k} \left(\frac{1}{3} \sum_{j=1}^3 S_{jt-k} \right) + a_{22,k} \Delta^4 C_{t-k} \right] + \varepsilon_{2t}. \quad (8)$$

在(8)式中，CCI對於民間消費年增率的影響，為採季內各月CCI平均值對民間消費年增率進行迴歸分析，其係數為 $a_{21,k}$ 。據此，可發現透過MF-VAR模型應可得到較Q-VAR模型豐富的實證結果，更有助於了解民間消費年增率與消費者信心指數之關係。

在Granger因果檢定方面，一般Q-VAR模型的文獻大都忽略不同預測期數之關係。而MF-VAR模型則因資料頻率不同，長短期應有不同影響程度。因此，為了瞭解此問題，Ghysels et al. (2016)將(2)式與(4)式的VAR(k)模型擴充成包含不同預測期數(h)的VAR(k)模型，即VAR(k, h)模型，

$$X_{t+h}^Q = \sum_{k=1}^n A_{k,h} X_{t-k+1}^Q + \varepsilon_t^h, \quad (9)$$

$$X_{t+h}^{MF} = \sum_{k=1}^n B_{k,h} X_{t-k+1}^{MF} + e_t^h, \quad (10)$$

並採用Dufour et al. (2006)的方法檢定不同預測期數之Granger因果關係。

二、即時預測模型

本文參考Dreger and Kholodilin (2011)建

立MIDAS的即時預測模型，評估月頻率的消費者信心對於民間消費年增率是否具預測能力。Ghysels et al. (2004)藉由落後分配模型(distributed lag model)的概念，建構高頻與低頻變數之間的關係，稱之MIDAS模型。以下將概述此模型說明：

本文擬運用具自我落後項的MIDAS(AR-MIDAS)模型進行後續分析，假設要預測向前 \tilde{h} 期的季頻變數($\Delta^4 C_t$)，則AR-MIDAS模型可表示為

$$\Delta^4 C_{t+\tilde{h}} = \alpha_0 + \sum_{d=1}^D \alpha_d \Delta^4 C_{t-d} + \beta \mathbb{B} \left(L^{\frac{1}{m}}; \theta \right) X_{jt}^M + \varepsilon_{t+\tilde{h}}^L \quad (11)$$

其中， X^M 是月頻率資料，如消費者信心指數或股價指數年增率， $\mathbb{B}(L^{1/m}; \theta) = \sum_{k=0}^K b(k; \theta) L^{k/m}$ 且 $\mathbb{B}(1; \theta) = \sum_{k=0}^K b(k; \theta) = 1$ ； $L^{k/m} W_{jt} = W_{jt-k/m}$ ； $\varepsilon_{t+\tilde{h}}^L$ 為誤差項。其中， $\mathbb{B}(k; \theta)$ 為落後分配多項式，多項式權重函數的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。MIDAS模型中所有參數皆透過非線性最小平方法估計(Nonlinear Least Squares, NLS)。

伍、全樣本的Granger因果檢定結果

本章主要說明民間消費年增率與消費者信心指數之因果檢定預測誤差變異數拆解結果，共分為2小節。第1節是討論消費者信心指數與民間消費年增率雙變數的關係；第2節是在雙變數模型下，增加股價指數年增率成為三變數模型。其中，第2節可視為民間消費年增率與消費者信心指數之穩健性檢定之結果。

一、消費者信心指數與民間消費年增率之雙變數模型

(一) Q-VAR模型

本小節首先建構CCI與民間消費年增率($\Delta^4 C$)之雙變數之Q-VAR模型，再進行Granger因果檢定及中長期預測誤差變異數拆解(variance decomposition of errors)分析，以了解2個變數間相互影響關係。

依循Schwarz資訊準則(Schwarz information criterion)，Q-VAR模型最適落

後期數為3期(亦即 $n=3$)^{註9}。在最適落後期數下，CCI與民間消費年增率的Granger因果檢定列於表5。表3第1欄為不同預測期數($h=1\cdots 5$ 季)，第2欄為CCI不會Granger影響 $\Delta^4 C$ 之檢定結果，第3欄則是 $\Delta^4 C$ 不會Granger影響CCI之檢定結果，其中第2、3欄為因果檢定統計量之 p 值。

表3結果可發現，在給定民間消費年增率的自我落後訊息下，1至5季的預測期數均無法拒絕CCI「不會Granger影響」民間消費年增率之虛無假設。因此可推論不論在短期或長期時，CCI預測未來民間消費年增率走勢的能力似乎有限，與黃舜卿(2007)等既有國內文獻結果相似。另一方面，觀察民間消費年增率「不會Granger影響」CCI的虛無假設檢定結果，經由檢定統計量之 p 值可知在1至5期的預測期數中，我們無法均拒絕此虛無假設，亦即民間消費年增率無法預測未來消費者信心之走勢。

表3 雙變數Q-VAR因果檢定結果

	CCI 不會Granger影響 $\Delta^4 C$	$\Delta^4 C$ 不會Granger影響CCI
$h = 1$	0.22	0.30
$h = 2$	0.11	0.20
$h = 3$	0.11	0.57
$h = 4$	0.30	0.65
$h = 5$	0.36	0.31

註1：**達5%顯著水準，*達10%顯著水準。

註2：共變異矩陣估計值採Newey-West型態之異質且序列相關之一致性(heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC)的估計式。 p 值則採Goncalve and Killin (2004)之方法，運用拔靴法(bootstrap)且重複抽樣1,000次。

再者，以Q-VAR模型計算CCI與民間消費年增率的中長期預測誤差變異數拆解結果列於表4。表4的拆解結果可知，CCI受自身之誤差變異拆解值約為95%以上，而受民間消費年增率誤差變異拆解值僅5%左右，顯

示CCI受自身衝擊程度最大。民間消費年增率受CCI之誤差變異拆解值約52%以上，受到自身預測誤差變異拆解值為45%左右，即CCI對於民間消費年增率衝擊程度較大。

表4 雙變數Q-VAR中長期預測誤差變異數拆解

CCI		
	CCI	$\Delta^4 C$
$h = 4$	0.997	0.003
$h = 8$	0.966	0.035
$h = 12$	0.945	0.056
$\Delta^4 C$		
	CCI	$\Delta^4 C$
$h = 4$	0.529	0.471
$h = 8$	0.549	0.451
$h = 12$	0.549	0.451

(二) MF-VAR模型

MF-VAR模型的落後期數依循Q-VAR模型之設定，設定為3期。表5則為MF-VAR模型的Granger因果檢定結果，與表3相同，第1欄為預測期數(此為低頻資料之期數)，第2、3欄為檢定統計量之p值。

觀察表5的第2欄，可發現與Q-VAR模型有不同之處，給定民間消費年增率的自我落後訊息，且在10%顯著水準下， h 為2、3與4季時，將拒絕CCI不會Granger影響民間消費年增率之虛無假設，顯示CCI在未來半年

至1年的時間內，對於民間消費年增率具有預測能力。然而，第3欄的Granger因果檢定結果顯示，民間消費年增率仍無法預測未來CCI之走勢。上述實證結果顯示，CCI對於民間消費年增率的影響並非當下立即有預測能力，和CCI係反映未來半年的經濟情勢相符。此外，MF-VAR模型因擁有較多消費者信心的訊息，具有預測未來民間消費年增率的能力；Q-VAR模型則可能受限於季內各月CCI的加總平均，進而降低對於民間消費年增率的預測能力。

表5 雙變數MF-VAR因果檢定結果

	CCI 不會Granger影響 $\Delta^4 C$	$\Delta^4 C$ 不會Granger影響CCI
h = 1	0.21	0.30
h = 2	0.09*	0.23
h = 3	0.03**	0.30
h = 4	0.06*	0.19
h = 5	0.82	0.12

註1：**達5%顯著水準，*達10%顯著水準。

註2：共變異矩陣估計值採Newey-West型態之異質且序列相關之一致性(heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC)的估計式。p值則採Goncalve and Killin (2004)之方法，運用拔靴法(bootstrap)且重複抽樣1,000次。

表6為MF-VAR模型的中長期預測誤差變異數拆解結果，大體而言，民間消費年增率對消費者信心指數預測誤差的解釋能力不高，與Q-VAR模型結果相似，主要能受其自身衝擊影響。而CCI對民間消費年增率的解釋能力仍高於其本身，且與Q-VAR模型相較，可發現MF-VAR模型的解釋能力更大，預測誤差變異拆解值超過60%，顯示CCI在Q-VAR模型可能因資料加總而使其影響力被

低估，而在MF-VAR模型則因充分運用各月資訊使消費者信心與民間消費年增率關係更加緊密。

二、股價指數年增率、消費者信心指數與民間消費年增率之三變數模型

(一) Q-VAR模型

表6 雙變數MF-VAR中長期預測誤差變異數拆解

CCI1t		
	$\sum CCI$	$\Delta^4 C$
$h = 4$	0.992	0.008
$h = 8$	0.972	0.029
$h = 12$	0.955	0.045
CCI2t		
	$\sum CCI$	$\Delta^4 C$
$h = 4$	0.973	0.027
$h = 8$	0.960	0.040
$h = 12$	0.944	0.056
CCI3t		
	$\sum CCI$	$\Delta^4 C$
$h = 4$	0.974	0.026
$h = 8$	0.957	0.043
$h = 12$	0.943	0.058
$\Delta^4 C$		
	$\sum CCI$	$\Delta^4 C$
$h = 4$	0.644	0.356
$h = 8$	0.743	0.257
$h = 12$	0.791	0.209

股價指數的變動反映財富效果與未來經濟情勢，將影響投資者與消費者信心強弱 (Otto, 1999與Jansen and Nahuys, 2003)，可能影響民間消費變化；另一方面，消費者信心的強弱則可能透過自身動物性本能影響股價指數變動 (Fisher and Statman, 2003；Hsu et al., 2011)。因此，本小節將建立股價指數

年增率、CCI與民間消費年增率的三變數模型，檢驗三者之關係，其中股價指數年增率與CCI為月頻資料，民間消費年增率則為季頻資料^{註10}，藉以探討Granger因果檢定結果之穩健性。

在三變數模型的落後期數選擇方面，本文參考Ghysels et al. (2016)之作法，選擇落後

1期，主要係因三變數MF-VAR模型包含7個變數，共有49個待估參數，為了避免選擇過長的落後期，恐使統計推論的檢定力下滑，故Q-VAR模型與MF-VAR模型落後期數設定相同，以利兩個模型後續結果的比較。三變數因果檢定結果呈列於表7，觀察股價指數年增率與CCI之關係可發現，給定CCI的自我落後訊息，僅在 $h=1$ 時將拒絕股價指數年增率不會Granger影響消費者信心指數之虛無假設，表示股價指數年增率在短期對於CCI具有預測能力。相反地，CCI無法拒絕不會

Granger影響股價指數年增率的虛無假設結果，與Jansen and Nahuis(2003)之發現類似。

在短期時($h=1$)，實證結果發現拒絕CCI不會Granger影響民間消費年增率之虛無假設，與雙變數因果檢定結果不同，可能係因三變數模型納入股價指數年增率的傳遞管道後，CCI對於民間消費年增率的短期預測能力增加所致。另一方面，與雙變數模型類似，我們無法拒絕民間消費年增率不會Granger影響CCI的虛無假設^{註11}。

表7 三變數Q-VAR因果檢定結果

	CCI 不會 Granger 影響 $\Delta^4 C$	$\Delta^4 C$ 不會 Granger 影響 CCI	$\Delta^4 SP$ SP 不會 Granger 影響 $\Delta^4 C$	$\Delta^4 C$ 不會 Granger 影響 $\Delta^4 SP$	CCI 不會 Granger 影響 $\Delta^4 SP$	$\Delta^4 SP$ 不會 Granger 影響 CCI
$h = 1$	0.08*	0.44	0.05*	0.87	0.49	0.03**
$h = 2$	0.42	0.70	0.55	0.68	0.33	0.18
$h = 3$	0.93	0.62	0.52	0.78	0.23	0.50
$h = 4$	0.74	0.71	0.58	0.92	0.22	0.81
$h = 5$	0.94	0.67	0.57	0.87	0.48	0.99

註1：**達5%顯著水準，*達10%顯著水準。

註2：共變異矩陣估計值採Newey-West型態之異質且序列相關之一致性(heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC)的估計式。p值則採Goncalve and Killin (2004)之方法，運用拔靴法(bootstrap)且重複抽樣1,000次。

(二) MF-VAR模型

表8為MF-VAR模型Granger因果檢定結果，大致與表5結果類似，如給定CCI (或股價指數年增率)的自我落後訊息，民間消費年增率無法拒絕不會Granger影響CCI (或股價指數年增率)的虛無假設。然而，CCI與

股價指數年增率不僅在 $h=1$ 時能提供預測民間消費年增率的資訊，在 $h=2$ 時亦有類似結果，因此我們可以推論在短期內CCI與股價指數年增率對民間消費有預測能力，此發現優於Q-VAR模型之結果，可能係因股價指數上揚所帶動的財富增加與對未來的樂觀程度

增加，致民間消費支出增加，與既有文獻有相似的結果(Otto, 1999；Jansen and Nahuis, 2003)。

MF-VAR模型與Q-VAR模型最大不同之處在於CCI與股價指數年增率之關係，我們

發現消費者信心指數對於股價指數年增率具有預測能力，表示消費者主觀的心理情緒將對股價漲跌具影響力，支持「動物性本能」管道^{註12}，與Q-VAR模型完全沒有預測能力不相同。

表8 三變數MF-VAR因果檢定結果

	CCI 不會 Granger 影響 Δ^4C	Δ^4C 不會 Granger 影響 CCI	$\Delta^{12}SP$ 不會 Granger 影響 ΔC	Δ^4C 不會 Granger 影響 $\Delta^{12}SP$	CCI 不會 Granger 影響 $\Delta^{12}SP$	$\Delta^{12}SP$ 不會 Granger 影響 CCI
$h = 1$	0.07*	0.63	0.00**	0.36	0.01**	0.42
$h = 2$	0.05*	0.67	0.02**	0.43	0.34	0.43
$h = 3$	0.15	0.68	0.67	0.68	0.15	0.24
$h = 4$	0.22	0.46	0.77	0.94	0.03**	0.92
$h = 5$	0.44	0.67	0.54	0.63	0.11	0.06*

註1：**達5%顯著水準，*達10%顯著水準。

註2：共變異矩陣估計值採Newey-West型態之異質且序列相關之一致性(heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC)的估計式。p值則採Goncalve and Killin (2004)之方法，運用拔靴法(bootstrap)且重複抽樣1,000次。

陸、即時預測績效之評估

本文在前述章節發現，消費者信心在全樣本具有預測民間消費年增率之能力，本章則將以樣本外的角度進行預測績效評估。將透過MIDAS模型了解運用月頻率的CCI預測季頻率的民間消費年增率，是否會提升預測績效，故本章將分述本文的預測設計，以及預測績效評估結果。

一、預測設計說明

為評估MIDAS模型對民間消費年增率即時預測之績效是否相對較佳，本文將2001

年起的觀察資料區分成樣本內(in-sample)與樣本外兩區間，再以樣本外預測的方式，評估MIDAS模型的預測表現；其中，我們以民間消費年增率之一階自我落後迴歸(Autoregressive model, AR(1))模型預測值的誤差均方根(root mean square error，以下簡稱RMSE)為比較基準模型^{註13}。至於模型的落後期數，本文選擇民間消費年增率的落後期為1($D = 1$)、月資料的落後期為12($K = 12$)，以納入過去一年內的訊息。

本文以2001年第1季至2014年第2季的

資料進行樣本內估計，再參考Guerin and Marcellino(2013)做法，以遞迴(recursive)方式對2014年第3季至2017年第4季逐月進行樣本外即時預報及績效評估(月資料亦為相同期間)。由於台灣的即時資料(real-time data)並不完整，故本文使用修正後資料(revised data)進行樣本外預測。

本文係採月頻率的CCI作為高頻指標，並假設在每月底均進行一次即時預報，而對每季的民間消費年增率有4次預測值。其樣本外預測的預測期間(\tilde{h})可表示為：(1)沒有擁有該季的訊息($\tilde{h} = 3$)；(2)擁有該季第1個月的訊息($\tilde{h} = 2$)；(3)擁有該季前2個月的訊息($\tilde{h} = 1$)；(4)擁有該季3個月的完整訊息($\tilde{h} = 0$)；上述 $\tilde{h} = 3$ 可視為「短期預測」； $\tilde{h} = 0 \sim 2$ 則為對當季「即時預測」。

二、預測績效評估結果

為了解混合頻率之MIDAS模型預測績效是否優於基準模型，本文將採用誤差均方根做為樣本外預測表現評估指標，並以各MIDAS模型的RMSE與AR(1)模型的RMSE之比率做為依據，其中若「相對RMSE」大於1表示預測表現遜於AR(1)模型；反之，表示MIDAS預測表現優於AR(1)模型。

表9記錄了MIDAS模型、相同頻率的季

模型與基準模型之「相對RMSE」結果。其中，第1欄3種預測模型，第2至第5欄則是不同時間點的預測，分別是 $\tilde{h} = 3$ 到 $\tilde{h} = 0$ ；第1與第2列則是MIDAS模型，分別為包含月頻資料CCI的單變量模型，以及CCI與股價指數年增率之雙變量模型，第3列則是僅包含季頻CCI的模型；以下分述表9所觀察的結果。

首先，觀察第2欄屬於「短期預測」($\tilde{h} = 3$)，不論是MIDAS模型或是季頻率模型，其相對RMSE大於(或等於)1，表示各預測模型的預測績效未優於基準模型。再者，觀察當季的「即時預測」結果($\tilde{h} = 0$ 至 $\tilde{h} = 2$)，可以發現MIDAS模型樣本外即時預測能力優於AR(1)模型，亦即相對RMSE小於1，如 $\tilde{h} = 2$ 時，僅包含CCI的MIDAS模型的RMSE相對於AR(1)模型降低0.21%；同時包含CCI與股價指數年增率的MIDAS模型降低7.98%。 $\tilde{h} = 0$ 時，單變數的MIDAS與雙變數MIDAS模型的相對RMSE則分別降低0.23%與1.41%。

綜合上述發現，利用月資料之即時資訊將有助提升當季民間消費年增率的預報績效，顯示未經頻率轉換的CCI月資料對於季頻率之民間消費年增率的預測具重要性。

表9 相對AR模型之相對RMSE

	$\tilde{h}=3$	$\tilde{h}=2$	$\tilde{h}=1$	$\tilde{h}=0$
CCI (月)	1.0000	0.9979**	0.9981*	0.9977*
CCI 與股價指數年增率(月)	1.0699	0.9202	0.9433	0.9859**
CCI (季)	1.1170	--	--	--

註：1. MIDAS模型的落後分配多項式為Beta分配。

2. 粗體黑字為與AR(1)之相對RMSE小於1。

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

柒、結論與未來研究方向

消費者信心調查主要係調查消費者對於現在與未來不同經濟面向的感受，且消費者信心指數蘊含消費者對於現在與未來經濟看法(訊息觀點)與受訪者心理層面過度樂觀或悲觀的非理性情緒反應(動物性本能)等兩種訊息內涵，有助協助決策者判斷未來經濟走勢。然而，受限於國內消費者信心指數編製起步較晚，致討論消費者信心指數與經濟活動關係的文獻相對較少。惟隨著資料點漸趨增多，本文嘗試利用混合頻率模型重新探討消費者信心指數對於民間消費年增率的影響。

本文實證結果總結如下。在全樣本的Granger因果檢定方面：首先，與國內既有文獻實證(如黃舜卿(2007)、徐之強與葉錦徽(2009)結論相似，在傳統Q-VAR模型的因果檢定架構下，消費者信心指數預測未來民間消費年增率的能力有限；而運用MF-VAR模型時，消費者信心指數「Granger影響」民間

消費年增率，亦即消費者信心指數則較具有預測未來民間消費年增率的能力。再者，比較中長期預測誤差變異數拆解結果，消費者信心指數在MF-VAR模型對於民間消費年增率的解釋能力亦高於Q-VAR模型

此外，本文利用MIDAS模型進行即時預測績效之評估。實證結果發現，利用月資料之即時資訊將有助提升當季民間消費年增率的預報績效，惟短期預測績效仍不佳，顯示未經頻率轉換的消費者信心指數月資料對於季頻率之民間消費年增率的即時預測具重要性。綜合上述，本文經由全樣本的因果檢定與樣本外績效評估發現，混合頻率模型因充分運用各月的資訊，致消費者信心指數對於民間消費年增率是具有預測能力。

由於本文僅以實證角度說明股價與消費者信心指數之關係，如股價指數上揚帶動消費者信心指數上升的財富效果，並未詳探其影響效果如何成立。未來研究方面，可在混

合頻率模型架構進一步了解傳遞管道的過程是否與相同頻率模型是否相似，並可參考何泰寬與葉國俊(2014)之作法^{註14}，進行反事實

分析，重新驗證財富管道是否成立，將會是很好的研究方向。

附 註

- (註1) 更詳細的說明請見Bok et al. (2018), Ghysels and Marcellino (2018), Doh(2019)。
- (註2) 如簡單加權平均的相同權數是否合理、不同的落後期的高頻資料所含的訊息比重是否相同等。
- (註3) 相關討論可見Guo and Sturzenegger (1998), Lee et al. (2002), Backer and Wurgler (2006)等。
- (註4) 詳細的調查項目與指標編製，見附錄1。
- (註5) 見陳旭昇(2007)。
- (註6) 本文討論的因果關係檢定係定義在預測因果關係(predictive causality)，亦即若變數x能提供預測變數y所需資訊，就可稱x「Granger影響」y，見陳旭昇(2007)。
- (註7) Ghysels et al. (2016)所提出的MF-VAR屬於「樣本導向」(observation-driven)，係依據樣本觀察值建構模型，作法類似一般的VAR模型。另一類MF-VAR模型則是「參數導向」(parameter-driven)，係運用狀態空間模型，將低頻資料視為高頻資料，並將部分觀察值視為資料上的遺漏(missing data)，再萃取無法直接觀察到的狀態資訊，如Schorfhide and Song(2015)；更詳細的說明請見Ghysels and Marcellino (2018)。
- (註8) MF-VAR模型估計與Granger因果檢定等計量理論推導詳見Ghysels et al.(2016)，在此不多做贅述。
- (註9) Akaike資訊準則(Akaike information criterion)之最適落後期數亦相同。
- (註10) 根據DF-GLS檢定，股價指數原始數列的檢定統計量為-0.54(截距項)、-2.63(截距項與趨勢)，在5%顯著水準下無法拒絕具有單根的虛無假設，而經一階差分後檢定統計量為-5.00(截距項)、-12.01(截距項與趨勢)，則在5%顯著水準下均拒絕具有單根的虛無假設。
- (註11) 囿於篇幅限制，本文不陳列三變數VAR中長期預測誤差變異數拆解之結果，有興趣之讀者，可與作者索取相關結果。
- (註12) 支持「動物性本能」管道的文獻包含Fisher and Statman (2003)、Hsu et al. (2011)等。
- (註13) 依據AIC準則挑選最適落後期。
- (註14) 感謝審查人精闢的建議，提出對本文未來延伸研究重要的方向。

參考文獻

中文文獻

- 何泰寬與葉國俊(2014)，「資本流入對於資產價格的影響—臺灣的實證研究」，中央銀行季刊，36，3-40。
- 徐之強與葉錦徽(2009)，「台灣消費者信心指 與景氣循環關係之探討」， 政院經濟建設委員會委託研究計畫，編號：98010102。
- 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。
- 郭迺鋒、劉名寰、林祝吉與林崑峯(2011)，「情緒因子在貨幣政策傳遞過程中所扮演的角色—結構因子擴充向量自迴歸模型之應用」，台灣金融財務季刊，11，67-103。
- 陳旭昇(2007)，時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用，台北市：東華書局。
- 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。

英文文獻

- Acemoglu, D., and A. Scott, 1994, Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with Theory? *Economic Journal*, 104, 154-194.
- Akerlof, G., and R. Shiller, 2009, *Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism*, Princeton University Press
- Akhtar S., R. Faff, B. Oliver and A. Subrahmanyam, 2012, Stock Salience and Asymmetric Market Effects of Consumer Sentiment News, *Journal of Banking and Finance*, 36, 3289-3301.
- Backer, M., and J. Wurgler, 2006, Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns, *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.
- Batchelor, R. and P. Dua, 1998, Improving Macro-economic Forecasts: The Role of Consumer Confidence, *International Journal of Forecasting*, 14, 71-81.
- Bok, B., D. Caratelli, D. Giannone, A. M. Sbordone, and A. Tambalotti, 2018, Macroeconomic Nowcasting and Forecasting with Big Data, *Annual Review of Economics*, 10, 615-643.
- Bruno, G., 2014, Consumer Confidence and Consumption Forecast: A Non-parametric Approach, *Empirica*, 41, 37-52.
- Carroll, C., D. Jeffery, and D. Wilcox, 1994, Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so, Why? *American Economic Review*, 84, 1397-1408.
- Delorme, C. D., D. R. Kamerschen, and L. F. Voeks, 2001, Consumer Confidence and Rational Expectations in the United States Compared with the United Kingdom, *Applied Economics*, 33, 863-869.
- Doh, T, 2019, Tracking U.S. GDP in Real Time, *kcFED Economic Review*, Third Quarter 2019, 5-19.
- Dreger, C. and K. A. Kholodilin, 2011, Forecasting Private Consumption by Consumer Surveys, *Journal of Forecasting*, 32, 10-18.
- Dufour, J. M., D. Pelletier, and E. Renault, 2006, Short Run and Long Run Causality in Time Series: Inference, *Journal of Econometrics*, 132, 337-362.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock, 1996, Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, 813-836.
- Ferrer, E., J. Salaber, and A. Zalewska, 2016, Consumer Confidence Indices and Stock Market's Meltdowns, *European Journal of Finance*, 22, 195-220.
- Fisher, K. L., and M. Statman, 2000, Consumer Confidence and Stock Returns, *Journal of Portfolio Management*, 30, 115-127.

- Ghysels, E., and M. Marcellino, 2018, *Applied Economic Forecasting using Time Series Methods*, Oxford University Press.
- Ghysels, E., J. B. Hill, and K. Motegi, 2016, Testing for Granger Causality with Mixed Frequency Data, *Journal of Econometrics*, 192, 207-230.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara and R. Valkanov, 2004, The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regressions, Discussion Paper UNC/UCLA.
- Goncalves, S., and L. Killian, 2004, Bootstrap Autoregressions with Conditional Heteroskedasticity of Unknown Form, *Journal of Econometrics*, 123, 89-120.
- Guérin, P., and M. Marcellino, 2013, Markov-switching MIDAS Models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 31, 45–56.
- Guo, J. T., and F. Sturzenegger, 1998, Crazy Explanations of International Business Cycles, *International Economic Review*, 39, 111-133.
- Hsu, C. C., H. Y. Lin and J. Y. Wu, 2011, Consumer Confidence and Stock Markets: The Panel Causality Evidence, *International Journal of Economics and Finance*, 3, 91-98.
- Jansen, W. J. and N. J. Nahuis, 2003, The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence, *Economic Letters*, 79, 89-98.
- Keynes, J. M., 1936, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan.
- Klopocka, A. M., 2017, Does Consumer Confidence Forecast Household Saving and Borrowing Behavior? Evidence for Poland, *Social Indicators Research*, 133, 693-717.
- 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.
- Lee, W. Y., C. X. Jiang, and D. C. Indro, 2002, Stock Market Volatility, Excess Returns, and the Role of Investor Sentiment, *Journal of Banking and Finance*, 26, 2277-2299.
- Ludvigson, S., 2004, Consumer Confidence and Consumer Spending. *Journal of Economic Perspectives*, 18, 29-50.
- MacKinnon, J. G., 1996, Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Matsusaka, J. G., and A. M. Sbordone, 1995, Consumer Confidence and Economic Fluctuations, *Economic Inquiry*, 33, 269-318.
- Miskin, F. 1978, Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods, *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 38-48.
- Otto, M. W., 1999, Consumer Sentiment and the Stock Market, FEDS Working Paper No. 99-60.
- Schorfheide, F., and D. Song, 2015, Real-time Forecasting with a Mixed-frequency VAR, *Journal of Business and Economic Statistics*, 33, 336-380.
- Throop, A. W., 1992, Consumer Sentiment: Its Causes and Effects, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1, 35-60.
- 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.

附錄、中央大學消費者信心指數調查項目與編製說明

一、調查項目：

1. 未來半年國內物價水準；
2. 未來半年家庭經濟狀況；
3. 未來半年國內就業機會；
4. 未來半年國內經濟景氣；
5. 未來半年投資股票時機；
6. 未來半年購買耐久性財貨時機。

二、指數編製說明：

每個調查項目的勾選說明如下，「未來半年國內物價水準」的選項，分別為下跌、維持穩定、不知道、小幅上漲與大幅上漲等；「未來半年家庭經濟狀況」、「未來半年國內就業機會」與「未來半年國內經濟景氣」的選項，分別為好很多、稍好、不變、

不知道、稍壞與壞很多等；「未來半年投資股票時機」為3個選項，分別為是、不知道與不是；「未來半年是不是購買耐久性財貨好時機」則有6個選項，分別為很好、稍好、不知道、不變、稍壞與很壞等。

上述6項調查項目得分均介於0至200之間，若得分在100-200之間，則偏向樂觀；若得分在0-100之間，偏向悲觀，而100表示中性。中央大學消費者信心指數之計算方式是先將6項項目分別計算得分後，依每一分類不同的選項給不同的高低分數，經過計算為各項目的分數，再將6項分類分數加總後除以6，得到最後的消費者信心指數。由圖1可知，消費者信心指數從編製開始迄今，均低於100，表示均該指標偏向悲觀。

