

台灣金融變數是否能預測經濟成長？ 混頻模型之運用*

鄭漢亮**

摘 要

股價、M1B及長短期利差等金融領先變數均可能具有預測經濟成長之資訊。有別於傳統降頻分析，本研究以金融領先變數之混頻模型，檢驗其是否有助預測短期台灣經濟成長率。而與過去文獻發現台灣金融領先變數多無法幫助預測經濟成長之結論不同，實證結果發現，台灣金融領先變數大抵先行於經濟成長，其中以股票報酬樣本內外之預測表現較穩健，除可幫助捕捉經濟下行的發生外，經濟波動加劇期間，預測能力將增加。

* 本文初稿完成於民國108年10月，109年3月修正完稿。本文承蒙嚴副總裁宗大、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、廖研究員俊男、徐副研究員婉容、俞助理研究員欣榮與匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，特此衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處副研究員。

壹、前言

股價可透過財富效果，促使經濟擴張，且包含投資人對未來經濟表現看法；M1B 貨幣總計數理論上應與經濟活動密切相關，兩者均是國發會認定的景氣領先指標之一，而長短期利差(term spread)則隱含未來經濟狀況的相關資訊，渠等被認為可能具有領先經濟成長特性的金融變數(Harvey, 1989；利秀蘭及陳惠薇, 2005；Foresti, 2006；Kuusmanen and Vataja, 2017)。惟文獻對於金融領先變數是否可預測經濟成長，仍缺乏穩健性結論。Stock and Watson (2003)研究發現資產價格及長短期利差等金融變數對實際經濟活動預測，在不同先進經濟體及時期都不穩定。有別於傳統降頻分析，本文擬以股價、M1B以及長短期利差等月資料，藉由混頻因果關係及MIDAS(mixed data sampling)樣本外預測，重新檢驗個別金融領先變數是否具有幫助預測台灣GDP成長能力。

股票價格通常為經濟成長的櫥窗。根據Harvey (1989)建構的股價現值模型，股價為未來廠商股利折現，股價不僅反映現在廠商經營的狀況，亦包含人們對實質經濟活動的預期(Harvey, 1989；Kuusmanen and Vataja, 2017)。若投資人預期經濟體將邁入成長，股價將因預期未來盈餘增加而上漲；另一個支持股價對經濟成長有預測力的原因為財富效果：當股市上漲時，投資者收益增加，

願意花更多錢消費，促使經濟擴張(Foresti, 2006)。反之，股價下跌，投資人產生財富損失，經濟成長將隨之放緩。

惟投資者並不總是能夠正確預測未來廠商的盈餘變化，加以股價變化不一定受經濟基本面的驅動，比起實體經濟波動性更大，可能提供錯誤的經濟成長信號。例如，1988年美國經濟強勁成長，卻發生股價崩跌(Harvey, 1989)。即便如此，股價仍被國發會列為景氣領先指標，並且亦是美國經濟諮商局(The Conference Board)公布的美國、英國等國家領先景氣的主要金融指標(見附錄)。

而解釋長短期利差與經濟成長連結的理論很多(參見吳懿娟, 2007)，其中之一，認為投資人若預計經濟成長出現衰退，將有動機售出短天期債券，購入長天期債券，以便在經濟不景氣時，獲取穩定回報。長天期債券的需求增加將提高其價格，並降低殖利率，使收益曲線變的平滑或反轉。因此，殖利率曲線斜率包含預測經濟成長的訊息(Kessel, 1965；Harvey, 1989；Estrella et al., 2003；Duarte et al., 2005；Bellego and Ferrara, 2009)。另一種說法則是殖利率曲線平坦或反轉，表示當前貨幣政策緊縮，步入景氣衰退機率上升(Estrella and Mishkin, 1998；Wright, 2006)。

另一方面，M2被美國經濟諮商局列為

日本的領先景氣金融指標。在台灣，M1B相對M2更具有領先景氣特性(蔡佩珍, 2018)，M1B的上升表示民眾偏向持有活期存款，有助挹注股市資金動能，激勵民間消費與投資，使其具有領先循環的性質(陳劍虹, 2014；蔡佩珍, 2018)。利秀蘭及陳惠薇(2005)應用因果關係檢定，發現M1B對GDP具顯著單向因果關係，顯示M1B有助預測GDP。

Binswanger (2000, 2004)研究發現，1980年代後，美國及許多G7國家的股票報酬預測GDP成長的能力減弱。Chinn and Kucko (2015)發現，金融變數預測能力的喪失，與大溫和(Great Moderation)期間GDP的波動性減少有關。至於長短期利差對於產出成長的預測能力，有些研究同樣發現有下降的現象(Dotsey, 1998；Chinn and Kucko, 2015)，且也不是每次的長短期利差反轉，均會出現衰退(吳懿娟, 2007)。金融領先變數可否提供預測資訊，仍待持續研究。

由於GDP等實質面資料多為低頻的季資料，發布時間通常落後1個月左右，然而股價等金融領先變數早已發布，且高頻(如股價月底即可知道當月月平均值)，若有效利用，可幫助預測未來2~4個月之經濟成長率(Ferrara and Marsilli, 2013)，因而，混頻模型運用於GDP成長率預測有逐年增加的現象。參見Clements and Galvão (2008)、Clements and Galvão (2009)、Armesto et al. (2010)、

Tsui et al. (2013)、Tay (2006)。

鑒於以往金融變數預測能力下降，與GDP的波動性減少有關，2008年全球金融危機期間，經濟波動加劇，又重新喚起文獻特別檢視該期間，金融變數樣本外預測表現，並且發現股價及長短期利差等在不穩定的經濟環境中，預測經濟成長能力增強。如Ferrara and Marsilli (2013)建構股價、長短期利差、油價、經濟情緒指數(Economic Sentiment Indicator, ESI)的個別MIDAS模型預測歐元區GDP，預測期間為包括全球金融危機的2007Q1~2009Q4，結果顯示股價相較ESI可改善GDP預測能力，且比其他兩變數擁有更多的預測訊息。Kuosmanen and Vataja (2018)以股票報酬、長短期利差、短期利率評估G7國家的GDP成長，發現全球金融危機後，金融變數預測能力改善。

目前文獻對台灣金融領先變數與經濟成長關聯的相關研究，仍停留在將金融領先變數高頻資料降為低頻資料的因果關係檢定以及樣本外預測分析方式，參見Aylward and Glen (2000)、利秀蘭及陳惠薇(2005)、吳懿娟(2007)、黃富纖(2016)。多數研究發現金融領先變數無法幫助預測經濟成長，吳懿娟(2007)發現長短期利差不會Granger影響台灣GDP成長；利秀蘭、陳惠薇(2005)實證結果則顯示，M1B會Granger影響GDP成長，但股價不成立；Aylward and Glen (2000)發現當AR模型加入股價變數，預測的均方根誤差

(Root Mean Square Error, RMSE)將增加；黃富纖(2016)指出長短期利差預測未來台灣經濟成長率通常高估。

本研究依據文獻、國發會以及參考美國經濟諮商局公布之各國金融領先指標，選取股價、長短期利差^{註1}以及M1B等金融領先變數，並一改過去的季頻率分析，採用月、季混頻資料，分別以混頻向量自我迴歸(mixed frequency vector autoregression, MF-VAR)因果關係檢定金融領先變數隱含的預測GDP資訊，以及AR模型加上金融解釋變數之MIDAS模型，樣本外預測台灣未來2季內GDP走勢，並探討經濟波動加深對金融領先變數樣本外預測之可能影響。

混頻因果關係檢定顯示，股價、M1B及長短期利差均隱含領先未來經濟資訊。此外，納入股票報酬的MIDAS模型，相對AR

模型，能夠提高當季及下1季GDP成長預測準確性，且當季預測表現大抵優於M1B與長短期利差MIDAS模型。另本文發現經濟活動波動性增加，股價報酬預測下季經濟成長表現相對提升，此與Kuosmanen and Vataja (2017)、Ferrara and Marsilli (2013)發現有所類似，此外，股價亦可幫助捕捉全球金融危機經濟下行的發生；而長短期利差受限於台灣債券市場規模及流動性，降低當季能提供的經濟預測資訊；M1B受外資活動及貨幣政策影響，較不具有即時反映經濟劇烈變化之特性，以致弱化包含全球金融危機期間的樣本外預測能力。

本文章節安排如下：第二節為介紹混頻因果關係檢定及MIDAS模型；第三節為金融領先變數可否幫助預測經濟成長之評估；第四節則為結論。

貳、混頻因果關係檢定及MIDAS模型

一、混頻因果關係檢定

本文使用Ghysels et al. (2016)的MF-VAR因果關係檢定，探討金融變數變化是否隱含未來經濟成長預測資訊。Ghysel et al. (2016)

指出混頻資料的因果關係可提供更多資訊，且在有限樣本檢定力高於傳統低頻(low frequency, LF)因果關係檢驗。

金融變數與GDP成長率之雙變量MF-VAR可表示為：

$$\begin{bmatrix} x_{t-2/3}^{(m)} \\ x_{t-1/3}^{(m)} \\ x_t^{(m)} \\ \Delta GDP_t^Q \end{bmatrix} = \sum_{k=0}^{p_Y^Q} \begin{bmatrix} \gamma_{11,k} \gamma_{12,k} \gamma_{13,k} \gamma_{14,k} \\ \gamma_{21,k} \gamma_{22,k} \gamma_{23,k} \gamma_{24,k} \\ \gamma_{31,k} \gamma_{32,k} \gamma_{33,k} \gamma_{34,k} \\ \gamma_{41,k} \gamma_{42,k} \gamma_{43,k} \gamma_{44,k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-d-\frac{2}{3}-k}^{(m)} \\ x_{t-d-\frac{1}{3}-k}^{(m)} \\ x_{t-d-k}^{(m)} \\ \Delta GDP_{t-d-k}^Q \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix}, \quad (1)$$

其中， t 代表時間的基本單位，在此為季頻率； p_Y^Q 為模型落後季數； $d \geq 1$ ，代表被解釋變數領先的季數； m 則為較高頻率資料在 $t-1$ 與 t 之間出現次數，由於金融領先變數為月資料， $m=3$ ； ΔGDP_t^Q 為第 t 季去除平均數(de-mean)的GDP成長率^{註2}； $x_{t-2/3}^{(m)}$ 、 $x_{t-1/3}^{(m)}$ 、 $x_t^{(m)}$ 分別為第 t 季中第1個月、第2個月及第3個月去除平均數的股價報酬，或M1B成長率，或者長短期利差等金融領先變數。此處並沒有將所有金融變數一起進行因果關係檢定，主要係考慮待估參數過多的問題，而使迴歸式變得不可行；另外一個原因是，雙變量模型為文獻檢定金融變數與GDP因果關係常採用方式，如Foresti (2006)及吳懿娟(2007)。

若給定 ΔGDP_t^Q 落後項解釋力，金融變數無法提供未經濟成長預測資訊，則：

$$\gamma_{41,k} = \gamma_{42,k} = \gamma_{43,k} = 0, \quad (2)$$

反之，經濟成長無法提供未來金融變數預測資訊，可表示如下：

$$\gamma_{14,k} = \gamma_{24,k} = \gamma_{34,k} = 0, \quad (3)$$

由於AIC準則選擇個別股價報酬、M1B成長率及長短期利差等，與GDP成長率構成之雙變量季資料VAR模型最適落後期均為4期，設定各變數MF-VAR模型落後期數 $p_Y^Q=4$ ^{註3}。

二、MIDAS預測模型

(一) MIDAS模型

以往傳統計量模型檢驗金融變數能否提供樣本外預測資訊，在資料頻率不相同時，均透過平均數方式將高頻資料轉為低頻資料後，再納入模型進行估計及預測，此作法達到模型估計參數簡約(Parsimony)之目的，惟因假設同時期的高頻資料具有相同權重，可能會丟棄有用訊息。相較之下，Ghysels et al. (2004)提出的MIDAS模型，以多項式權重函數萃取資料訊息，相對有彈性，亦能契合簡約模型精神，加以高頻資料發布時間短，可提供即時預測資訊，因此MIDAS模型運用於GDP成長預測有逐年增加的現象。

由於MF-VAR適用於較長期的GDP成長率預測，而MIDAS適用於較短期的預測(Kuzin, Marcellino and Schumacher, 2011)，加以金融資料對短期GDP成長率預測表現較佳，故以MIDAS進行樣本外預測^{註4}。參酌Ferrara and Marsilli (2013)，GDP成長率預測模型設定如下，為AR模型加上個別金融變數：

$$\Delta GDP_t^Q = \alpha^{(h)} + \beta_1^{(h)} B(L^{1/m}; \theta^{(h)}) x_{t-h}^{(m)} + \sum_{j=d+1}^{d+D_Y^Q} \rho_j^{(h)} \Delta GDP_{t-j}^Q + \varepsilon_t, \quad (4)$$

其中， D_Y^Q 為較低頻GDP成長率自我迴歸之落後期數； $d = [h]$ ^{註5}，代表第 t 季GDP成長率領先其自我迴歸落後項的季數； $h \geq 0$ 則為預測期數； $x_t^{(m)}$ 則為股價報酬，或M1B成長率，或者長短期利差等金融領先變數；

$$B(L^{1/m}; \theta^{(h)}) = \sum_{k=1}^{D_Y^Q \times m} b(k; \theta^{(h)}) L^{(k-1)/m},$$

而 $L^{k/m}x_t^{(m)} = x_{t-k/m}^{(m)}$ ；設定MIDAS模型，GDP成長率自我迴歸之落後期數 D_Y^Q 與MF-VAR相同為4，金融領先變數落後期數為 $D_Y^Q \times m = 12$ 。

MIDAS模型參數 $b(k; \theta)$ 可藉由 exponential Almon Lag 多項式權重函數 (Ghysels et al., 2007) 估計，給予較新的資料更多權重，以捕捉金融變數影響在一定期間後遞減之現象，同時縮減所需估計參數維度。參照 Ghysels, Santa-Clara, and Valkanov (2005) 多項式權重函數可表示如下：

$$b(k; \theta) = \frac{\exp(\theta_1 k + \theta_2 k^2)}{\sum_{k=1}^{D_Y^Q \times m} \exp(\theta_1 k + \theta_2 k^2)}, \quad (5)$$

其中， θ_1 及 θ_2 為控制迴歸係數之參數。

根據 Clements and Galvão (2008)，設定 $h = 0, 1/3, 2/3, 1, 4/3, 5/3, 2$ 。當 $h=0, 1/3, 2/3$ ，為擁有當季不同資訊集合下，進行即時預報 (nowcast)。即時預報過程可簡單說明如下：

首先以 $h=2/3$ 的預測過程為例。假設現在是2006年2月底，已取得1月份M1B等相關金融變數以及2005年Q4的GDP成長率資料^{註6}，欲預測2006年Q1的GDP成長率。若以簡單落後1期模型說明，首先建立 $\Delta GDP_{2005Q4}^Q = \alpha + \rho_1 \Delta GDP_{2005Q3}^Q + \beta_1 [b_1 x(2005 m10) + b_2 x(2005 m9) + b_3 x(2005 m8)] + \varepsilon_t$ ，進行MIDAS模型估計；再將 ΔGDP_{2005Q4}^Q 與 $x(2006 m1)$ 、 $x(2005 m12)$ 及 $x(2005 m11)$ 等帶入迴歸式進行預測。同理若已有2006年前

2個月 ($h=1/3$) 及前3個月 ($h=0$) 的金融變數資訊，預測2006年Q1的GDP成長率，過程類推。

當 $h=1, 4/3, 5/3$ ，為擁有當季不同資訊集合下，預測下季經濟成長率。以 $h=5/3$ 的預測過程為例：假設現在是2006年2月底，取得1月份M1B等相關金融變數以及2005年Q4的GDP成長率資料，欲預測2006年Q2的GDP成長率。以簡單落後1期模型說明，首先建立 $\Delta GDP_{2005Q4}^Q = \alpha + \rho_1 \Delta GDP_{2005Q2}^Q + \beta_1 [b_1 x(2005 m7) + b_2 x(2005 m6) + b_3 x(2005 m5)] + \varepsilon_t$ ，進行MIDAS模型估計；再將 ΔGDP_{2005Q4}^Q 與 $x(2006 m1)$ 、 $x(2005 m12)$ 及 $x(2005 m11)$ 等帶入迴歸式進行預測。當 $h=4/3$ ，代表預測時點為2006年3月底，已取得前2個月金融變數資料； $h=1$ ，預測時點則為2006年4月底，已有前3個月金融變數資訊，預測過程依前述類推。

當 $h=2$ ，為預測下2季經濟成長率，假設現在是2006年4月底，已取得1至3月M1B等相關金融變數跟2005年Q4的GDP成長率資料^{註7}，欲預測2006年Q3的GDP成長率。以簡單落後1期模型說明，首先建立 $\Delta GDP_{2005Q4}^Q = \alpha + \rho_1 \Delta GDP_{2005Q1}^Q + \beta_1 [b_1 x(2005 m6) + b_2 x(2005 m5) + b_3 x(2005 m4)] + \varepsilon_t$ ，進行MIDAS模型估計；再將 ΔGDP_{2005Q4}^Q 與 $x(2006 m3)$ 、 $x(2006 m2)$ 及 $x(2006 m1)$ 等帶入迴歸式進行預測。

在預測GDP成長時，很難打敗簡單的

自我迴歸模型(Castle et al, 2013)，若在AR模型加入較高頻的金融領先變數產生較小的預測誤差，則該模型即可稱為良好預測模型，且意味金融領先變數提供改善預測之資訊。MIDAS模型相對AR模型是否可顯著增強預測績效，可透過Clark and West (2007)提出的CW檢定量，檢驗結果是否達統計顯著。

(二) 金融變數組合預測

除個別金融變數預測能力，也可能會想知道金融領先變數組合對GDP成長率預測力，MIDAS模型若牽涉到較大量的資料集，則組合預測(forecast combination)的預測方式計算方便，且不易出現模型錯誤設定，同時也被證實具有絕佳的預測力，詳參Andreou et al. (2013)。

金融變數組合預測可透過加權每一期各模型預測值得到(參見Timmermann, 2006；Ghysels, 2014；Andreou et al., 2013)。金融變數組合預測可表示為：

$$f_t = \sum_{i=1}^n w_{i,t} \widehat{\Delta GDP}_{i,t}^Q, \quad (6)$$

其中， i 代表第 i 個金融變數的MIDAS模型。進一步，使用 BIC_i 計算各模型預測權重 $w_{i,t}$ (Ghysels, 2014；Lehmann and Wohlrabe, 2015)。

$$w_{i,t} = \frac{\exp(-BIC_i - \min(BIC_i))}{\sum_{i=1}^n \exp(-BIC_i - \min(BIC_i))}, \quad (7)$$

其中， BIC_i 代表第 i 個模型迴歸結果的 BIC 。

金融變數組合預測與AR模型預測表現比較，不適合使用相容(nested)模型之Clark and West (2007)檢定，可藉由Diebold and Mariano (1995)提出的DM統計量進行。若金融變數組合預測產生的殘差平方項較小，拒絕虛無假設，則相對於AR模型有較高的預測能力。

(三) 分配預測

分配預測(density forecasting)可提供不確定性的描述，了解未來GDP成長可能下行風險，或者檢視重大經濟衝擊發生之下的預測情況。MIDAS模型分配預測過程可簡述如下(詳參Aastveit et al., 2013)：

1. 首先於樣本內期間估計MIDAS模型，在給定模型參數下，假設殘差服從常態分配，以拔靴法(bootstrap)方式抽取新的殘差序列，共500次，再還原成GDP成長率時間序列。
2. 對於每一個GDP成長率序列，進行MIDAS模型樣本外預測，得到分配預測。

參、金融領先變數可否幫助預測經濟成長之評估

本節主要為評估金融變數能否提供預測GDP成長率資訊，並檢視經濟波動增加對渠等預測可能之影響。以下分別就資料來源與變數處理、因果關係檢定及樣本外預測表現等說明。

一、資料來源與變數處理

實證分析使用的變數除股價之外，亦包括國發會領先指標M1B(表1)，以及長短期利差。

表1 國發會景氣指標包括之金融變數

指標構成項目	金融變數
領先指標	股價指數、貨幣總計數M1B
同時指標	無
落後指標	金融業隔夜拆款利率、全體金融機構放款與投資

資料來源：國發會

由於台灣10年期公債資料起始點為1995年，若樣本外預測要包含全球金融危機期間(2008年美國次貸危機)，樣本數略顯不足。加以，Ang et al. (2006)發現，美國較短天期利差，比任何一種利差具有更多的預測能力，以及吳懿娟(2007)指出近年來台灣10年期公債殖利率，往往無法正確反映未來利率

預期，本文以5年期公司債^{註8}取代10年期公債利率。此外，台灣3個月公債市場利率資料不完善，參考吳懿娟(2007)作法，以金融業隔夜拆款利率替代。因此，長短期利差係由5年期公司債利率減金融業隔夜拆款利率組成。表2為資料名稱及來源，資料樣本期間為1990Q1~2018Q3。

表2 資料名稱及來源

變數名稱	資料來源	頻率	資料處理	樣本期間
GDP	主計總處	季	1	1990Q1~2018Q3
加權股價指數	證交所	月	1	1990m1~2018m9
M1B(日平均)	央行	月	1	1990m1~2018m9
長短期利差	AREMOS及央行	月	2	1990m1~2018m9

註：1=年增率；2=無轉換。

表3列出各變數基本統計量，就平均值而言，以M1B成長率最高；而股價報酬變異性最大，M1B成長率其次，符合一般對於金融變數的波動大於GDP之預期^{註9}。

表3 資料基本統計量

變數名稱	平均值	標準差
GDP成長率	4.70	3.58
股價報酬	4.80	27.43
M1B成長率	8.08	6.92
長短期利差	0.94	1.09

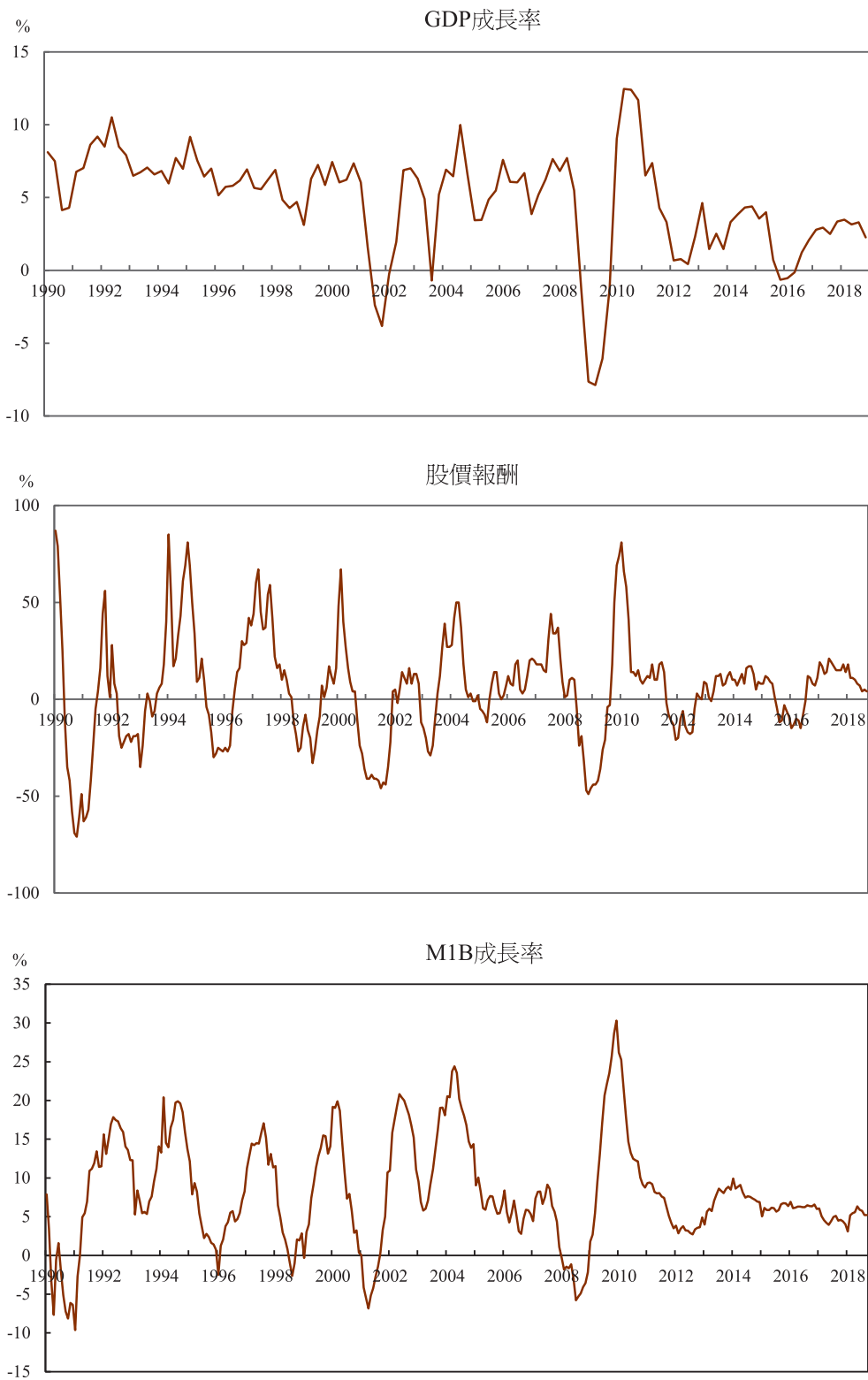
註: GDP成長率、股價報酬、M1B成長率均為年增率。

圖1為金融變數走勢，與資料基本統計量分析結果相同，股價報酬波動幅度明顯最大。

值得注意的是，長短期利差顯示，1990年、1997年及2007年全球經濟成長步入衰退之前，皆出現反轉。其他變數走勢方面，1990~1991年期間，國際間爆發波斯灣戰爭，油價上漲且消費信心疲弱，加以，銀行體系發生信用危機，以致美國經濟出現衰退，台股也因此泡沫破裂，在1990年2月創歷史新高後，出現崩盤走勢，同年第2季台

灣經濟成長亦開始下滑；1997年亞洲金融風暴發生，台股在1997年8月達到高點後，一路走跌，而在台股表現低迷之下，民眾投資股市意願不高，抑制資金需求，M1B下降。隔年台灣經濟成長開始受到影響而明顯趨緩；2008年則是美國發生次貸危機，同年5月台股走跌，且第2季台灣GDP出現負成長，為因應金融危機，貨幣供給隨之增加，M1B大幅上升，惟之後M1B維持在相對平穩的成長速度。

圖1 GDP成長率及金融變數走勢





二、樣本內混頻因果關係分析

本小節以MF-VAR檢視金融領先變數與GDP成長率因果關係，樣本期間為1990Q1~2018Q3。表4為MF-VAR因果關係檢定結果，第1行的d代表未來第d季。第2行則為股價報酬不會Granger影響GDP成長檢定，顯示給定GDP成長落後項，在10%顯著水準內，未來1、2季預測期數均拒絕虛無假設，代表股價報酬可預示未來經濟前景；其次，第5行則為GDP成長不會Granger影響股價報酬檢定，均無法達到拒絕虛無假設標準，意謂經濟成長沒有辦法提供預測未來股票報酬走勢資訊。

在M1B成長不會Granger影響GDP成長檢定方面，均拒絕虛無假設，M1B變化可做為下1、2季GDP變化之徵兆；其次，GDP成長並不會Granger影響M1B成長。

最後，長短期利差於d=1時，拒絕虛無假設，由此可知長短期利差可提供下1季GDP變化之資訊。而此與吳懿娟(2007)進行傳統因果關係分析，發現台灣長短期利差與GDP成長的雙向Granger因果關係不顯著，略有不同，使用混頻因果關係檢定有其必要性。

綜合上述，股價、M1B及長短期利差均包含領先經濟前景之預測資訊。

表4 MF-VAR因果關係檢定結果

	$H_0: x_t^{(m)}$	\rightarrow	ΔGDP_t^Q	$H_0: \Delta GDP_t^Q$	\rightarrow	$x_t^{(m)}$
	股價	M1B	利差	股價	M1B	利差
d=1	0.014**	0.028**	0.025**	0.900	0.779	0.427
d=2	0.009***	0.003***	0.552	0.818	0.541	0.217

註：1. 表格內為p值；***, **, *分別代表在1%、5%及10%顯著水準下，拒絕虛無假設。

2. 共變異數矩陣估計值採Newey-West之異質且序列相關一致性估計式。P值係採用拔靴法1,500次得到。

三、MIDAS樣本外預測分析

前面章節已發現股價、M1B及長短期利差均為領先經濟成長的變數。本小節主要目的為評估金融變數樣本外預測能力，以及進行不同期間金融變數預測能力的穩健性檢驗。

(一) 金融變數樣本外預測能力評估

由於許多研究指出金融危機期間或是在其之後，金融變數預測能力提高，本文設定1990Q1~2005Q4為樣本內，而2006Q1~2018Q3為樣本外期間，涵蓋全球金融危機，並以遞迴(recursive)方式進行預測。

若金融領先變數能提供改善預測之資訊，則MIDAS模型預測績效將勝過AR模型。表5為混頻資料各模型預測RMSE相對AR模型之比率，若小於1，MIDAS模型預測表現優於AR模型。

股價報酬MIDAS模型預測當季GDP成長，RMSE均小於AR模型，並統計顯著。股價報酬亦可幫助預測下1季GDP成長率，惟無法顯著提升預測未來2季的經濟情勢。此

外，由表5不難發現，隨當季GDP公布時間靠近，當季($h=0,1/3,2/3$)及下季($h=1,4/3,5/3$)預測相對RMSE將大幅降低，表示隨著資訊逐漸被揭露，投資人修正錯誤判斷，短期股價能立即反映經濟數據的變化，惟隨著預測期間拉長(如 $h=2$)，股價資訊重要性下降。

而M1B的MIDAS模型預測結果顯示，在擁有M1B前3個月資訊預測下1、2季($h=1,2$)GDP成長率，可降低AR模型RMSE，惟統計不顯著，且其餘期間的預測績效均劣於AR模型。這可能係因隨著台灣資本市場逐漸開放，外資投入股市的比重日增，對M1B有決定性影響。M1B與經濟金融活動之連結，一部分是透過外資對未來台灣景氣判斷，買賣台股，然後股價再影響M1B^{註10}，使其對經濟環境改變反應可能存在遞延現象。加以，M1B亦可能受全球金融危機後，貨幣供給維持適度寬鬆，而弱化原本M1B與實體經濟間的關係，以致無法適時正確反映未來2季內的經濟成長變化。

另台灣債券市場發行規模相對較小，

交易不若先進國家活絡，流動性較差，長短期利差可能受到貨幣政策以外的非景氣因素干擾(如債券市場供需失衡)，而導致當季各月長短期利差變化無法均反映當季真實的經濟活動情況。惟實證結果亦顯示，長短期利差幫助預測下1季經濟前景的能力仍良好(即 $h=1,4/3,5/3$)，且預測相對RMSE大致隨預測季數增加($h=1,2$)，而下降，凸顯其可能具有

預示未來經濟變化的特性。

最後，金融變數組合預測因M1B及長短期利差MIDAS模型預測相對RMSE多較股價為高，結果與使用股價報酬預測類似。Ferrara and Marsilli (2013)亦發現相似現象，股價較其他變數，對於預測法國、義大利、歐元區等經濟成長率最佳。

表5 各變數MIDAS模型相對AR模型之預測RMSE
(預測期間2006Q1~2018Q3)

h	股價	M1B	利差	金融變數組合
0	0.88***	1.03	0.99*	0.88***
1/3	0.92**	1.02	1.00	0.92**
2/3	0.96**	1.01	1.00	0.96*
1	0.89**	0.96	0.97**	0.88***
4/3	0.93**	1.02	0.98*	0.93**
5/3	0.95*	1.06	0.95*	0.95*
2	0.99	0.95	0.94	0.99

說明：1. 表中數值為各模型經濟成長預測值之RMSE除以AR模型預測值之RMSE。

2. RMSE計算公式為 $\sqrt{\sum_{t=\tau_1}^T (\Delta GDP_t^o - \Delta \widehat{GDP}_t^o)^2 / (T - \tau_1 + 1)}$ ，下文其餘地方所指RMSE計算方式相同。其中， τ_1 為預測起點， T 為樣本數。

3. 預測組合以Diebold-Mariano (1995)進行檢定，其餘模型以Clark and West (2007)進行檢定，***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下，拒絕虛無假設。

表6進一步比較股價、M1B及長短期利差等MIDAS預測模型，股價報酬於即時預報($h=0,1/3,2/3$)，以及擁有第1個月($h=5/3$)股價資訊預測下季GDP成長率，RMSE均小於M1B，且統計顯著。此外，在擁有當季前2個月($h=1/3, 4/3$)及前3個月($h=0,1$)股價資訊

下，股價報酬即時預報及預測下季經濟成長表現，均顯著優於長短期利差，而此可能代表季初的股價走勢比較容易存在投資人誤判，或者是資訊尚且不足，而弱化股價相對預測能力。

表6 股價報酬相對各變數MIDAS模型之預測RMSE
(預測期間2006Q1~2018Q3)

	$h = 0$	$h = 1/3$	$h = 2/3$	$h = 1$	$h = 4/3$	$h = 5/3$	$h = 2$
M1B	0.87**	0.90**	0.94**	0.91	0.91	0.89**	1.04
長短期利差	0.89***	0.93***	0.97	0.91**	0.96*	0.98	1.05

說明：1. 表中數值為股價報酬MIDAS模型經濟成長預測值之RMSE除以各變數MIDAS模型預測值之RMSE。

2. ***、**與*分別表示Diebold–Mariano (1995)檢定統計量在1%、5%與10%的水準下顯著。

(二) 經濟波動加大對金融變數樣本外預測能力之可能影響

Ferrara and Marsilli (2013)以檢視相對RMSE方式，探討2007Q1~2009Q4全球金融危機期間，金融變數樣本外預測能力是否增加。然相對RMSE升降不具統計檢定意義^{註11}，本節藉由比對樣本外包含及不包含金融危機期間^{註12}，CW及DM檢定量p值的變化，一方面試圖了解總體經濟起伏劇烈對金融變數樣本外預測能力可能影響，一方面也做為穩健性檢定。此處設定模型樣本內期間為1990Q1~2009Q4，樣本外預測期間則為2010Q1~2018Q3，不包含金融危機期間。若與前面樣本外預測期間2006Q1~2018Q3相比，差別在於有無包含全球金融危機期間，因此，兩期間檢定結果差異可主要歸於經濟波動加劇所致。

表7為2010Q1~2018Q3期間，金融變數MIDAS模型相對AR模型樣本外預測比較。對照表5，股價報酬於擁有當季第1個月($h=5/3$)及前2個月($h=4/3$)資料，預測未來下1季GDP成長率，在10%顯著水準內，變為不拒絕虛無假設。M1B方面，於擁有當季前3個月($h=0,1$)資料，即時預報及預測未來下1季GDP成長率，表現顯著提升；長短期利差方面，未來下1季預測能力明顯弱化($h=1,4/3,5/3$)。最後，金融變數組合預測相對RMSE普遍都上升，且於 $h=5/3$ 時，預測能力明顯下滑。

整體而言，股價報酬等金融變數在2010Q1~2018Q3經濟穩定時期均可具備預測未來短期內經濟成長率的能力，而此與前面混頻因果關係分析結果一致，並且以股價表現最為穩定。

表7 各模型相對AR模型預測比較(預測期間2010Q1~2018Q3)

h	股價	M1B	利差	金融變數組合
0	0.88***	0.95**	0.99*	0.95**
1/3	0.92**	0.99	0.99	0.95**
2/3	0.93***	1.00	0.99	0.95**
1	0.90**	0.73*	0.98	0.95**
4/3	0.92	0.85	0.98	0.96*
5/3	0.96	0.99	0.98	0.98
2	0.98	0.79	0.98	0.97

說明：1. 表中數值為各模型經濟成長率預測值之RMSE除以AR模型預測值之RMSE。

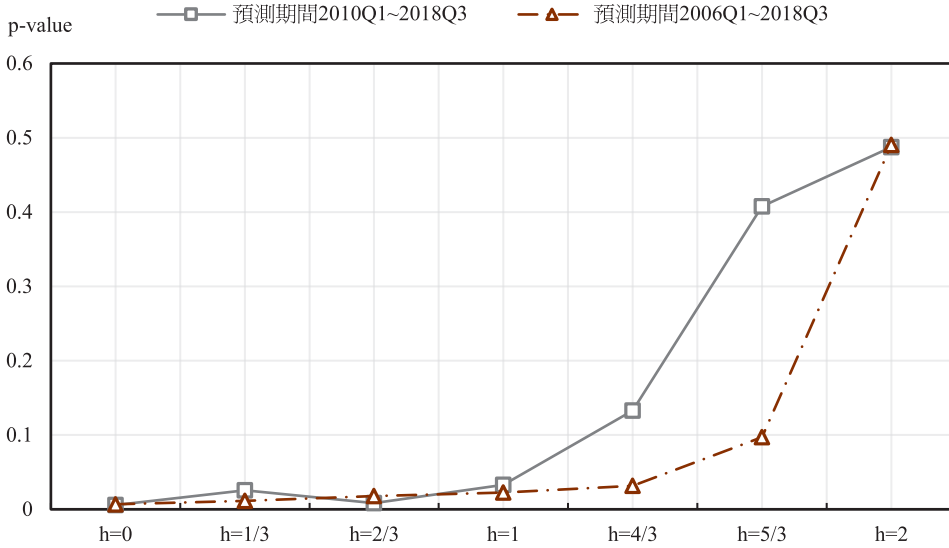
2. 預測組合以Diebold-Mariano (1995)檢定量進行檢定，其餘模型以Clark and West (2007)檢定量進行檢定，***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下，拒絕虛無假設。

圖2至圖5則是進一步劃出不同預測期間，各變數MIDAS模型以及金融變數組合預測相對AR模型的CW及DM檢定P值走勢。可清楚看出，全球金融危機期間，股價跟未來景氣基本面可能更加緊密結合，擁有當季第1個月($h=5/3$)及前兩個月股價報酬資訊($h=4/3$)，以10%的顯著水準為標準之下，可提供2006Q1~2018Q3期間未來下1季GDP成長率預測資訊，且相對強化(見圖2)；M1B則

因無法迅速反映經濟情勢劇變，包含金融危機期間的樣外預測，能提供的有效預測資訊量明顯不足；長短期利差可能因台灣債券市場流動性較差，包含金融危機期間的樣外預測，將因總體經濟波動增加，降低預測當季經濟成長可用資訊，惟對未來下1季預測能力顯著增加($h=1,4/3,5/3$)。

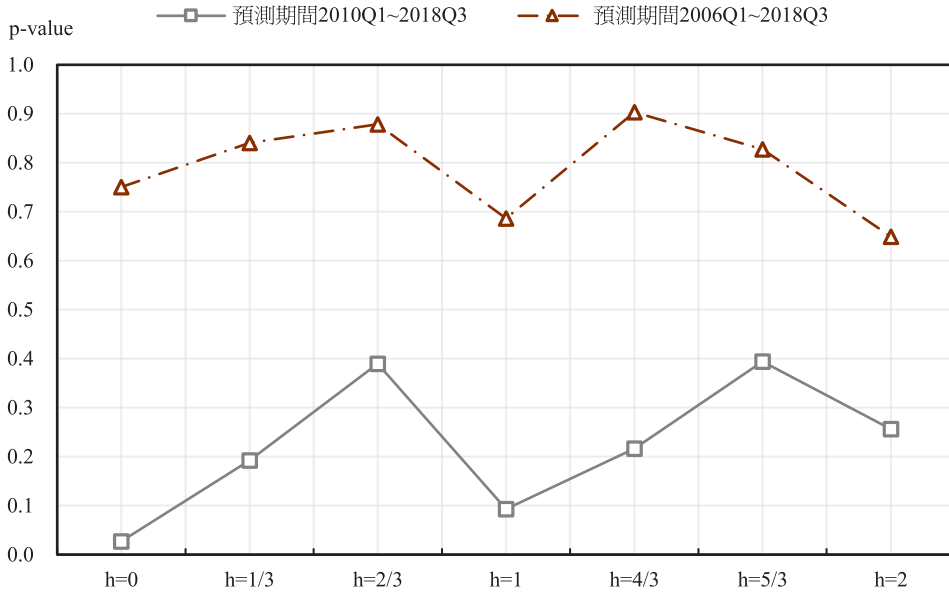
最後，金融變數組合預測的P值變化與股價報酬MIDAS模型相似。

圖2 股價報酬MIDAS模型預測能力變化



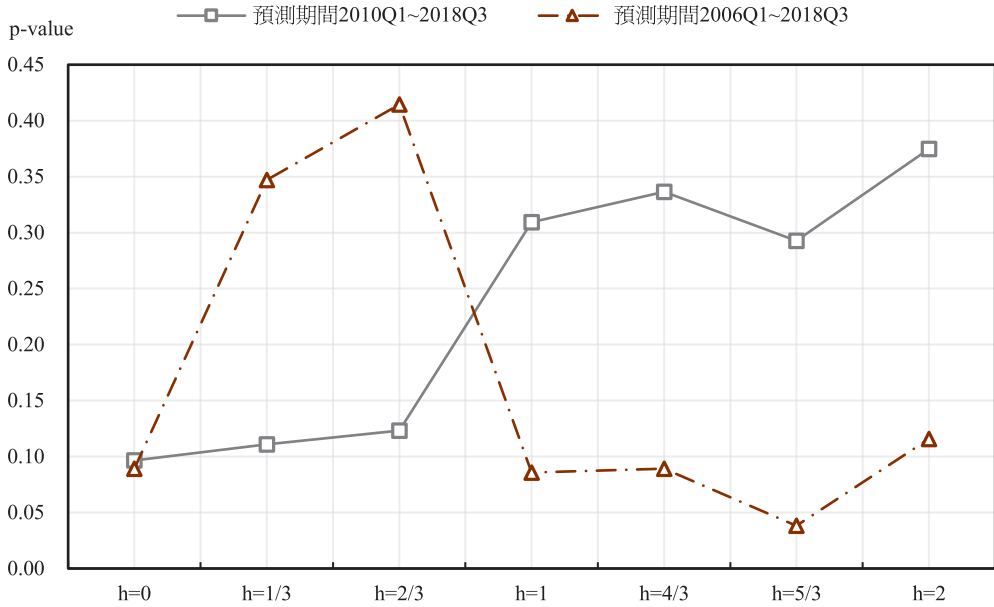
說明：圖中線條為Clark and West (2007)檢定所得到p值。

圖3 M1B MIDAS模型預測能力變化



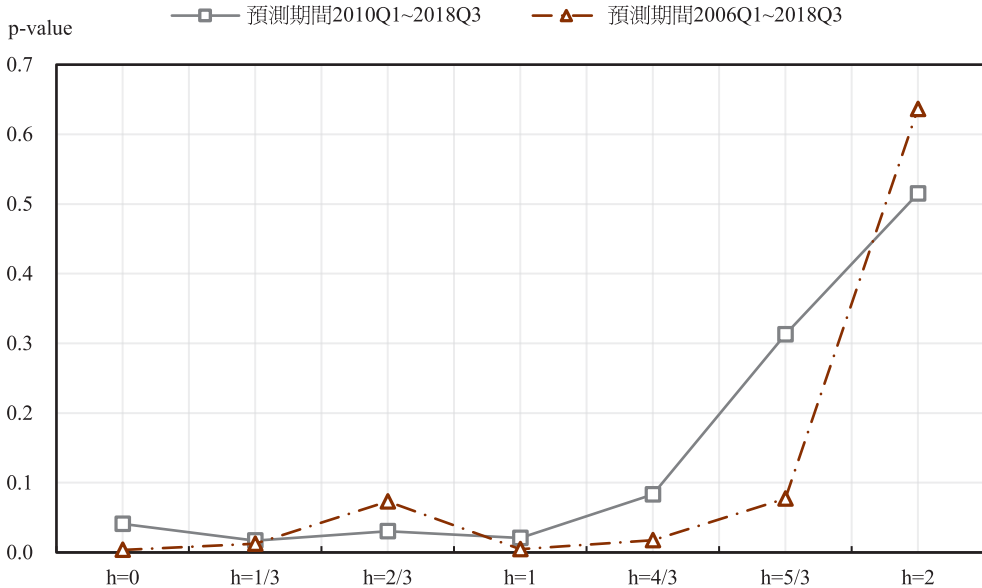
說明：圖中線條為Clark and West (2007)檢定所得到p值。

圖4 長短期利差MIDAS模型預測能力變化



說明：圖中線條為Clark and West (2007)檢定所得到p值。

圖5 金融變數組合預測能力變化



說明：圖中線條為Diebold-Mariano (1995)檢定所得到p值。

最後，本文嘗試依照Ferrara and Marsilli (2013)，比較表5及表7，不同時期金融變數預測相對RMSE變化。附圖1-1至附圖1-4，顯示相對RMSE走勢與圖2至圖5之 p 值變化沒有太大的矛盾之處，包含總體經濟震盪加劇期間，股價報酬擁有當季第1個月($h=5/3$)及前3個月($h=1$)資料，預測未來下1季GDP成長率的相對RMSE下降；M1B於未來2季內的預測相對RMSE均上升；長短期利差即時預報($h=1/3, 2/3$)相對RMSE上升，惟預測下1季($h=1, 4/3, 5/3$)相對RMSE下滑；金融變數組合預測相對RMSE走勢與股價報酬類似，代表在經濟不穩定時期，股價相對其他金融變數提供較多預測資訊。

(三) 金融領先變數可否幫助預測全球金融危機期間經濟成長下跌

許多研究指出金融情勢(financial condition)有助預測經濟下行的發生，以下利用分配預測，檢視加入金融領先變數可否增強即時預報($h=0, 1/3, 2/3$)全球金融危機期間，經濟成長突然的下墜。

由於2008年Q2台灣GDP成長率由Q1的5.48%下滑至-1.32%，選取該時點進行分析。若MIDAS模型相對AR模型的預測分配左移，則MIDAS模型較能捕捉經濟下行。圖6-1、圖6-2及圖6-3顯示，AR模型在加入股價及長短期利差後，預測分配向左移動，其中以股價報酬MIDAS模型左移程度最大。AR模型加入M1B後，預測分配向右偏移，預測值將相對沒有加入M1B時高估。綜合上述，股價最能事先幫助即時預報全球金融危機時期，GDP成長劇烈下挫。

圖6-1 股價報酬MIDAS模型即時預報之預測分配(2008年Q2)

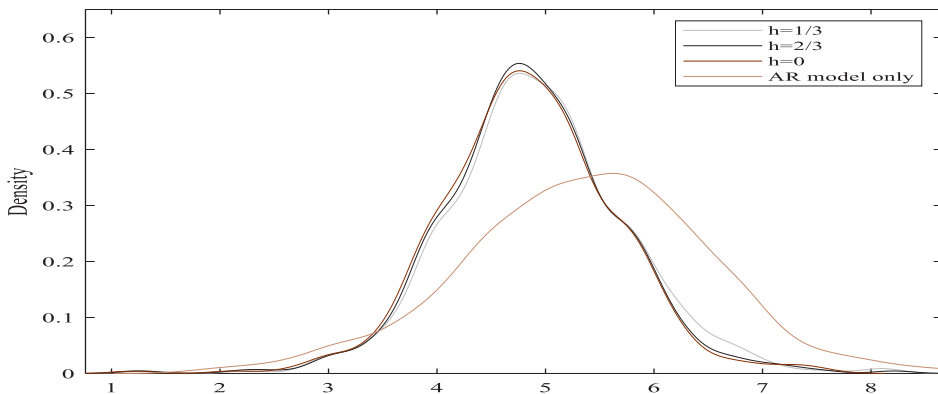


圖6-2 M1B MIDAS模型即時預報之預測分配(2008年Q2)

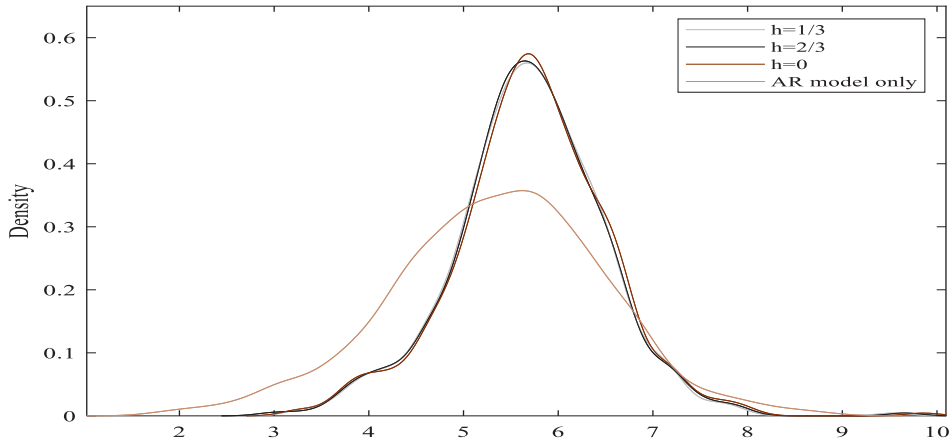
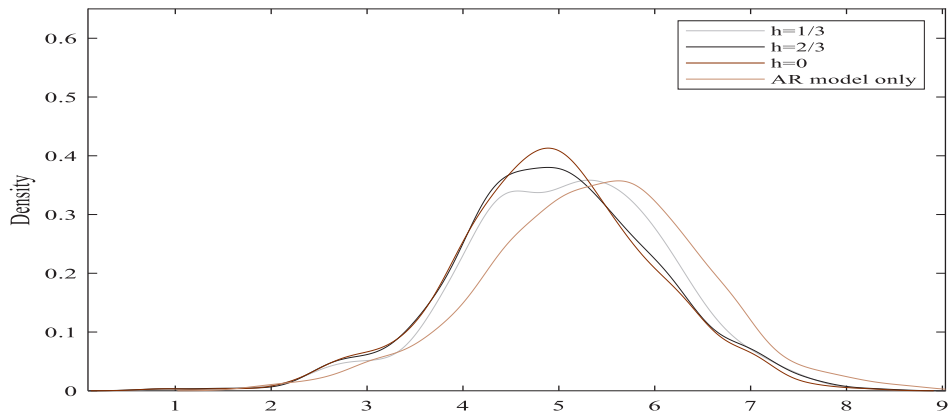


圖6-3 長短期利差MIDAS模型即時預報之預測分配(2008年Q2)



肆、結 論

股價可透過財富效果，擴張景氣，且包含投資人對未來的經濟展望，而長短期利差則可能隱含未來經濟狀況的相關資訊，M1B貨幣總計數理論上應與經濟活動密切相關，渠等被認為具有領先經濟成長特徵，常用於預測GDP。

有別於過去國內文獻降頻分析方式，本文使用股價、M1B及長短期利差等較高頻月

資料，分別以樣本內及樣本外角度，分析其是否先行於經濟成長，以及檢視經濟波動增加對金融領先變數樣本外預測的可能影響。

而與過去文獻發現台灣金融領先變數多無法幫助預測經濟成長之結論不同，樣本內及樣本外的實證結果大抵符合理論預期，支持台灣金融領先變數先行於經濟走向。其中，混頻因果關係檢定顯示，股價、M1B及

長短期利差變動均含有未來經濟情勢資訊。至於樣本外預測，以股價報酬MIDAS模型表現相對穩健，並且即時預報能力大抵更勝於M1B與長短期利差MIDAS模型。

另總體經濟波動加劇，可能使股價與未來基本面更加緊密結合，提供更多未來下1季經濟成長樣本外預測資訊。另M1B對經濟環境改變反應可能存在遞延效果，以致其在

包含全球金融危機期間，樣本外預測能力弱化；而台灣債券市場流動性較差，若經濟劇烈震盪，長短期利差能提供的當季預測資訊降低，惟對下1季經濟成長預測能力增加。

最後，在即時預報全球金融危機引發的經濟下行方面，股價改善AR模型預測表現最多，再者為長短期利差，M1B表現最差。

附 註

(註1) 長短期利差雖未被國發會列為景氣領先指標，依據文獻仍可能是潛在領先指標。

(註2) Ghysels et al. (2016, p.226)藉由去除平均數，使混頻變數間的因果關係可透過無常數項VAR模型進行檢定。

(註3) 落後期數為4期也是MF-VAR常設定的期數，參見Bhanumurthy et al. (2018)。

(註4) 本文曾嘗試使用落後4期MF-VAR進行樣本外預測(在OLS估計下，等同於未限制MIDAS (U-MIDAS)模型預測結果)，股價報酬等金融變數均可在部分預測期間改善AR模型預測RMSE，但除股價外，多數預測期間無法顯著勝過AR模型，因此MIDAS模型較能夠萃取金融領先變數短期有用之資訊。

(註5) [h]代表小於或等於h的最大整數。

(註6) 本文使用的資料均為最新可取得的GDP成長率資料。

(註7) 4月底雖可能有第1季的GDP概估值，但可能進一步再修正，在實際預測操作上，仍以2005年Q4的GDP成長率進行預測。

(註8) 對於遺漏值採上一期資料插補。

(註9) Mamhood and Dinniah (2009)整理馬來西亞、韓國、泰國、香港、日本及澳洲等經濟體股價與工業生產的基本統計量顯示，多數國家股價變動標準差大於工業生產變動。Kuosmanen and Vataja (2018)亦有類似發現。

(註10) 即股價變動為「因」，M1B變動為「果」，參見央行新聞發布第143號。

(註11) 此主要係因為如果RMSE的減少並不是很穩定(如變異數很大)，則RMSE的下降可能不意味著預測能力真實的改善。

(註12) 直接以金融危機期間進行Clark and West (2007)及Diebold-Mariano (1995)預測檢定，恐面臨樣本數過少之問題。

參考文獻

中文文獻

- 利秀蘭、陳惠薇(2005)，「台灣景氣領先及同時指標之探討」，*經濟研究*，第五期，頁27-54。
- 吳懿娟(2007)，「我國殖利率與經濟活動間關係之實證分析」，*央行季刊*，第二十九卷第三期，頁23-63。
- 陳劍虹(2014)，「景氣領先指標研究－信用管道指標之建構」，*經濟研究*，第十四期，頁38-66。
- 黃富纖(2016)，「殖利率曲線與經濟成長預測－美國與臺灣實證分析」，*經濟研究*，第十七期，頁307-328。
- 蔡佩珍(2018)，「精進領先指標對台灣景氣動向預測之能力」，*經濟研究*，第十八期，頁24-58。

英文文獻

- Aastveit, K. A., C. Foroni, and F. Ravazzolo (2016), "Density Forecasts With Midas Models," *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 783-801.
- Andreou, E., E. Ghysels, and A. Kourtellis (2013), "Should Macroeconomic Forecasters Use Daily Financial Data and How?" *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(2), 240-251.
- Ang, A., M. Piazzesi, and M. Wei (2006), "What Does the Yield Curve Tell Us about GDP Growth?" *Journal of Econometrics*, 131, 359-403.
- Armesto, M.T., K.M. Engemann, and M.T. Owyang (2010), "Forecasting with Mixed Frequencies," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 92(6), 521-536.
- Aylward, A. and J. Glen (2000), "Some International Evidence on Stock Prices as Leading Indicators of Economic Activity," *Applied Financial Economics*, 10(1), 1-14.
- Bellego, C. and L. Ferrara (2009), "Forecasting Euro-area Recessions Using Time-varying Binary Response Models for Financial Variables," *Working Paper*, France.
- Bhanumurthy, N.R., K. Shanmugan, S. Nerlekar, and S. Hegade (2018), *Advances in Finance & Applied Economics*.
- Binswanger, M. (2000), "Stock Market Booms and Real Economic Activity: Is This Time Different?" *International Review of Economics Finance*, 9, 387-415.
- Binswanger, M. (2004), "Stock Returns and Real Activity in the G-7 Countries: Did the Relationship Change During the 1980s?" *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, 237-252.
- Castle, J. L., M. P. Clements, and D. F. Hendry (2013), "Forecasting by Factors, by Variables, by Both or Neither?," *Journal of Econometrics*, 177(2), 305-319.
- Chinn, M. and K. Kucko (2015), "The Predictive Power of the Yield Curve across Countries and Time," *International Finance*, 18(2), 129-156.
- Clark, T. E. and K. D. West (2007), "Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models," *Journal of Econometrics*, 138(1), 291-311.
- Clements, M.P. and A.B. Galvão (2008), "Macroeconomic Forecasting with Mixed-Frequency Data: Forecasting Output Growth in the United States," *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(4), 546-554.
- Clements, M.P. and A.B. Galvão (2009), "Forecasting US Output Growth Using Leading Indicators: an Appraisal Using MIDAS Models," *Journal of Applied Econometrics*, 24(7), 1187-1206.

- Diebold, F.X. and R.S. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), 253-265.
- Duotsey, M. (1998), "The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth," *Federal Reserve Bank Richmond Economic Quarterly*, 84(3), 31-51.
- Duarte, A., I.A. Venetis, and I. Paya (2005), "Predicting Real Growth and the Probability of Recession in the Euro Area Using the Yield Spread," *International Journal of Forecasting*, 21, 261-277.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *The Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61.
- Estrella, A., A.P. Rodrigues, and S. Schich (2003), "How Stable is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States," *Review of Economics and Statistics*, 85, 629-644.
- Ferrara, L. and C. Marsilli (2013), "Financial Variables as Leading Indicators of GDP Growth: Evidence from a MIDAS Approach during the Great Recession," *Applied Economics Letters*, 20(3), 233-237.
- Foresti, P. (2006), "Testing for Granger Causality between Stock Prices and Economic Growth," *MPRA Paper*, Germany.
- Ghysels, E. (2014), "Matlab Toolbox for Mixed Sampling Frequency Data Analysis Using MIDAS Regression Models," Technical report.
- Ghysels, E., A. Sinko, and R. Valkanov (2007), "MIDAS Regressions: Further Results and New Directions," *Econometric Reviews*, 26, 53-90.
- Ghysels, E., J.B. Hill, and K. Motegi (2016), "Testing for Granger Causality with Mixed Frequency Data," *Journal of Econometrics*, 192(1), 207-230.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara, and R. Valkanov (2004). "The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regressions", mimeo, Chapel Hill N.C.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara, and R. Valkanov (2005), "There Is A Risk-Return Tradeoff After All," *Journal of Financial Economics*, 76, 509-548.
- Harvey, C.R. (1989), "Forecasts of Economic Growth from the Bond and Stock Markets," *Financial Analysts Journal*, 45(5), 38-45.
- Kessel, R.A. (1965), "The Cyclical Behavior of the Term Structure of Interest Rates," *Occasional Paper*, US.
- Kuosmanen, P. and J. Vataja (2017), "The Return of Financial Variables in Forecasting GDP Growth in the G-7," *Economic Change and Restructuring*, 50(3), 259-277.
- Kuosmanen, P. and J. Vataja (2018), "Time-varying Predictive Content of Financial Variables in Forecasting GDP Growth in the G-7 Countries," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71, 211-222.
- Kuzin, V., M. Marcellino, and C. Schumacher (2011), "MIDAS vs. mixed-frequency VAR: Nowcasting GDP in the Euro Area," *International Journal of Forecasting*, 27, 529-542.
- Lehmann, R. and K. Wohlrabe (2015), "Forecasting GDP at the Regional Level with Many Predictors," *German Economic Review*, 16(2), 226-254.
- Mahmood, W. M. and Dinniah N. M. (2009), "Stock Returns and Macroeconomic Influences: Evidence from the Six Asian-Pacific Countries," *International Research Journal of Finance and Economics*, 30, 154-164.
- Stock, J.H. and M.W. Watson (2003), "Forecasting Output and Inflation: the Role of Asset Prices," *Journal of Economic Literature*, 41(3), 788-829.
- Tay, A. (2006), "Mixing Frequencies: Stock Returns as a Predictor of Real Output Growth," *Working Paper*, Singapore.

Timmermann, A. (2006), "Forecast Combinations," *Handbook of Economic Forecasting*, 1, 135-196.

Tsui, A.K., C.Y. Xu, and Z.Y. Zhang (2013), "Forecasting Singapore Economic Growth with Mixed-Frequency Data," 20th International Congress on Modelling and Simulation, Adelaide, Australia.

Wright, J.H. (2006), "The Yield Curve and Predicting Recessions," *Working Paper in Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, Washington, D.C.

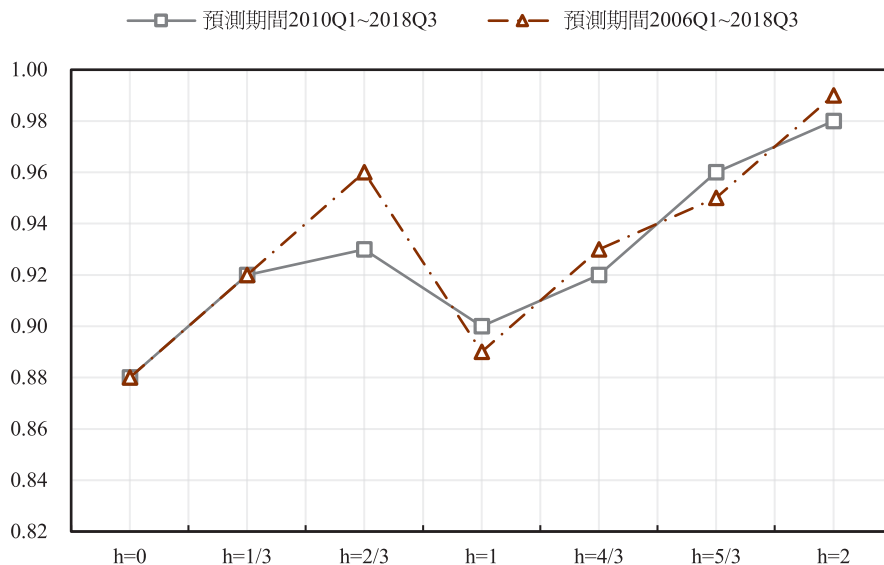
附錄

主要經濟體景氣領先指標之金融變數

經濟體	金融領先變數
美國	標準普爾500指數、長短期利差、領先信用指數
日本	股價指數、長短期利差、貨幣供給、營業利潤
韓國	股價指數
歐元區	股價指數、長短期利差
英國	FTSE股價指數、長短期利差

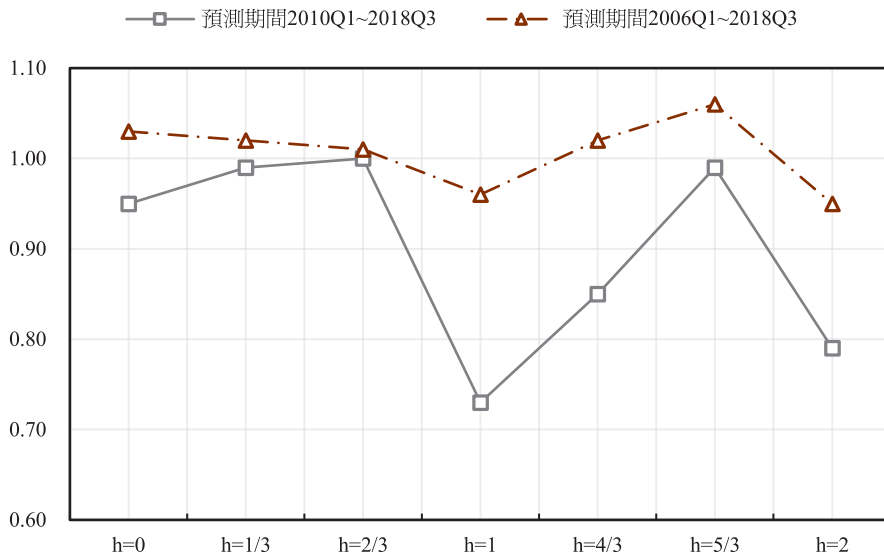
資料來源：The Conference Board

附圖1-1 股價報酬MIDAS模型預測相對RMSE



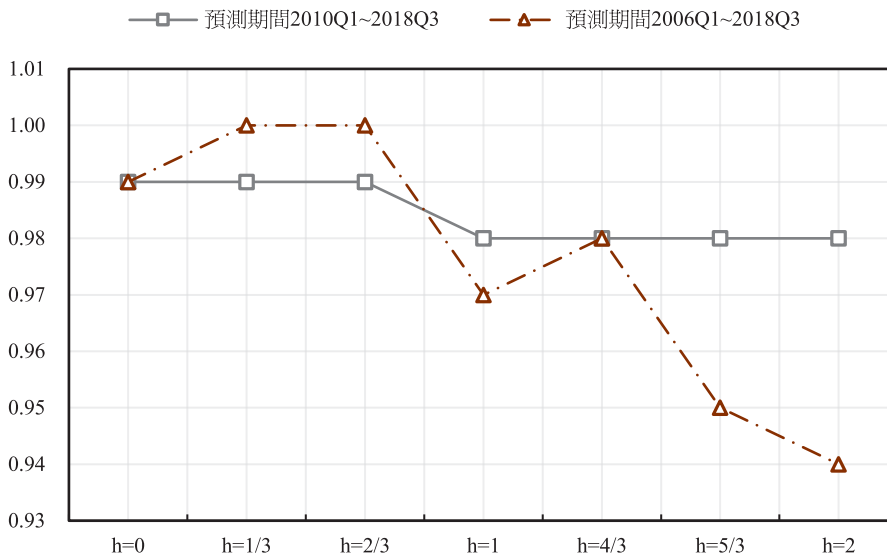
說明：相對RMSE為模型預測RMSE除以AR模型預測RMSE。

附圖1-2 M1B MIDAS模型預測相對RMSE



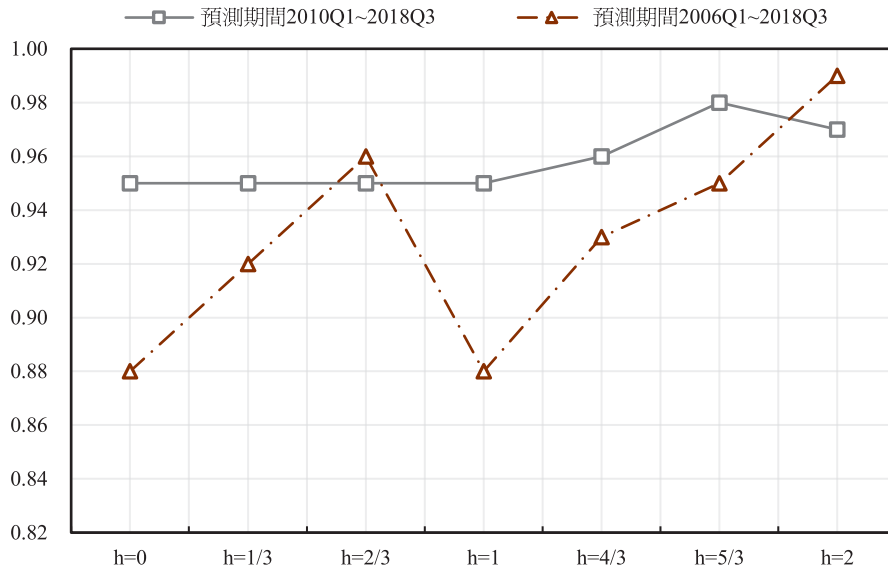
說明：相對RMSE為模型預測RMSE除以AR模型預測RMSE。

附圖1-3 長短期利差MIDAS模型預測相對RMSE



說明：相對RMSE為模型預測RMSE除以AR模型預測RMSE。

附圖1-4 金融變數組合預測相對RMSE



說明：相對RMSE為模型預測RMSE除以AR模型預測RMSE。

