

ISSN 1017-9623

中央銀行季刊

第42卷第4期

中央銀行 編印

中華民國 109 年 12 月

中央銀行季刊

第42卷 第4期

中央銀行 編印

中華民國 109 年 12 月

中央銀行季刊

目錄 第42卷 第4期

專 載

中央銀行理監事聯席會議決議	中 央 銀 行	1
---------------------	---------	---

論著與分析

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	5
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	31

經濟金融動態

國內經濟金融情勢（民國109年第3季）		
總體經濟	國 內 經 濟 科	53
國際收支	國 際 收 支 科	63
貨幣與信用	金 融 統 計 科	71
金融市場	金 融 統 計 科	79
	國 際 收 支 科	
國際經濟金融情勢（民國109年第3季）	國 際 經 濟 科	99

經濟金融日誌

國內經濟金融日誌（民國109年10月至12月）	國 內 經 濟 科	127
國際經濟金融日誌（民國109年10月至12月）	國 際 經 濟 科	131

中央銀行理監事聯席會議決議

(109年12月17日發布)

一、國際經濟金融情勢

本(2020)年9月本行理事會會議以來，歐美嚴重特殊傳染性肺炎(COVID-19)疫情復熾，各國重啟防疫管制措施，削弱全球景氣復甦力道。國際原油等原物料價格雖見回升，惟全球通膨仍溫和。主要經濟體續推擴張性財政政策及維持寬鬆貨幣立場。疫苗問世激勵全球股市走揚，長期公債殖利率維持低檔；國際美元持續走低，主要經濟體貨幣對美元多呈升值。

國際機構預測明(2021)年全球經濟及貿易量恢復成長，惟疫苗效力與普及程度、各國支持經濟措施持續性，以及美中局勢演變，均是影響國際經濟金融前景之重要風險。

二、國內經濟金融情勢

(一) 由於電子零組件及資通訊產品需求暢旺，加以近月機械、塑化等傳產貨品出口回穩，帶動整體出口明顯成長；惟各國邊境管制持續，外人來台劇減，服務輸出成長受限。內需方面，勞動市場情勢改善，失業率下降，零售業及餐飲業營業額持續成長；半導體廠商持續進行資本支出，台商落實回台投資。本行預

測本年第4季經濟溫和成長，全年經濟成長率上修為2.58%。

展望明年，主要經濟體景氣回溫，加以新興應用科技擴展及遠距商機延續，台灣出口成長可望續升。隨國內經濟復甦，且基期較低，民間消費將溫和成長；民間投資亦續穩健增加。本行預測明年經濟成長率升為3.68%(詳附表1)，內需則為經濟成長主要動能。

(二) 近月消費者物價指數(CPI)年增率持續回升，11月已轉呈微幅正值；1至11月平均CPI年增率為-0.26%，主因國內能源價格大跌；不含蔬果及能源之核心CPI年增率則為0.32%。本行預測本年CPI及核心CPI年增率分別為-0.25%及0.35%。

至於明年，國際機構預測國際油價回升，國內消費需求可望回溫，本行預測CPI及核心CPI年增率分別升為0.92%及0.71%(詳附表2)。

(三) 國內金融體系流動性充裕，近月長期利率小幅波動，銀行超額準備維持平均約600億元水準。本年1至10月貨幣總計數M2及銀行放款與投資平均年增率分別為5.40%及

6.21%，顯示貨幣信用情勢寬鬆，可充分支應經濟活動所需。

因應疫情衝擊，本行於本年4月開辦之中小企業貸款專案融通增撥額度至3,000億元；迄今金融機構受理總戶數達188,744戶、受理申貸金額2,355億元；10月底全體銀行對中小企業放款年增率升達12.61%。

三、本行全體理事一致同意維持政策利率不變

綜合國內外經濟金融情勢，考量主要經濟體均維持寬鬆貨幣政策，並續推大規模紓困及振興方案，全球景氣和緩復甦，且仍具不確定風險，預期明年國內經濟續溫和成長；當前物價回升，明年通膨展望溫和，本行理事會認為維持政策利率不變，廣續寬鬆貨幣政策，有助物價穩定與金融穩定，並支持經濟成長。

本行重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率分別維持年息1.125%、1.5%及3.375%。

本行將密切關注疫情後續發展、主要經濟體貨幣政策動向及振興經濟方案存續情況、全球金融脆弱性變化、美中關係演變，以及地緣政治風險等對國內經濟金融與物價情勢之影響，適時採行妥適貨幣政策，以達成本行法定職責。

四、為促進金融穩定及健全銀行業務，防

範銀行信用資源過度流向不動產貸款，近期本行以座談及通函方式，籲請銀行善盡社會責任，引導資金配置於生產事業實質投資，以提高就業及國人所得。本(12)月8日起，修正施行「中央銀行對金融機構辦理不動產抵押貸款業務規定」，進一步強化不動產貸款針對性審慎措施。

鑒於全球疫情升溫，為持續協助中小企業強化營運動能，本行於本月10日將銀行受理中小企業專案貸款申辦貸款期限，由109年12月31日延長至110年6月30日；銀行自110年1月5日(含)以後新承作之中小企業專案貸款案件，其適用本行優惠利率期限得至110年12月31日。

政府刻正戮力推動「健全房地產市場方案」，本行採行不動產貸款針對性審慎措施，係落實該方案「信用資源有效配置及合理運用」之要求。未來本行將持續關注房地產市場發展，檢視不動產貸款針對性審慎措施之執行成效；亦將密切關注疫情發展及企業資金需求情況，妥適調整相關措施。

五、新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定；惟全球經濟前景不確定性，國際資金移動頻繁且快速，增添國內匯市波動，本行將密切注意資金進出情況，並本於職責維護外匯市場秩序及金融市場之穩定。

附表1 主要機構對台灣經濟成長率預測值

單位：%

預測機構		2020年(f)	2021年(f)
國內機構	中央銀行(2020/12/17)	2.58	3.68
	中研院(2020/12/16)	2.71	4.24
	台綜院(2020/12/16)	2.52	3.53
	主計總處(2020/11/27)	2.54	3.83
	台經院(2020/11/3)	1.91	4.01
	平均數	2.45	3.86
國外機構	IHS Markit(2020/12/15)	2.36	3.55
	EIU(2020/12/14)	2.40	3.20
	Goldman Sachs(2020/12/14)	2.50	3.70
	HSBC(2020/12/14)	1.00	3.00
	Standard Chartered(2020/12/14)	1.80	3.30
	Barclays Capital(2020/12/11)	2.60	4.00
	BofA Merrill Lynch(2020/12/11)	2.00	3.40
	J.P. Morgan(2020/12/11)	2.60	4.50
	Morgan Stanley(2020/12/11)	2.00	3.80
	UBS(2020/12/11)	1.65	3.99
	Credit Suisse(2020/12/10)	2.50	4.00
	ADB(2020/12/10)	1.70	3.30
	Deutsche Bank(2020/12/8)	1.90	4.00
	Citi(2020/12/7)	2.50	3.60
	平均數	2.11	3.67

附表2 主要機構對台灣CPI年增率預測值

單位：%

預測機構		2020年(f)	2021年(f)
國內機構	中央銀行(2020/12/17)	-0.25 (CPI) 0.35 (核心CPI*)	0.92 (CPI) 0.71 (核心CPI*)
	中研院(2020/12/16)	-0.24	1.33
	台綜院(2020/12/16)	-0.20	1.23
	主計總處(2020/11/27)	-0.26	1.16
	台經院(2020/11/3)	-0.20	1.00
	平均數	-0.23	1.13
國外機構	IHS Markit(2020/12/15)	-0.20	1.04
	EIU(2020/12/14)	-0.30	0.20
	Goldman Sachs(2020/12/14)	-0.20	1.00
	HSBC(2020/12/14)	-0.20	1.00
	Standard Chartered(2020/12/14)	-0.20	1.00
	Barclays Capital(2020/12/11)	-0.20	1.10
	BofA Merrill Lynch(2020/12/11)	-0.20	1.00
	J.P. Morgan(2020/12/11)	-0.30	0.80
	Morgan Stanley(2020/12/11)	-0.20	0.90
	UBS(2020/12/11)	-0.11	0.99
	Credit Suisse(2020/12/10)	-0.20	1.10
	ADB(2020/12/10)	-0.20	1.10
	Deutsche Bank(2020/12/8)	-0.30	0.50
	Citi(2020/12/7)	-0.10	1.20
	平均數	-0.21	0.92

*核心CPI (core CPI)，係指扣除蔬果及能源後之CPI。

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、蔡處長烟民、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；Kuosmanen 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；Kuosmanen 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：

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

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來經濟成長預測資訊，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 $\Delta GDP_{2005Q4}^Q = \alpha + \rho_1 \Delta GDP_{2005Q3}^Q + \beta_1 [b_1 x(2005 \text{ m}10) + b_2 x(2005 \text{ m}9) + b_3 x(2005 \text{ m}8)] + \varepsilon_t$ ，進行MIDAS模型估計；再將 ΔGDP_{2005Q4}^Q 與 $x(2006 \text{ m}1)$ 、 $x(2005 \text{ m}12)$ 及 $x(2005 \text{ m}11)$ 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 $\Delta GDP_{2005Q4}^Q = \alpha + \rho_1 \Delta GDP_{2005Q2}^Q + \beta_1 [b_1 x(2005 \text{ m}7) + b_2 x(2005 \text{ m}6) + b_3 x(2005 \text{ m}5)] + \varepsilon_t$ ，進行MIDAS模型估計；再將 ΔGDP_{2005Q4}^Q 與 $x(2006 \text{ m}1)$ 、 $x(2005 \text{ m}12)$ 及 $x(2005 \text{ m}11)$ 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 $\Delta GDP_{2005Q4}^Q = \alpha + \rho_1 \Delta GDP_{2005Q1}^Q + \beta_1 [b_1 x(2005 \text{ m}6) + b_2 x(2005 \text{ m}5) + b_3 x(2005 \text{ m}4)] + \varepsilon_t$ ，進行MIDAS模型估計；再將 ΔGDP_{2005Q4}^Q 與 $x(2006 \text{ m}3)$ 、 $x(2006 \text{ m}2)$ 及 $x(2006 \text{ m}1)$ 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：

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

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

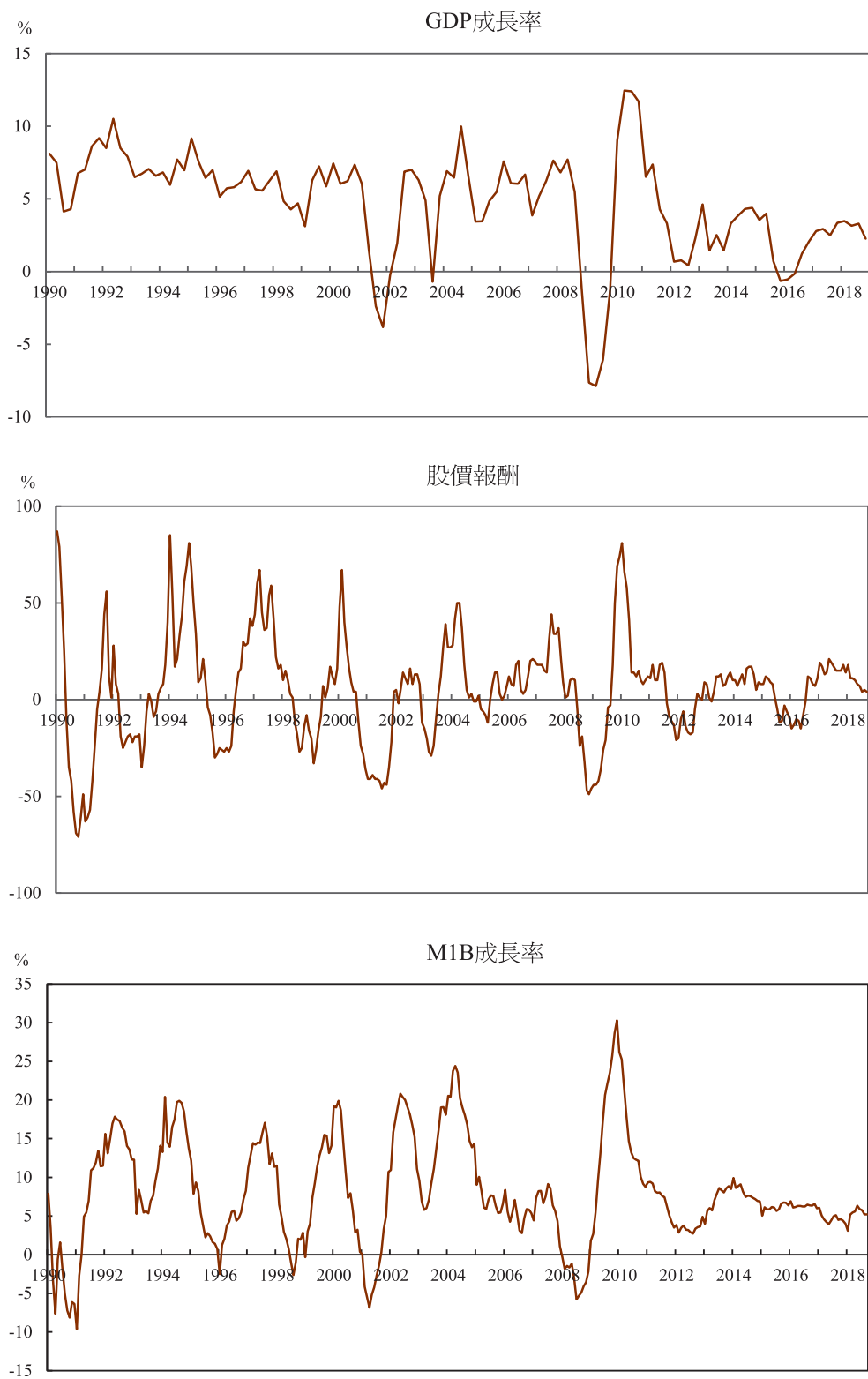
註: GDP成長率、股價報酬、M1B成長率均為年增率。

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

	$H_0: x_t^{(m)}$	$\searrow$	ΔGDP_t^Q	$H_0: \Delta GDP_t^Q$	$\searrow$	$x_t^{(m)}$
	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 $\sqrt{\sum_{t=T_1}^T (\Delta GDP_t^O - \Delta \widehat{GDP}_t^O)^2 / (T - T_1 + 1)}$ ，下文其餘地方所指RMSE計算方式相同。其中， T_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。

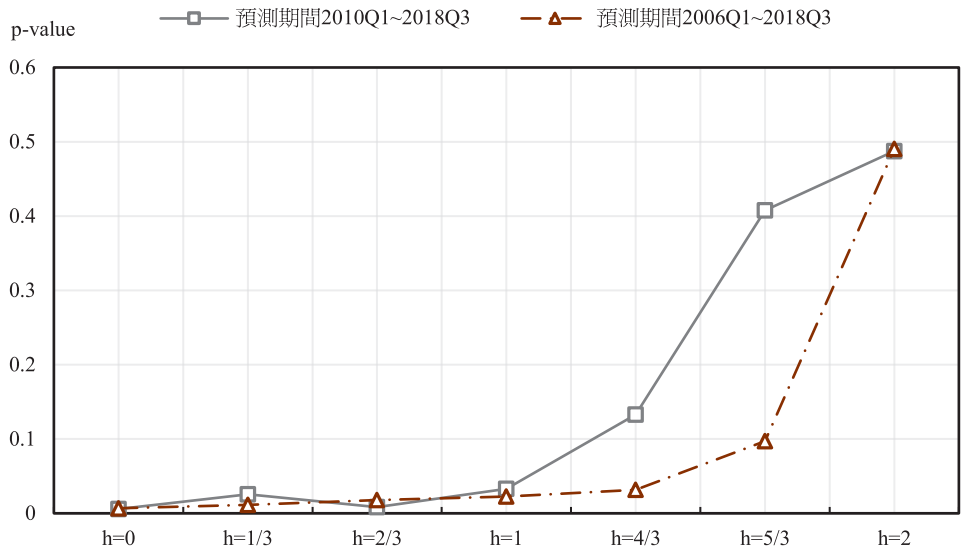
2. 預測組合以Diebold–Mariano (1995)檢定量進行檢定，其餘模型以Clark and West (2007)檢定量進行檢定，***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下，拒絕虛無假設。

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($h=1, 4/3, 5/3$)。

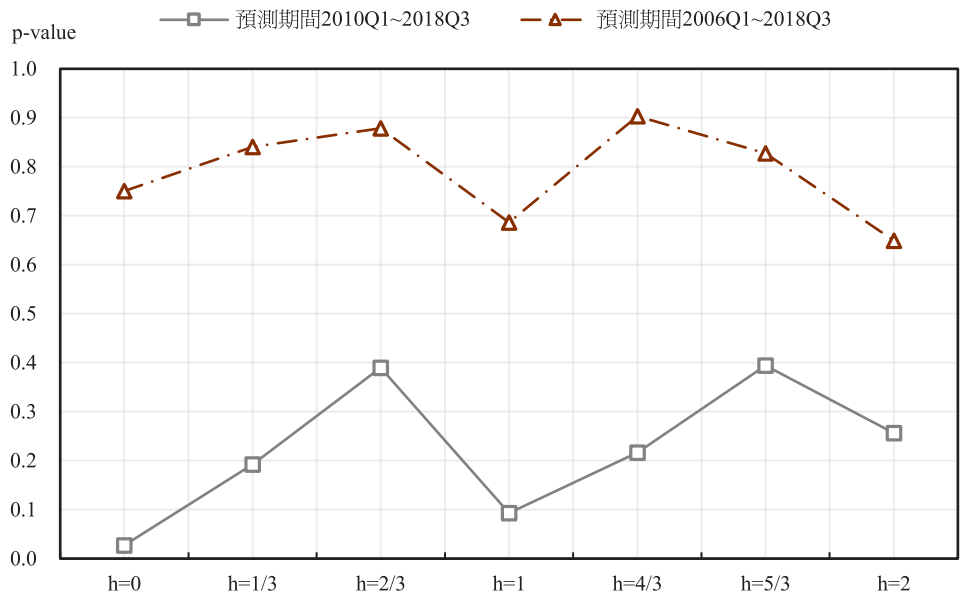
最後，金融變數組合預測的P值變化與股價報酬MIDAS模型相似。

圖2 股價報酬MIDAS模型預測能力變化



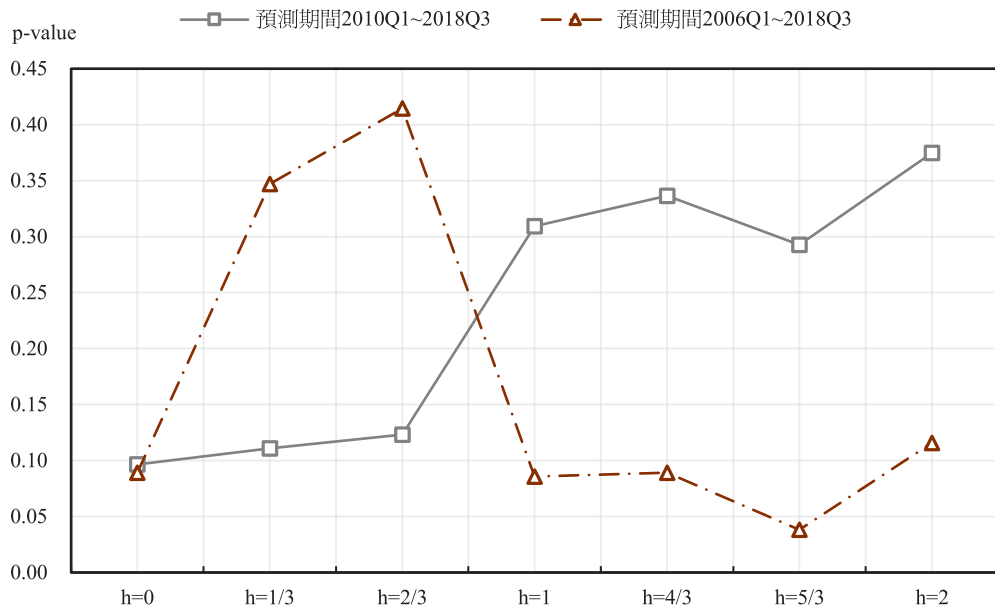
說明：圖中線條為Clark and West (2007)檢定所得到p值。

圖3 M1B MIDAS模型預測能力變化



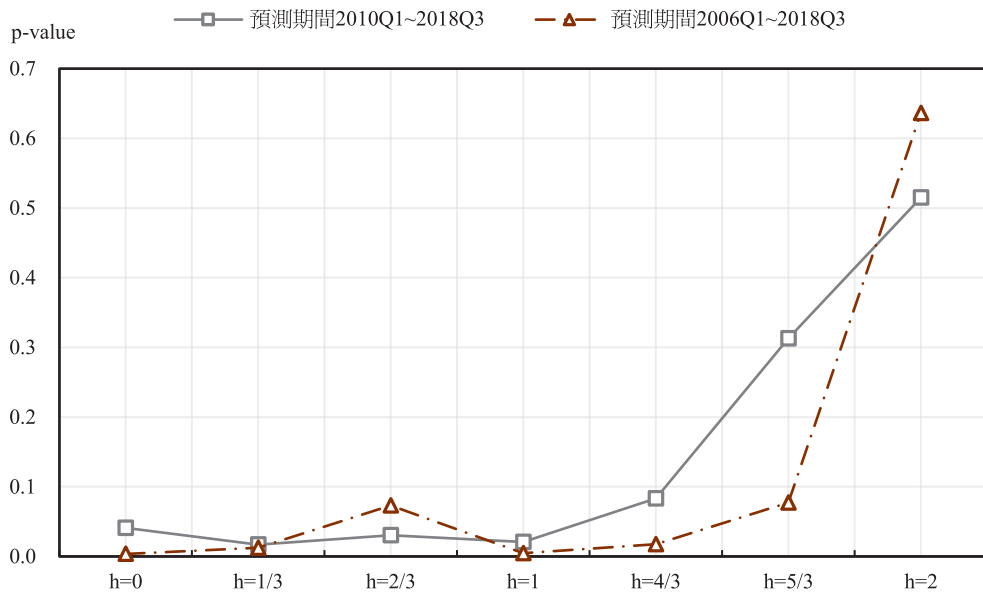
說明：圖中線條為Clark and West (2007)檢定所得到p值。

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)

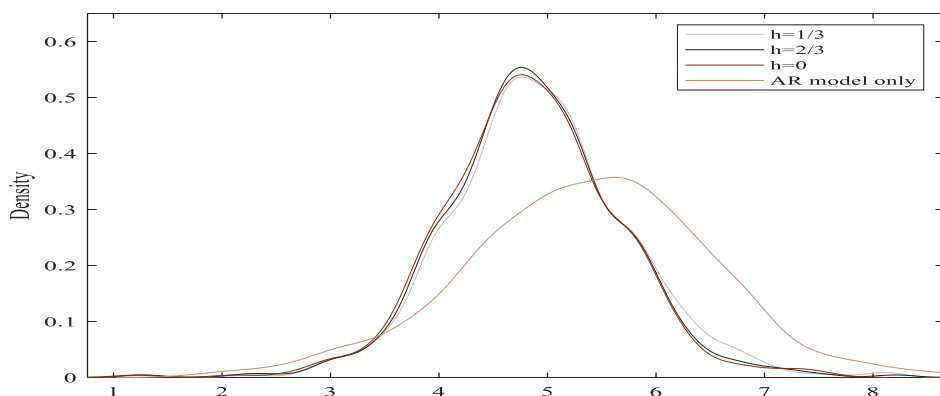


圖6-2 M1B MIDAS模型即時預報之預測分配(2008年Q2)

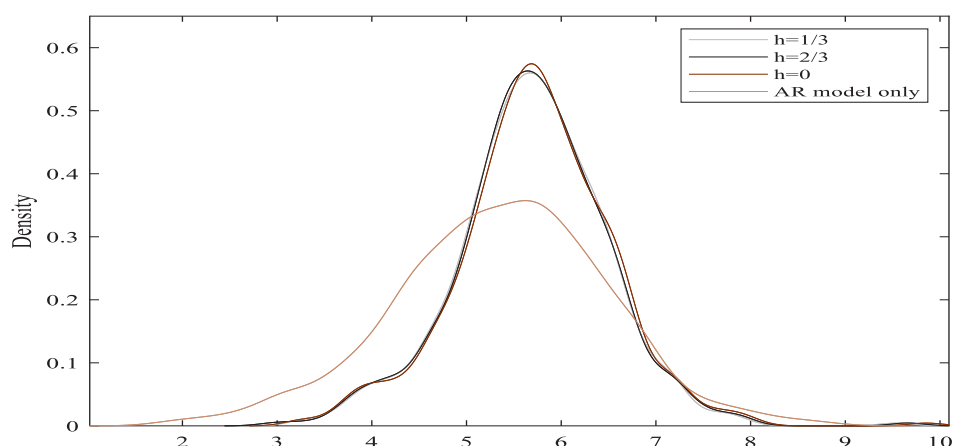
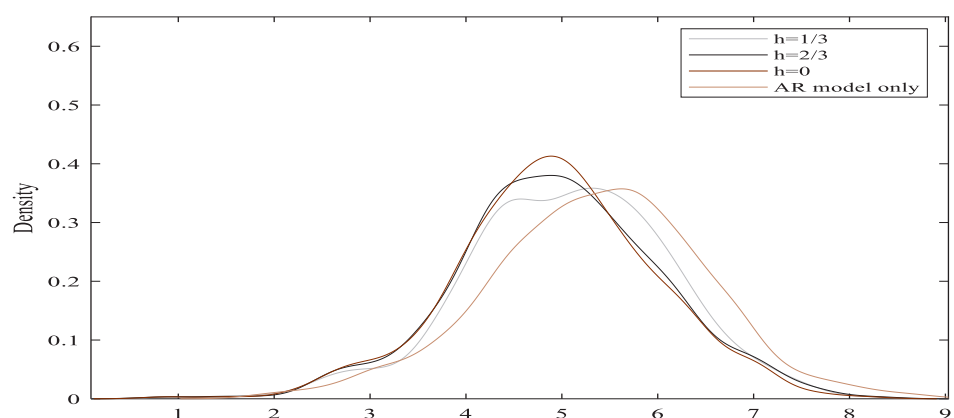


圖6-3 長短期利差MIDAS模型即時預報之預測分配(2008年Q2)



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.
- Dotsey, 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.

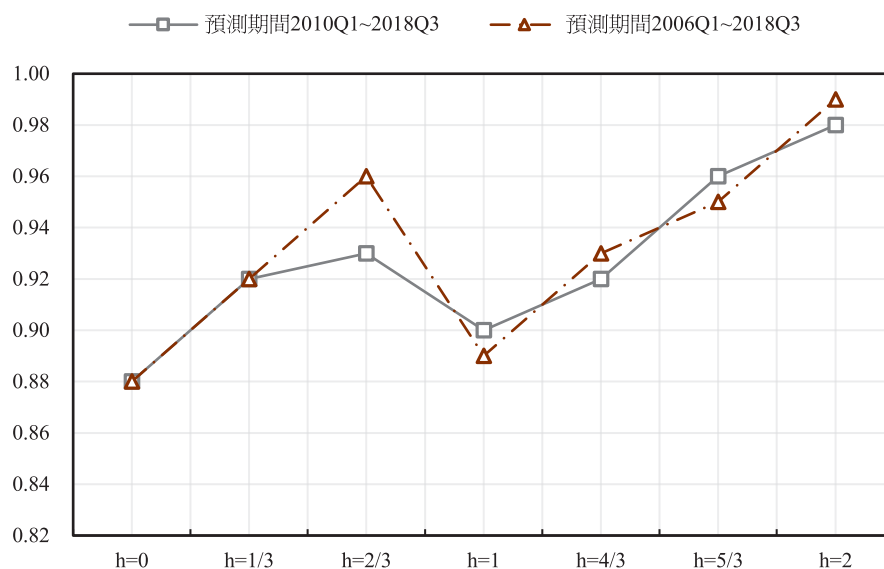
附錄

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

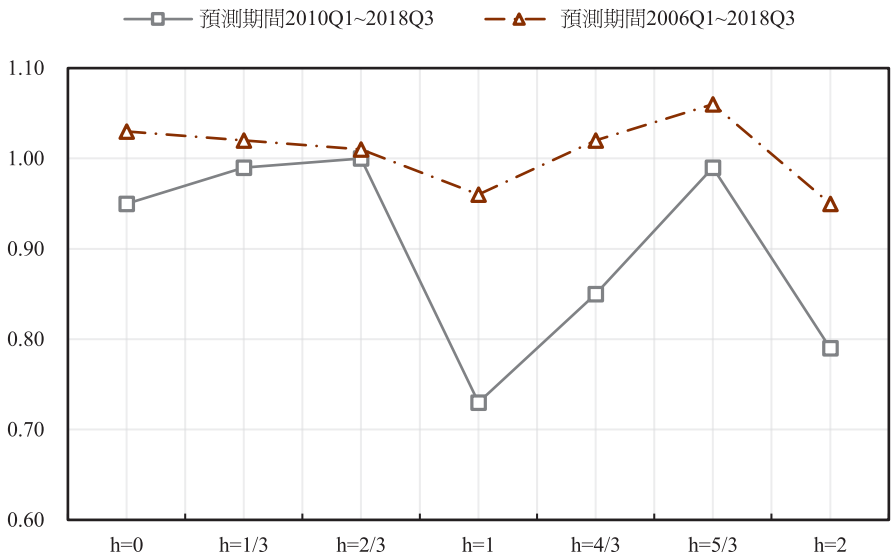
資料來源：The Conference Board

附圖1-1 股價報酬MIDAS模型預測相對RMSE



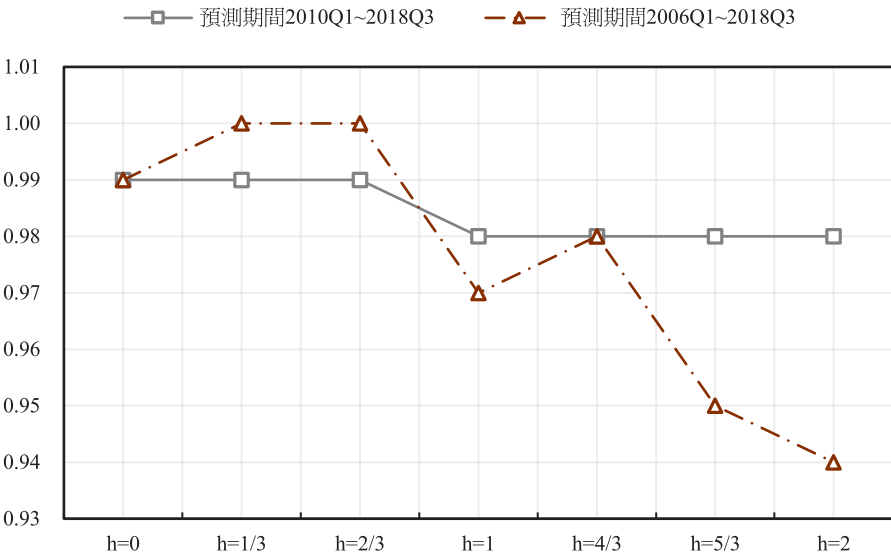
說明：相對RMSE為模型預測RMSE除以AR模型預測RMSE。

附圖1-2 M1B MIDAS模型預測相對RMSE



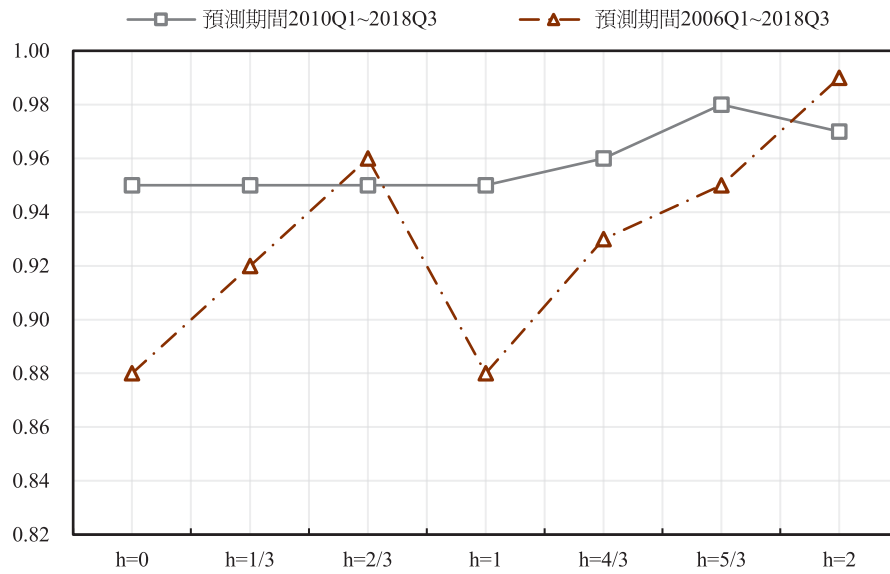
說明：相對RMSE為模型預測RMSE除以AR模型預測RMSE。

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。

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

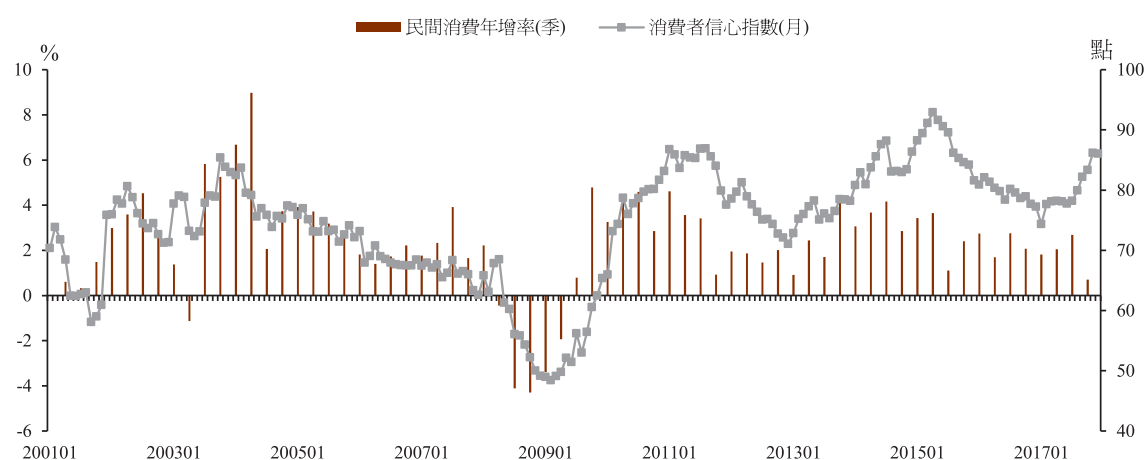
水準下均拒絕具有單根的虛無假設，代表後續分析需將實質民間消費支出轉換成民間消費年增率，方能進行實證研究。CCI與民間消費年增率走勢繪於圖1。

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。***、**、*分表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

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

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 $\mathbb{B}(1; \theta) = \sum_{k=0}^K b(k; \theta) = 1$ ； $L^{k/m} W_{jt} = W_{jt-k/m}$ ； $\epsilon_{t+\tilde{h}}^L$ 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 Nahuis, 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)。

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。

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

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。

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。

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

本文以2001年第1季至2014年第2季的

一、預測設計說明

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)，「台灣消費者信心指數與景氣循環關係之探討」，行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。

國內經濟金融情勢（民國109年第3季）

總體經濟

壹、國內經濟情勢

一、國內景氣穩定復甦

受惠新興科技應用與遠距商機需求強勁，生產、銷售與出口指標均持續擴增，加以購物節慶促銷帶動買氣，零售及餐飲業營業額持續成長，109年11月國發會景氣對策信號綜合判斷分數為30分，較上月增加2分，燈號續呈綠燈(圖1)；領先、同時指標持續上升，且增幅逐月擴大，反映國內經濟穩

定成長。

雖全球疫情復燃，惟疫苗問世，有助降低疫情不確定因素，使國內製造業及服務業廠商對未來景氣看法持續改善；台經院製造業營業氣候測驗點由10月之101.20點續升至11月之103.11點；服務業營業氣候點亦由96.82點回升至96.84點(圖2)。

圖1 景氣對策信號綜合判斷分數

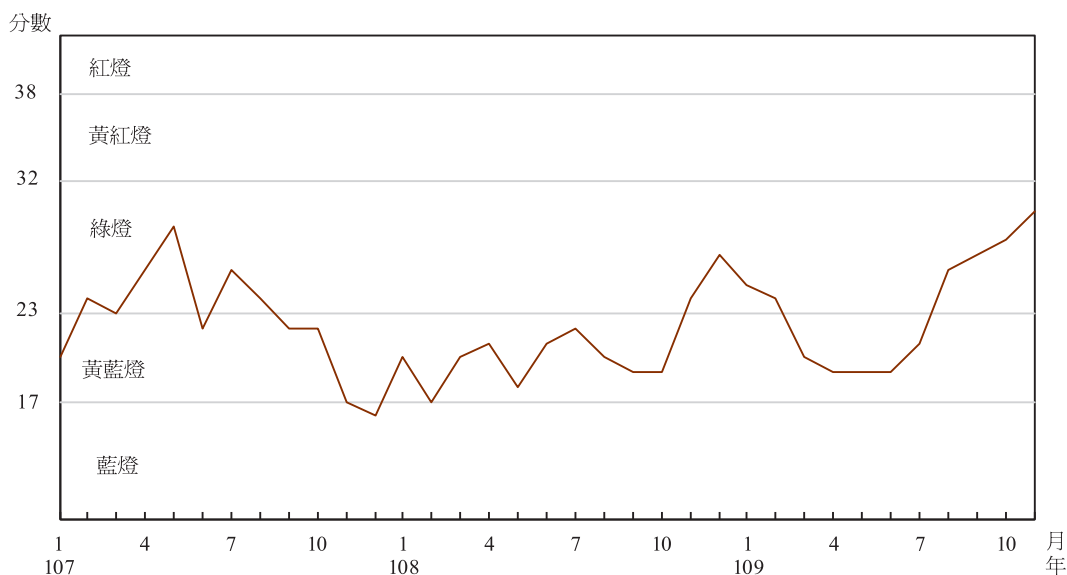
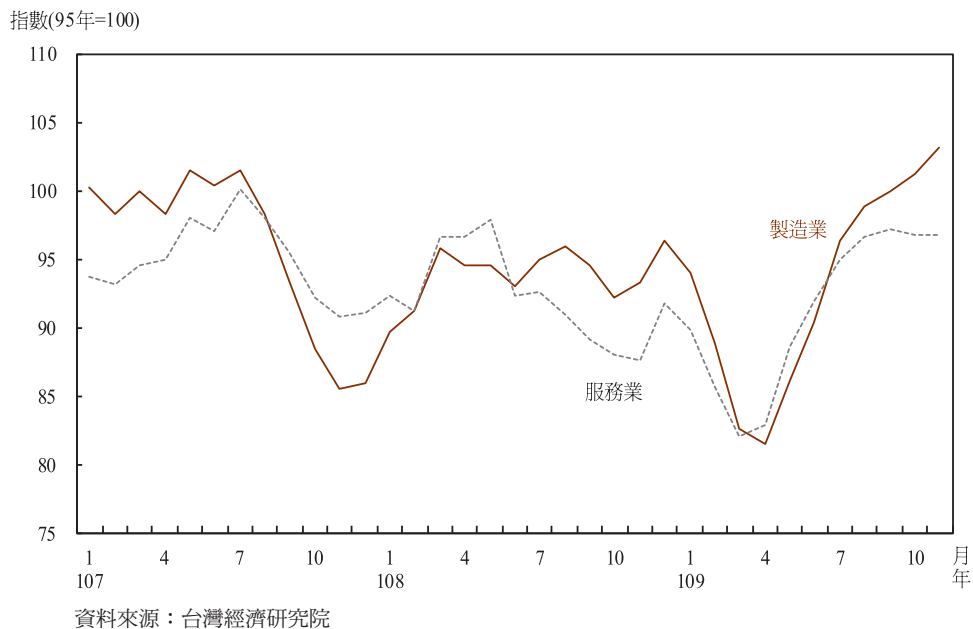


圖2 營業氣候測驗點

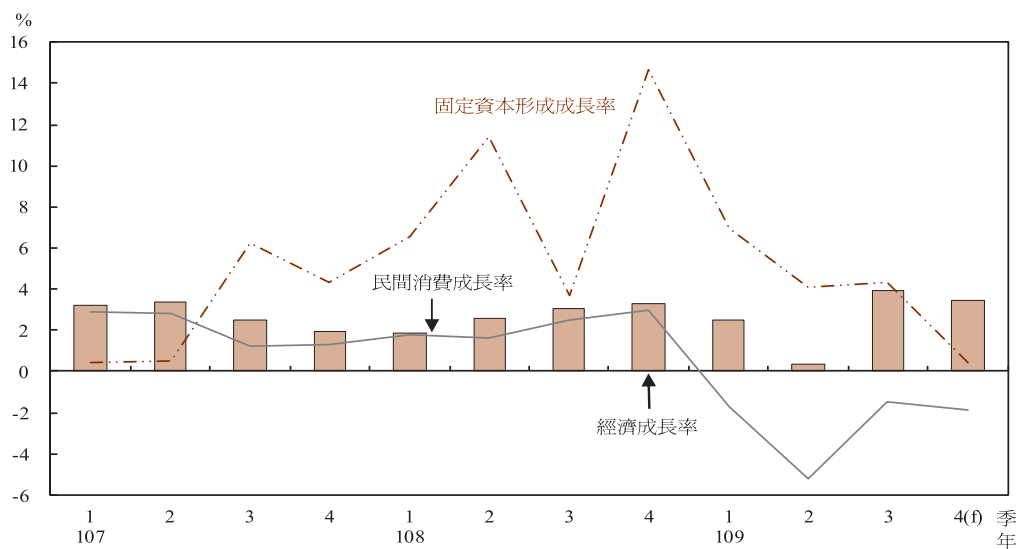


二、第3季經濟成長回升，預期第4季續成長

第3季，持續國內外邊境管制，來台旅客人次及國人出國人次銳減，服務輸出及民間消費續呈衰退；惟全球景氣回溫，出口恢復成長且優於預期，經濟成長率升至3.92% (圖3、表1)，係104年第2季以來最高。

展望第4季，因疫情限制國人出國消費，制約民間消費成長，加以民間投資因上年基期較高，致國內需求負成長；惟消費性電子新品上市，5G通訊等新興應用、遠距商機持續，且半導體高階產能陸續開出，有利維繫輸出成長，本行預測經濟成長率為3.43%；全年則為2.58%。

圖3 經濟成長率、投資與民間消費成長率



註：f為預測數(中央銀行)

資料來源：行政院主計總處、中央銀行

表1 各項需求實質成長率

單位：%，百分點

項目 年/季	經濟 成長率	民間消費	政府消費	固定資本形成				輸出	輸入
					民間	公營事業	政府		
107 r	2.79	2.05	4.02	3.19	2.45	14.23	3.78	0.20	0.78
108 r	2.96	2.26	0.67	10.17	11.00	1.75	8.35	1.31	1.09
109 f	2.58	-2.57	2.86	3.84	1.50	26.64	10.43	1.14	-3.18
108/3 r	3.33	2.57	4.45	4.32	4.67	-11.00	7.69	0.06	-2.60
4 r	3.69	3.17	2.34	16.51	20.50	3.21	6.08	2.54	5.03
109/1 r	2.51	-1.74	3.20	6.95	5.62	20.42	14.73	-2.09	-3.78
2 r	0.35	-5.21	-0.89	4.11	1.56	46.22	5.27	-3.44	-5.35
3 p	3.92	-1.48	3.41	4.37	2.55	31.77	8.27	3.64	-3.27
4 f	3.43	-1.89	5.36	0.46	-3.65	15.37	13.29	5.69	-0.61
109 年 第 3 季 貢獻百分點 p	3.92	-0.77	0.48	1.02	0.51	0.29	0.23	2.32	-1.72

註：r為修正數，p為初步統計數，f為預測數(中央銀行)

資料來源：行政院主計總處、中央銀行

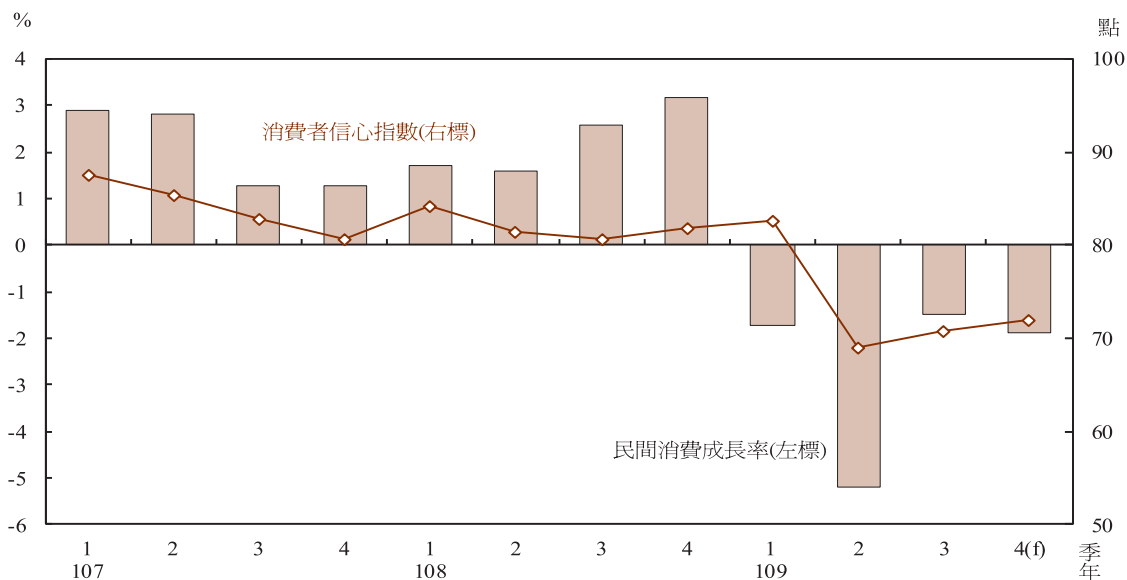
三、民間消費續負成長

第3季，受疫情衝擊，國人出國人次大減97.80%，抑低民間消費成長逾6個百分點；惟國內疫情控制得宜，加以政府振興方案及業者促銷活動挹注，零售業及餐飲業營業額分別轉呈正成長4.66%、0.79%，益以股市交易活絡，民間消費衰退幅度縮小

至-1.48% (圖4、表1)。

由於國內疫情穩定，國人消費信心增強，近月零售業及餐飲業營業額續穩定成長，10至11月分別年增2.87%及1.97%；惟出國旅遊禁令持續，且秋冬防疫專案施行，加以薪資成長不如上年，本行預測第4季民間消費成長率為-1.89%；全年則為-2.57%。

圖4 消費者信心指數與民間消費成長率



註：f為預測數(中央銀行)；109年第4季消費者信心指數係10至12月平均值
資料來源：中央大學台灣經濟發展研究中心、行政院主計總處、中央銀行

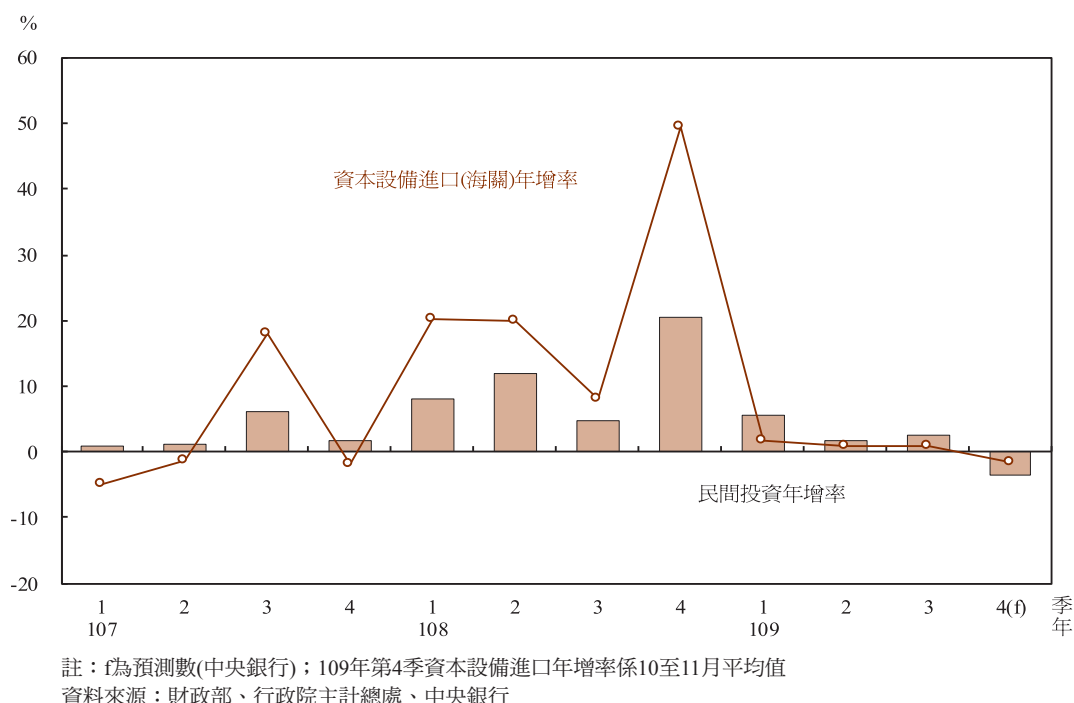
四、第3季民間投資溫和成長，預期第4季轉呈負成長

第3季，國內半導體業者持續擴增先進製程，惟上年基期較高，新台幣計價之資本設備進口僅年增0.75%，惟增購營業用車，帶動運輸工具投資成長9.07%，加以民間營建工程投資續成長6.65%，民間投資溫和成

長2.55%(圖5、表1)。

10至11月，半導體設備購置因基期高而轉呈衰退(新台幣計價年減11.15%)，致新台幣計價之資本設備進口年減1.92%；惟10至11月製造業投資財生產指數續年增10.20%，顯示國內投資仍穩定進行。本行預測第4季民間投資成長-3.65%，全年成長1.50%。

圖5 民間投資與資本設備進口年增率



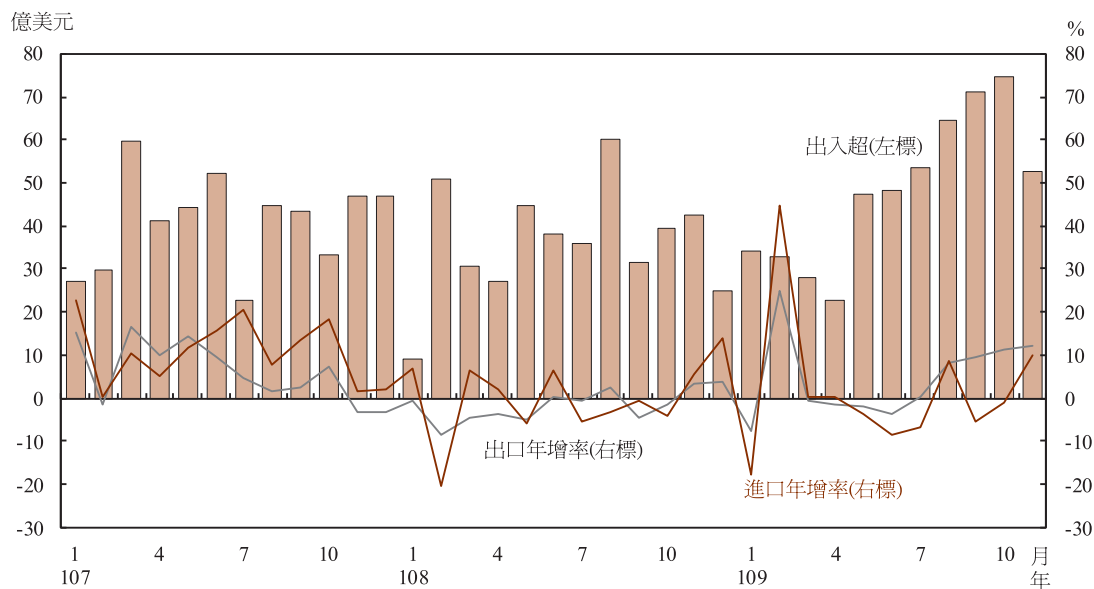
五、第3季出口恢復成長，第4季將續成長

第3季，受惠新興科技及遠距商機需求強勁，以及電子新品備貨效應，積體電路及資通產品出口大增，加以機械、塑化及基本金屬等傳產貨品出口回穩，致出口(以美元計價)轉呈成長6.01%，增幅係近9季新高。進口則因國際原油等原物料行情低緩，續衰

退1.53%(圖6)。商品及服務併計之輸出成長率為3.64%，商品及服務併計之輸入則年減3.27%(表1)。

10至11月，由於積體電路及資通產品出口持續暢旺(分別年增21.13%、19.60%)，加以多數傳產貨品市況回穩，出口續年增11.64%；進口則因原物料買氣回復，加以消費品進口需求增溫，亦年增4.43%。

圖6 進出口貿易



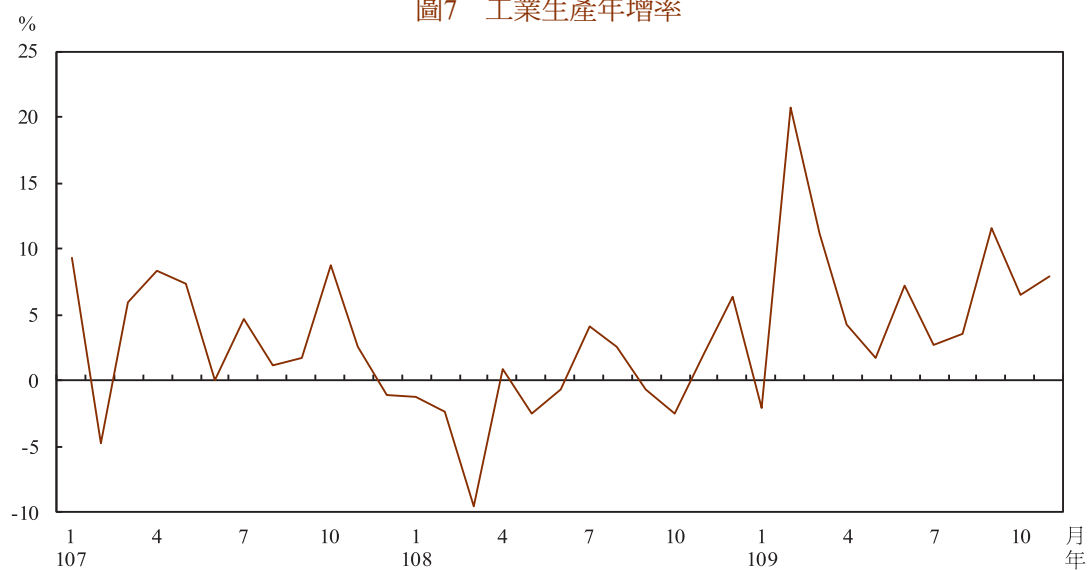
資料來源：財政部

六、工業生產持續成長

第3季，因疫情趨緩，各國重啟經濟活動，帶動國內機械設備、化學原材料及基本金屬等傳統產業生產回穩，加以新興科技應用需求持續強勁，以及遠端商機致廠商積極擴增國內產能，影響所及，工業生產年增5.93%，為連續5季成長。

10月以來，工業生產持續成長，至11月為7.84%(圖7)。其中，權重最大之製造業(92.0%)增產8.19%；四大業別中，資訊電子工業年增12.94%，主因積體電路需求活絡帶動電子零組件業增產，金屬機電及化學工業亦分別增產8.48%及1.14%；惟民生工業仍減產3.17%。

圖7 工業生產年增率



資料來源：經濟部

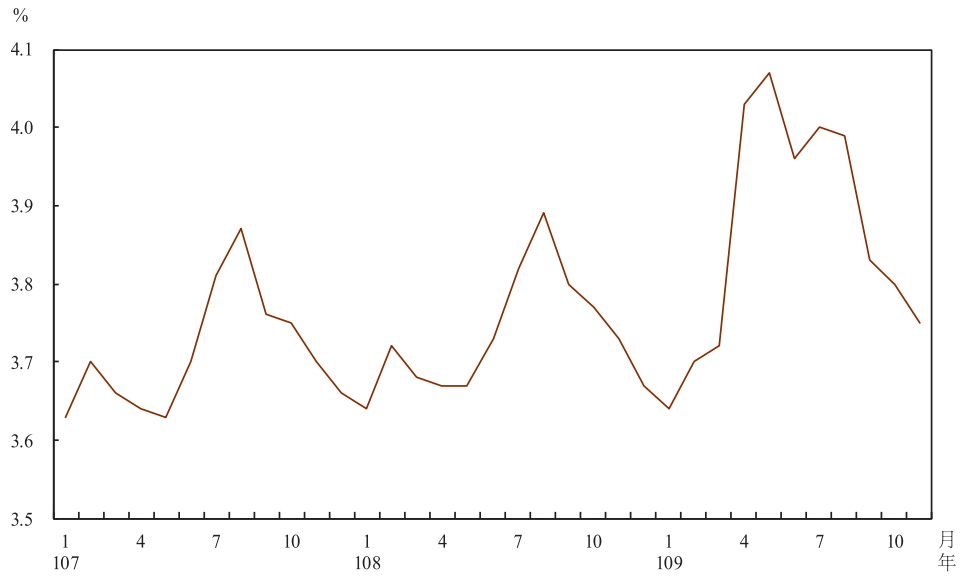
七、失業率續降，薪資溫和成長

隨國內經濟活動回溫，失業率續降，11月為3.75%，惟仍係106年以來同月最高(圖8)，就業人數緩增至1,152.0萬人，惟仍年減0.05%。至12月24日當週，實施減班休息之企業家數為531家、人數為6,498人，分別較11月底減少18家、4,830人；其中以金屬機電

業的1,450人及批發零售業的1,383人最多。

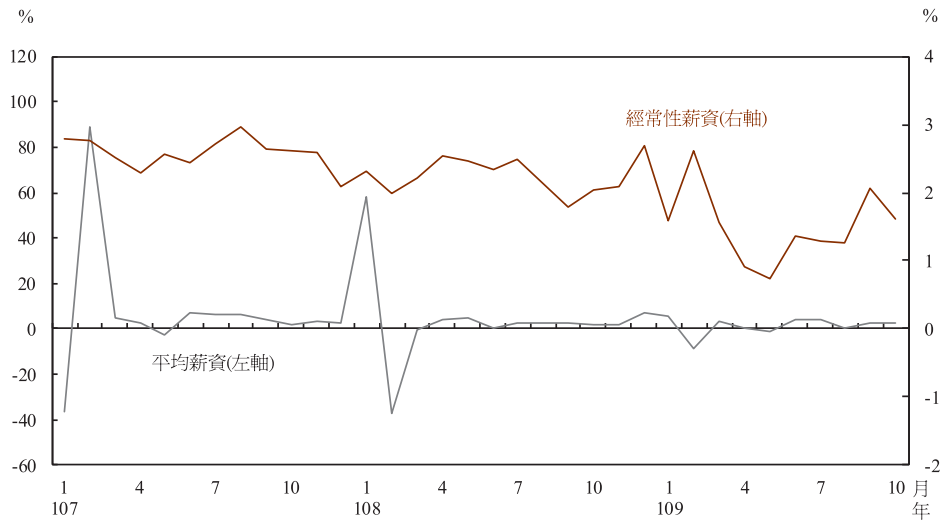
本年10月工業及服務業受僱員工平均薪資年增2.23%，其中經常性薪資年增1.62%(圖9)。1至10月平均全體受僱員工薪資年增1.52%，其中經常性薪資年增率為1.50%，均係近4年同期最低。

圖8 失業率



資料來源：行政院主計總處

圖9 工業及服務業平均薪資與經常性薪資年增率



資料來源：行政院主計總處

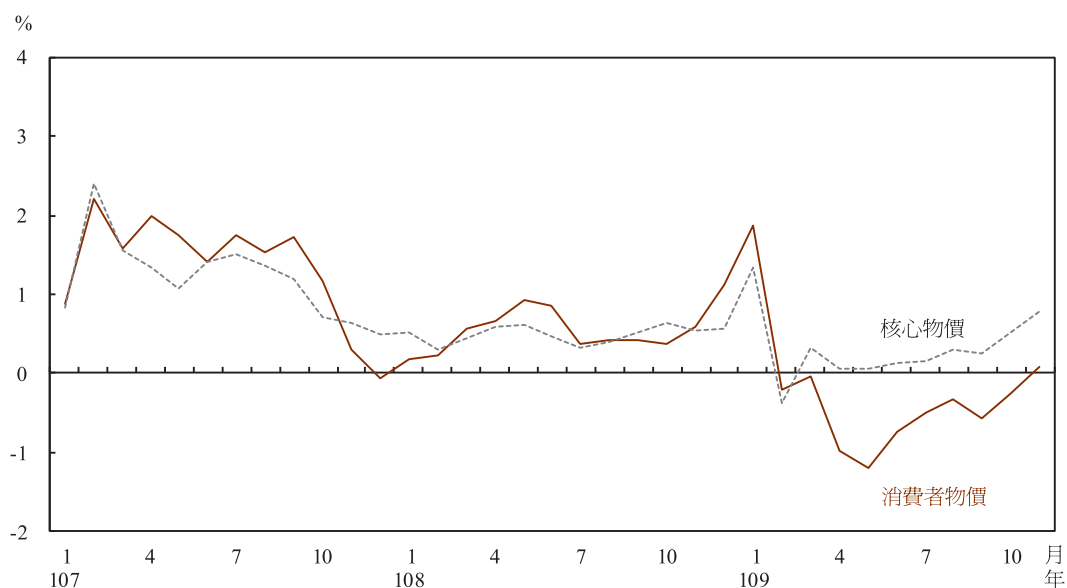
八、CPI年增率轉正

5月國內經濟活動重啟後，油品及旅遊娛樂價格跌幅漸次減緩，CPI年增率呈回升趨勢，至11月續升為0.09%，係2月以來首度為正，主因機票及蔬菜價格漲幅擴大。不含蔬果及能源之CPI(即核心CPI)年增率亦升為

0.78%，係本年2月以來最高漲幅(圖10)。

1至11月平均CPI年增率為-0.26%，主因國內能源價格反映國際油價走跌而調降，加以旅宿業者降價促銷，以及通訊費率持續走低所致(表4)；核心CPI年增率則為0.32%。

圖10 消費者物價與核心物價年增率



資料來源：行政院主計總處

表2 影響109年1至11月CPI年增率主要項目

項目	權數 (千分比)	年變動率 (%)	對CPI年增率之影響 (百分點)
CPI	1000	-0.26	-0.26
房租	143	0.91	0.13
個人隨身用品	22	3.96	0.09
外食費	98	0.98	0.09
水果	19	1.85	0.06
成衣	36	1.90	0.05
合計			0.42
油料費	28	-17.61	-0.48
娛樂服務	56	-3.24	-0.18
通訊費	24	-3.95	-0.10
燃氣	4	-16.91	-0.07
蔬菜	13	-4.16	-0.06
合計			-0.89
其他			0.21

資料來源：行政院主計總處

貳、經濟展望

預期肺炎疫苗問世，明年疫情衝擊將減緩，國際機構預測主要國家經濟恢復成長，加以新興科技需求強勁，遠距設備商機持續，有助支撐台灣出口動能。內需方面，國內半導體業持續投資，國際科技大廠續投資

台灣，民間投資可望穩健成長；國內景氣持續復甦，加以基期較低，預期明年民間消費恢復成長。本行預期明年經濟成長率預測值升至3.68%(表3)；國內外預測機構預測值之平均數亦為3.68%。

表3 國內外預測機構預測110年經濟成長率

單位：%

預測機構 項 目	中央銀行	主計總處	IHS Markit	中研院	台綜院	中經院	EIU	平均值
發布日期	109.12.17	109.11.27	109.12.15	109.12.16	109.12.16	109.12.18	109.12.22	
實質國內生產毛額	3.68	3.83	3.55	4.24	3.53	3.73	3.20	3.68
實質民間消費支出	3.56	4.04	3.51	4.17	3.89	4.51	3.30	3.85
實質政府消費支出	2.02	1.99	3.03	1.99	1.97	1.99	1.70	2.10
實質固定投資	3.25	3.19	3.41	3.42	2.94	3.38	4.30	3.41
實質民間投資	3.75	3.68	---	4.01	3.41	3.90	---	3.75
實質政府投資	0.67	0.65	---	0.65	0.62	0.65	---	0.65
實質輸出	3.64	3.38	4.34	3.76	3.15	4.36	4.10	3.82
實質輸入	3.60	3.36	4.89	3.05	3.42	5.11	3.50	3.85

資料來源：各預測機構

國際收支

壹、概況

本（109）年第3季我國經常帳順差 百萬美元，央行準備資產增加9,421百萬美元
28,651百萬美元，金融帳淨資產增加19,135 （表1及圖1）。

表1 國際收支

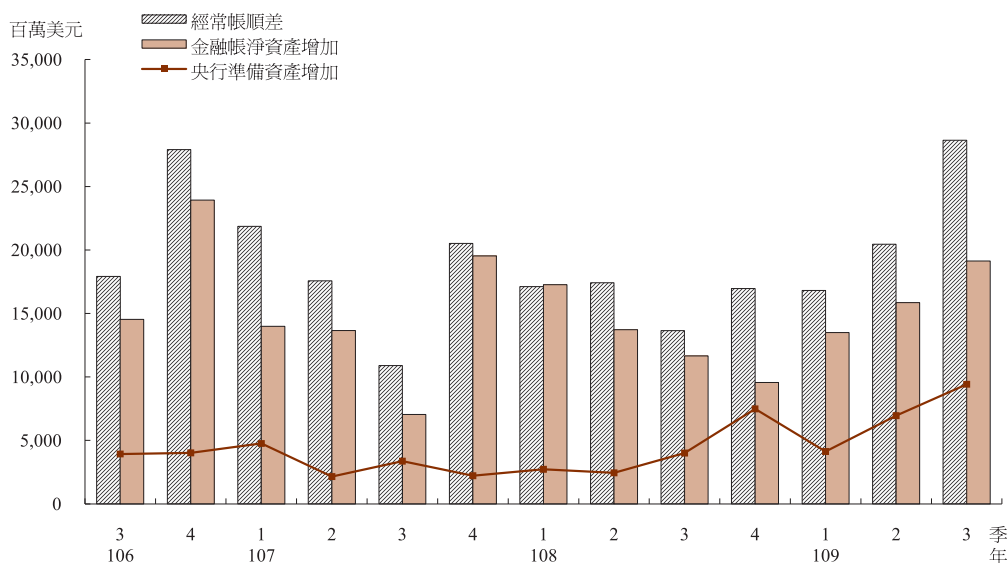
109年第3季暨108年第3季

單位：百萬美元

	(1) 109年 第3季	(2) 108年 第3季	(1)-(2)
A.經常帳	28,651	13,648	15,003
商品貿易淨額	23,466	16,511	6,955
商品：收入（出口）	91,597	84,101	7,496
商品：支出（進口）	68,131	67,590	541
服務收支淨額	1,676	-1,848	3,524
服務：收入（輸出）	9,932	12,908	-2,976
服務：支出（輸入）	8,256	14,756	-6,500
初次所得收支淨額	4,336	-446	4,782
初次所得：收入	11,794	10,011	1,783
初次所得：支出	7,458	10,457	-2,999
二次所得收支淨額	-827	-569	-258
二次所得：收入	2,030	2,090	-60
二次所得：支出	2,857	2,659	198
B.資本帳	-6	-7	1
C.金融帳	19,135	11,656	7,479
直接投資：資產	4,536	2,289	2,247
股權和投資基金	2,401	1,967	434
債務工具	2,135	322	1,813
直接投資：負債	3,041	1,603	1,438
股權和投資基金	1,373	3,045	-1,672
債務工具	1,668	-1,442	3,110
證券投資：資產	8,630	18,250	-9,620
股權和投資基金	245	2,546	-2,301
債務證券	8,385	15,704	-7,319
證券投資：負債	-7,850	-3,707	-4,143
股權和投資基金	-8,680	-3,776	-4,904
債務證券	830	69	761
衍生金融商品：資產	-4,541	-3,629	-912
衍生金融商品：負債	-4,726	-4,229	-497
其他投資：資產	-6,021	-4,069	-1,952
其他投資：負債	-6,996	7,518	-14,514
經常帳 + 資本帳 - 金融帳	9,510	1,985	7,525
D.誤差與遺漏淨額	-89	2,018	-2,107
E.準備與相關項目	9,421	4,003	5,418

註：正號表示經常帳及資本帳的收入、支出，以及金融資產或負債的增加；負號表示相關項目的減少。在經常帳及資本帳餘額，正號表示順差，負號表示逆差；在金融帳及準備資產餘額，正號表示淨資產的增加；負號表示淨資產的減少。

圖1 國際收支



一、經常帳

商品方面，按國際收支基礎（根據海關進出口貿易統計，就計價基礎、時差、類別及範圍¹予以調整）計算，本季出口91,597百萬美元，較上（108）年同季增加8.9%；進口68,131百萬美元，較上年同季增加0.8%。由於出口增額大於進口增額，商品貿易順差增為23,466百萬美元，較上年同季增加6,955百萬美元或42.1%。

服務方面，本季服務貿易由上年同季之逆差1,848百萬美元轉為順差1,676百萬美元，主要係旅行收支逆差縮小。

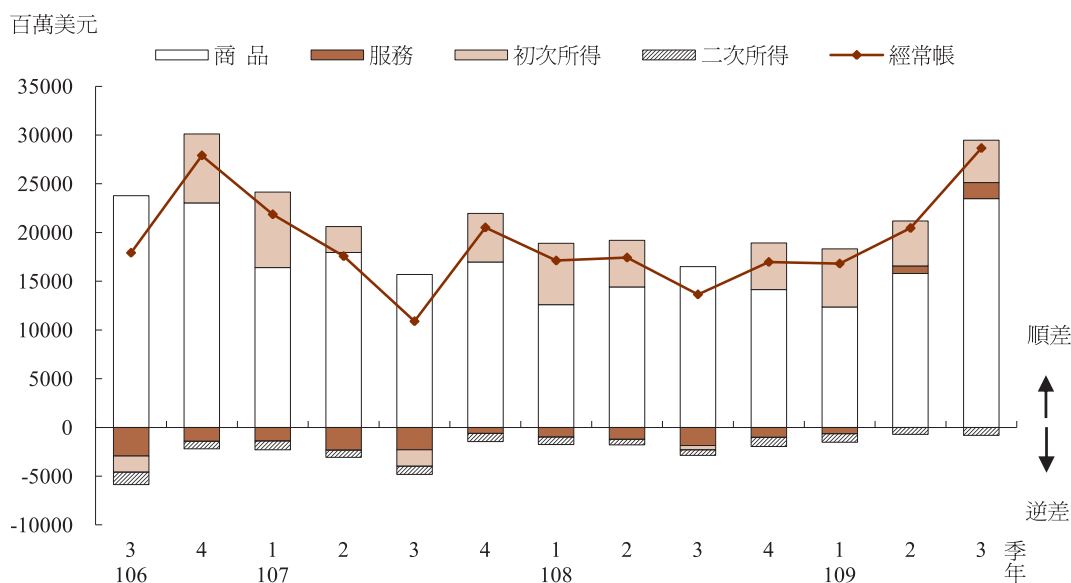
初次所得方面，本季初次所得由上年同季之逆差446百萬美元轉為順差4,336百萬美元，主要係居民對外直接投資所得增加，且支付非居民證券投資所得及銀行利息減少。

二次所得方面，本季淨支出827百萬美元，較上年同季增加258百萬美元或45.3%，主要係工作者匯出款增加。

本季與上年同季比較，雖然二次所得淨支出增加，惟因商品貿易順差增加，加上服務貿易及初次所得由逆差轉為順差，致經常帳順差增為28,651百萬美元，計增加15,003百萬美元(圖2)。

¹ 國際收支統計根據所有權移轉記錄商品貿易，貨品雖經過台灣通關，但所有權未移轉者，須自商品出進口剔除；反之，雖未經過台灣通關，但貨品所有權已移轉者，須計入商品出進口。居民國外購料，直接於國外銷售，或經委託國外加工再銷售國外，過程中貨品未經台灣通關，惟貨款由居民收付，亦包含於商品貿易中。

圖2 經常帳



二、資本帳

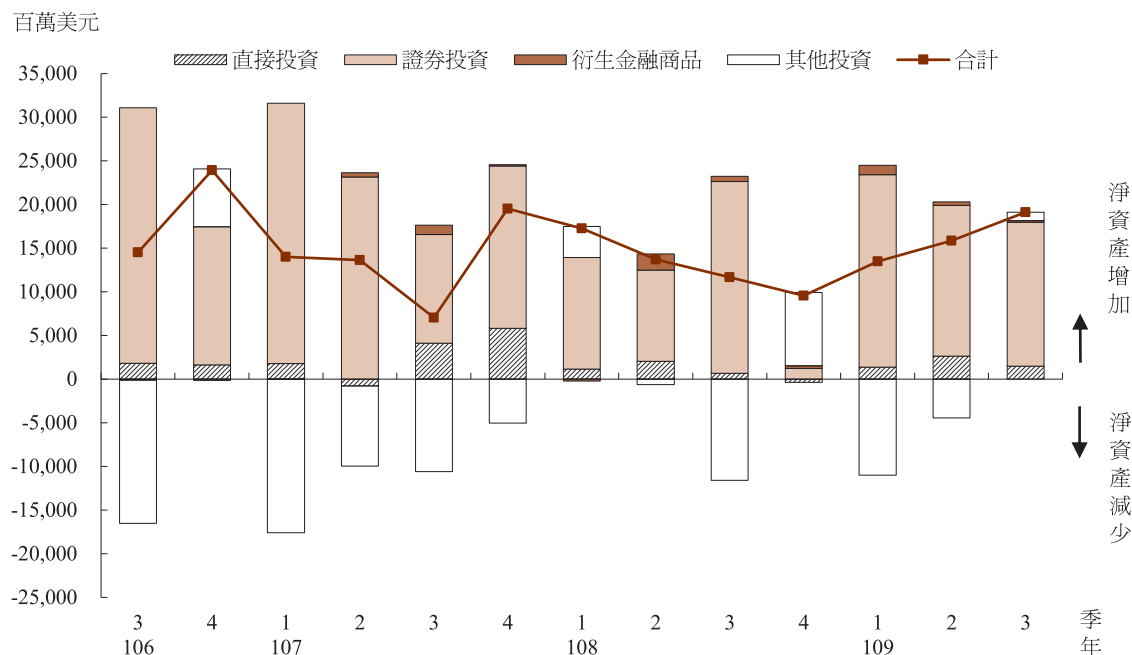
資本帳包括資本移轉（資本設備之贈與及債務之免除）與非生產性、非金融性資產交易（如商標、經銷權、網域名稱之買賣斷）。本季資本帳逆差6百萬美元。

三、金融帳

本季金融帳淨資產增加19,135百萬美元(圖3)。直接投資淨資產增加1,495百萬美元，其中，居民對外直接投資及非居民來

台直接投資淨額分別增加4,536百萬美元及3,041百萬美元。證券投資淨資產增加16,480百萬美元，其中，居民投資國外證券淨增加8,630百萬美元，主要係國內投信基金及保險公司投資國外債券增加；非居民投資國內證券淨減少7,850百萬美元，主要係外資減持台股。衍生金融商品淨資產增加185百萬美元。其他投資淨資產增加975百萬美元，主要係銀行部門償還國外借款及存放國外聯行增加。

圖3 金融帳



貳、經常帳

一、商品貿易

本季商品貿易，依國際收支基礎計算，商品出口91,597百萬美元，較上年同季增加7,496百萬美元或8.9%，商品進口68,131百萬美元，較上年同季增加541百萬美元或0.8%。商品貿易順差增為23,466百萬美元，較上年同季增加6,955百萬美元或42.1%，一般商品貿易順差及商仲貿易商品淨出口均較上年同季擴增。

以下根據海關進出口貿易統計，就主要貿易貨品及地區進一步分析出、進口概況。

就主要貿易貨品而言，本季出口較上年同季增加6.0%，受陸商因應美國華為禁令生

效前之提前拉貨效應，以及遠端商機與5G通訊等應用需求暢旺，加上電子新品備貨增加影響，電子零組件及資通與視聽產品出口大幅增加，惟石化、紡織品、基本金屬及其製品及機械等傳統產業貨品出口則因國際需求疲弱而衰退。進口方面，本季進口較上年同季減少1.5%，主要係國際原油價格續處低檔，農工原料進口減少。

就主要貿易地區而言，出口方面，本季對中國大陸(含香港，以下同)出口較上年同季增加6,698百萬美元或19.4%，增額最多；其次為美國，增加1,448百萬美元。進口方面，自中國大陸進口增加1,089百萬美元，增額最多；其次為南韓，增加705百萬美元；

惟自中東及美國進口則分別減少2,344百萬美元及670百萬美元。就主要出口市場比重而言，仍以中國大陸所占比重45.8%為首，其次依序為東協、美國及歐洲，比重分別為15.0%、15.0%及7.7%。主要進口來源以中國大陸比重22.9%最高，其次依序為日本、歐洲及東協，比重分別為15.7%、13.0%及12.7%。

二、服務

本季服務收入9,932百萬美元，較上年同季減少2,976百萬美元；服務支出8,256百萬美元，較上年同季減少6,500百萬美元。由於收入減額小於支出減額，服務貿易由上年同季逆差1,848百萬美元轉為順差1,676百萬美元。茲就服務貿易主要項目之內容及變動說明如下(表2)：

表2 服務貿易

單位：百萬美元

	109年第3季			108年第3季			增減比較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2) 淨額	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4) 淨額	(5) 收入	(6) 支出
服務	9,932	8,256	1,676	12,908	14,756	-1,848	-2,976	-6,500
一、加工服務	962	444	518	889	480	409	73	-36
二、維修服務	248	186	62	340	216	124	-92	-30
三、運輸	2,696	2,343	353	2,641	2,900	-259	55	-557
(一)客運	49	61	-12	643	578	65	-594	-517
(二)貨運	2,553	1,094	1,459	1,883	1,192	691	670	-98
(三)其他	94	1,188	-1,094	115	1,130	-1,015	-21	58
四、旅行	135	385	-250	3,428	5,717	-2,289	-3,293	-5,332
五、其他服務	5,891	4,898	993	5,610	5,443	167	281	-545
(一)營建	203	303	-100	320	387	-67	-117	-84
(二)保險及退休金服務	62	292	-230	45	170	-125	17	122
(三)金融服務*	871	265	606	861	528	333	10	-263
(四)智慧財產權使用費	450	912	-462	338	787	-449	112	125
(五)電信、電腦及資訊服務	1,314	483	831	1,031	579	452	283	-96
(六)其他事務服務	2,899	2,484	415	2,839	2,784	55	60	-300
(七)個人、文化與休閒服務	59	28	31	92	52	40	-33	-24
(八)不包括在其他項目的政府商品及服務	33	131	-98	84	156	-72	-51	-25

*金融服務包括間接衡量的金融中介服務（FISIM）。

(一) 加工服務

加工服務係指加工者對他人所屬貨品進行加工、組裝、加標籤及包裝等服務。本季加工收入962百萬美元，較上年同季增加73百萬美元，主要係接受非居民委託境內加工之加工費收入增加；加工支出444百萬美

元，較上年同季減少36百萬美元，主要係委外加工貿易廠商支付國外加工費減少。由於收入增加、支出減少，加工服務貿易順差增加為518百萬美元，較上年同季增加109百萬美元。

(二) 維修服務

維修服務係指提供或接受非居民對運輸工具等貨品的修理。本季維修收入248百萬美元，較上年同季減少92百萬美元；維修支出186百萬美元，較上年同季減少30百萬美元。由於收入減額大於支出減額，維修服務貿易順差縮減為62百萬美元，較上年同季減少62百萬美元。

(三) 運輸

運輸包括旅客運輸、貨物運輸及其他（主要為國外港口、機場費用）。本季運輸收入2,696百萬美元，較上年同季增加55百萬美元，主要係國籍航空業者國際線貨運收入增加。運輸支出2,343百萬美元，較上年同季減少557百萬美元，主要係支付外航客運費用減少。本季客運收入及支出均因COVID-19疫情致跨境旅行急凍而大幅減少，惟貨運收入增加、支出減少，運輸服務貿易由上年同季逆差259百萬美元轉呈順差353百萬美元。

(四) 旅行

受COVID-19疫情及各國邊境管制措施影響，本季來台旅客人次、平均每人每日消費金額均較上年同季大幅減少，致旅行收入減為135百萬美元，較上年同季減少3,293百萬美元。旅行支出385百萬美元，較上年同季減少5,332百萬美元，主要係國人出國人次、平均每人每日消費金額較上年同季大幅減少。由於收入減額小於支出減額，旅行收

支逆差縮減為250百萬美元，較上年同季減少2,039百萬美元。

(五) 其他服務

其他服務包括營建、保險及退休金服務、金融服務、智慧財產權使用費、電信、電腦及資訊服務、其他事務服務及個人、文化與休閒服務，以及政府服務等項目。本季其他服務收入5,891百萬美元，較上年同季增加281百萬美元，主要係電腦及資訊服務收入增加；其他服務支出4,898百萬美元，較上年同季減少545百萬美元，主要係貿易相關與雜項技術服務(其他事務服務項下)及金融服務支出減少。由於收入增加、支出減少，其他服務貿易順差增加為993百萬美元，較上年同季增加826百萬美元。

三、初次所得

初次所得包括薪資所得、投資所得及其他初次所得。本季初次所得收入11,794百萬美元，較上年同季增加1,783百萬美元，主要係境外資金匯回專法首年優惠稅率申請期限於本年8月14日截止，居民匯回對外直接投資所得增加；支出7,458百萬美元，較上年同季減少2,999百萬美元，主要係支付非居民證券投資所得及銀行利息減少。由於收入增加、支出減少，初次所得收支由上年同季的逆差446百萬美元轉為順差4,336百萬美元(表3)。

四、二次所得

本季二次所得收入2,030百萬美元，較上年同季減少60百萬美元，主要係贍家匯入款

減少；支出2,857百萬美元，較上年同季增加198百萬美元，主要係工作者匯出款增加。本季二次所得逆差由上年同季的569百萬美元增加為827百萬美元。

表3 初次所得及二次所得

單位：百萬美元

	109年第三季			108年第三季			增減比較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2) 淨額	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4) 淨額	(5) 收入	(6) 支出
初次所得	11,794	7,458	4,336	10,011	10,457	-446	1,783	-2,999
一、薪資所得	260	168	92	286	182	104	-26	-14
二、投資所得	11,500	7,262	4,238	9,672	10,212	-540	1,828	-2,950
(一)直接投資	6,022	2,679	3,343	2,434	2,493	-59	3,588	186
(二)證券投資	1,446	4,288	-2,842	1,266	6,232	-4,966	180	-1,944
(三)其他投資	4,032	295	3,737	5,972	1,487	4,485	-1,940	-1,192
三、其他初次所得	34	28	6	53	63	-10	-19	-35
二次所得	2,030	2,857	-827	2,090	2,659	-569	-60	198

參、金融帳

金融帳根據投資種類或功能分為直接投資、證券投資、衍生金融商品與其他投資。

本季金融帳淨資產增加19,135百萬美元。茲就本季金融帳變動說明如下(表4)：

表4 金融帳

單位：百萬美元

	109年第三季			108年第三季			增減比較	
	(1) 資產	(2) 負債	(1)-(2) 淨資產	(3) 資產	(4) 負債	(3)-(4) 淨資產	(1)-(3) 資產	(2)-(4) 負債
一、直接投資	4,536	3,041	1,495	2,289	1,603	686	2,247	1,438
二、證券投資	8,630	-7,850	16,480	18,250	-3,707	21,957	-9,620	-4,143
(一)股權和投資基金	245	-8,680	8,925	2,546	-3,776	6,322	-2,301	-4,904
(二)債權證券	8,385	830	7,555	15,704	69	15,635	-7,319	761
三、衍生金融商品	-4,541	-4,726	185	-3,629	-4,229	600	-912	-497
四、其他投資	-6,021	-6,996	975	-4,069	7,518	-11,587	-1,952	-14,514
(一)其他股本	5	0	5	5	0	5	0	0
(二)債務工具	-6,026	-6,996	970	-4,074	7,518	-11,592	-1,952	-14,514
1.現金與存款	403	-1,674	2,077	-1,561	8,530	-10,091	1,964	-10,204
2.貸款/借款	-2,941	-7,297	4,356	-5,917	535	-6,452	2,976	-7,832
3.貿易信用及預付/收款	-1,201	1,649	-2,850	522	-418	940	-1,723	2,067
4.其他應收/付款	-2,287	326	-2,613	2,882	-1,129	4,011	-5,169	1,455
合 計	2,604	-16,531	19,135	12,841	1,185	11,656	-10,237	-17,716

註：正號表示金融資產或負債的增加；負號表示相關項目的減少。在金融帳餘額，正號表示淨資產的增加；負號表示淨資產的減少。

一、直接投資

本季直接投資淨資產增加1,495百萬美元。其中，對外直接投資淨增加4,536百萬美元，投資行業則以批發及零售業、金融保險業與機械設備製造業為主；非居民來台直接投資淨增加3,041百萬美元，主要投資行業為金融保險業、專業科學及技術服務業與批發及零售業。

二、證券投資

本季證券投資淨資產增加16,480百萬美元。茲就資產與負債分別說明如下：

(一) 資產方面

本季居民投資國外證券淨增加8,630百萬美元。其中股權和投資基金淨增加245百萬美元，主要係民間部門透過特定金錢信託增持國外股權證券；債務證券淨增加8,385百萬美元，主要係國內投信基金及保險公司投資國外債券增加。

(二) 負債方面

本季非居民投資國內證券淨減少7,850百萬美元。其中股權及投資基金淨減少8,680百萬美元，主要係外資減持台股；債務證券投資淨增加830百萬美元，主要係外資增持我國公債。

三、衍生金融商品

本季衍生金融商品淨資產增加185百萬美元。其中，資產淨減少4,541百萬美元，主要係其他金融機構收取衍生金融商品處分利得；負債淨減少4,726百萬美元，主要係其他金融機構支付衍生金融商品處分損失。

四、其他投資

其他投資包括其他股本及債務工具，本季其他投資淨資產增加975百萬美元，主要係銀行部門償還國外借款及存放國外聯行增加。

肆、中央銀行準備資產

本季國際收支呈現順差，反映在中央銀行準備資產增加9,421百萬美元。

貨幣與信用

壹、概述

本(109)年第3季受放款與投資增加及資金匯入影響，M2年增率呈上升趨勢，平均年增率由第2季的4.60%大幅上升至6.58%；10月受外匯存款成長減緩影響，M2年增率略為下降至7.05%；11月則受資金淨匯入，以及放款與投資成長率升影響，M2年增率走升至7.60%(表1)。1至11月M2平均年增率為5.60%，落在貨幣成長參考區內，市場資金維持適度寬鬆。

考量主要經濟體均維持寬鬆貨幣政策，並續推大規模紓困及振興方案，全球景氣雖和緩復甦，但仍具不確定風險，本行爰於12

月理事會決議政策利率不變，重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率分別維持年息為1.125%、1.5%及3.375%，賡續寬鬆貨幣政策。

至於存放款利率方面，第3季底至12月底，五大銀行一年期存款固定利率均持穩於0.769%，與第2季底相同；五大銀行平均基準放款利率第2季底、第3季底分別為2.477%及2.441%；爾後，由於10月華銀微升基準放款利率，致五大銀行平均基準放款利率回升至2.442%，至12月底維持不變。

表1 重要金融指標年增率

單位：%

年 / 月	貨幣總計數		準備貨幣	全體貨幣機構存款	全體貨幣機構放款與投資	全體貨幣機構對民間部門債權
	M1B	M2				
106	4.65	3.75	5.04	3.38	4.82	5.97
107	5.32	3.52	5.61	2.62	5.39	5.33
108	7.15	3.46	6.42	4.38	4.96	5.66
108/11	7.46	4.14	6.70	4.03	4.51	5.10
12	7.44	4.12	7.08	4.38	4.96	5.66
109/ 1	7.61	4.60	9.38	4.71	4.90	5.96
2	7.00	4.35	4.89	4.79	5.47	6.89
3	7.02	4.42	8.41	4.70	5.57	7.30
4	7.50	4.21	7.02	4.11	5.52	7.41
5	7.81	4.18	6.75	4.53	5.72	7.29
6	9.90	5.42	8.02	4.74	6.98	7.84
7	10.30	5.89	8.26	6.17	7.19	8.41
8	10.96	6.69	9.00	6.66	7.25	8.50
9	12.10	7.15	9.65	6.77	6.71	8.06
10	12.85	7.05	9.81	6.62	6.75	8.17
11	14.30	7.60	10.51	7.32	6.77	8.04

註：M1B、M2與準備貨幣年增率係日平均資料(準備貨幣為經調整存款準備率變動因素後之資料)；其餘各項年增率則係月底資料。放款與投資之「證券投資」係以原始成本衡量。

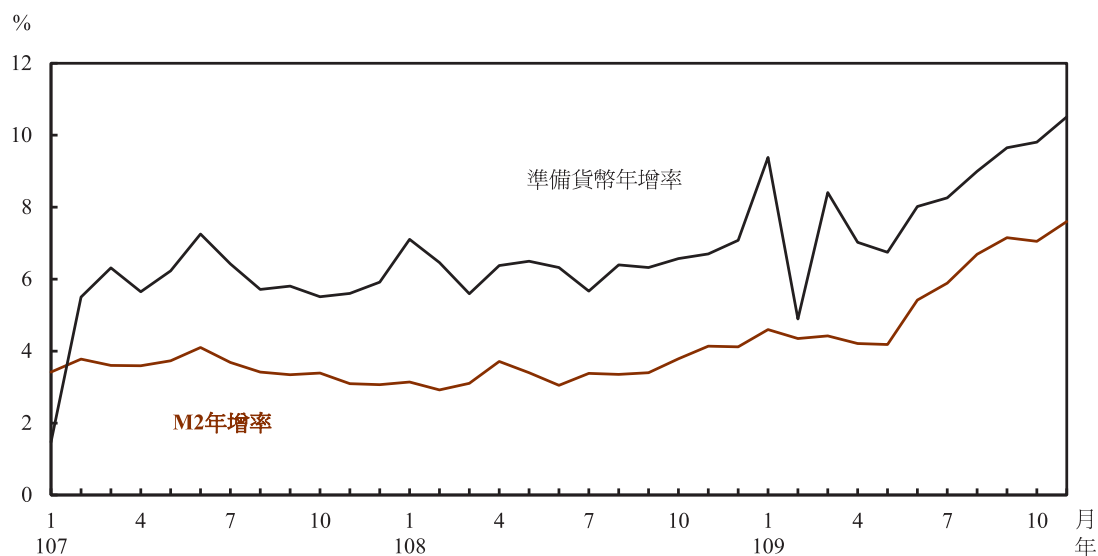
貳、準備貨幣年增率上升

受國內景氣復甦，以及活期性存款成長增加，致準備金需求上升影響，109年第3季日平均準備貨幣年增率為8.97%，高於上季之7.26%。其中，7月及8月因股市交易活絡，活期性存款成長增加，準備金需求上升，加以放款與投資成長續增，致準備貨幣年增率分別上升為8.26%及9.00%；9月因外資淨匯出縮減，以及活期性存款成長續增，準備貨幣年增率續升為9.65%。至10月及11月，因外資轉呈淨匯入，活期性存款成長增加，準備金需求上升，

加以放款與投資成長續增，致準備貨幣年增率分別上升為9.81%及10.51%(圖1)。

就準備貨幣變動來源分析，第3季雖有財政部發行公債與國庫券、國庫向銀行借款、稅款繳庫，以及本行發行定存單等緊縮因素，惟受國庫券與公債還本付息、財政部償還銀行借款、發放各項補助款與統籌分配款，以及本行定存單到期等寬鬆因素影響，日平均準備貨幣水準值較上季增加。至於10月及11月，日平均準備貨幣水準值續呈上升趨勢。

圖1 準備貨幣及M2年增率



參、M2年增率大抵走升

本年第3季受放款與投資成長及資金匯入影響，M2年增率呈上升趨勢，自6月的5.42%升至9月的7.15%，第3季M2平均年增率為6.58%；10月受外匯存款成長減緩影響，M2年增率略為降至7.05%；11月受資金

淨匯入，以及放款與投資成長影響，M2年增率走升至7.60%。1至11月M2平均年增率為5.60%，落在貨幣成長參考區內(圖2)，市場資金維持適度寬鬆。

圖2 M2與貨幣成長參考區

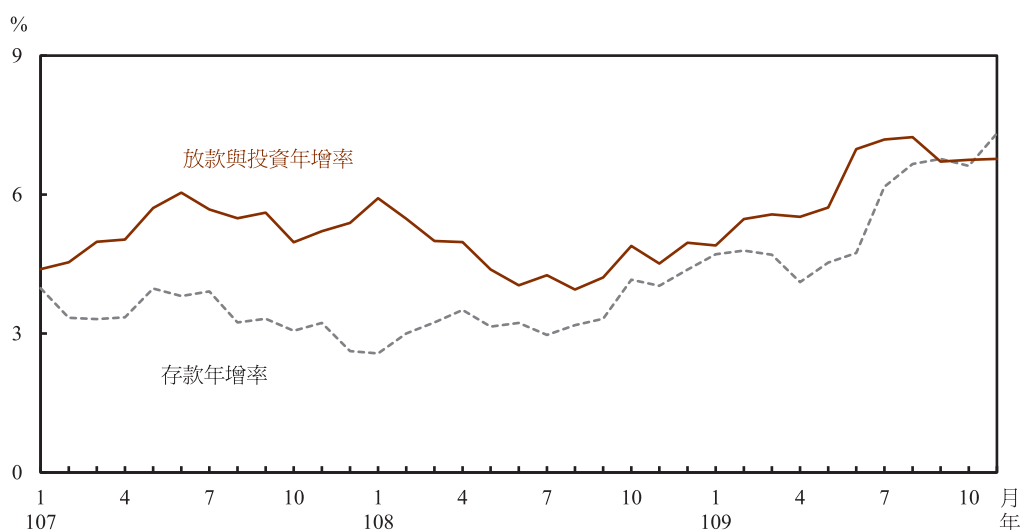


肆、存款年增率大抵上升

109年第3季底，全體貨幣機構存款年增率由上季底之4.74%升至6.77%，主要因若干廠商國外貨款匯回較多，加以國人資金淨流出規模較去年同期縮減所致。10月因外資淨

匯入金額低於上年同期，加以外匯存款帳面價值虛減，致存款年增率下降為6.62%；至11月因外資淨匯入增加，年增率升至7.32%(圖3)。

圖3 全體貨幣機構存款及放款與投資年增率



就各類存款觀察，活期性存款方面，109年第3季底年增率由上季底的9.69%上升至11.90%，主要因若干廠商國外貨款匯回較多，以及國內疫情控制得宜，台股表現相對穩健，首次公開發行(IPO)及現金增資案增加，資金大抵暫泊於活存，致活期存款年增率上升。10月因銀行定存利率仍低，民眾基於流動性考量，傾向將定儲轉向活儲，活期儲蓄存款年增率上升，致該月底活期性存款

年增率升至13.79%；11月因台股指數創高，活期儲蓄存款年增率續升，月底活期性存款年增率續升至15.47%。

定期性存款方面¹，109年第3季底定期性存款年增率由上季底的2.31%上升為3.68%，主要係若干廠商將國外貨款匯回，外匯存款成長上升，加以部分匯回之出口貨款由美元轉為新台幣，並搭配銀行優惠定存專案，將資金配置於定期存款，致定期性存款年增率

¹ 包括定期及定期儲蓄存款、外匯存款、郵政儲金、外國人新台幣存款、附買回交易餘額及貨幣市場共同基金。

上升所致。10月因若干廠商支付國外貨款與退休基金匯出投資款，以及因新台幣升值，外匯存款換算為新台幣，帳面價值虛減，外匯存款年增率下降，且民眾偏好將資金轉向活期性存款，致月底定期性存款年增率下降為2.55%，至11月定期性存款年增率續降為2.42%。

政府存款方面，因肺炎疫情使所得稅延遲至6月入帳，以及各項補助款與統籌分配款撥入，致第3季底政府存款由上季底的-6.64%上升為4.00%。10月因上年基期較高，且本年營利事業所得稅暫繳款項受疫情影響降

低，使經理國庫存款轉呈負成長，致月底政府存款年增率降為-0.39%；11月底因營業稅收入較上年同期增加，政府存款年增率升為3.92%。

至於比重方面，仍以定期性存款占總存款比重最高，惟由109年第2季底之58.67%略降為第3季底之57.81%；活期性存款占比居次，由38.53%升至39.26%；政府存款比重由2.80%升為2.93%。至11月底，定期性、活期性及政府存款比重分別為57.13%、39.97%及2.90%。

伍、放款與投資年增率先降後升

109年第3季底全體貨幣機構放款與投資餘額(以成本計價)，較上季底增加4,456億元。就性質別觀察，放款增加4,112億元，投資增加344億元；放款與投資年增率由上季底之6.98%降至6.71%，主要因第3季底銀行對政府債權轉呈負成長、對公營事業債權成長下降所致；10月底，由於銀行對民間部門債權成長上升，放款與投資年增率回升至6.75%；至11月底，銀行對政府債權轉呈正成長，放款與投資年增率續升至6.77%(圖3)。若包含人壽保險公司放款與投資，並加計銀行轉列之催收款及轉銷呆帳金額，以及直接金融，第3季底全體非金融部門取得資金總額年增率由上季底之5.62%上升至

5.91%，主因9月公司債發行量創新高，法人持有公司債金額增加較多；10月底，年增率略降至5.85%，主因上年同期法人對短期票券投資較多，基期較高；11月底續降至5.83%，主因壽險對債券型ETF投資減少。

就放款與投資之對象別觀察，第3季底全體貨幣機構對民間部門債權年增率由上季底之7.84%上升至8.06%，主因中小企業貸款持續擴增，且個人股市融資及房貸成長上升，加以銀行對商業本票及民營公司債投資成長上升，致銀行對民間部門放款與投資成長均上升；對政府債權年增率由上季底之2.74%轉呈負成長0.40%，主因係因應肺炎疫情延長繳稅期限之遞延稅款入帳，政府稅收

增加，並償還銀行借款，致銀行對政府放款成長下降；對公營事業債權年增率由5.20%下降至5.03%，主因部分公營事業償還借款，銀行對公營事業放款衰退擴大。

比重方面，第3季底以對民間部門債權比重最高，由上季底之82.19%升至83.07%，11月底續升至83.36%；對政府債權比重次之，由上季底之14.65%降至13.87%，11月底續降至13.66%；對公營事業債權比重由上季底之3.17%降至3.06%，11月底續降至2.98%。

在全體銀行²對民營企業放款行業別方面，第3季底對民營企業放款餘額較上季底增加2,813億元，惟受大型企業鎖定中長期低利資金成本，以發行公司債取代銀行借款，對民營企業放款年增率下降。行業別方面，全體銀行對製造業放款增加1,223億元，其中，

以對電子零組件製造業放款增加462億元最多，主因5G、高效能運算晶片需求強勁，帶動積體電路大廠資金需求；對服務業³放款增加1,278億元，以對不動產業放款增加634億元最多，主因房市景氣增溫，不動產開發、經營及相關服務業之資金需求續升所致。11月底全體銀行對民營企業放款餘額較第3季底增加657億元，其中，對製造業放款減少574億元，對服務業放款增加1,114億元。

就各業別比重而言，第3季底對服務業放款比重最高，自上季底之52.82%下降至52.65%；對製造業放款比重則自上季底之42.44%上升至42.47%；對營建工程業放款比重則自上季底之2.62%上升至2.67%。11月底對服務業放款比重回升至53.26%；對製造業放款比重下降至41.79%；對營建工程放款比重則續升至2.73%。

陸、銀行業利率下降

7月以來，主要銀行存款利率持穩，以臺銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀等五大銀行平均利率為例，一年期存款固定利率持穩於0.769%，與第2季底相同，至12月底維持不變。至於基準放款利率，由於一銀及華銀於7月調降基準放款利率，致五大銀行平均基準放款利率由第2季底之2.477%降至第3季

底之2.441%；之後，由於10月華銀微升基準放款利率，致五大銀行平均基準放款利率回升至2.442%，至12月底維持不變。

在五大銀行新承做放款加權平均利率方面，由第2季平均之1.243%升至第3季平均之1.260%，主因第3季新承做利率較低的大額政府借款、公民營及優質企業貸款較

² 包括本國銀行、外國銀行及大陸銀行在台分行。

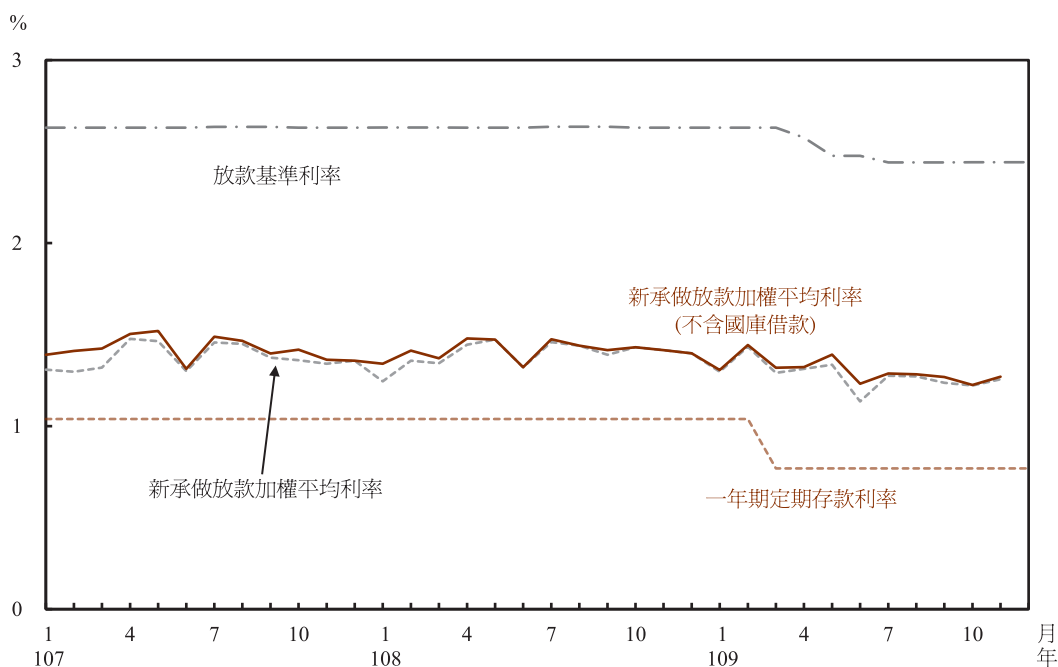
³ 包括批發及零售業、運輸及倉儲業、住宿及餐飲業、資訊及通訊傳播業、金融及保險業、不動產業及其他服務業等。

上季減少，致加權平均利率較第2季上升。之後，加權平均利率仍受利率較低的大額政府借款、公民營企業與優質企業貸款增減而變化，加以11月因部分銀行調升短期週轉金利率，以及新承做利率較高的大額土建融貸款，致加權平均利率先降後升，至11月為1.256%，較第3季下降0.004個百分點；若不含國庫借款的新承做放款加權平均利率則自第2季平均之1.305%降至第3季平均之

1.279%，11月再降至1.270%，較第3季下降0.009個百分點(圖4)。

至於政策利率方面，考量主要經濟體均維持寬鬆貨幣政策，並續推大規模紓困及振興方案，全球景氣和緩復甦，惟仍具不確定風險，預期明年國內經濟續溫和成長，且通膨展望溫和情況下，本行爰於12月理事會決議維持政策利率不變，賡續寬鬆貨幣政策。

圖4 本國五大銀行平均利率



註：五大銀行係指臺銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀。

金融市場

壹、貨幣市場

9月適逢FOMC會議與本行理監事會議，市場偏向觀望，加上季底效應，資金需求升溫，之後因市場資金尚屬平穩，金融業隔夜拆款加權平均利率持穩於0.082%；10月雖適逢中秋節及國慶日連假，市場資金需求增加，惟市場資金充裕，金融業隔夜拆款加權平均利率仍持穩於0.082%；11月市場資金續呈寬鬆，加上外資淨匯入，致金融業隔夜拆款加權平均利率微降至0.080%。貨幣機構10月及11月的日平均淨超額準備為308億元，較第3季平均之324億元下降。

由於電子零組件、資通訊產品需求暢旺，帶動整體出口明顯成長，加上民間投資穩健成長，台商亦落實回台投資，預期明年國內經濟持續溫和成長，通膨展望溫和，惟歐美肺炎疫情復熾，全球景氣仍具不確定性，本行12月理事會決議維持政策利率不變，賡續寬鬆貨幣政策，有助物價穩定與金融穩定，並支持經濟成長。

以下分別就9月至11月之資金情勢、利率走勢及票券流通餘額加以分析：

一、資金情勢

9月適逢FOMC會議與本行理監事會議，市場偏向觀望，加上季底因素，資金需求升

溫，銀行為因應短期資金移動，遂維持較高部位的超額準備，致日平均淨超額準備由8月之226億元增加至482億元。10月雖有國庫券、公債還本付息及外資淨匯入等寬鬆因素，惟受稅款繳庫、本行發行定存單收回市場餘裕資金等緊縮因素影響，並扣除本行融通246億元，致日平均淨超額準備減少至284億元。11月雖有政府發行國庫券、稅款繳庫及本行發行定存單收回市場餘裕資金等緊縮因素，惟受市場資金寬鬆，加上外資淨匯入等寬鬆因素影響，並扣除本行融通243億元，致日平均淨超額準備增加至332億元。

二、利率走勢

9月適逢FOMC會議與本行理監事會議，市場偏向觀望，至季底因資金需求升溫，金融業平均隔夜拆款利率於25日攀升至0.112%，之後因市場資金尚屬平穩，金融業隔夜拆款加權平均利率持穩於0.082%；10月雖適逢中秋節及國慶日連假，資金需求增加，惟市場資金充裕，加上外資淨匯入，金融業隔夜拆款加權平均利率仍持穩於0.082%；11月市場資金續呈寬鬆，加上外資持續淨匯入，致金融業隔夜拆款加權平均利率微降至0.080% (表1)。

至於票券市場短期利率方面，各天期利率大抵呈現下降趨勢，其中商業本票1-30天期發行利率由8月之0.45%下降至11月之0.40%。次級市場利率由8月之0.29%下降至

11月之0.22%；同期間，31-90天期發行利率亦由8月之0.50%下降至11月之0.45%，次級市場利率則由8月之0.33%下降至11月之0.27%。

圖1 貨幣市場利率與貨幣機構超額準備

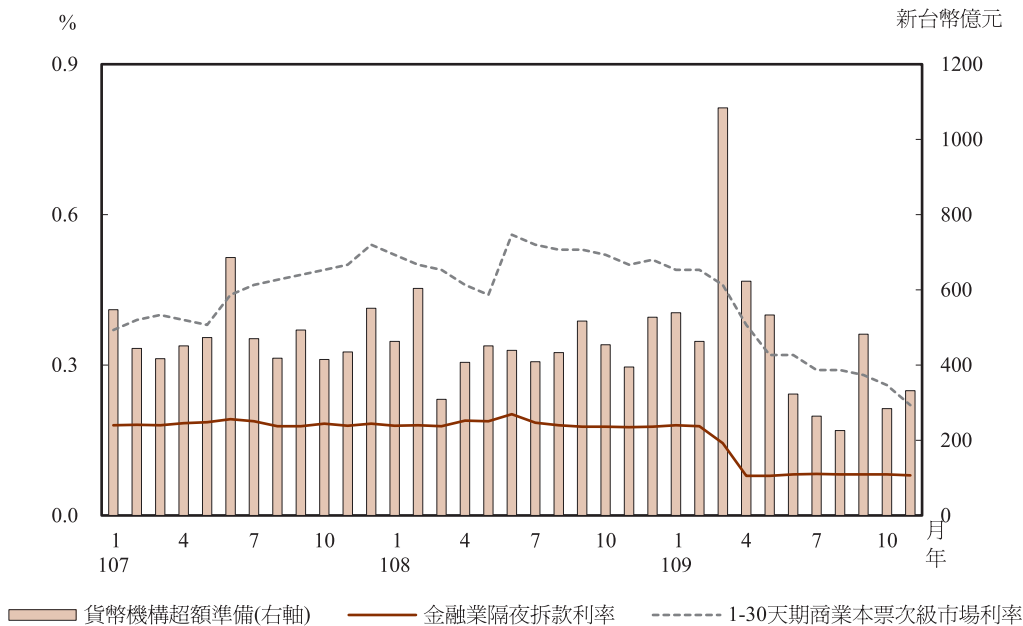


表1 貨幣市場利率

單位：年息百分比率

年/月	金融業 隔 夜 拆 款	商 業 本 票						中央銀行定期存單 ^註				
		初 級 市 場			次 級 市 場			初 級 市 場				
		1-30天	31-90天	91-180天	1-30天	31-90天	91-180天	1-30天	31-91天	92-182天	274天-1年	1年以上-2年
106	0.178	0.56	0.61	0.59	0.38	0.44	0.48	0.532	0.650	0.770	0.479	0.585
107	0.183	0.58	0.65	0.63	0.44	0.49	0.55	0.544	0.650	0.770	0.487	0.619
108	0.182	0.63	0.69	0.67	0.51	0.55	0.61	0.560	0.650	0.770	0.560	0.619
108/ 11	0.176	0.63	0.68	0.69	0.50	0.54	0.60	0.573	0.650	0.770	0.584	0.601
12	0.177	0.65	0.70	0.71	0.51	0.57	0.61	0.543	0.650	0.770	0.587	0.594
109/ 1	0.180	0.63	0.70	0.63	0.49	0.54	0.57	0.567	0.650	0.770	0.571	--
2	0.178	0.62	0.66	0.60	0.49	0.56	0.55	0.518	0.650	0.770	0.543	0.550
3	0.144	0.62	0.66	0.63	0.46	0.51	0.56	0.492	0.612	0.710	0.513	0.491
4	0.079	0.56	0.62	0.52	0.38	0.48	0.49	0.287	0.400	0.520	0.382	0.391
5	0.079	0.52	0.56	0.50	0.32	0.37	0.43	0.287	0.400	0.520	0.352	0.347
6	0.082	0.51	0.56	0.47	0.32	0.36	0.40	0.294	0.400	0.520	0.333	0.320
7	0.083	0.45	0.53	0.44	0.29	0.35	0.41	0.282	0.400	0.520	0.303	0.304
8	0.082	0.45	0.50	0.42	0.29	0.33	0.40	0.279	0.400	0.520	0.288	0.282
9	0.082	0.43	0.49	0.41	0.28	0.31	0.33	0.274	0.400	0.520	0.270	0.262
10	0.082	0.41	0.47	0.41	0.26	0.30	0.33	0.268	0.400	0.520	0.253	0.239
11	0.080	0.40	0.45	0.39	0.22	0.27	0.27	0.274	0.400	0.520	0.208	0.167

註：本行於90年迄今均未發行183-273天期定期存單，故將此欄資料予以隱藏。另，本行於102年8月起發行2年期定期存單。

三、票券流通餘額

第3季底票券流通餘額合計為2兆6,640億元，較上季底增加34億元，其中以商業本票增加894億元為最多，主要係票券市場利率續降，吸引部分公、民營企業發行商業本票籌資所致。之後，10、11月票券流通餘額先

降後升，11月底流通餘額合計為2兆6,692億元，較第3季底增加51億元(表2)。其中以國庫券增加250億元為最多，係因國庫基於資金調度，發行金額較償還金額為多所致，其次為可轉讓定期存單增加66億元。至於商業本票則減少265億元，係因企業基於資金調度，償還金額較發行金額為多所致。

表2 短期票券之發行、償還及餘額

單位：新台幣億元

年/月	合 計			國 庫 券			市 庫 券			商 業 本 票			銀行承兌匯票			可轉讓定期存單		
	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額
106	148,785	145,975	21,545	2,200	2,850	250	0	0	0	130,778	128,489	17,090	194	193	42	15,613	14,443	4,164
107	149,719	149,033	22,231	1,600	1,550	300	0	0	0	129,650	129,134	17,606	185	186	40	18,285	18,163	4,285
108	149,273	147,973	23,532	3,140	2,790	650	0	0	0	136,136	133,401	20,341	140	155	26	9,857	11,627	2,515
108/11	13,222	13,139	22,900	0	300	0	0	0	0	12,489	12,147	20,191	11	9	29	723	682	2,679
12	12,408	11,777	23,532	650	0	650	0	0	0	11,021	10,872	20,341	10	14	26	727	892	2,515
109/ 1	11,712	9,870	25,374	1,000	0	1,650	0	0	0	10,235	9,245	21,331	10	11	24	467	613	2,369
2	13,657	12,485	26,546	316	0	1,966	0	0	0	12,866	11,971	22,226	11	9	26	464	505	2,328
3	13,420	13,258	26,707	250	0	2,216	0	0	0	12,096	12,400	21,922	11	12	25	1,063	846	2,544
4	12,481	12,251	26,937	0	0	2,216	0	0	0	12,006	11,648	22,280	12	10	27	463	592	2,415
5	12,292	12,462	26,767	0	350	1,866	0	0	0	11,617	11,581	22,316	11	8	30	663	523	2,556
6	12,173	12,333	26,607	300	600	1,566	0	0	0	10,957	10,819	22,454	9	13	26	906	901	2,560
7	14,587	13,907	27,286	0	350	1,216	0	0	0	13,974	12,902	23,526	11	11	26	602	644	2,519
8	13,517	13,745	27,059	0	316	900	0	0	0	12,932	12,695	23,763	11	12	25	574	722	2,370
9	14,736	15,154	26,640	250	300	850	0	0	0	13,599	14,014	23,349	10	9	26	877	831	2,416
10	13,110	13,442	26,309	0	300	550	0	0	0	12,623	12,662	23,310	10	9	27	477	471	2,422
11	13,695	13,312	26,692	550	0	1,100	0	0	0	12,467	12,693	23,084	11	12	26	668	607	2,482

註：細項加總因四捨五入，容或與總數未盡相符。

貳、債券市場

本(109)年第3季債券發行市場，政府公債方面，中央政府為因應舉新還舊之需，持續定期適量發行政策，發行公債1,050億元，較上季增加150億元；公司債方面，發行規模為2,718億元，較上季增加5億元，主要因利率處於低檔，企業為鎖定中長期資金成本持續發債所致；金融債券方面，國內銀行發債總額為354億元，較上季增加91億元，主要因利率處於低檔，銀行增加發行主順位債券所致；至於國際債券方面，本年第3季外國機構在台發行總額折合新台幣為4,205億元，較上季減少1,997億元，主要因美國公債殖利率由低點上漲，致以美元計價的國際債券發行略減。

債券流通市場方面，本年第3季債券交易量為13兆2,364億元，較上季減少2,407億元或1.79%，主要因國內養券利差縮小，債

券交易不易活絡。

以下就發行市場與流通市場分別加以說明：

一、發行市場

(一) 中央政府公債

本年第3季中央政府發行甲類建設公債1,050億元，較上季增加150億元或16.67%，發行年期有5年、10年及20年期。就行業得標比重觀察，本季平均以銀行業得標比重58.05%為最高，其次為證券業的25.47%，再次為保險業的14.14%，至於票券業平均只標得2.33%。累計至第3季底，中央政府公債發行餘額為5兆4,475億元，較上季底增加250億元或0.46%，至本年11月底發行餘額則為5兆4,395億元。

表3 中央政府公債標售概況表

期別	發行日	年期	發行額 (億元)	最高得標 利率(%)	行業得標比重(%)			
					銀行業	證券業	票券業	保險業
109甲7	109.07.17	5	250	0.333	59.60	17.20	3.20	20.00
※109甲6	109.08.14	10	250	0.370	56.40	34.40	3.40	5.80
109甲8	109.09.18	20	300	0.509	52.33	30.33	0.67	16.67
※109甲7	109.09.25	5	250	0.295	65.01	18.99	2.40	13.60

※為增額公債。

(二) 直轄市政府公債

本年第3季直轄市政府均未發行債券。本年11月底高雄市政府公債發行餘額為795

億元，另台北市建設公債發行餘額則不及1億元。

表4 國內債券發行概況統計表

單位：新台幣億元

年/月	合 計		中央政府公債		直轄市政府公債		公司債		金融債券		資產證券化受益證券		外國債券		國際債券	
	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額
106	21,221	125,754	4,000	55,948	-	416	3,857	19,378	1,895	12,273	-	114	77	145	11,392	37,481
107	19,165	134,643	3,473	55,586	148	439	4,125	20,228	2,287	13,171	-	50	71	151	9,061	45,018
108	18,083	138,723	4,100	54,833	338	677	4,028	21,134	1,622	13,137	53	84	175	267	7,765	48,592
108/11	1,888	139,072	400	54,533	-	677	265	21,107	157	13,439	-	36	124	260	942	49,020
12	1,456	138,723	300	54,833	-	677	389	21,134	167	13,137	53	84	11	267	536	48,592
109/ 1	1,560	138,580	650	54,983	-	677	299	21,101	40	13,027	-	84	-	261	571	48,446
2	3,867	138,772	300	55,283	-	677	55	20,988	0	12,763	-	77	-	261	3,512	48,723
3	3,483	138,476	550	54,683	-	677	530	21,297	575	12,895	-	74	-	261	1,827	48,590
4	3,720	140,816	300	54,648	200	795	1,156	22,288	0	12,482	-	71	-	261	2,064	50,271
5	3,863	142,786	300	54,648	-	795	690	22,745	76	12,316	-	69	-	261	2,797	51,953
6	2,695	142,533	300	54,225	-	795	867	23,054	187	12,270	-	66	-	259	1,341	51,865
7	2,035	143,051	250	54,475	-	795	691	23,305	26	12,296	-	64	-	254	1,068	51,862
8	2,446	143,110	250	54,725	-	795	376	23,351	252	12,451	-	63	21	268	1,547	51,458
9	3,890	144,570	550	54,475	-	795	1,651	24,641	77	12,430	-	61	23	281	1,589	51,886
10	1,397	145,124	300	54,425	-	795	408	24,828	104	12,525	-	53	6	286	579	52,213
11	1,856	145,378	600	54,395	-	795	506	25,092	197	12,244	-	53	-	282	553	52,517

資料來源：

- (1) 中央銀行「中華民國金融統計月報」
- (2) 金管會銀行局「資產證券化案件統計表」
- (3) 中華民國證券櫃檯買賣中心

註：細項加總因四捨五入，容或與總數未盡相符。

(三) 公司債

本年第3季公司債發行總額為2,718億元，較上季增加5億元或0.19%，主要因利率處於低檔，企業為鎖定中長期資金成本持續發債所致。第3季前六大發債公司為台積電、富邦金、中信金、國泰金、中華電及台塑化，合計發債金額為1,633億元，占發行總額67.29%；就債券發行期限觀察，以5年

期券占34.36%為最大宗，其次為7年期券的29.32%。截至第3季底，公司債發行餘額為2兆4,641億元，較上季底增加1,588億元或6.89%，至本年11月底發行餘額為2兆5,092億元。

(四) 金融債券

金融債券係指本國銀行、外國及大陸銀行在台分行發行以新台幣或外幣計價之債

券。本年第3季有9家銀行發行以新台幣計價之金融債券，總金額為354億元，較上季增加91億元或34.65%，主要因利率處於低檔，銀行增加發行主順位債券所致。

本年第3季金融債券發行期間主要為5年期、7年期、10年期及無到期日，分別占16.50%、17.16%、19.14%及47.20%。累計至第3季底，金融債券發行餘額為1兆2,430億元，較上季底增加161億元或1.31%，至本年11月底發行餘額為1兆2,244億元。

(五) 資產證券化受益證券

本年第3季資產證券化受益證券商品無新案發行，惟部分商品償還本金，致資產證券化受益證券發行餘額降為61億元，較上季底減少5億元或7.69%，至本年11月底發行餘額為53億元。

(六) 外國債券及國際債券

外國債券係指外國機構在台發行以新台幣計價之公司債，目前流通在外之外國債券，大多為在台第一上市櫃之境外公司所發行之公司債。本年第3季外國債券發行總額為44億元，外國債券發行餘額為281億元，較上季底增加22億元或8.46%。至本年11月底發行餘額仍維持在新台幣282億元。

國際債券係指外國機構在台發行以外幣計價之公司債。本年第3季國際債券發行總額折合新台幣為4,205億元，較上季減少1,997億元或32.20%，主要因美國公債殖利率由低點上漲，致以美元計價的國際債券發

行略減。就國際債券發行幣別觀察，美元、人民幣及南非幣債券發行總額折合新台幣分別為3,756億元、423億元及26億元，占國際債券總發行額分別為89.33%、10.05%及0.62%。累計至第3季底，國際債券發行餘額折合新台幣為5兆1,886億元，較上季底增加21億元或0.04%。至本年11月底發行餘額增為新台幣5兆2,517億元。

二、流通市場

本年第3季因華為禁令生效，致美中貿易衝突升溫，加以國際肺炎疫情升溫，避險情緒升高，10年期指標公債殖利率由本年第2季平均的0.47%，下降至第3季平均的0.41%。本年10月及11月平均殖利率分別降為0.35%及0.26%。

本年第3季國內整體債市交易金額為13兆2,364億元，較上季減少2兆2,407億元或1.79%，主要因國內養券利差縮小，債券交易不易活絡。其中，買賣斷交易減少3,149億元或11.07%，附條件交易增加742億元或0.70%。若就交易比重觀察，買賣斷交易金額占交易總額比重則由上季之21.10%下降至當季之19.11%，附條件交易金額占交易總額比重由上季之78.90%上升至當季之80.89%。若就各類債券交易來看，第3季以政府公債交易比重占51.85%為最高，交易金額為6兆8,630億元，其次依序為公司債5兆968億元、金融債券7,558億元、國際債券4,008億元及

外國債券1,200億元，資產證券化受益證券 金額為7兆2,174億元，較上年同期減少1兆
則未有成交紀錄。本年10月至11月債券交易 6,120億元或18.26%。

圖2 各期別公債殖利率走勢圖

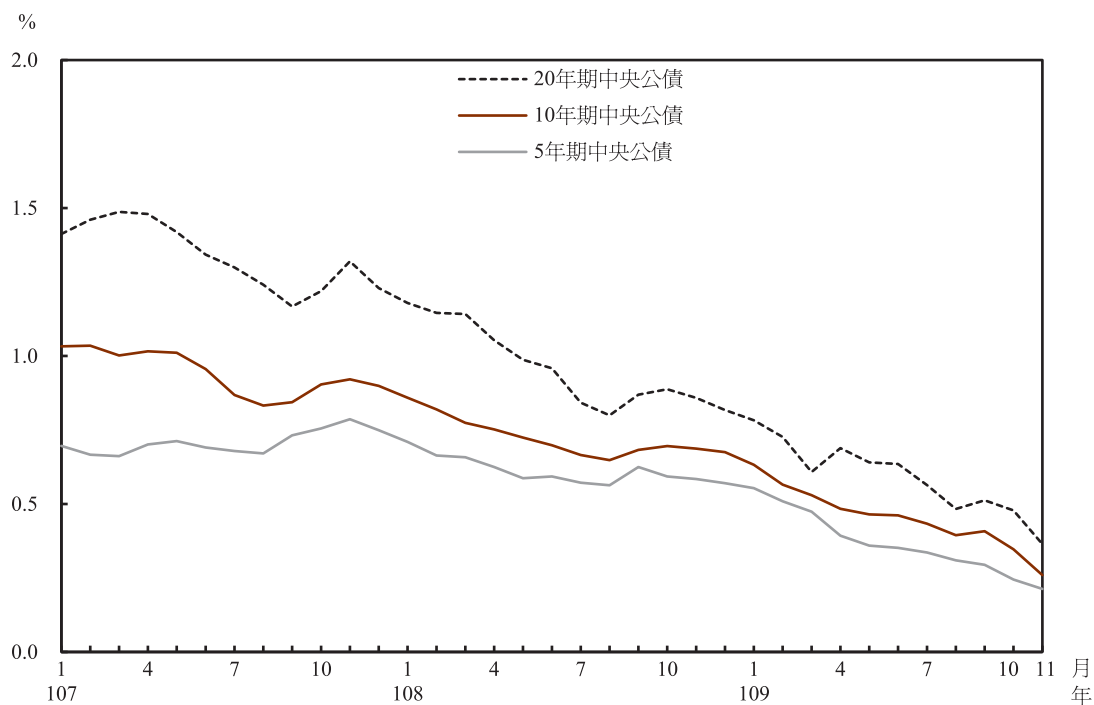


表5 國內債券市場買賣斷及附條件交易統計表

單位：新台幣億元

年 / 月	總成交金額	買 賣 斷		附條件交易	
		金 額	比重 (%)	金 額	比重 (%)
106	615,835	125,386	20.4	490,449	79.6
107	648,221	115,348	17.8	532,873	82.2
108	578,885	106,914	18.5	471,971	81.5
108/ 11	41,097	5,004	12.2	36,094	87.8
12	44,447	6,315	14.2	38,132	85.8
109/ 1	38,849	7,683	19.8	31,166	80.2
2	49,123	12,280	25.0	36,844	75.0
3	60,869	16,257	26.7	44,612	73.3
4	49,348	9,890	20.0	39,457	80.0
5	43,079	10,006	23.2	33,073	76.8
6	42,344	8,541	20.2	33,803	79.8
7	45,846	7,468	16.3	38,378	83.7
8	42,320	8,404	19.9	33,915	80.1
9	44,198	9,416	21.3	34,781	78.7
10	36,861	7,114	19.3	29,747	80.7
11	35,313	6,454	18.3	28,860	81.7

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心

表6 國內債券市場各類債券交易統計表

單位：新台幣億元

年/月	合 計	政府公債	公司債		金融債券	資產證券化 受益證券	外國債券	國際債券
			普通	可轉換				
106	615,835	395,320	172,021	8,872	22,958	217	579	15,868
107	648,221	423,698	175,532	9,831	26,653	125	885	11,497
108	578,885	358,967	171,032	10,519	27,131	177	1,684	9,375
108/ 11	41,097	23,324	13,291	813	2,157	8	293	1,211
12	44,447	25,813	13,988	977	2,303	61	353	952
109/ 1	38,849	23,384	11,542	664	1,866	3	251	1,140
2	49,123	30,493	12,478	932	2,032	7	294	2,888
3	60,869	37,637	15,501	1,264	3,320	3	458	2,686
4	49,348	27,863	15,802	867	2,611	5	410	1,790
5	43,079	22,947	14,355	1,058	2,217	3	316	2,183
6	42,344	22,007	15,247	1,000	2,463	1	322	1,294
7	45,846	24,083	16,360	1,146	2,638	-	366	1,253
8	42,320	22,741	13,909	1,140	2,687	-	398	1,444
9	44,198	21,805	17,224	1,189	2,232	-	436	1,311
10	36,861	19,304	13,107	1,075	2,136	-	307	932
11	35,313	17,538	12,841	1,168	2,277	-	454	1,035

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心

參、股票市場

109年7月以來，在美股與台積電(2330)股價迭創新高、歐美疫情復燃、外資操作台股忽多忽空等因素影響下，集中市場加權股指數震盪盤整，至10月底為12,546點。嗣後，隨疫苗研發有成、蘋果新機熱賣、消費旺季來臨，外資回補買超台股，加權股價指數穩步攀升，屢締歷史新猷，至11月底為13,723點，較6月底上漲18.09%(圖3)。

一、大盤股價指數變動

109年7月份股市走升，7月底加權指數較上月底上漲8.98%。此期間主要利多因素包括：1.權值股台股(2330)股價頻創新高，帶動電子股及大盤股價指數大漲；2.美國科技類股股價續創高；3.投信買超作多台股；4.國安基金宣布暫不退場，激勵投資人持續投資台股。

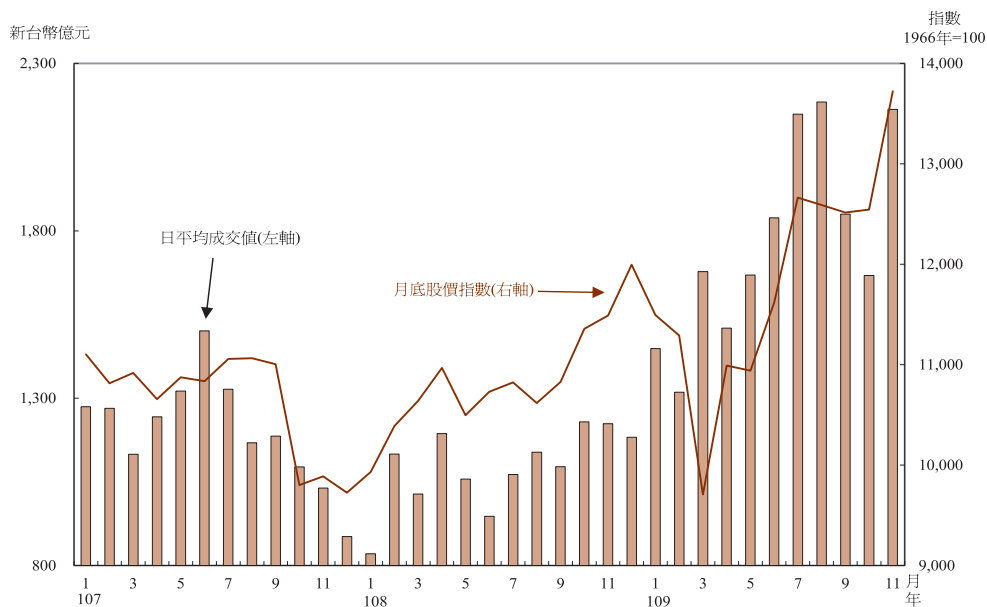
109年8月份股市震盪盤整，8月底加權指數較上月底下跌0.58%。此期間主要利空因素包括：1.美國聯準會對經濟復甦有疑慮；2.華為禁令升級，市場賣壓升溫；3.外資賣超台股。

109年9月份股市震盪走跌，9月底加權指數較上月底下跌0.60%。此期間主要利空因素包括：1.歐美疫情升溫；2.美股下跌；3.外資賣超台股。

109年10月份股市先升後跌，10月底加權指數較上月底上漲0.25%。10月5日至13日股市上漲，此期間主要利多因素包括：1.蘋果iPhone12系列預購熱絡；2.台積電法說會優於市場預期；3.出口創歷年10月新高，且年增率連續4個月正成長。10月14日起股市走跌，此期間主要利空因素包括：1.歐美疫情惡化，德法重啟封鎖；2.美國國會對振興經濟方案未能達成共識，拖累美股下跌；3.外資賣超台股。

109年11月份股市創歷史新高，11月底加權指數較上月底大漲9.38%。此期間主要利多因素包括：1.美股及台積電股價均創新高；2.疫苗研發順利；3.消費旺季來臨(雙11購物節、感恩節、耶誕節等)；4.蘋果新機熱銷；5.國際油價、鋼價、運價走升，帶動相關類股股價上揚；6.主計總處上修本年國內經濟成長率。

圖3 集中市場價量變動趨勢



二、各類股股價指數變動

109年7月類股漲跌互見。其中，電子類股受惠國內半導體高階製程接單活絡，以及疫情帶動宅經濟與遠距應用，相關產品需求擴增，加以權值股台積電股價迭創新高，推升電子股上漲16.89%居冠；電機機械類股隨自動化設備產業之需求回溫，股價上漲5.18%居次；化學類股因主要廠商財報表現佳，股價上漲4.85%。油電燃氣類股因油價仍處相對低檔，加以台塑化(6505)等大廠營收與獲利大幅衰退，拖累股價下跌7.31%最多。生技醫療類股在連續幾月飆漲下，本月股價回檔修正，下跌6.73%。

109年8月多數類股上漲。其中，造紙類股由於進入網購旺季，包裝需求增加，推升工業用紙價格，股價飆漲23.36%居冠；航運

類股在運價走揚及低油價帶動下，股價上漲14.98%居次；電器電纜類股及玻璃陶瓷類股分別因銅價及玻璃價格走升，廠商獲利大增，股價上漲13.42%及12.93%。食品類股受到政府宣布開放美國豬肉進口之衝擊，股價下跌3.20%；汽車類股因逢農曆鬼月，銷售量衰退，股價下跌3.15%；電子類股由於華為禁令升級，相關供應鏈承受賣壓，股價回檔下跌2.10%。

109年9月多數類股下跌。其中，由於生技公司康友-KY(6452)爆發掏空疑雲，拖累生技醫療類股股價下跌6.65%最多；造紙類股及航運類股均因股價漲多拉回，跌幅分別為5.38%及4.93%；食品類股續受美豬議題影響，股價再跌4.92%。少數類股上漲，其中，玻璃陶瓷類股續漲4.84%居冠；鋼鐵類

股由於美國與中國大陸災後(颶風、火災、水患等)重建需求及國內離岸風電工程，鋼鐵廠商接單暢旺，激勵股價上漲2.12%。

109年10月多數類股上漲。其中，電器電纜類股受惠於國際銅價持續走升，廠商獲利提高，股價上漲7.96%居冠；造紙類股在消費購物旺季帶動商品包裝需求下，股價上漲7.78%次之；橡膠類股因輪胎需求回溫及醫用橡膠手套需求大增，推升國際橡膠價

格，激勵類股股價上漲7.13%；航運類股因航空貨運價格飆升及旺季急單湧現，股價上漲6.16%。少數類股下跌，其中，生技醫療類股續跌3.31%最多；汽車類股下跌3.04%次之。

109年11月除貿易百貨類股下跌外，其餘類股皆上漲。其中，玻璃陶瓷類股由於中國大陸調漲玻璃價格，主要大廠(如台玻)獲利及股價攀升，帶動類股大漲36.39%居冠；

表7 集中市場各類股股價指數之變動

類股名稱 日期	加權指數	電子	金融保險	水泥	食品	塑膠	紡織纖維	電機機械	電器電纜	玻璃陶瓷	造紙
109年 6 月底	11,621.2	520.5	1,273.0	164.2	1,756.9	231.2	509.4	180.4	48.2	27.8	218.8
109年 7 月底	12,664.8	608.4	1,260.3	163.4	1,761.6	212.0	485.5	189.8	47.9	28.0	223.4
109年 8 月底	12,591.5	595.6	1,241.7	167.9	1,705.1	215.3	512.4	201.8	54.4	31.6	275.6
109年 9 月底	12,515.6	599.5	1,200.5	163.0	1,621.3	213.4	488.5	195.4	52.9	33.1	260.8
109年 10 月底	12,546.3	601.4	1,179.9	160.9	1,621.2	215.5	504.7	202.2	57.1	33.8	281.1
109年 11 月底	13,722.9	663.4	1,248.1	170.8	1,700.1	235.6	528.4	217.0	62.9	46.1	301.3
109年7月底 與上月底比%	+8.98	+16.89	-0.99	-0.45	+0.27	-8.28	-4.68	+5.18	-0.52	+0.76	+2.11
109年8月底 與上月底比%	-0.58	-2.10	-1.48	+2.73	-3.20	+1.57	+5.53	+6.32	+13.42	+12.93	+23.36
109年9月底 與上月底比%	-0.60	+0.65	-3.31	-2.92	-4.92	-0.91	-4.66	-3.17	-2.72	+4.84	-5.38
109年10月底 與上月底比%	+0.25	+0.31	-1.72	-1.26	-0.01	+0.99	+3.33	+3.51	+7.96	+2.08	+7.78
109年11月底 與上月底比%	+9.38	+10.32	+5.78	+6.15	+4.87	+9.35	+4.69	+7.31	+10.23	+36.39	+7.19

類股名稱 日期	鋼鐵	橡膠	汽車	建材營造	航運	觀光	貿易百貨	油電燃氣	化學	生技醫療	其他
109年 6 月底	90.3	231.7	340.4	301.9	60.2	93.6	275.5	115.3	101.6	73.7	272.2
109年 7 月底	87.4	231.4	330.6	305.2	57.8	87.5	259.8	106.9	106.5	68.8	280.4
109年 8 月底	90.8	254.5	320.1	327.7	66.5	86.4	263.7	107.4	109.7	72.5	295.2
109年 9 月底	92.7	251.2	323.0	322.5	63.2	86.0	254.9	105.1	105.7	67.6	287.6
109年 10 月底	93.8	269.1	313.2	322.4	67.1	86.3	250.1	103.5	108.1	65.4	291.2
109年 11 月底	106.7	286.7	345.4	351.2	80.1	98.9	249.7	118.3	114.4	69.6	307.5
109年7月底 與上月底比%	-3.23	-0.13	-2.89	+1.09	-3.97	-6.56	-5.68	-7.31	+4.85	-6.73	+3.01
109年8月底 與上月底比%	+3.83	+9.99	-3.15	+7.38	+14.98	-1.18	+1.50	+0.51	+3.00	+5.35	+5.30
109年9月底 與上月底比%	+2.12	-1.27	+0.90	-1.59	-4.93	-0.51	-3.36	-2.21	-3.59	-6.65	-2.60
109年10月底 與上月底比%	+1.17	+7.13	-3.04	-0.05	+6.16	+0.38	-1.88	-1.49	+2.24	-3.31	+1.28
109年11月底 與上月底比%	+13.79	+6.52	+10.28	+8.95	+19.35	+14.52	-0.16	+14.32	+5.81	+6.50	+5.57

航運類股受惠於散裝船運報價及波羅的海綜合(BDI)指數續揚，股價再漲19.35%次之；觀光類股因新冠肺炎疫苗問世，為觀光旅遊業帶來曙光，股價上漲14.52%；油電燃氣及鋼鐵類股分別在國際油價及國際鋼價走升下，股價上漲14.32%及13.79%。唯一下跌的貿易百貨類股，由於相關產業及廠商尚未完全擺脫疫情陰霾，股價微跌0.16%。

三、法人買賣超

觀察三大法人買賣超情況(表8)，109年7月在疫情帶動宅經濟與遠距應用下，外資加碼相關科技類股，買超台股；8月至10月因華為禁令升級、歐美疫情升溫、資金觀望美

國總統大選等因素影響，外資賣超台股；11月隨疫苗研發有成、蘋果新機熱賣、消費旺季來臨，外資大幅回補買超台股。

由於投信法人對台股展望樂觀，增加發行連結台股之指數股票型基金(ETF)，以及因應作帳需求，109年7月至8月買超台股，9至11月則因台股處於相對高檔，促使投信法人逢高減碼台股。

此外，自營商採取較短線操作策略，通常在股市行情上揚時買超台股，而在股市下跌時出現賣超。109年7月至10月，由於台股震盪波動，自營商採取避險操作或調節持股部位，賣超台股，11月自營商則隨股市走高買超台股。

表8 集中市場機構投資人買賣超

單位：新台幣億元

年 月	外 資	投 信	自 營 商	合 計
107年全年	-3,551	-15	-994	-4,560
108年全年	2,442	113	525	3,080
108年11月	579	16	-8	587
12月	534	-35	162	661
109年1月	-426	-36	-136	-598
2月	-1,300	-65	-160	-1,525
3月	-3,591	52	-563	-4,102
4月	208	242	-86	364
5月	-1,517	91	-81	-1,507
6月	841	104	104	1,049
7月	57	108	-90	75
8月	-626	26	-171	-771
9月	-551	-55	-425	-1,031
10月	-143	-37	-122	-302
11月	1,090	-45	216	1,261

四、股市重要措施

本期間股市主要措施有：

- (一) 109年7月1日，新加坡交易所宣布採富時台灣指數(FTSE台灣)，7月20日起追蹤富時台灣指數的富台期(或稱新台期)於星交所上市交易。
- (二) 109年7月6日，MSCI台灣(美元)指數期貨於香港交易所上市交易，結算日為每月倒數第2個營業日。
- (三) 109年9月8日，金管會公布將於110年6月底起實施股票造市制度，由證券自營商為上市滿1年，且符合交易面條件(日均成交量、週轉率、波動率較低)及發行面條件(最近年度財報無虧損、EPS大於2元、近1年有配息)之個股造市，以活絡

優質卻低流動性股票之交易性。

- (四) 109年9月18日，新加坡交易所公告，摩根台股指數期貨自本年11月起停止於新加坡交易。摩台期本年10月契約最後交易時間，於10月29日下午1:50截止。
- (五) 109年10月12日，國安基金宣布退場，結束自109年3月20日起，共207天之史上第二長護盤。
- (六) 109年10月26日，台股盤中零股交易啟動，買賣申報時間自上午9時至下午1時30分。競價方式為上午9時10分起第一次撮合，之後每3分鐘以集合競價撮合；買賣申報價格範圍及漲跌幅度，與同當日普通交易。

肆、外匯市場

一、新台幣匯率走勢

109年第3季新台幣對美元匯率最低為7月10日之29.613元，最高為9月30日之29.126元，差距為0.487元。季底新台幣對美元匯率為29.126元，較109年第2季底升值1.8%；同期間，對歐元、人民幣、韓元及日圓分別貶值2.6%、2.0%、1.0%及0.2%。

本季（109年第4季）底與上季（109年第3季）底比較，新台幣雖對美元升值，惟對韓元、歐元、人民幣及日圓貶值（圖4），致對主要貿易對手一籃通貨之加權平均匯價（以貿易資料計算權數）貶值1.2%。以下分別分析本季新台幣對各幣別之匯率變動。

新台幣對美元匯率：10月上旬市場預期美國可能推出更大規模的財政紓困方案，且11月市場預期拜登當選美國總統後，美中緊張關係將趨和緩，加上新冠肺炎疫苗的研發取得新進展，避險情緒下降，國際美元走貶。12月17日Fed決議維持政策利率水準不變，並承諾將持續購債直到充分就業及物價穩定的目標有進一步的實質進展，加上12月27日美國川普總統簽署規模2.3兆美元之疫情紓困及政府支出法案，市場擔憂情緒減緩，國際美元持續走弱。此外，台灣出口及經濟表現佳，加以外資淨匯入，以及廠商淨

賣匯，帶動新台幣對美元走升。本季底新台幣對美元匯率為28.508元，較上季底升值2.2%；就平均匯率而言，本季新台幣對美元較上季升值2.5%。

新台幣對歐元匯率：10月下旬歐洲疫情再度升溫，多國政府重啟封鎖措施，歐元區經濟再度面臨下行風險，歐元走貶，新台幣對歐元升值。11月19日歐盟執委會表示，歐盟可望於年底前核准兩款新冠肺炎疫苗的使用。12月10日ECB決議維持3項主要政策利率不變，並擴大「因應疫情緊急購買計畫（PEPP）」5,000億歐元至1.85兆歐元，以協助歐元區經濟復甦，加上12月24日歐盟與英國達成貿易協議，英國正式退出歐盟，市場擔憂情緒紓緩，歐元走升，新台幣對歐元貶值。本季底新台幣對歐元匯率為35.056元，較上季底貶值2.5%；惟就平均匯率而言，本季新台幣對歐元較上季升值0.4%。

新台幣對日圓匯率：10月下旬由於歐美疫情加劇，加上英國脫歐談判仍陷僵局，以及美國總統大選的不確定性等因素，避險需求增加使日圓走升，新台幣對日圓貶值。11月中旬後新冠肺炎疫苗傳出正面訊息，日圓因避險情緒下降而走貶，新台幣對日圓回升；嗣後新台幣對日圓匯率大致處於區間變動。本季底新台幣對日圓匯率為0.2765元，較上季底貶值0.3%；惟就平均匯率而言，本

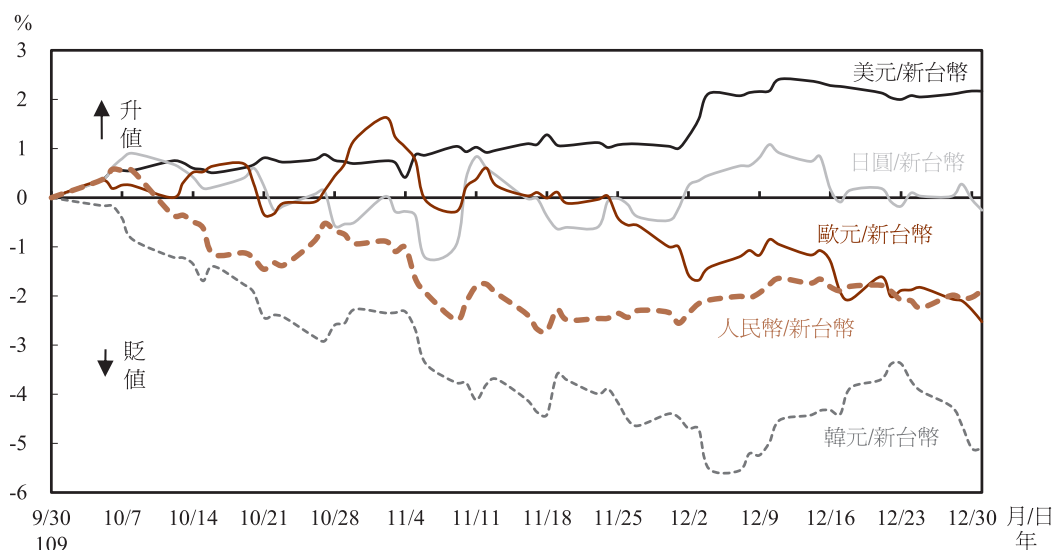
季新台幣對日圓較上季升值0.9%。

新台幣對人民幣匯率：10月14日中國人民銀行表示人民幣升值幅度溫和，市場解讀人民銀行無強烈阻升意圖；11月美國總統大選結束，市場預期美中緊張關係將改善，加上11月15日亞太15國正式簽署「區域全面經濟夥伴協定(RCEP)」，帶動人民幣持續升值，新台幣對人民幣大致維持貶值走勢。本季底新台幣對人民幣匯率為4.3592元，較上

季底貶值1.9%；就平均匯率而言，本季新台幣對人民幣較上季貶值1.9%。

新台幣對韓元匯率：11月外資大量匯入買超韓股，26日南韓央行表示經濟持續溫和復甦，並上調今年及明年經濟成長預測，韓元走升，新台幣對韓元貶值。本季底新台幣對韓元匯率為0.0262元，較上季底貶值5.1%；就平均匯率而言，本季新台幣對韓元較上季貶值3.7%。

圖4 新台幣對主要貿易對手國貨幣之升貶幅度
(與109/9/30比較)



二、外匯市場交易

109年8月至10月外匯市場（含DBU及OBU交易）各類商品之全體外匯交易淨額為19,869.2億美元，較上期（109年5月至109年7月，以下同）減少2.6%，日平均交易淨額為315.4億美元。其中，OBU外匯交易淨額

為1,759.0億美元，較上期減少9.0%，占外匯市場交易比重8.9%。

各交易類別中，以換匯交易最多，交易量為10,027.2億美元，較上期減少4.8%；即期交易居次，交易量為8,224.0億美元，較上期增加0.1%；占外匯市場交易比重分別為50.5%及41.4%。遠匯交易居第三，交易量為

1,013.1億美元，占5.1%，較上期減少7.0%。 占2.7%，較上期增加8.1%（表9及圖5）。
匯率選擇權居第四，交易量為528.9億美元，

表9 台北外匯市場各類商品交易量(含OBU之交易)¹

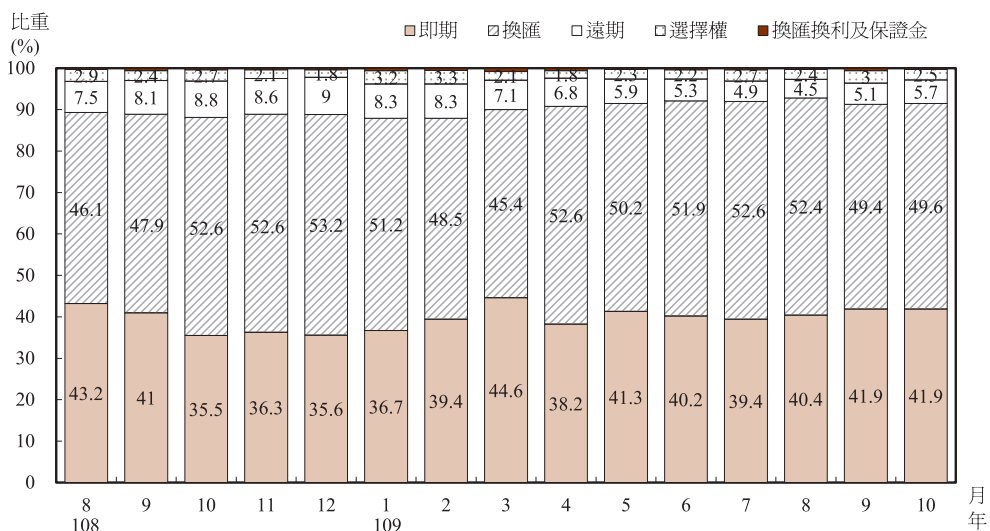
單位：百萬美元

年 / 月	即期	換匯	國內銀行 間新台幣 對外幣	遠期	新台幣對外 幣無本金交 割遠匯 ²	保證金 交易	換匯換利	選擇權	交易淨額	OBU 交易淨額	日平均 交易淨額
106	2,826,236	3,550,558	1,241,359	423,119	28,857	12,402	43,934	242,537	7,098,786	646,369	28,624
107	3,111,414	3,992,873	1,361,832	567,790	29,278	7,876	58,354	249,254	7,987,560	731,895	32,079
108	3,079,471	4,007,094	1,301,435	661,954	30,090	6,430	45,308	213,734	8,013,990	758,203	32,445
108/ 8	306,708	327,386	100,189	53,126	2,880	387	2,381	20,517	710,505	82,888	33,834
9	279,841	326,950	106,729	55,371	2,268	302	3,661	16,316	682,441	58,825	35,918
10	238,435	352,860	114,668	58,842	2,779	461	2,407	17,898	670,902	52,586	30,496
11	232,980	337,586	102,363	55,281	2,442	336	2,119	13,779	642,082	49,304	30,575
12	232,168	346,983	115,348	58,529	1,681	430	2,853	11,484	652,446	48,615	29,657
109/ 1	220,254	307,525	100,467	49,988	2,864	337	2,517	19,445	600,067	55,770	35,298
2	282,469	347,584	104,822	59,227	3,035	505	3,144	23,439	716,369	72,772	35,818
3	412,949	420,218	140,631	65,348	3,560	1,328	6,098	19,227	925,167	97,638	42,053
4	252,004	347,315	136,032	44,911	2,236	507	3,322	11,871	659,931	60,415	32,997
5	269,582	328,292	115,437	38,260	3,998	541	1,608	15,097	653,379	71,339	32,669
6	265,122	341,862	111,250	35,118	3,343	688	1,886	14,255	658,931	61,790	31,378
7	286,846	382,867	118,079	35,562	2,358	401	2,963	19,596	728,235	60,237	31,662
8	271,037	351,267	98,649	30,377	1,393	565	1,458	16,106	670,810	58,764	31,943
9	299,267	353,199	108,254	36,524	2,806	506	3,390	21,593	714,478	64,589	31,064
10	252,094	298,257	86,870	34,404	1,932	376	1,312	15,193	601,637	52,545	31,665

註：1. 本表各類交易量已剔除「銀行間交易」重複計算部分。此外，與匯率有關之衍生金融商品交易均列於此表。

2. 新台幣對外幣無本金交割遠匯(NDF)為遠期交易之一部分。

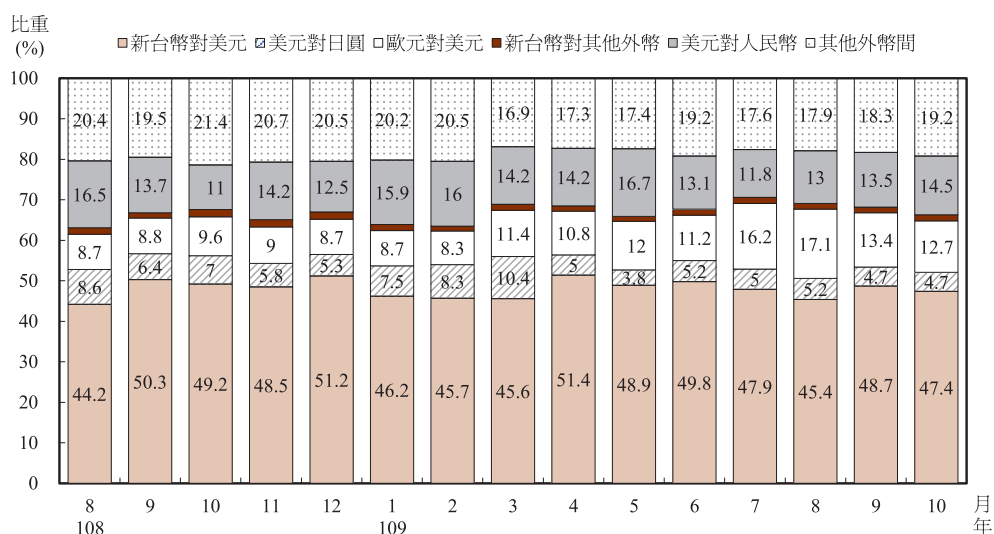
圖5 外匯交易-按交易類別



按交易幣別分，以新台幣對美元交易最多，109年8月至10月的交易比重為47.2%，較上期減少1.6個百分點；新台幣對其他外幣交易比重則甚低，僅1.4%；外幣間的交易比重為51.3%，其中美元對人民幣交易比重

為13.6%，較上期減少0.2個百分點；歐元對美元交易比重為14.4%，較上期增加1.2個百分點；美元對日圓交易比重為4.9%，較上期增加0.2個百分點；其他外幣間交易比重為18.4%，較上期增加0.3個百分點(圖6)。

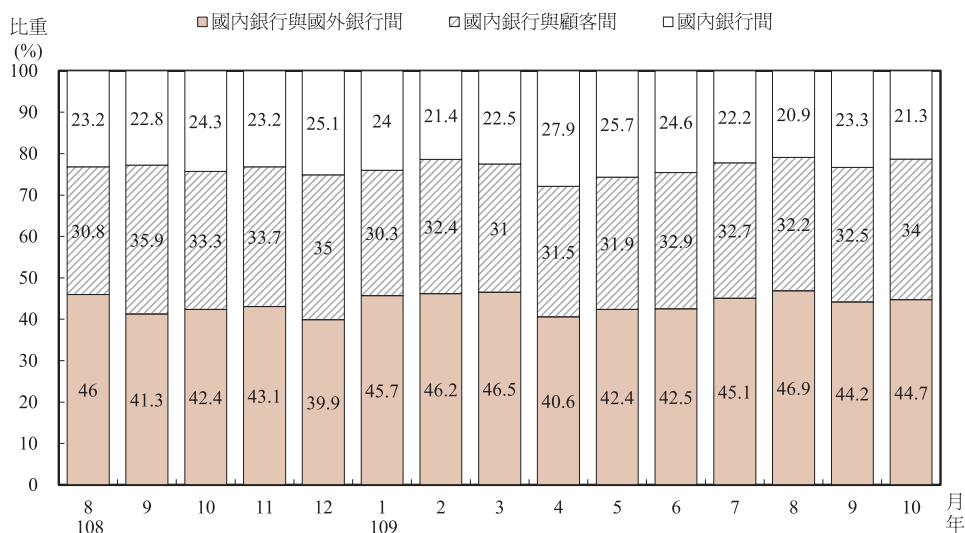
圖6 外匯交易-按幣別



按交易對象別分，以國內銀行與國外銀行間的交易最多，109年8月至10月交易比重為45.3%，較上期增加1.9個百分點；國

內銀行與顧客間交易比重為32.9%，較上期增加0.3個百分點；國內銀行間交易比重為21.9%，較上期減少2.2個百分點(圖7)。

圖7 外匯交易-按交易對象別



三、銀行間換匯及外幣拆款交易

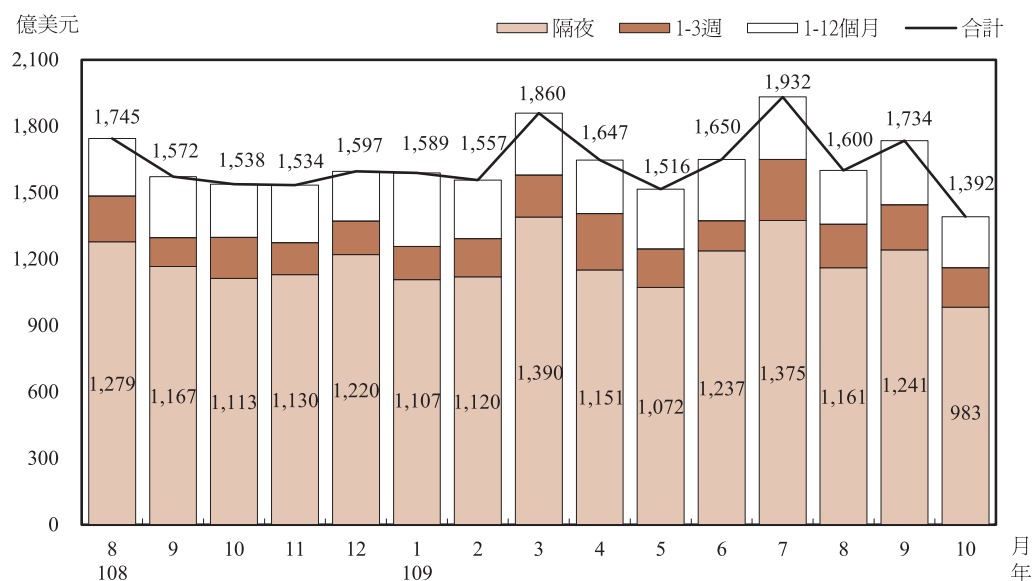
國內銀行間新台幣與外幣換匯市場及銀行間外幣拆款市場係銀行調度外幣資金的主力市場，以下分別說明之。

新台幣與外幣換匯交易方面（表9），109年8月換匯交易量為986.5億美元，較上月減少16.5%，主要係美元供給充沛，市場預期低利率環境將維持一段時間，長天期換匯交易的比例上升。9月交易量為1,082.5億美元，較上月增加9.7%，主要係美科技競爭加劇，國際金融市場波動較大，加上適逢跨季底，銀行積極調度資金。10月交易量為868.7億美元，較上月減少19.8%，主要係因新冠肺炎疫情再度升溫，美國新一輪紓困案

未定及總統大選不確定性，使銀行資金調度趨於保守。

銀行間外幣拆款市場交易方面（圖8），109年8月外幣拆款交易量為1,600.5億美元，較上月減少17.2%，主要係經濟復甦緩慢，各國央行持續寬鬆貨幣政策，市場流動性充足，美元利率持穩於低檔。9月交易量1,734.3億美元，較上月增加8.4%，主要係美國新一輪財政刺激法案進展有限及全球新冠肺炎確診人數再度攀升，加以美國大選逼近，金融市場波動較大，又適逢季底，銀行間拆借需求增加。10月交易量1,391.7億美元，較上月減少19.8%，主要係季底過後，銀行間外幣資金調度需求降低，加上中秋及國慶連假使得營業天數較少。

圖8 外幣拆款市場月交易量



四、匯率以外涉及外幣之衍生金融商品

109年8月至10月匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易為200.3億美元，較上期增加26.0%。其中，以外幣換利交易95.6億美元

最多，占匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易量的47.7%，較上期增加2.8個百分點；外幣利率期貨居次為60.8億美元，所占比重為30.4%，較上期減少10.6個百分點（表10）。

表10 匯率以外涉及外幣之衍生金融商品的交易金額

單位：百萬美元

年 / 月	外幣換利	外幣遠期利率協議	外幣利率選擇權	外幣利率期貨	商品價格交換與選擇權	股價交換與選擇權	信用衍生品	合計
106	49,453	0	11,412	116,911	2,802	121	857	181,556
107	78,848	0	25,974	149,310	3,524	403	2,861	260,920
108	70,809	0	12,429	96,751	3,771	384	969	185,113
108/ 8	8,625	0	884	11,356	425	55	30	21,375
9	4,951	0	1,525	2,030	211	56	35	8,808
10	3,919	0	176	2,228	316	27	200	6,866
11	2,973	0	1,467	6,019	214	95	34	10,801
12	3,266	0	894	3,240	155	4	30	7,588
109/ 1	3,537	0	215	3,285	126	21	23	7,207
2	5,664	0	544	4,855	149	19	0	11,231
3	17,102	0	2,112	8,471	211	1	243	28,140
4	5,945	0	619	2,522	232	6	20	9,343
5	2,286	0	387	3,091	144	22	5	5,936
6	2,569	0	678	1,951	199	13	10	5,420
7	2,294	0	399	1,476	319	7	48	4,542
8	3,212	0	637	2,764	407	5	5	7,031
9	2,485	0	365	1,864	397	7	15	5,132
10	3,862	0	2,316	1,453	196	20	20	7,866

五、外匯自由化與外匯管理

為持續落實自由化、國際化既定政策，以及促進外匯業務健全發展，本行持續同意指定銀行採事後報備方式，函報開辦新種外匯業務及衍生外匯商品業務等。

為因應金融數位化及外匯業務經營趨勢，簡化銀行申請許可為指定銀行之申辦程序及資格條件；另為促進國內金融債券市場及金融商品多元化發展，放寬指定銀行於境內發行外匯金融債券得連結衍生性商品或為結構型債券，爰擬具「銀行業辦理外匯業務管理辦法」部分條文修正草案，並依據行政程序法辦理草案預告，以徵求各方意見。

本次共計修正22條，修正重點如下：

- (一) 明定外匯金融債券之定義，放寬指定銀行於境內發行外匯金融債券得連結衍生性商品或為結構型債券，並修正其應遵循事項。
- (二) 明定銀行業依本辦法或其他本行規

定完成函報備查程序者，視同業經本行許可。

- (三) 修正銀行申請許可為指定銀行之資格條件、申辦程序及申請文件。
- (四) 明定指定銀行之分行僅辦理買賣外幣現鈔及旅行支票業務者，其經辦與覆核人員之資格條件。
- (五) 明定指定銀行經本行許可辦理外匯衍生性商品業務後，始得申辦各項外匯衍生性商品。
- (六) 修正指定銀行設置自動化服務設備，應於提供各項外匯服務項目前函報本行備查。
- (七) 明定銀行業終止辦理外匯業務時，應於終止後一週內向本行繳回或換發指定證書或函報備查。
- (八) 修正換匯交易(FX Swap)之定義。
- (九) 修正指定銀行及中華郵政公司大額交易資料通報之規定。

國際經濟金融情勢（民國109年第3季）

壹、概述

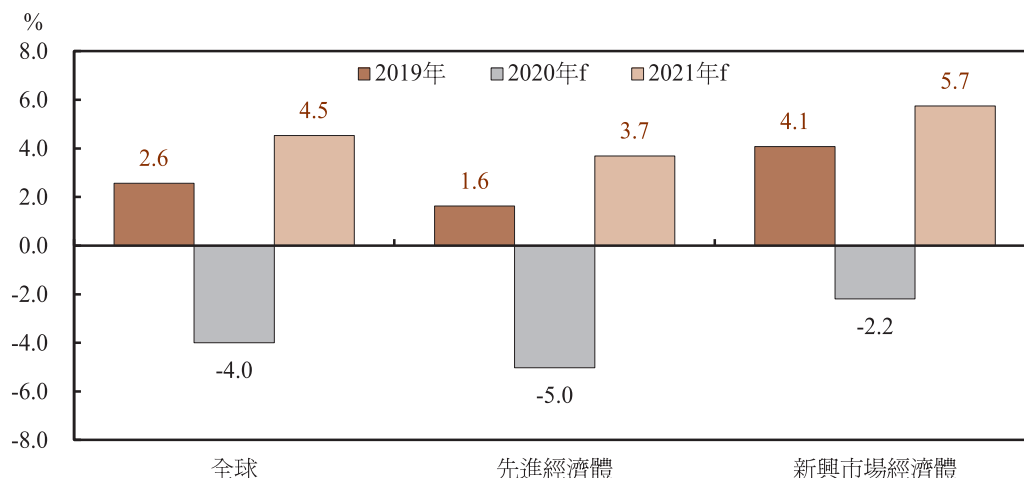
一、2020年第3季全球經濟反彈，預期第4季復甦放緩，2021年恢復成長

2020年第3季，在防範COVID-19疫情之封鎖措施放寬，加以大規模激勵政策發揮作用下，主要經濟體景氣多自第2季谷底彈升，IHS Markit預估全球經濟成長率由第2季之-7.8%大幅升至-1.8%。

9月以來，全球製造業及服務業採購經

理人指數(PMI)續在榮枯線(50)以上，惟10月後歐美疫情復熾，再度擴大防疫管制措施，服務業PMI擴張速度已減弱。IHS Markit預測第4季全球經濟成長率為-1.7%，全年為-4.0%，遠低於2019年之2.6%；2021年隨疫苗施打，疫情影響可望逐步淡化，加上基期較低，經濟成長率將升至4.5%(圖1、表1)。

圖1 全球經濟成長率



註：f表示預測值。

資料來源：IHS Markit (2020/12/15)

表1 經濟成長率

單位：%

區域或經濟體	2019年	2020年		2021年	
		(1)	(2)	(1)	(2)
全球	2.8 (2.6)	-4.4	-4.0	5.2	4.5
先進經濟體	1.7 (1.6)	-5.8	-5.0	3.9	3.7
OECD國家	1.6 (1.6)	-5.5	-5.1	3.3	3.7
美國	2.2	-4.3	-3.4	3.1	4.3
日本	0.3	-5.3	-5.4	2.3	2.6
德國	0.6	-6.0	-5.6	4.2	3.0
英國	1.3	-9.8	-11.6	5.9	3.5
歐元區	1.3	-8.3	-7.4	5.2	3.6
台灣	2.96	0.0	2.4	3.2	3.5
香港	-1.2	-7.5	-6.3	3.7	4.4
新加坡	0.7	-6.0	-6.2	5.0	4.5
南韓	2.0	-1.9	-1.1	2.9	2.2
東協五國	4.2	-4.4	—	6.0	—
泰國	2.4	-7.1	-6.1	4.0	3.8
馬來西亞	4.3	-6.0	-5.7	7.8	5.4
菲律賓	6.0	-8.3	-8.9	7.4	7.7
印尼	5.0	-1.5	-2.4	6.1	2.8
越南	7.0	1.6	2.2	6.7	6.1
中國大陸	6.1	1.9	2.1	8.2	7.5
印度	4.2	-10.3	-9.5	8.8	8.9
新興市場暨開發中經濟體	3.7	-3.3	—	6.0	—

註：1. 資料中粗體字表實際值，其餘為預測值。

2. 2019年區域經濟體為IMF資料，僅OECD國家為OECD資料，括弧內數字為IHS Markit資料；各國及歐元區為官方資料，其中印度為財政年度(當年第2季至次年第1季)資料。

3. 2020及2021年(1)為IMF資料，僅OECD國家為OECD資料，(2)為IHS Markit資料；其中印度為財政年度(當年第2季至次年第1季)資料。

4. IMF與IHS Markit 計算全球經濟成長率方式不同，IMF以國際比較計畫(International Comparison Program, ICP)發布的2017年調查版本之PPP計價GDP計算全球各經濟體權重，IHS Markit則以美元計價之名目GDP計算權重。

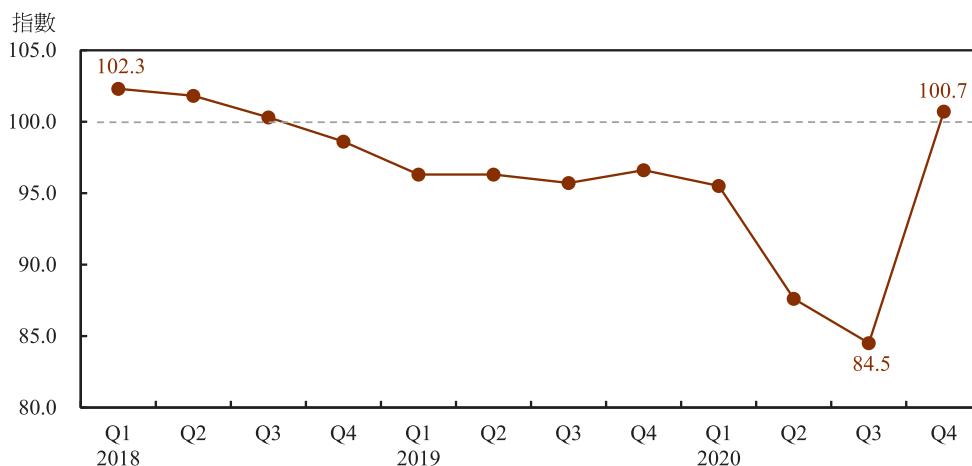
資料來源：IMF (2020), *World Economic Outlook*, Oct. 13、IMF (2020), *Regional Economic Outlook: Asia and Pacific*, Oct. 21、OECD (2020), *OECD Economic Outlook*, Dec. 1、IHS Markit (2020/12/15)、各國及歐元區官方網站

在出口訂單快速成長下，2020年11月WTO商品貿易指標(Goods Trade Barometer)¹已自年中谷底強勁反彈至略高於趨勢值(100)(圖2)。WTO預測，2021年全球商品

貿易量將由2020年之衰退10.3%轉為成長3.9%，惟隨先前受抑制的需求釋出完畢，加以疫情復燃及全球經貿政策之不確定性均恐影響成長力道。

¹ WTO商品貿易指標係將與全球商品貿易量具高度相關及領先性之相關項目(出口訂單、國際空運量、貨櫃港口吞吐量、汽車生產與銷售量、電子零組件貿易量及農業原物料貿易量)合併之單一綜合指數，提供全球商品貿易情勢即時(real-time)資訊。

圖2 WTO商品貿易指標



註：1. 該指標為領先指標，領先全球商品貿易量統計值2~3個月。

2. 2020年11月係公布9月之指數值，可預示2020年第4季之全球商品貿易成長狀況。

3. 指數高於100代表商品貿易成長高於趨勢值，低於100則表示低於趨勢值。

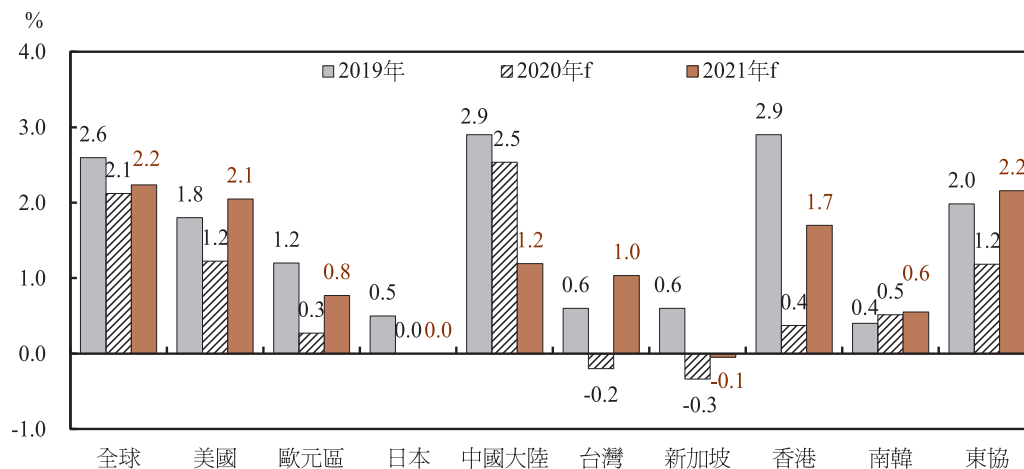
資料來源：WTO Trade Barometers News Archive

二、近期全球通膨率下滑，預期2020及2021年通膨溫和

2020年10月以來，歐美疫情升溫致商品及服務需求減緩，IHS Markit預估第4季全球

通膨率為1.5%，低於第3季之1.9%，全年預測值為2.1%，低於2019年之2.6%，2021年則略升至2.2%(圖3)。

圖3 主要經濟體通膨率



註：f表示預測值。

資料來源：各國及歐元區之實際值來自官方網站，其餘數值均來自IHS Markit (2020/12/15)

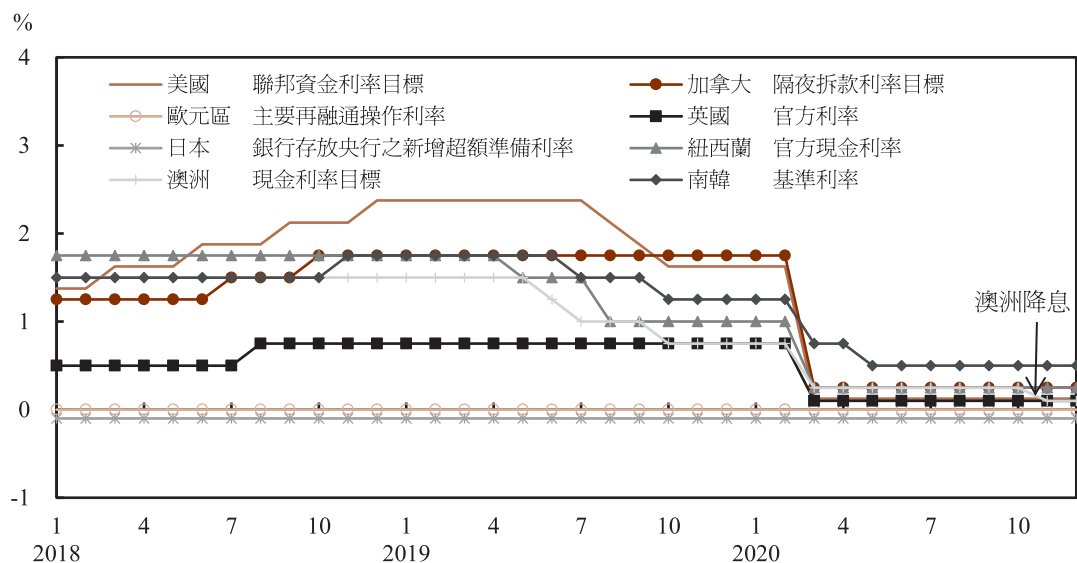
三、疫情反覆影響經濟復甦，主要經濟體維持寬鬆貨幣並續推擴張性財政政策

2020年9月17日本行理事會會議以來，美國聯準會(Fed)鑑於疫情升溫，持續現行購債步調不變，並敦促財政部授權Fed展延融通機制至2021年；歐洲央行(ECB)增加購債規模，擴大寬鬆力度；日本央行(BoJ)亦維

持大規模貨幣寬鬆政策不變。中國人民銀行(以下簡稱人行)則轉向側重扶植小微企業，不再擴大貨幣寬鬆。

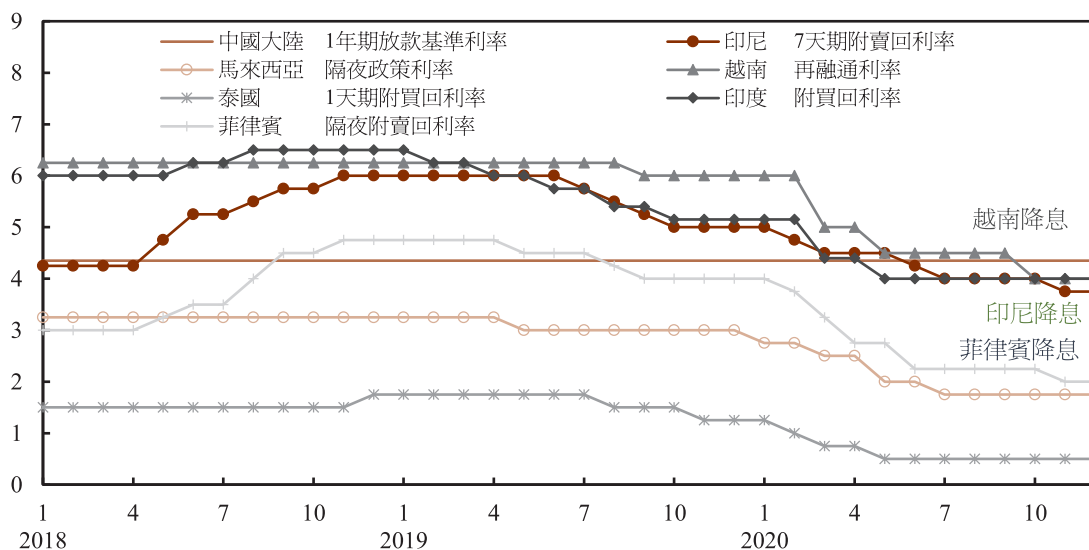
部分尚有降息空間之亞太經濟體央行續降息，包括越南、澳洲、印尼及菲律賓，降幅在0.15~0.50個百分點之間，其餘經濟體央行則維持政策利率不變(圖4、圖5)。

圖4 先進經濟體政策利率



註：美國之政策利率為一區間，故以上限及下限之平均數表示。

圖5 亞洲新興經濟體政策利率



資料來源：各國官方資料

此外，主要經濟體推出大規模之紓困及振興方案，根據IMF統計，截至2020年11月

中旬，總規模已達12兆美元，對緩解疫情衝擊與提振景氣復甦發揮至為關鍵的作用。

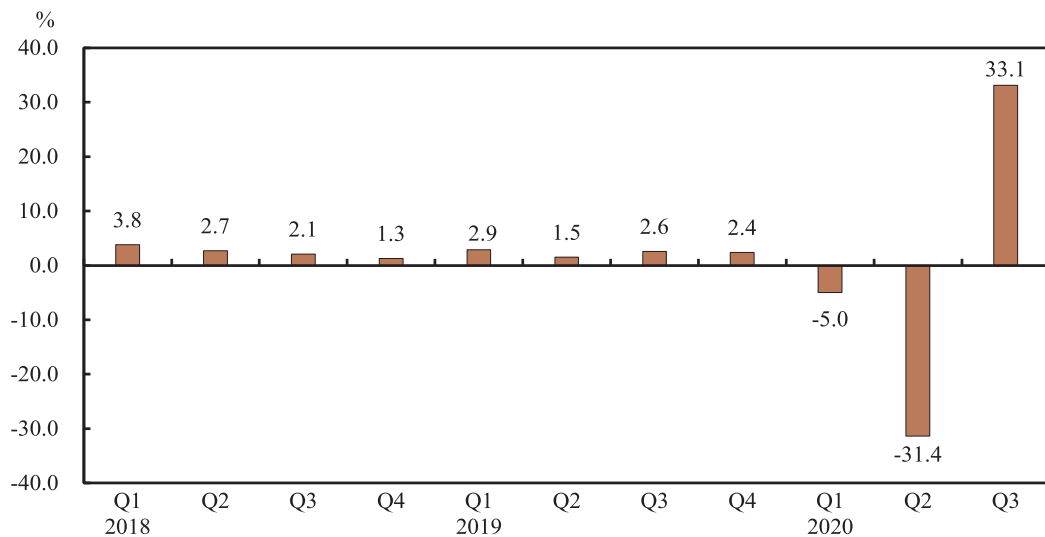
貳、美國景氣持續復甦，通膨溫和，Fed續維持寬鬆政策

一、2020年第3季經濟強勁彈升，預期第4季復甦放緩，2021年恢復成長

2020年第3季美國經濟成長率(年化季增率)由第2季之-31.4%歷史低點，強勁反彈至

33.1%(圖6、表2)之歷史新高，主因各地區陸續重啟商業活動，帶動民間消費大幅成長，民間投資及輸出亦恢復成長。

圖6 美國經濟成長率



資料來源：Bureau of Economic Analysis

表2 美國重要經濟指標

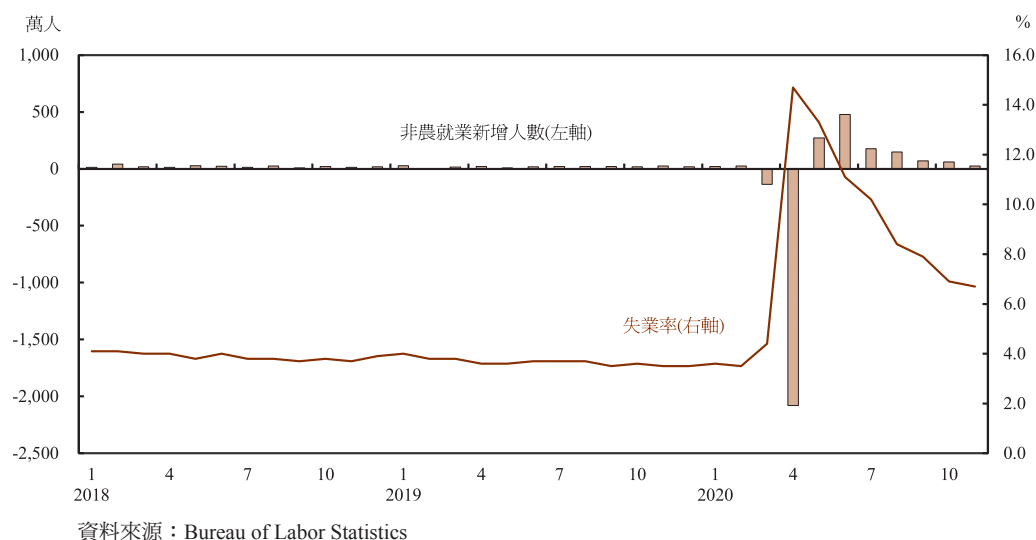
年 / 月	經濟成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	核心消費者 物價指數 (1982-84=100)	消費者 物價指數 (1982-84=100)	生產者 物價指數 (2009/11=100)	貿易餘額 (百萬美元)
				年增率 %	年增率 %	年增率 %	
2017	2.3	4.3	2.3	1.9	2.1	2.3	-792,397
2018	3.0	3.9	3.9	2.1	2.4	2.9	-872,041
2019	2.2	3.7	0.9	2.2	1.8	1.7	-854,370
2019/11		3.5	-0.4	2.3	2.1	1.0	-64,721
12	2.4	3.5	-0.8	2.3	2.3	1.4	-69,243
2020/ 1		3.6	-0.8	2.3	2.5	1.9	-65,550
2		3.5	-0.2	2.4	2.3	1.2	-58,851
3	-5.0	4.4	-4.7	2.1	1.5	0.3	-64,942
4		14.7	-16.3	1.4	0.3	-1.4	-70,717
5		13.3	-15.7	1.2	0.1	-1.0	-75,380
6	-31.4	11.1	-10.5	1.2	0.6	-0.6	-70,954
7		10.2	-6.6	1.6	1.0	-0.3	-80,012
8		8.4	-6.5	1.7	1.3	-0.2	-83,080
9	33.1	7.9	-6.3	1.7	1.4	0.5	-79,361
10		6.9	-5.0	1.6	1.2	0.5	-80,417
11		6.7	-5.5	1.6	1.2	0.7	

資料來源：Board of Governors of the Federal Reserve System、Bureau of Economic Analysis、Bureau of Labor Statistics

就業市場持續改善，惟力道趨緩，2020年10~11月非農就業平均新增42.8萬人，低於第3季平均新增132.2萬人；失業率則逐步下滑，10~11月平均為6.8%，低於第3季之

8.8%(表2、圖7)。10~11月每週初領失業救濟金人數約在75萬人上下波動，截至12月12日止之當週人數則上升至88.5萬人。

圖7 美國非農就業新增人數及失業率



目前經濟活動與就業雖持續復甦，惟仍低於2020年初水準。近期疫情再度升溫，各地區重啟防疫管制措施，恐削弱復甦動能。支持眾多勞工生計之紓困措施將於2020年底到期，新一輪紓困方案尚未通過，加以Fed部分緊急融通機制於2020年底到期後能否展延之不確定性，均影響民眾信心與經濟復甦。IHS Markit預測，2020年第4季經濟成長率為5.6%，全年則為-3.4%，低於2019年之2.2%，2021年則回升為4.3%(表1)。

二、近月通膨率持穩，預測2020年通膨率低於2019年，2021年則回升

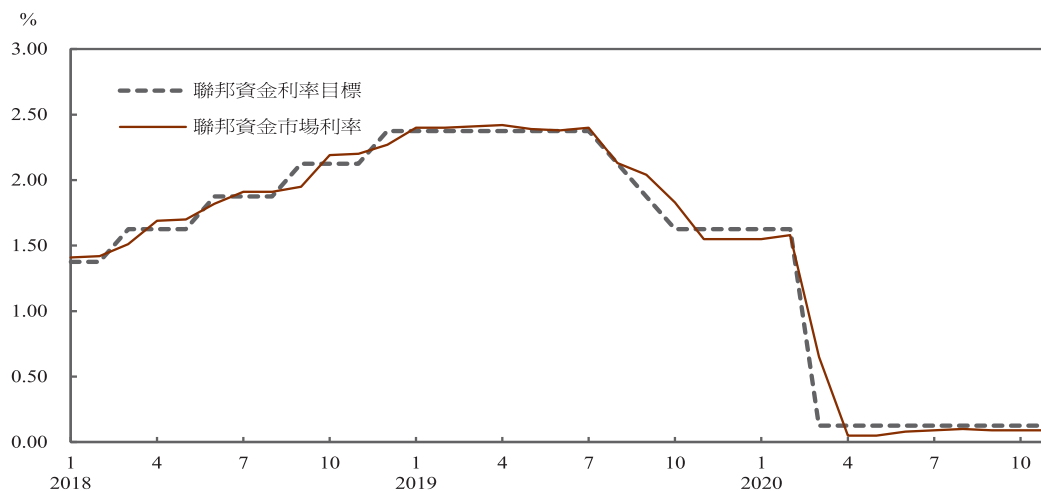
2020年10~11月消費者物價指數(CPI)年增率平均為1.2%，與第3季持平；扣除食品與能源之核心CPI年增率則為1.6%，略低於第3季之1.7%(表2)，主因醫療照護服務價格下滑。IHS Markit預測2020年CPI年增率為1.2%，低於2019年之1.8%，2021年則升至2.1%(圖3)。

三、Fed增加購債計畫指引，並呼籲政府授權展延部分緊急融通機制

2020年12月16日，聯邦公開市場委員會(FOMC)決議維持聯邦資金利率目標區間於0.00%~0.25%不變(圖8)，另增加購債計畫指引，表示將持續現行購債步調(約每月1,200億美元)²，直至充分就業與物價穩定目標之達成具顯著進展；主席Powell指出，若進展緩慢，可能將擴大寬鬆政策；此外，將臨時美元流動性交換額度及與外國及國際貨幣

主管機關間之暫時性附買回協議機制(FIMA repo facility)延長至2021年9月底。另緊急融通機制多將於2020年底到期，展延則須獲得財政部同意，惟財長拒絕展延部分融通機制，並要求Fed將相關方案之未動用資金返還財政部；主席Powell表示，經濟前景受疫情發展影響，不確定性極高，尤其疫情正持續升溫令人擔憂，敦促財政部授權Fed展延融通機制至2021年，以維持金融穩定，並支持經濟。

圖8 美國聯邦資金利率目標與市場利率



註：美國聯邦資金利率目標為一區間，故以上限及下限之平均數表示。

資料來源：Refinitiv Datastream

² 包括每月購入至少800億美元公債及至少400億美元機構房貸抵押擔保證券(agency MBS)。

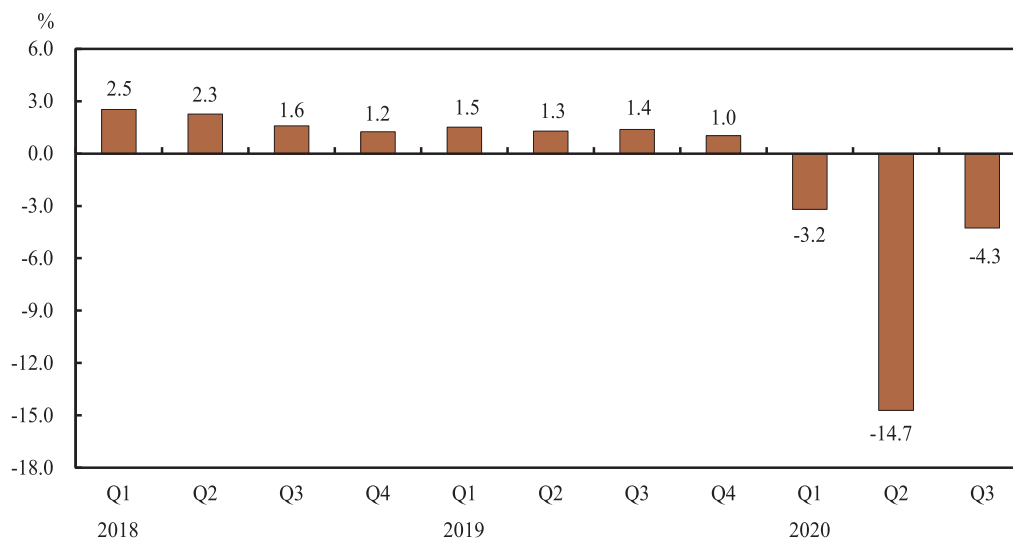
參、歐元區景氣回溫，通膨率下降，ECB擴大貨幣寬鬆

一、2020年第3季經濟回溫，預期第4季復甦動能減弱，2021年恢復成長

2020年第3季歐元區因重啟經濟活動，經濟成長率由第2季之-14.7%回升至-4.3%(圖9、表3)；其中，德國、法國、義大利及西班牙分別為-4.0%、-3.9%、-5.0%及-8.7%。

10月以來，歐洲疫情復燃，再度實施防疫封鎖措施，抑制經濟復甦動能，IHS Markit預測第4季經濟成長率降至-6.9%，全年為-7.4%，遠低於2019年之1.3%；2021年在低基期下反彈至3.6%(表1)，惟產出仍低於疫情前水準。

圖9 歐元區經濟成長率



資料來源：Eurostat、Refinitiv Datastream

表3 歐元區重要經濟指標

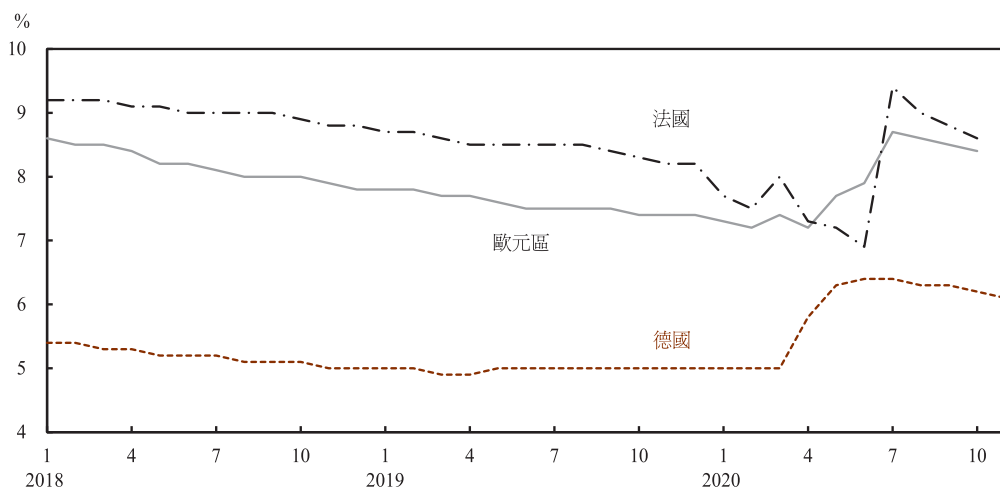
年 / 月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產年增率 (不含營建業) %	調和消費者物價指數 (HICP)年增率 (2015=100) %	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易餘額 (百萬歐元)
2017	2.6	9.1	3.0	1.5	7.0	9.9	240,712
2018	1.9	8.2	0.7	1.8	4.1	7.2	190,501
2019	1.3	7.6	-1.3	1.2	2.8	1.6	221,017
2019/11		7.4	-1.3	1.0	-2.5	-4.0	20,153
12	1.0	7.4	-3.3	1.3	5.0	1.3	22,633
2020/ 1		7.3	-2.1	1.4	0.2	-0.2	1,502
2		7.2	-2.0	1.2	1.3	-1.7	23,116
3	-3.2	7.4	-13.4	0.7	-5.9	-10.1	28,987
4		7.2	-28.4	0.3	-30.0	-25.4	2,111
5		7.7	-20.3	0.1	-29.9	-26.6	8,785
6	-14.7	7.9	-11.8	0.3	-10.5	-12.2	19,948
7		8.7	-6.9	0.4	-10.6	-14.3	27,188
8		8.6	-6.7	-0.2	-12.6	-13.6	13,945
9	-4.3	8.5	-6.3	-0.3	-3.5	-7.3	24,454
10		8.4	-3.8	-0.3	-9.0	-11.7	30,029
11				-0.3			

資料來源：ECB、Eurostat、Refinitiv Datastream

勞動市場方面，各成員國持續推行縮短工時制度避免企業裁員，2020年10月歐元區失業率為8.4%，低於第3季之8.6%(表3、圖

10)；德國10~11月平均失業率為6.2%，低於第3季之6.3%；法國10月失業率為8.6%，亦低於第3季之9.1%(圖10)。

圖10 歐元區失業率



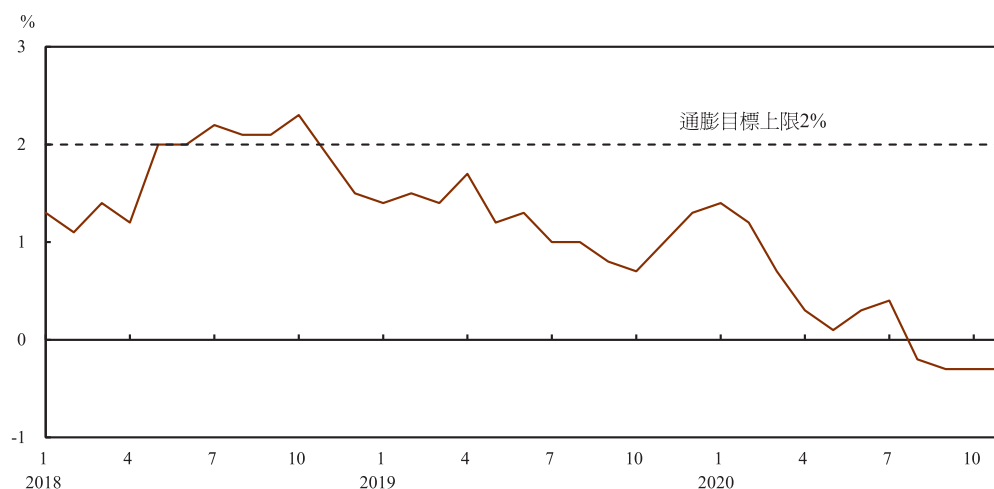
資料來源：Eurostat、Refinitiv Datastream

二、通膨率下降，預測2021年略回升

2020年10~11月歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率平均為-0.3%，低於第3季之0.0%(表3、圖11)，主因除未加工食品價格上漲外，各主要商品價格均下降；扣除能

源及未加工食品之核心HICP年增率平均為0.4%，亦低於第3季之0.8%。IHS Markit預測2020年通膨率由2019年之1.2%降至0.3%，2021年略升至0.8%(圖3)。

圖11 歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率



資料來源：Refinitiv Datastream

三、ECB增加購債規模，擴大寬鬆力度

2020年12月10日，ECB宣布維持主要再融通操作利率、邊際放款利率與存款利率分別於0.00%、0.25%及-0.50%不變(表4)，資產購買計畫(APP)亦維持不變³，惟鑑於疫情繼續對經濟造成嚴重影響，將因應疫情緊急購

買計畫(PEPP)購債規模由1.35兆歐元擴大至1.85兆歐元，購債期間由2021年6月底延長至少至2022年3月底，且到期本金再投資期間延長至2023年底，並延長第三輪定向長期再融通操作(TLTRO III)期限12個月至2022年6月，以持續提供流動性支持。

³ 包括每月購買200億歐元及2020年底前額外購買1,200億歐元債券。

表4 ECB之政策利率

單位：％

名稱	實施日期				
	2014/6/11	2014/9/10	2015/12/9	2016/3/16	2019/9/12
主要再融通操作利率	0.15	0.05	0.05	0.00	0.00
存款利率	-0.10	-0.20	-0.30	-0.40	-0.50
邊際放款利率	0.40	0.30	0.30	0.25	0.25

註：存款利率為ECB支付銀行存放央行之隔夜存款(即超額準備金)利率，該利率自2014年6月以來為負值。

資料來源：ECB

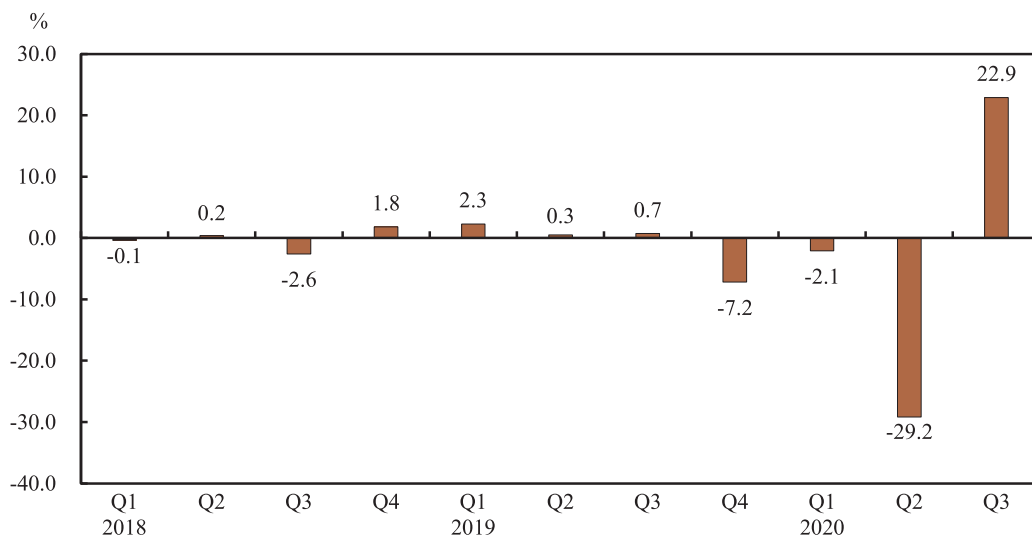
肆、日本經濟恢復成長，通膨降溫，BoJ維持大規模貨幣寬鬆政策

一、2020年第3季經濟強勁反彈，預期第4季復甦放緩，2021年恢復成長

2020年第3季，日本民間消費及輸出恢復成長，帶動汽車產業復甦，經濟成長率由第2季之-29.2%(年化季增率)強勁反彈至22.9%(圖12、表5)，係1955年以來最大升

幅。惟入冬後疫情升溫，為防範民間消費及企業投資信心再度萎縮，12月上旬日本政府公布新一輪經濟激勵方案，規模達73.6兆日圓。IHS Markit預測第4季經濟成長率降至2.8%，全年為-5.4%，遠低於2019年之0.3%，2021年回升至2.6%(表1)。

圖12 日本經濟成長率



資料來源：日本內閣府

表5 日本重要經濟指標

年 / 月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 (2015=100)		企業物價指數 (2015=100)	出口 (日圓計價) 年增率 %	進口 (日圓計價) 年增率 %	貿易餘額 (億日圓)
				年增率 %	扣除生鮮食品 年增率 %	年增率 %			
2017	1.7	2.8	3.1	0.5	0.5	2.3	11.8	14.1	29,072
2018	0.6	2.4	1.1	1.0	0.9	2.6	4.1	9.7	-12,246
2019	0.3	2.4	-3.0	0.5	0.6	0.2	-5.6	-5.0	-16,678
2019/11		2.2	-8.5	0.5	0.5	0.1	-7.9	-15.6	-884
12	-7.2	2.2	-3.7	0.8	0.7	0.9	-6.3	-4.8	-1,591
2020/ 1		2.4	-2.4	0.7	0.8	1.5	-2.6	-3.6	-13,151
2		2.4	-5.7	0.4	0.6	0.7	-1.0	-13.9	11,066
3	-2.1	2.5	-5.2	0.4	0.4	-0.5	-11.7	-5.0	72
4		2.6	-15.0	0.1	-0.2	-2.5	-21.9	-7.1	-9,312
5		2.9	-26.3	0.1	-0.2	-2.8	-28.3	-26.1	-8,413
6	-29.2	2.8	-18.2	0.1	0.0	-1.6	-26.2	-14.4	-2,729
7		2.9	-15.5	0.3	0.0	-0.9	-19.2	-22.3	71
8		3.0	-13.8	0.2	-0.4	-0.6	-14.8	-20.7	2,444
9	22.9	3.0	-9.1	0.0	-0.3	-0.8	-4.9	-17.4	6,837
10		3.1	-3.0	-0.4	-0.7	-2.1	-0.2	-13.3	8,717
11				-0.9	-0.9	-2.2	-4.2	-11.1	3,668

資料來源：日本內閣府、總務省統計局、經濟產業省、BoJ、Refinitiv Datastream

由於中國大陸及美國等主要出口市場景氣回溫，2020年10~11月以日圓計價之出口平均減幅由第3季之-13.0%縮小至-2.1%(表5)，其中以汽車及相關零件之出口貢獻較大。

2020年10月失業率為3.1%，略高於第3季之3.0%(表5)，係2017年5月以來高點；求職求才比則略回升至1.04倍，主因政府補助民眾旅遊、外食帶動住宿及餐飲業人力需求，惟仍大幅低於2019年同期之1.58倍。

二、近期通膨率為負，預期2021年通膨率仍低

2020年10~11月平均CPI年增率由第3

季之0.2%降至-0.7%，主因能源價格跌幅擴大，加上旅宿價格下跌所致；扣除生鮮食品之核心CPI年增率亦由-0.2%降至-0.8%。10~11月平均企業物價指數(PPI)年增率則由第3季之-0.8%降至-2.1%(表5)。IHS Markit預測2020年CPI年增率為0.0%，低於2019年之0.5%，2021年則持平於0.0%(圖3)。

三、BoJ維持大規模貨幣寬鬆政策

2020年10月29日，BoJ決議維持短期政策利率(銀行存放央行之新增超額準備金利率)於-0.10%，長期利率目標(10年期公債殖利率)於0%左右不變；且將持續以下列三大措施支援企業融資與金融市場穩定：(1)維

持新型企業金融支援特別操作；(2)透過無上限購買日本公債及美元融資供給操作，提供充足之日圓與外幣資金；(3)積極購買指數股票型基金(ETF)與不動產投資信託基金

(J-REIT)。BoJ表示，日本經濟雖改善，惟復甦力道仍緩，分別下修2020年經濟成長率及核心CPI年增率預測值至-5.5%及-0.6%，2021年則上修至3.6%及0.4%。

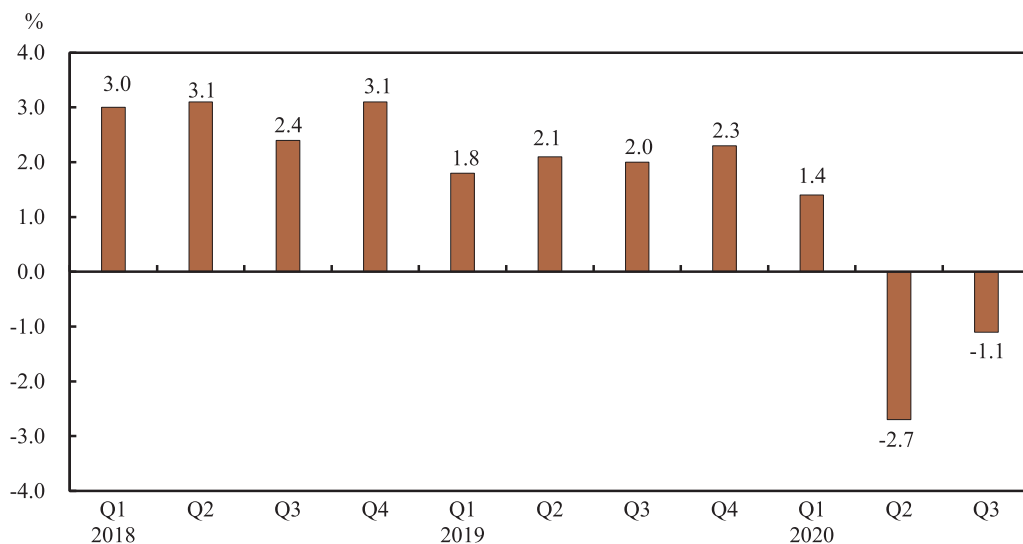
伍、南韓經濟回升，通膨回溫，南韓央行維持政策利率於歷史低點

一、2020年第3季經濟好轉，預期第4季復甦動能減緩，2021年恢復成長

2020年第3季南韓經濟成長率為-1.1%，高於第2季之-2.7%(圖13、表6)，主因輸出強勁反彈，以及IT相關企業擴增設備投資所致；經季調後之季增率為2.1%，係2009年第3季以來最快增速。2020年以來，南韓政

府已四度追加預算，共增加支出約67兆韓元(約593億美元)以緩和疫情衝擊。近期疫情復燃將衝擊民間消費，IHS Markit預測第4季經濟成長率降至-1.8%，全年為-1.1%，低於2019年之2.0%，2021年則回升至2.2%(表1)。

圖13 南韓經濟成長率



資料來源：南韓央行

表6 南韓重要經濟指標

年 / 月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 (2015=100)		生產者物價指數 (2015=100)		出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易餘額 (百萬美元)
				年增率 %	扣除食品及 能源年增率 %	年增率 %	年增率 %			
2017	3.2	3.7	2.3	1.9	1.5	3.5	15.8	17.8	95,216	
2018	2.9	3.8	1.4	1.5	1.2	1.9	5.4	11.9	69,657	
2019	2.0	3.8	0.1	0.4	0.7	0.0	-10.4	-6.0	38,890	
2019/11	2.3	3.1	1.3	0.2	0.5	-0.1	-14.5	-13.0	3,312	
12		3.4	6.9	0.7	0.6	0.7	-5.3	-0.8	1,981	
2020/ 1	1.4	4.1	-2.6	1.5	0.8	1.1	-6.6	-5.4	392	
2		4.1	11.9	1.1	0.5	0.7	3.6	1.0	3,919	
3		4.2	8.2	1.0	0.4	-0.5	-1.7	-0.4	4,406	
4		4.2	-5.1	0.1	0.1	-1.7	-25.6	-15.8	-1,629	
5	-2.7	4.5	-9.9	-0.3	0.1	-1.8	-23.8	-20.6	194	
6		4.3	-0.6	0.0	0.2	-1.0	-10.9	-10.8	3,442	
7		4.0	-2.2	0.3	0.4	-0.8	-7.1	-11.4	4,020	
8		3.1	-2.7	0.7	0.4	-0.5	-10.3	-15.8	3,732	
9	-1.1	3.6	8.3	1.0	0.6	-0.4	7.3	1.6	8,498	
10		3.7	-2.2	0.1	-0.3	-0.6	-3.8	-5.6	5,803	
11		3.4		0.6	0.6		4.0	-1.9	5,904	

資料來源：Refinitiv Datastream

由於全球對記憶體晶片、資通訊產品及汽車需求旺盛，2020年10~11月平均出口年增率由第3季之-3.4%回升至0.0%(表6)。

2020年10~11月平均失業率與第3季持平，為3.6%(表6)，較2019年同期則高出0.5個百分點，主因疫情再起衝擊就業市場，尤其對住宿、餐飲及批發零售業之非正式僱用臨時工打擊最大。

二、近月通膨率回升，2021年預測值略高於2020年

2020年10月CPI年增率由第3季之0.6%降至0.1%，主因政府為減輕疫情對民眾生活衝擊，發放2萬韓元通信費用補助，手機資費大幅下跌所致，11月則回升至0.6%；10月扣除食品及能源之核心CPI年增率為-0.3%，

低於第3季之0.5%，係1999年9月以來最大跌幅，11月則回升至0.6%。10月生產者物價指數(PPI)年增率由第3季之-0.5%續降至-0.6%(表6)。IHS Markit預測2020年CPI年增率為0.5%，略高於2019年之0.4%，2021年略升至0.6%(圖3)。

三、南韓央行維持政策利率不變

近期南韓在出口及IT相關企業投資激勵下，經濟緩慢復甦，惟全球經濟不確定性仍高，且疫情再度蔓延，致民間消費恢復成長速度放緩，就業市場亦持續低迷。11月26日南韓央行決議維持基準利率於0.50%之歷史低點不變，惟上修2020年經濟成長率預測值至-1.1%。

陸、中國大陸景氣復甦，通膨率略降，人行不再擴大貨幣寬鬆

一、2020年第3季經濟成長率上升，預期第4季續升，2021年則大幅上揚

2020年第3季經濟成長率由第2季之3.2%升至4.9%(圖14、表7)，主因網路購物及汽車零售大幅成長，加上出口增幅擴大帶動淨輸出增幅略升所致。

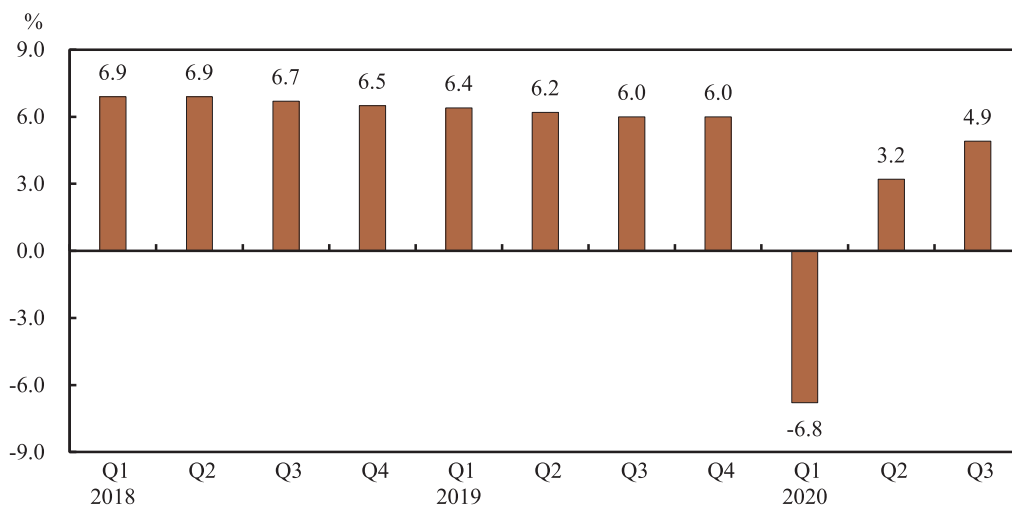
2020年10~11月出口年增率平均為16.2%，高於第3季之8.8%(表7)，主因醫療防護物資及電子產品需求強勁，對美國及日本出口增幅擴大。

2020年11月官方PMI連續9個月高於榮枯線(50)，製造業前景樂觀，加上5G建設、軌道交通等新基建及遠距問診、線上教育等

新消費對經濟的激勵作用增強，景氣可望逐步復甦。IHS Markit預測第4季經濟成長率升至6.8%，全年為2.1%，係唯一正成長的主要經濟體。展望2021年，房地產調控政策將持續收緊，惟預期就業逐漸改善，居民實質所得恢復成長，民間消費可望轉為正成長，另因海外防疫物資需求及訂單轉移效應，預期出口增速續升，經濟成長率將大幅升至7.5%(表1)。

2020年10月城鎮調查失業率為5.3%，低於第3季之5.6%(表7)，主因20~24歲人口(主要是大學畢業生)失業率下降。

圖14 中國大陸經濟成長率



資料來源：中國大陸國家統計局

表7 中國大陸重要經濟指標

年 / 月	經濟 成長率 %	城鎮 調查 失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 上年同期=100		工業生產者物價指數 上年同期=100	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易餘額 (億美元)
				年增率 %	扣除食品及 能源年增率 %	年增率 %			
2017	6.9	4.5	6.6	1.5	2.2	6.3	7.9	16.3	4,196
2018	6.7	4.9	6.2	2.1	1.9	3.5	9.9	15.8	3,518
2019	6.1	5.2	5.7	2.9	1.6	-0.3	0.4	-2.9	4,215
2019/11		5.1	6.2	4.5	1.4	-1.4	-1.2	0.3	376
12	6.0	5.2	6.9	4.5	1.4	-0.5	7.4	16.2	468
2020/ 1		5.3	-13.5	5.4	1.5	0.1	—	—	—
2		6.2	-13.5	5.2	1.0	-0.4	-17.2	-4.0	-71
3	-6.8	5.9	-1.1	4.3	1.2	-1.5	-6.6	-1.1	201
4		6.0	3.9	3.3	1.1	-3.1	3.4	-14.2	452
5		5.9	4.4	2.4	1.1	-3.7	-3.2	-16.6	630
6	3.2	5.7	4.8	2.5	0.9	-3.0	0.5	2.7	464
7		5.7	4.8	2.7	0.5	-2.4	7.2	-1.4	623
8		5.6	5.6	2.4	0.5	-2.0	9.5	-2.1	589
9	4.9	5.4	6.9	1.7	0.5	-2.1	9.9	13.2	370
10		5.3	6.9	0.5	0.5	-2.1	11.4	4.7	584
11				-0.5	0.5	-1.5	21.1	4.6	754

註：2020年2月出口與進口年增率及貿易餘額為1~2月之數字。

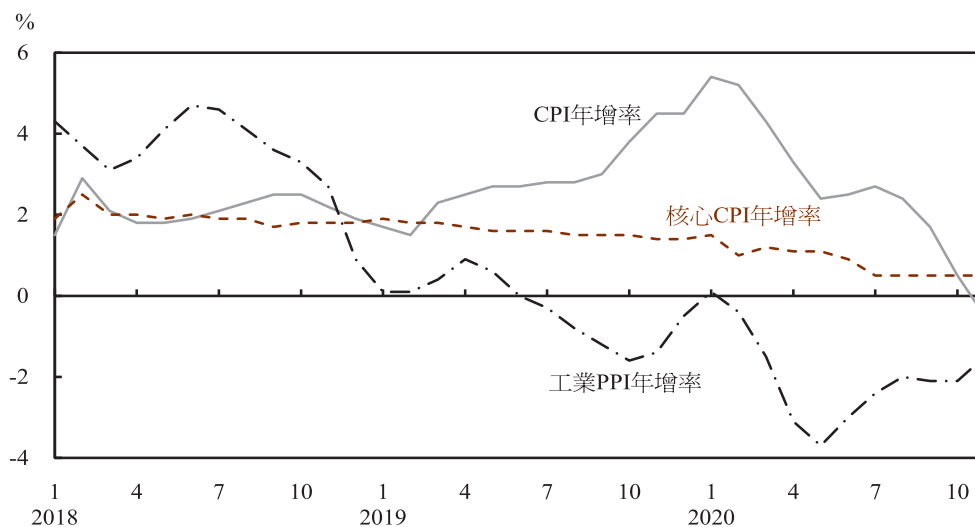
資料來源：中國大陸國家統計局、Refinitiv Datastream

二、近期通膨率下滑，預測2021年通膨率大幅低於2020年

2020年10~11月CPI年增率平均為0.0%，大幅低於第3季之2.3%，主因基期較高及豬肉價格下跌；扣除食品及能源之核心CPI年增率為0.5%，與第3季持平。由於市場需求

恢復帶動原材料及加工生產等價格上升，10~11月平均工業PPI年增率由第3季之-2.2%升至-1.8%(表7、圖15)。IHS Markit預測2020年CPI年增率由2019年之2.9%降至2.5%，2021年續降至1.2%(圖3)，主因基期高及豬肉價格可望下跌。

圖15 中國大陸主要物價指數年增率



資料來源：中國大陸國家統計局

三、為控制金融風險，人行不再擴大貨幣寬鬆

鑑於整體槓桿比率快速上升，且近期債券市場違約事件頻傳，然多數經濟指標回升，人行穩定經濟壓力減輕，因而將政策重心轉向側重扶持小微企業，不再擴大貨幣寬

鬆，惟對於需要支援的領域則持續加大政策支持力道，利用公開市場逆回購操作、常備借貸便利及中期借貸便利等工具釋出資金，維持市場流動性合理充裕，以防範信用風險攀高。

柒、2020年第3季亞洲經濟體景氣及通膨率多回升，預期第4季擴張力道強弱互見，通膨率多上揚，2021年景氣及通膨率則多走升

2020年第3季，香港因消費及投資減幅縮小，經濟成長率升至-3.5%；新加坡因營建業及服務業績萎縮，惟製造業轉為小幅成長，經濟成長率升至-5.8%(圖16)。IHS Markit預測第4季香港及新加坡經濟成長率分別為-3.5%及-5.4%，全年分別為-6.3%及-6.2%，2021年則分別升至4.4%及4.5%(表

1)。

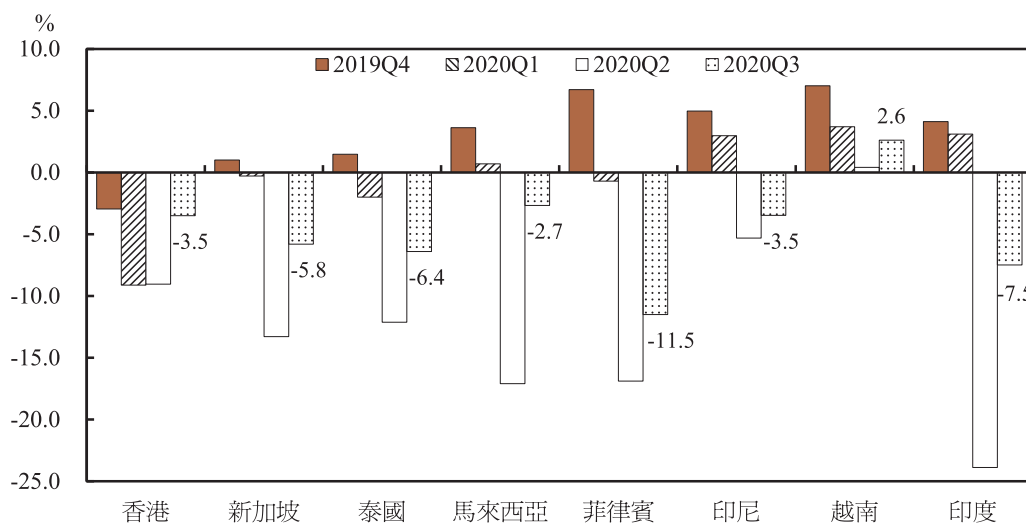
東協五國之泰國、馬來西亞、菲律賓、印尼及越南，由於因應疫情的經濟激勵措施發揮作用，2020年第3季經濟成長率分別升至-6.4%、-2.7%、-11.5%、-3.5%及2.6%(圖16)；IHS Markit預測第4季泰國及菲律賓經濟成長率高於第3季，其餘三國經濟擴張力

道則減弱，全年除越南仍維持成長外，其餘四國皆衰退，2021年泰國、馬來西亞、菲律賓、印尼及越南經濟成長率預測值分別為3.8%、5.4%、7.7%、2.8%及6.1%(表1)。

至於印度，2020年第3季因重啟部分經

濟活動，經濟成長率由第2季之-23.9%大幅升至-7.5%(圖16)；IHS Markit預測第4季成長率續升至-3.6%，全年(財政年度)則由2019年之4.2%降至-9.5%，2021年則升至8.9%(表1)。

圖16 亞洲經濟體經濟成長率

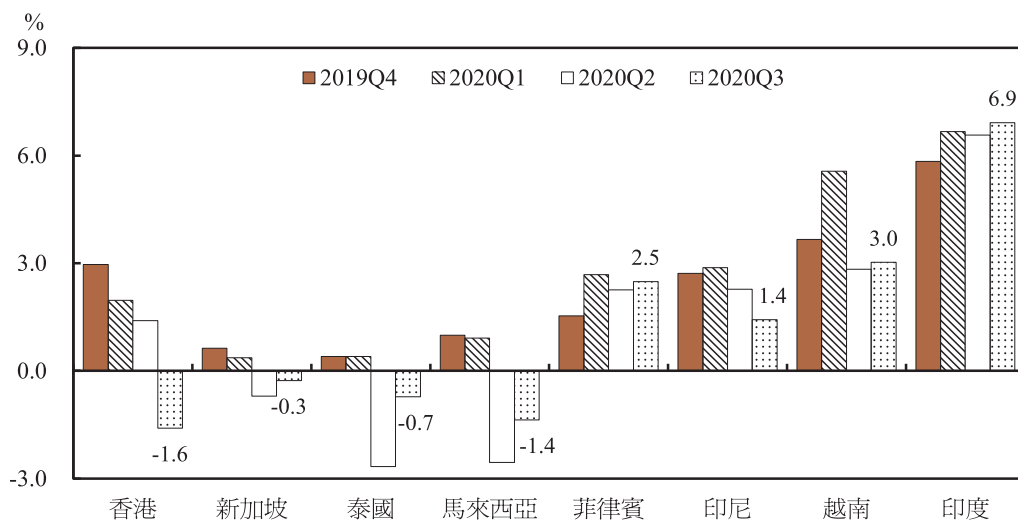


資料來源：各國官方資料

物價方面，亞洲多數經濟體2020年第3季CPI年增率高於第2季(圖17)，IHS Markit預

測第4季通膨率多走升，全年則多低於2019年，2021年將大抵回升(圖3)。

圖17 亞洲經濟體CPI年增率



資料來源：各國官方資料

貨幣政策方面，2020年9月17日本行理事會會議以來，部分國家央行為振興經濟及緩解疫情衝擊調降政策利率，包括9月30日越南、11月19日印尼及11月19日菲律賓分

別降息0.50、0.25及0.25個百分點至4.00%、3.75%及2.00%；其餘經濟體央行則維持政策利率不變(圖5)。

捌、主要國家貨幣對美元多升值

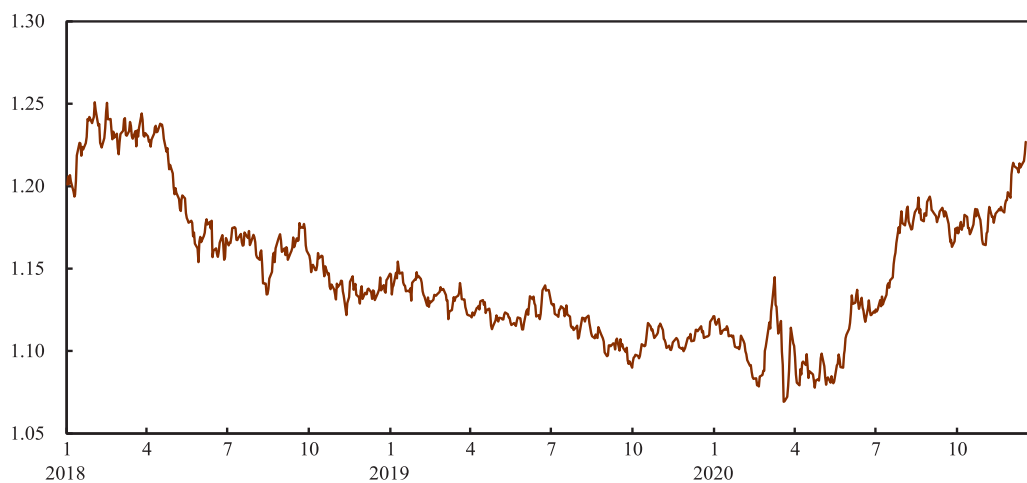
一、歐元、日圓震盪走升

2020年10月中旬歐洲疫情轉趨嚴峻，成員國重啟防疫管制措施，歐元對美元自9月底升值走勢反轉走弱；11月上旬美國總統選舉結束，投資人預期有助美歐關係改善，復

以疫苗研發獲得突破性進展，益以歐盟峰會通過1.82兆歐元之歐洲復甦計畫，歐元止貶回升，12月17日為1歐元兌1.2268美元，較9月底升值4.7%(圖18)。

圖18 歐元對美元匯率

美元 / 歐元



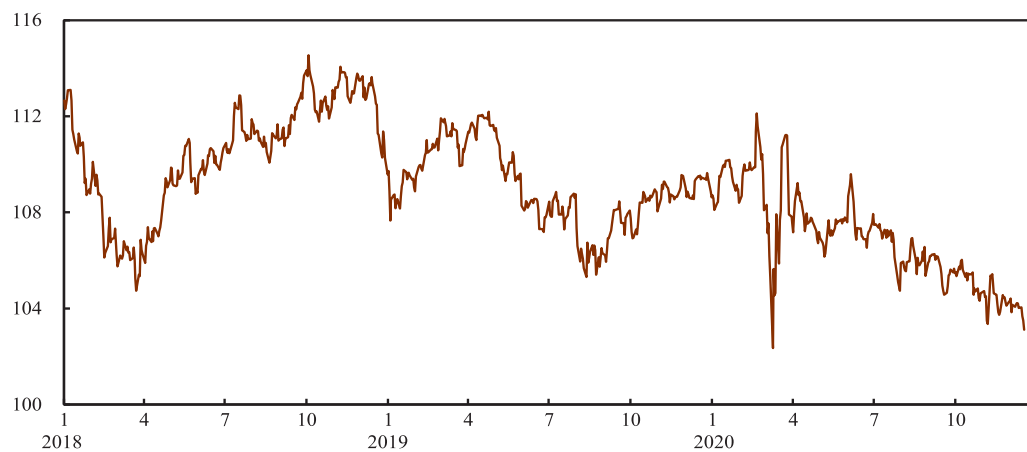
資料來源：Refinitiv Datastream

2020年10月，日圓對美元震盪走升，11月上旬美國總統選舉陷入計票爭議，日圓升幅擴大，嗣隨選舉爭議消退及疫苗研發成功，日圓避險需求降溫，日圓一度回貶；隨日本11月公布之經貿數據優於預期，加以12

月Fed表示在經濟獲得顯著進展前不會停止寬鬆政策，日圓重回升值走勢，12月17日為1美元兌103.12日圓，較9月底升值2.3%(圖19)。

圖19 日圓對美元匯率

日圓 / 美元



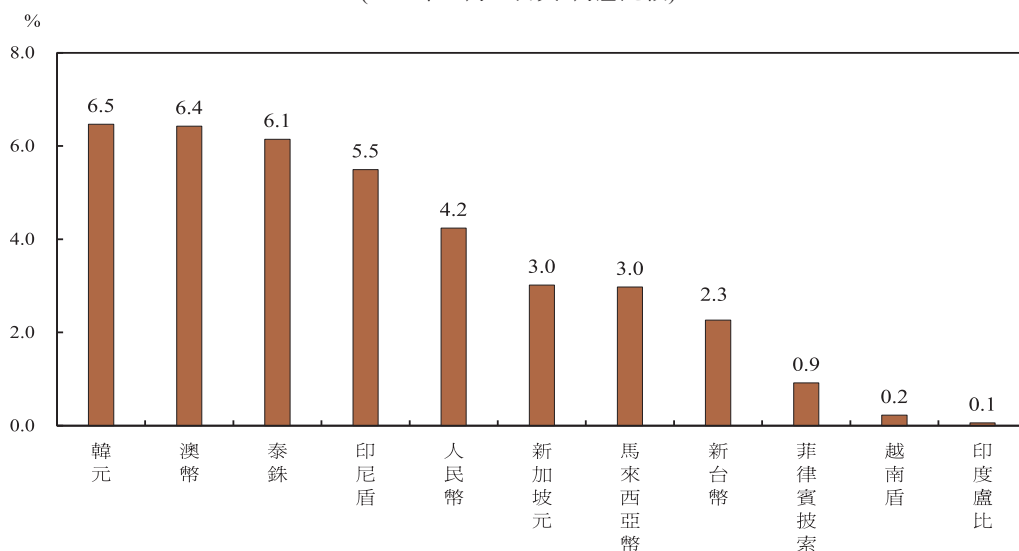
資料來源：Refinitiv Datastream

二、人民幣續強，亞洲國家貨幣多走升

2020年10月初以來，中國大陸經濟表現優於預期，加以公債殖利率走揚，與美國公債利差擴大，吸引資金流入，人民幣對美元續強，12月17日為1美元兌6.53人民幣，較9月底升值4.2%(圖20)。

主要經濟體央行維持寬鬆貨幣政策，大量資金流向亞洲經濟體，加以美國大選落幕，以及疫苗研發傳捷報，多數亞洲國家貨幣對美元續升。12月17日與9月底相較，韓元對美元升值6.5%，幅度較大，新台幣升幅相對和緩(圖20)。

圖20 亞洲經濟體貨幣對美元升貶值幅度
(2020年12月17日與9月底比較)



資料來源：Refinitiv Datastream

玖、全球股市走升

一、美歐日股大漲

2020年10月中旬，因美國財政紓困法案陷僵局及歐美疫情嚴峻，歐美股市下跌。11月以來，隨主要國家經濟數據回升、美國大選結果底定，加以疫苗研發成功消息提振市

場信心，主要國家股市反彈回升。12月17日與9月底比較，道瓊工業股價指數及那斯達克股價指數分別上漲9.1%及14.3%，泛歐元道瓊股價指數及日經225股價指數分別上漲12.1%及15.6%(圖21~23)。

圖21 美國道瓊工業及那斯達克股價指數



圖22 泛歐元道瓊股價指數

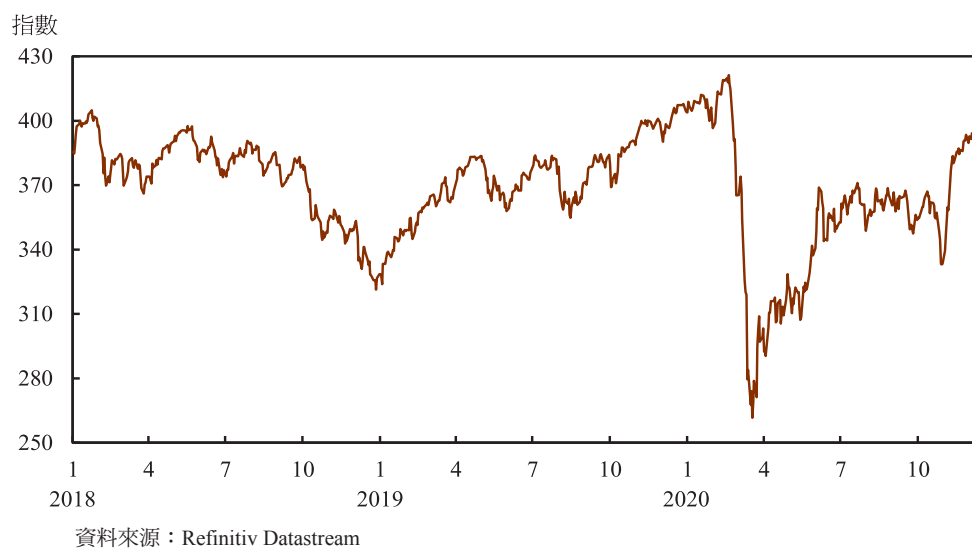
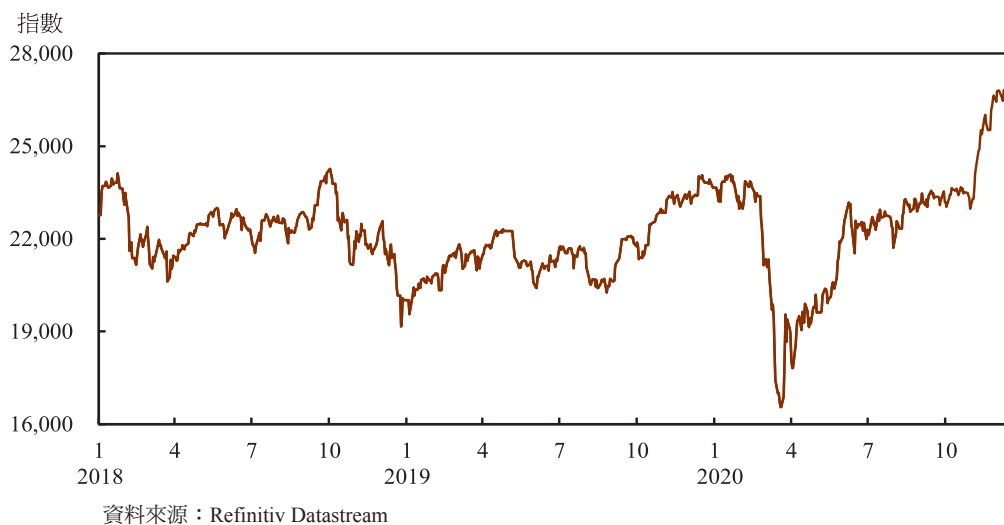


圖23 日經225股價指數

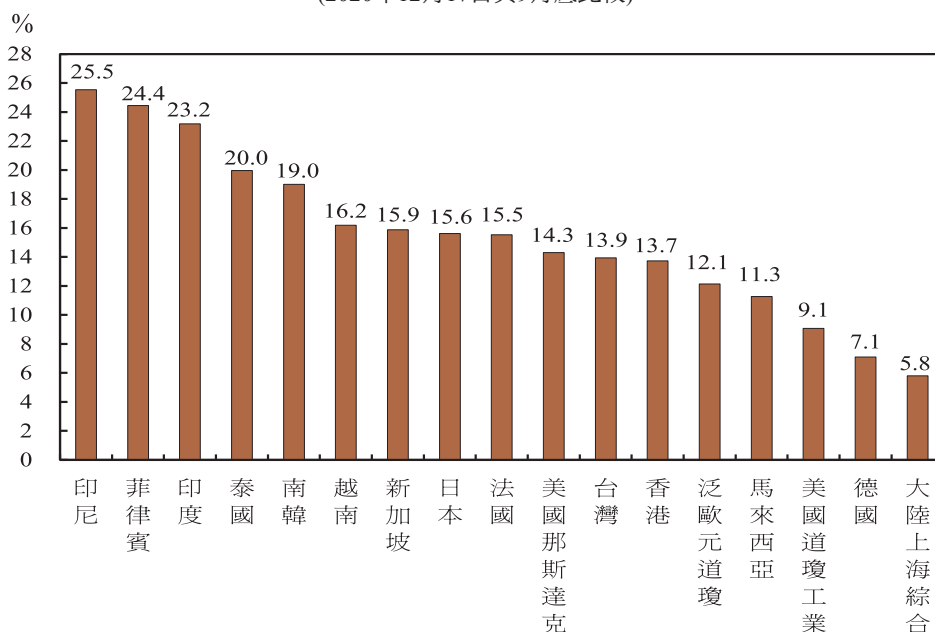


二、亞股續揚

2020年10月亞洲新興市場股市區間盤整；11月後則在經濟數據轉佳及疫苗傳捷報等利多消息激勵下，吸引資金流入，帶動股

市大漲。12月17日與9月底比較，亞股均上漲，其中印尼股市因疫情降溫，且獲得外資調升信用評等，漲幅較大(圖24)。

圖24 國際股價變動幅度
(2020年12月17日與9月底比較)



資料來源：Refinitiv Datastream

拾、國際油價及穀價走高

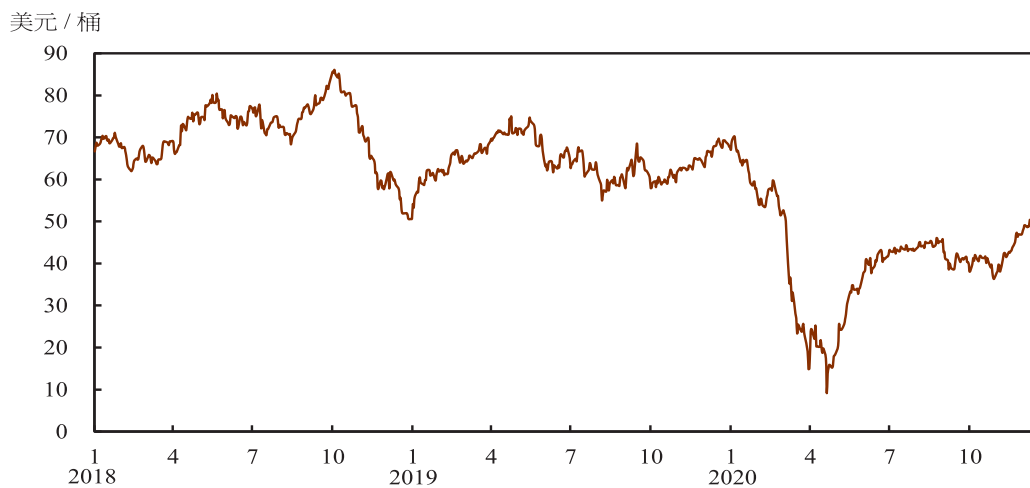
一、油價先跌後大漲，2020及2021年預測值仍遠低於2019年

2020年10月受歐美COVID-19新增病例數大增、利比亞恢復產油並持續增加油供等影響，油價下跌。11月以來，受疫苗研發成功，且英、美等國陸續開始接種，加以市場

預期石油輸出國組織(OPEC)與俄羅斯將延長現行減產規模，隨後並決議自2021年1月起僅小幅縮減現行減產規模(即小幅增產)⁴等因素之激勵，油價轉升。12月17日布蘭特原油現貨價格為每桶51.20美元，較9月底大漲27.0%(圖25)。

⁴ 原訂2020年8~12月及2021年1月~2022年4月分別每日減產770萬桶及580萬桶，即2021年1月起產量將較2020年增加近200萬桶；2020年12月3日決議2021年1月起每日減產720萬桶，即產量僅增加50萬桶，且每月評估是否需要調整。市場認為相較於協商破局，或按原訂計畫增產致油市供過於求，小幅增產影響較小。

圖25 布蘭特原油現貨價格



資料來源：Refinitiv Datastream

主要國際機構預期2021年下半年後疫苗方能普及接種，全球油需回升幅度恐有限，對2020年油價平均預測值為每桶41.6美元，2021年升至47.4美元，皆遠低於2019年之64.4美元(表8)。

表8 布蘭特原油價格預測

單位：美元/桶

預測機構	預測日期	2019年實際值	2020年預測值	2021年預測值
美國能源資訊署(EIA)	2020/12/8	64.4	41.4	48.5
IHS Markit	2020/12/15		41.2	46.8
經濟學人智庫(EIU)	2020/12/15		42.2	47.0
平均			41.6	47.4

資料來源：Refinitiv Datastream、EIA、IHS Markit、EIU

二、穀價走高

2020年10月初以來，全球主要產區乾旱，加以中國大陸增加豬隻飼養帶動美國及巴西對中國大陸的黃豆出口增加，穀價走高，12月17日Thomson Reuters穀物期貨價格指數較9月底大漲11.7%(圖26)。

三、整體國際商品價格走升

代表整體國際商品價格之R/J CRB期貨價格指數則隨大宗商品價格變動而走高，12月17日較9月底大漲11.4%(圖26)。

圖26 Thomson Reuters穀物期貨價格指數與R/J CRB期貨價格指數



國內經濟金融日誌

民國109年10月份

- 1日 △瑞士洛桑管理學院(IMD)發布「2020年世界數位競爭力調查評比」，在全球63個受評比國家中，台灣排名第11名，較上年進步2名，為2017年以來最佳。
- 7日 △為利增進投資效率，金管會函令放寬投信基金海外投資業務複委任受託管理機構之反向投資決定限制相關規範。
- 15日 △為降低外資換匯成本，擴大台股量能，金管會修訂「證券商辦理證券業務借貸款管理辦法」，放寬境外華僑及外國人得以外幣為擔保品，向證券商融資取得新台幣資金投資台股。
- 16日 △配合證券交易法修正，金管會修正「上市上櫃金融機構實施庫藏股注意事項」，將買回庫藏股轉讓予員工等辦理股權轉換之期限，由3年放寬為5年，並強化金融機構財務健全度條件規定。
- △金管會函令「高資產客戶」為「金融消費者保護法」排除適用之對象。
- 21日 △為促進中小微型企業之數位轉型與成長，經濟部訂定「經濟部中小企業處數位青年轉型種子賦能計畫作業要點」。
- △為利國內證券投資信託事業業務拓展，吸引境外居民來台投資，金管會訂定「有關投資國內有價證券為主之證券投資信託基金銷售對象規範」。
- 22日 △依據證券交易法，金管會訂定「證券自營商得購買之投資標的相關規定」，新增證券自營商得購買初次上市(櫃)前增資發行新股且採競標拍賣方式公開銷售者規定。
- 23日 △立法院三讀通過「中央政府嚴重特殊傳染性肺炎防治及紓困振興特別預算第2次追加預算案」，所需財源2,099億元4,700萬元，全數以舉債支應。
- 26日 △為協助境內法人辦理國際資金調度，金管會訂定國際金融業務分行辦理境內法人外幣授信業務之相關作業與管理原則，明定境內法人得於國際金融業務分行開立授信目的帳戶等規定。
- △因應純網路銀行之設置、提升消費者網路投保之便利性及權益之保障，金管會修正「保險代理人公司保險經紀人公司辦理網路投保業務及網路保險服務管理辦法」。

△為強化會計師事務所品質管制責任，金管會修正「會計師辦理公開發行公司財務報告查核簽證核准準則」，申辦會計師應具備5年工作經歷，並限於執行財報簽證工作等規定。

28日 △金管會修正「保險代理人公司保險經紀人公司內部控制稽核制度及招攬處理制度實施辦法」，明定內部控制之作業程序應包含重大偶發事件之處理機制等規定。

29日 △為維持適度監理、增加證券商發行指數投資證券避險操作彈性、加強其徵信授信品質等，金管會修正「證券商管理規則」。

△勞動部核釋「勞動基準法」關於預告期間計算及預告期間工資給付標準之相關規定。

民國109年11月份

2日 △為增加證券商避險操作之彈性，金管會修正「證券商管理規則」、「證券商辦理有價證券借貸管理辦法」、「證券金融事業管理規則」，明定證券商為因應發行指數投資證券避險交易，得以融券申報賣出標的證券、借券或融券賣出價格得不受限制等規定。

△金管會函令增訂證券商因發行指數投資證券避險需求之借券賣出，不受前30個營業日之日平均成交量之30%的限制。

4日 △考量疫情影響企業減班休息狀況仍在，勞動部延長「安心就業計畫」至110年6月30日。

5日 △配合基本工資自110年起調整，勞動部修正「勞工退休金月提繳分級表」、「勞工保險投保薪資分級表」，自110年1月1日生效。

△為強化公平待客原則執行情形，保障消費者權益，金管會修正「投資型保險投資管理辦法」、「保險商品銷售前程序作業準則」、「保險業辦理電子商務應注意事項」。

6日 △為強化公平待客原則執行情形，保障消費者權益，金管會修正「人身保險業辦理以外幣收付之非投資型人身保險業務應具備資格條件及注意事項」、「財產保險業經營傷害保險及健康保險業務管理辦法」。

△配合保險相關法令修正，金管會修正「財產保險業辦理資訊公開管理辦法」、「人身保險業辦理資訊公開管理辦法」，增訂應揭露外部複核精算人員資訊及修

正攸關消費大眾重大訊息之揭露時點等規定。

△配合「證券投資人及期貨交易人保護法」修正，金管會修正「證券投資人及期貨交易人保護機構管理規則」，明定保護基金運用範圍包括興櫃公司股票等，並修正「證券投資人及期貨交易人保護機構調處委員會及調處辦法」。

10日 △內政部修正「都市危險及老舊建築物建築容積獎勵辦法」，增訂小型基地獎勵項目與容積獎勵額度，以提供重建誘因。

△財政部修正「稅捐稽徵機關受理擔保品計值及認定辦法」，增訂上櫃之有價證券、易於變價、無產權糾紛且能足額清償之土地或已辦妥建物所有權登記之房屋作為繳納稅款擔保等規定。

11日 △為協助受疫情影響勞工，勞動部延長「安心即時上工計畫」至110年6月30日。

13日 △中央銀行邀請辦理房貸主要銀行座談，籲請持續強化不動產授信風險控管。

17日 △瑞士洛桑管理學院(IMD)發布「2020年IMD世界人才排名報告」，在全球63個受評比國家中，台灣排名第20名，與去年持平。

19日 △中央銀行再邀其他辦理房貸主要銀行座談，籲請兼顧企業社會責任，引導信用資源投入實質生產活動，勿過度流向不動產放款。

25日 △為利證券投資信託基金受益人會議召開，金管會修正「證券投資信託基金受益人會議準則」，得將電子方式列為表決權行使方式之一。

民國109年12月份

4日 △配合「中高齡者及高齡者就業促進法」於本日施行，勞動部發布「中高齡者及高齡者就業促進法施行細則」等6項相關子法，同步施行。

7日 △中央銀行常務理事會決議，為促進金融穩定及健全銀行業務、防範銀行信用資源過度流向不動產貸款，修正「中央銀行對金融機構辦理不動產抵押貸款業務規定」，新增購置住宅貸款、購地貸款、餘屋貸款限制等規定，自109年12月8日生效。

9日 △中央銀行核釋不動產貸款針對性審慎措施，對於借款戶於109年12月7日(含)前已核准尚未撥款之貸款案件，得按原核貸條件辦理。

10日 △鑒於全球疫情升溫，為持續協助中小企業強化營運動能，中央銀行延長銀行承作受疫情影響中小企業專案貸款之受理申貸期限至110年6月30日，新客戶適用專案優惠利率期限至110年12月31日。

- 14日 △金管會修正「外國銀行在臺分行發行新臺幣金融債券辦法」，將全國農業金庫與辦理儲金匯兌之郵政機構納入銷售對象，並配合相關法規，增訂外國銀行分行淨值之定義。
- 16日 △WEF發布「2020年全球競爭力報告特別版-各國應如何邁向通往復甦之路」報告，肯定我國在疫情期間提供企業信貸支持，協助企業度過難關、勞工免於失業，凸顯「金融國家隊」力挺臺灣產業之成效。
- 17日 △中央銀行理事會決議，重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率分別維持年息1.125%、1.5%及3.375%不變。
- 23日 △金管會核釋保險業得從事之不動產投資，以取得不動產之所有權或以支付權利金及租金方式取得土地之地上權，且依法令能即時利用並有收益者為限。
- 24日 △中央銀行重申都更及危老重建等案件不受「中央銀行對金融機構辦理不動產抵押貸款業務規定」限制。
△依亞太防制洗錢組織(APG)評鑑報告，為強化會計師對客戶審查相關規定，金管會修正「會計師防制洗錢及打擊資恐辦法」。
- 25日 △為因應金融機構資產配置需求，中央銀行宣布自110年2月起，2年期中央銀行定存單每月標售金額增加200億元至600億元。
△立法院三讀通過「電子支付機構管理條例」修正案，將原「電子支付」、「電子票證」二元化管理的法制統合為一，並擴大電子支付機構之業務範圍、開放跨機構間互通之金流服務。
- 28日 △金管會修正「證券交易法」，將辦理儲金匯兌之郵政機構列入代理買賣外國債券之買受人範圍，以滿足國內專業機構投資人需求及專業機構投資人定義一致性。
- 29日 △中央銀行籲請公股銀行強化工業區土地抵押貸款風險控管措施。
- 30日 △立法院三讀通過「平均地權條例」、「地政士法」及「不動產經紀業管理條例」修正案，修正重點包括門牌、地號完整揭露、預售屋全面納管且即時申報，並納入預售屋紅單交易管理及定型化契約備查等規定。
△立法院三讀通過「所得基本稅額條例」修正案，將自110年1月1日起，恢復個人未上市、未上櫃且未登錄興櫃股票交易所得計入個人基本所得額課徵基本稅額。
- 31日 △鑑於自律規範訂定宜具一致性，中央銀行邀請民營銀行、壽險公司及票券公司座談，籲請審慎辦理工業區土地抵押貸款業務。

國際經濟金融日誌

民國109年10月份

- 1日 △越南央行為減輕COVID-19疫情對經濟造成之傷害，調降再融通利率0.50個百分點至4.00%。
- 13日 △國際貨幣基金（IMF）發布「世界經濟展望」（World Economic Outlook）報告表示，疫情危機對全球人民的生活水準造成長期損害，全球經濟復甦可能是漫長、不平均與不確定的過程，預測2020年全球經濟成長率為-4.4%，2021年為5.2%，嗣後在中期（2025年）內逐步放緩至3.5%。
- 14日 △新加坡隨經濟漸次重啟，2020年第3季GDP年增率初估值為-7.0%，自第2季-13.3%之低點回升，其中製造業轉為小幅成長，營建業則仍大幅萎縮，服務業亦呈衰退。GDP季增率初估值則為7.9%，自第2季之-13.2%反彈回升，其中製造、營建及服務業均由負轉正。
- 19日 △中國大陸2020年第3季GDP年增率為4.9%，高於第2季之3.2%，主因網路購物及汽車零售大幅成長，使消費轉為正成長，加上出口成長幅度擴大，使淨輸出增幅略升所致。
- 21日 △IMF發布「亞太地區經濟展望報告」（Regional Economic Outlook: Asia and Pacific）表示，部分亞洲國家疫情消退，經濟出現復甦跡象，惟若干國家疫情仍嚴峻或持續有地區性疫情，造成復甦速度各異，預測2020年亞洲經濟成長率為-2.2%，2021年則可望在經濟活動開始正常化，加以中國大陸及歐、美強勁復甦帶動下，成長6.9%。
- 27日 △南韓2020年第3季GDP年增率為-1.3%，高於第2季之-2.7%，主因主要貿易夥伴之防疫封鎖逐漸鬆綁，商業活動增加，帶動出口年增率由第2季之-11.5%大幅反彈至-0.6%；經季節調整後之季增率為1.9%，係2010年第1季以來最大增幅。
- 29日 △美國2020年第3季GDP成長率（年化季增率）由第2季之-31.4%歷史低點大幅反彈至33.1%，成長幅度創新高，主因各地區陸續重啟經濟，商業活動與消費力逐漸恢復，其中民間消費支出大幅增加40.7%，為史上最大增幅，民間投資及輸出亦恢復正成長。

30日 △歐元區2020年第3季GDP年增率初估值由第2季之-14.8%歷史低點回升至-4.3%，主因各成員國逐步重啟經濟，製造業強勁成長。

民國109年11月份

3日 △美國舉行總統大選，費時數日完成開票，結果由民主黨參選人喬拜登（Joe Biden）勝出。現任總統暨參選人唐納川普（Donald Trump）雖發起訴訟欲推翻選舉結果，惟各界預期拜登將順利就任美國總統。

△澳洲央行為支持就業市場與協助經濟復甦，調降現金利率目標0.15個百分點至0.10%，另調降3年期公債殖利率控制目標至0.10%，且將於未來6個月購買1,000億澳幣之5至10年期公債。

5日 △美國聯邦公開市場委員會（FOMC）決議維持聯邦資金利率目標區間於0.00%~0.25%不變，並將至少維持現行購債步調。主席Powell另指出，自2020年12月起公布經濟預測摘要（Summary of Economic Projections, SEP）時，將一併揭露所有相關資料，取代以往將部分資料留待3週後於議事錄摘要中揭露的方式，並新增對風險及不確定性之評估圖表。

10日 △日本央行為鼓勵地區中小金融機構透過合併以強化經營體質，提出「強化地區金融體系特別存款工具」，對2020年11月10日至2023年3月底期間，作出合併、業務整合或收購決定之地區中小金融機構，支付超額準備金年利率0.1%。

13日 △歐元區2020年第3季GDP年增率略下修至-4.4%，其中，德國、法國、義大利及西班牙分別為-4.0%、-4.3%、-4.7%及-8.7%。

16日 △日本2020年第3季GDP成長率（年化季增率）強勁反彈至21.4%，創1955年統計以來最大升幅，主因民間消費及輸出恢復成長。

19日 △菲律賓央行為因應疫情升溫及經濟下行壓力，調降隔夜附賣回利率0.25個百分點至2.00%。

△印尼央行鑑於2020年第2、3季GDP年增率連兩季均為負值，係亞洲金融危機以來首見，為降低疫情對經濟之衝擊，宣布調降7天期附賣回利率0.25個百分點至3.75%。

23日 △新加坡2020年第3季GDP年增率自初估之-7.0%上修至-5.8%，主因製造業成長率大幅上修，預測全年GDP成長率為-6.5%~-6.0%，2021年則為4.0%~6.0%。

民國109年12月份

- 1日 △南韓2020年第3季GDP成長率由-1.3%略上修至-1.1%，主要因企業設備投資上修。
- 2日 △經濟合作暨發展組織（OECD）發布「OECD經濟展望報告」（OECD Interim Economic Outlook）指出，受疫情影響下的全球各經濟體雖逐步復甦，但速度不一，前景仍充滿不確定性，預測2020年全球經濟衰退4.2%，2021年轉為成長4.2%。
- 3日 △石油輸出國組織（OPEC）與俄羅斯決議2021年1月起每日減產720萬桶，較現行減產規模縮小50萬桶（即小幅增產50萬桶），且每月將評估是否需要調整。
- 8日 △日本2020年第3季GDP成長率（年化季增率）由21.4%上修至22.9%，主要係民間消費、住宅投資、企業設備投資及政府消費均較初估值為佳。
- △歐元區2020年第3季GDP年增率由-4.4%上修為-4.3%，主要由消費者支出增加及商業投資成長所帶動；主要成員國方面，德國GDP年增率為-4.0%，法國為-3.9%，義大利為-5.0%，西班牙為-8.7%。
- 10日 △亞洲開發銀行（ADB）發布「亞洲發展展望補充報告」（Asian Development Outlook Supplement）指出，開發中亞洲之多數經濟體放寬防疫措施，致2020年第3季經濟表現優於預期，全年經濟成長率預測值上修至-0.4%，惟各區復甦步調不一，東亞為唯一正成長之地區；2021年預測值則維持6.8%不變。
- △歐洲央行（ECB）決議維持主要再融通操作利率、邊際放款利率與存款利率分別於0.00%、0.25%及-0.50%不變，資產購買計畫（APP）亦維持不變，惟鑑於疫情繼續對經濟造成嚴重影響，將因應疫情緊急購買計畫（PEPP）購債規模由1.35兆歐元擴大至1.85兆歐元，購債期間由2021年6月底延長至至少2022年3月底，且到期本金再投資期間延長至2023年底，並延長第三輪定向長期再融通操作（TLTRO III）期限12個月至2022年6月。
- △歐盟27國領袖於歐盟峰會通過2021~2027年之1.0743兆歐元多年期財政預算框架（Multiannual Financial Framework）與7,500億歐元名為「歐盟下一代」（NGEU）之復甦基金。
- 16日 △美國聯邦公開市場委員會（FOMC）決議維持聯邦資金利率目標區間於0.00%~0.25%不變，另增加購債計畫指引，表示將持續現行購債步調，直至充分

就業與物價穩定目標之達成具顯著進展；此外，將臨時美元流動性交換額度及與外國及國際貨幣主管機關間之暫時性附買回協議機制（FIMA repo facility）延長至2021年9月底。

18日 △日本央行（BoJ）決議維持短期政策利率（銀行存放央行之新增超額準備金利率）於-0.10%，長期利率目標（10年期公債殖利率）於0%左右不變，惟鑑於疫情明顯惡化，將新型企業金融支援特別操作之實施期限由2021年3月底再延長半年至9月底。

22日 △美國2020年第3季GDP成長率（年化季增率）由33.1%上修至33.4%，主要因民間消費支出及非住宅固定投資上修。

24日 △英國與歐盟達成「貿易及合作協議」（Trade and Cooperation Agreement），2021年1月英國脫離歐盟後，商品只要符合相關原產地規則（rules of origin），仍享有零關稅且無配額限制。

中央銀行出版品一覽

序號	統一編號	出版單位	刊名	出版週期	定價 (新臺幣) 每期	備註
1	1009502856	業務局	中央銀行貨幣在支付系統中扮演之角色	圖書	190	
2	1009801703	業務局	中華民國支付及清算系統	圖書	150	
3	12029870018	發行局	臺幣・新臺幣圖鑑	圖書	3,500	
4	2008600047	金融業務檢查處	本國銀行營運績效季報	季刊	240	
5	2009701740	金融業務檢查處	中華民國金融穩定報告	年刊	300	
6	2009703514	金融業務檢查處	Financial Stability Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	年刊	300	
7	2005900017	金融業務檢查處	金融機構業務概況年報	年刊	320	
8	2005900016	金融業務檢查處	金融機構重要業務統計表	年刊	350	
9	1009500679	金融業務檢查處	金融監理與風險管理選輯	圖書	400	
10	1009900249	金融業務檢查處	全球金融危機專輯	圖書	400	
11	1009900973	金融業務檢查處	全球金融危機專輯（增訂版）	圖書	400	
12	2005100020	經濟研究處	中華民國金融統計月報	月刊	100	
13	2007000052	經濟研究處	Financial Statistics	月刊	40	
14	2006800019	經濟研究處	中央銀行季刊	季刊	250	
15	2007000029	經濟研究處	中華民國國際收支平衡表季報	季刊	110	
16	2006700023	經濟研究處	國際金融參考資料	半年刊	300	
17	2005100018	經濟研究處	中央銀行年報	年刊	250	
18	2005100019	經濟研究處	Annual Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	年刊	250	
19	2005900018	經濟研究處	中華民國資金流量統計	年刊	350	
20	2005700016	經濟研究處	中華民國公民營企業資金狀況調查結果報告	年刊	350	
21	12062850033	經濟研究處	The Central Bank of China: Purposes and Functions (1961-1991)	圖書	500	
22	1009203273	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能（92年版）	圖書	500	

23	1009203552	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能（92年版）	圖書	600	精裝
24	1009501943	經濟研究處	The Central Bank of China (Taiwan) : Purposes and Functions (1992-2004)	圖書	350	
25	12061810019	經濟研究處	各國中央銀行法選譯(第一輯)	圖書	500	
26	12061820026	經濟研究處	各國中央銀行法選譯(第二輯)	圖書	500	
27	1009203958	法務室	各國中央銀行法選譯（92年版）	圖書	600	
28	1009302083	法務室	各國中央銀行法選輯（2003年版）《中英對照本》	圖書	1,200	
29	1010203391	法務室	各國中央銀行法選輯（2013年版）（上冊）	圖書	1,200	
30	1010203393	法務室	各國中央銀行法選輯（2013年版）（下冊）	圖書	1,000	
31	1010802049	法務室	各國中央銀行法選輯（2019年版）（上冊）《中英對照本》	圖書	1,300	
32	1010802050	法務室	各國中央銀行法選輯（2019年版）（中冊）《中英對照本》	圖書	1,150	
33	1010802052	法務室	各國中央銀行法選輯（2019年版）（下冊）《中英對照本》	圖書	1,250	
34	1009801079	法務室	各國中央銀行法選譯（續編）	圖書	600	
35	1009801080	法務室	各國中央銀行法選輯（續編）《中英文對照》	圖書	1,200	
36	12072880010	秘書處	認識通貨膨脹（88年12月）	圖書	贈閱	
37	12072890017	秘書處	認識中央銀行（89年12月）	圖書	贈閱	
38	1009004168	秘書處	中央銀行在我國經濟發展中的貢獻（90年12月）	圖書	贈閱	
39	1009200895	秘書處	The Central Bank of China (Taiwan)（2003/6）	圖書	贈閱	
40	2007300032	中央印製廠	印刷科技季刊	季刊	100	
41	1009701447	中央印製廠	中央印製廠遷台60週年歷年印製鈔券圖輯	圖書	1,200	
42	1009200061	中央造幣廠	中央造幣廠幣章圖鑑82年至92年	圖書	600	
43	1009803376	中央造幣廠	中央造幣廠幣章圖鑑92年至98年	圖書	600	
44	1010600376	中央造幣廠	中央造幣廠幣章圖鑑98年至105年	圖書	600	



中央銀行暨所屬中央印製廠、中央造幣廠均設有行政革新信箱，供各界革新建言，歡迎多加利用：

中央銀行：

信箱號碼：台北郵政第5-64號信箱

專線電話：02-2357-1870

傳真號碼：02-2357-1981

另於國庫局及業務局營業大廳設有革新專用信箱

中央印製廠：

信箱號碼：台北郵政第16-1號信箱

專線電話：02-2215-7011

傳真號碼：02-2214-2636

中央造幣廠：

信箱號碼：桃園郵政第224號信箱

專線電話：03-3295174 轉 150 分機

傳真號碼：03-3291412



中央銀行季刊（第42卷第4期）

發行人：楊金龍
主編：蔡烱民
編輯委員：林淑華 吳懿娟 蔡惠美 程玉秀
彭德明 游淑雅 張天惠
行政編輯：楊建業
發行所：中央銀行
地址：10066台北市羅斯福路1段2號
出版品網址：<http://www.cbc.gov.tw>
電話：(02) 2357-1526
電子出版品電話：(02) 2357-1714
出版年月：中華民國 109 年 12 月
創刊年月：中華民國 68 年 3 月
定價：新台幣250元

展售處：

一、五南文化廣場／網路書店：<http://www.wunanbooks.com.tw>

台中總店／地址：40042台中市區中山路6號

電話：(04) 2226-0330 傳真：(04) 2225-8234

物流中心／地址：406台中市北屯區軍福七路600號

電話：(04) 2437-8010 傳真：(04) 2437-7010

二、三民書局／網路書店：<http://www.sanmin.com.tw>

重南門市／地址：10045台北市重慶南路一段61號

電話：(02) 2361-7511 傳真：(02) 2361-7711

復北門市／地址：10476台北市復興北路386號

電話：(02) 2500-6600 傳真：(02) 2506-4000

三、國家書店／網路書店：<http://www.govbooks.com.tw>

松江門市／地址：10485台北市中山區松江路209號1樓

電話：(02) 2518-0207 傳真：(02) 2518-0778

印刷者：震大打字印刷有限公司
地址：10077臺北市南昌路一段51巷7號
電話：(02) 2396-5877

GPN:2006800019

ISSN:1017-9623

著作財產權人保留對本刊依法所享有之所有著作權利。欲重製、改作、編輯或公開口述本刊全部或部分內容者，須先徵得著作財產權管理機關之同意或授權。（請洽中央銀行經濟研究處，電話：2357-1714）

