

104cbc-經1 (委託研究報告)

「建構臺灣的混合頻率動態結構總體模型」

本報告係計畫主持人與協同主持人的意見，不代表委託機關及計畫主持人所服務單位之立場

委託單位：中央銀行經濟研究處

執行單位：中央大學經濟學系

計畫主持人：姚睿 教授

協同主持人：洪嘉陽教授

中華民國 105 年 3 月

中央銀行委託研究計畫編號

104cbc-經1

「建構臺灣的混合頻率動態結構總體模型」

本報告係計畫主持人與協同主持人的意見，不代表委託機關及計畫主持人所服務單位之立場

委託單位：中央銀行經濟研究處

執行單位：中央大學經濟學系

計畫主持人：姚睿 教授

協同主持人：洪嘉陽教授

中華民國 105 年 3 月

目錄

第一章 研究動機	1
第二章 文獻回顧	3
第三章 研究方法	6
第 3.1 節 一個小型開放經濟的 DSGE 模型	6
第 3.2 節 混合頻率結構模型	8
第 3.3 節 縮減式混合頻率模型	11
第四章 估計結果與討論	14
第 4.1 節 資料說明	14
第 4.2 節 混合頻率模型估計結果	15
第 4.3 節 即時預報結果	18
第 4.4 節 預測結果	19
第五章 結論	21
參考文獻	23
附錄	43
附錄 1 模型推導過程	43
附錄 2 DSGE 模型之狀態空間模型	49
附錄 3 期中審查會議紀錄與委員意見回覆	52
附錄 4 期末審查會議紀錄與委員意見回覆	70

圖目錄

圖 1	總體經濟變數.....	28
圖 2	總體經濟變數觀察值與DSGE-MF模型之狀態估計值(貿易加權外國變數).....	30
圖 3	實質GDP季增率與DSGE-MF模型估計之實質產出成長率(貿易加權外國變數).....	32
圖 4	總體經濟變數觀察值與DSGE-MF模型之狀態估計值(美國變數為外國變數).....	33
圖 5	實質GDP季增率與DSGE-MF模型之實質產出產成長率(美國變數為外國變數).....	35

表目錄

表 1 混合頻率資料結構.....	36
表 2 混合頻率結構模型估計值結果(以貿易加權計算外國變數).....	37
表 3 混合頻率結構模型估計值結果(以美國為外國變數).....	38
表 4 臺灣DSGE相關模型設定以及估計結果比較.....	39
表 5 縮減式混合頻率模型估計結果.....	40
表 6 實質國內生產毛額(GDP)季增率即時預報.....	41
表 7 實質國內生產毛額(GDP)季增率預測.....	42

摘要

本研究結合一個小型開放經濟動態隨機一般均衡(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE)模型與混合頻率資料架構，建立一個臺灣的混合頻率動態結構總體模型，使用1998年1月至2015年12月的總體資料，透過最大概似估計方法來估計模型參數，並據以進行實質國內生產毛額(GDP)成長率的即時預報(nowcast)與預測(forecast)。

為了檢驗這個模型在兼具結構意涵及擁有即時月資訊兩方面優勢的前提下，是否能有效提高經濟預測效能，本研究評比對象包括混合頻率結構模型、混合頻率縮減式模型、與自我迴歸(autoregressive, AR)季模型。在即時預報表現項目，混合頻率結構模型優於混合頻率縮減式模型；在預測表現項目，混合頻率縮減式模型最佳，混合頻率結構模型次之，且兩者都優於簡單自我迴歸季模型。

作者特別感謝陳宜廷教授、黃俞寧教授、林處長宗耀、林副處長淑華、吳副處長懿娟、侯研究員德潛、廖研究員俊男、張副研究員天惠、鄭副研究員漢亮、吳副研究員俊毅與計量科相關同仁等對本計畫所提供的寶貴意見、指正與協助。此外，感謝研究助理賴政澤以及謝泊泓的協助。

第一章 研究動機

當中央銀行(以下簡稱央行)施行貨幣政策時，會蒐集眾多經濟數據，一方面幫助其判斷目前的國內經濟景氣波動狀況，另一方面即時預測短期內總體經濟環境的變化，據以作為央行調控貨幣政策的重要參考。由於國內生產毛額(gross domestic product, 以下簡稱GDP)、消費、投資等總體變數本身為季資料，而許多即時的金融變數則是較高頻率的月資料，甚至是日資料，為了能充分運用到更為即時的國內外金融市場變數，近幾年已有文獻建立混合頻率的計量方法，並據以建構出高於季頻率的經濟情勢指標或 GDP 值。我們有興趣的是，利用混合頻率資料建構的計量方法，在預測未來一或兩季臺灣 GDP 成長率時，是否有較優的預測能力。

在過去，央行以及學界用來建構經濟情勢指標，或進行預測的總體經濟實證模型，包括近年頗為熱門的因子模型(或擴散指標模型)，都是縮減式(reduced-form)模型，這一類模型的缺點在於難以跳脫盧卡斯批評(Lucas Critique)。在最近幾年，結構式(structural)總體經濟分析當道，統稱為動態隨機一般均衡(Dynamic Stochastic General Equilibrium, 以下簡稱DSGE)模型，已成為各國中央銀行與經濟研究機構樂於採用的研究方法，其優點是能兼顧經濟理論與統計數據，藉由解出經濟體系各部門跨期最適化決策，形成均衡條件聯立模型，再利用統計方法估計出結構參數。由於這一類動態結構模型具個體基礎及理論一致性，適合衡量經濟變數對於各類結構性衝擊，或政策衝擊的反應，政策傳遞機制也往往易於瞭解，甚或可用來檢驗模型設定的合宜與否。

在本研究計畫中，我們嘗試結合混合頻率資料模型與一個適合臺灣的動態結構DSGE總體模型，由於此二者都能以狀態空間(state-space)模式呈現，故可以整合成一個模型。這種整合技巧在總體計量領域中，仍屬於非常前端、新穎的應用，可以用來克服縮減式研究方法缺乏具體結構意涵的諸多

缺點。

因此，本研究計畫的主要目的，是結合一個小型開放經濟動態結構模型與月、季混合頻率計量方法，來刻畫以及預測臺灣GDP成長率。第一個模型是臺灣的混合頻率動態結構總體模型，在一個 DSGE 模型的架構下，利用混合頻率計量方法來估計結構參數，再利用此結構模型對臺灣的 GDP 動態走勢進行比對或預測。第二個模型是縮減式混合頻率模型，作為對照組模型，據此估計出一個無結構限制的簡單模型。此一研究可以評估混合頻率計量方法以及結構模型，對於預測臺灣 GDP 是否有明顯效益。

本研究結果的基本結論如下。混合頻率結構模型的即時預報表現優於混合頻率縮減式模型，然而，根據預測表現評比，混合頻率縮減式模型表現最佳，混合頻率結構模型次之，這兩類混合頻率模型的預測表現都優於簡單的自我迴歸(autoregressive，以下簡稱AR)季模型。證明混合頻率的計量方法能充分利用有用的月資訊補強對季GDP的預測，提供我們有價值的一種總體經濟預測架構。

第二章 文獻回顧

利用狀態空間 (state-space) 架構來建立混合頻率計量方法，是近幾年頗受重視的研究方法，它能提供對總體經濟狀態或實質產出的即時預測，並改進預測準確度。過去的研究，幾乎都是縮減式模型，目的在使用混合頻率計量方法改進對單一動態因子的估計，例如 Mariano and Murasawa (2003) 以及 Aruoba et al. (2009) 的任務都在提供一個綜合經濟情勢指標來描繪經濟現況¹。強調混合頻率計量方法在總經濟預測方面具優勢的文獻，則有 Giannone et al. (2009)。在國內的研究中，僅 Huang (2010) 以及台大-國泰產學合作計畫，曾以混合頻率計量方法估計月GDP。不過以上的實證研究並未考慮任何結構模型。

除了上述的縮減式混合頻率研究，近年異軍突起的是有結構意義的混合頻率研究，這些研究搭配近年總體經濟政策評估慣常採用的 DSGE 模型，其中重要的貢獻來自於 Giannone et al. (2009)、Kim (2010) 以及 Forni and Marcellino (2014a) 等學者的美國研究。一般 DSGE 模型的建立與估計，通常假設經濟個體形成決策的時間頻率，等同於可蒐集到的總合經濟變數的頻率。例如，GDP、消費、投資等總體變數本身為季資料，故其計量模型也會採用季模型進行估計。Kim (2010) 與 Forni and Marcellino (2014a) 的研究指出，如果實情並非如此，而是經濟個體以月為單位形成決策，則季 DSGE 模型有模型誤設的問題，會發生 Christiano and Eichenbaum (1987) 討論的「時間性加總偏誤」(temporal aggregation bias)，其後果是估計值偏誤、並影響後續假設檢定及造成推論失準。Forni and Maracellino (2014a) 發現，估計包含月資料與季資料的 DSGE 混合頻率模型，能夠減輕時間性加總偏誤。Giannone et al. (2009) 則未考慮時間性加總偏誤議題，以一個

¹以單一動態因子模型來捕捉綜合經濟情勢的研究始於 Stock and Watson (1989, 1991)，直接以狀態空間架構下估計出的動態因子進行預測的研究，並不多見。Stock and Watson (2002a, 2002b)以主成份分析法估計出動態因子並建立預測模型。

DSGE 季模型為基礎，再透過季頻率變數與月頻率變數的聯結，建構出一個混合頻率的計量模型，目的在於擴大訊息集合，以提高對於隱性狀態變數 (latent state variable) 估計的精確度。本研究的計量模型架構承襲 Foroni and Maracellino (2014a) 的想法，我們假定經濟個體決策時間頻率為月頻率，在混合頻率模型下估計 DSGE 月模型的結構參數。

廣義的 DSGE 研究包括其前身實質景氣循環學派 (real business cycle, RBC)，以及2000年以後逐漸形成主流的新凱因斯學派 (new Keynesian DSGE)。前者在價格可以完全調整前提下，討論各種實質衝擊對於經濟景氣的影響，後者在價格或工資等名目變數僵固前提下，探討景氣波動的成因。將個體基礎、一般均衡與隨機衝擊加入理論模型中，是這兩個學派的共同元素，故以動態隨機一般均衡模型 DSGE 為其統稱。近年歐美先進國家的中央銀行紛紛建立自己的 DSGE 模型，做為評估政府總體經濟政策的基礎，相關的回顧整理見陳旭昇與湯茹茵 (2012)。

就混合頻率計量模型的估計方法而言，文獻上現有的方法有三大類，第一類是以 Ghysels et al. (2007) 為首的 MIDAS 線性迴歸模型，因為不具備狀態空間模式，因此無法與DSGE結構模型結合。第二類是貝氏 (Bayesian) 估計法，由於可以同時估計大量參數，最廣為模型複雜的DSGE研究學者採用；然而，貝氏估計往往複雜且耗時²。第三類估計方法是Kalman filter 演算法，是一種最大概似估計法 (maximum likelihood method, 以下簡稱ML)，不同學者採用的 Kalman filter 演算技術不盡相同³。本文所採用的是 Aruoba et al. (2009) 的 Kalman filter 技術 (以下簡稱 ADS 估計法) 來處理遺漏值，ADS 方法的好處在於提供如何處理複雜的日、週、月、季混合頻率資

² 除了 DSGE 研究之外，Schorfheide and Song (2015) 建立一個混合頻率VAR模型，採用貝式估計，但是並未考慮任何結構模型。

³ 有多位學者曾經提出不同的 Kalman filter 技術來處理遺漏值，例如，Foroni and Maracellino (2014a) 因循 Mariano and Murasawa (2010) 建立的 Kalman filter演算法處理遺漏值，Huang (2010) 估計臺灣的月 GDP則是採用 Durbin and Koopman (2001) 的 Kalman filter 演算法。

料架構，雖然本研究的計量模型使用月、季混合頻率，這一套方法方便我們日後將模型延伸到具有更複雜頻率結構的計量模型。

在以上具備DSGE架構的混合頻率研究中，對於資料的處理並沒有一定的模式。Forni and Marcellino (2014a) 使用的是GDP季增率(quarter-on-quarter) 搭配月頻率CPI物價膨脹率以及月頻率名目利率；Giannone et al. (2009) 使用的是季頻率的GDP季增率、CPI物價膨脹率(年率，annualized)、名目利率(年率，annualized) 搭配工業產值等23種月頻率變數。本研究採用GDP季增率(quarter-on-quarter) 搭配年變動率(year-on-year)的CPI物價膨脹率、名目利率、名目匯率變動率等月頻率變數⁴。

臺灣的小型開放經濟 DSGE 模型研究，尚不多見，較具代表性的有Teo (2009)、管中閔等 (2010)、張永隆 (2010)、與黃俞寧 (2013)。這些研究或採用校準法模擬政策的效果，或以貝氏法估計出結構模型參數並評估政策效果，但是這些文獻尚未以臺灣 DSGE 模型為基礎進行總體經濟預測。Yau (2013) 雖然曾建立一個混合頻率的DSGE預測模型，該文以封閉體系 DSGE 應用於美國資料進行經濟預測；此外，該文的估計方法採用貝氏法，與本研究要採用的最大概似法不同。即使放眼國外文獻，尚無以DSGE混合頻率架構進行預測評估的論文。Giannone et al. (2009) 的目的在改進參數估計的精準度，Kim (2010) 以及 Forni and Marcellino (2014a) 的目的在驗證是否有時間性加總偏誤，Forni and Marcellino (2014b) 以及 Schorfheide and Song (2015) 的混合頻率預測模型無結構意涵，故本計畫會是第一個建立適合我國經濟環境的混合頻率動態結構總體模型，研究成果將能提供政府最新的經濟模型估計以及預測方法。

⁴本研究中曾嘗試使用GDP季增率 (quarter-on-quarter) 搭配月變動率 (month-on-month) 的CPI物價膨脹率、名目利率、名目匯率變動率等月頻率變數，惟資料雜訊過多，也因此影響估計結果的精準度，故不予採用。

第三章 研究方法

在本研究計畫中，我們建構一個結合 DSGE 理論模型與混合頻率估計方法的結構總體模型，為了評估結構模型下的混合頻率模型，是否較無結構的混合頻率模型，更能捕捉無法直接觀測到的月實質產出，我們首先建立一個適合臺灣的 DSGE 模型，並建構臺灣的混合頻率 DSGE 模型；其次我們估計一個縮減式的混合頻率模型，再根據估計出的結果，比對不同模型的優劣。

第3.1節 一個小型開放經濟的 DSGE 模型

本研究之研究目的在評估將月頻率觀察值納入 DSGE 模型之後，對於模型參數的估計以及隨後利用 DSGE 模型所作的預測可以改進到何種程度。我們假設經濟個體形成決策時是以月為時間單位，根據此一小型開放經濟的 DSGE 模型，我們可以推導出混合頻率下的狀態空間模型，並以最大概似機率法估計模型內的參數。由於完整的模型推導相當複雜，以下僅列舉線性化後的均衡條件，完整的模型推導詳見附錄1。

本文的結構式小型開放經濟模型採用 Gali and Monacelli (2005) 新凱因斯模型的模型設定加以簡化⁵，模型包含家計單位、廠商與中央銀行的最適條件，加以對數線性化後得到以下各式：

$$y_t = \left(\frac{1-\beta}{\sigma\beta}\right) + E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [R_t - E_t \pi_{t+1}] - \frac{\alpha\omega}{\sigma} E_t \Delta s_{t+1}, \quad (1)$$

⁵此處所用的模型將 Gali and Monacelli (2005) 模型加以簡化，包括假設消費偏好中，本國財貨與外國財貨的替代彈性為1，不同國度生產之進口財貨之間的替代彈性也是1。Lubik and Schorfheide (2007) 曾利用類似的簡化版研究澳洲、加拿大、紐西蘭與英國的貨幣政策。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} - \alpha \beta E_t \Delta s_{t+1} + \alpha \Delta s_t + \frac{(1-\beta\phi)(1-\phi)}{\phi} (\sigma_\alpha + \varphi)(y_t - \bar{y}_t) \quad (2)$$

$$\Delta e_t = \pi_t - \pi_t^* + (1-\alpha)\Delta s_t + \varepsilon_{e,t}, \quad (3)$$

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1-\rho_R)[\psi_\pi E_t \pi_{t+1} + \psi_y E_t (y_{t+1} - \bar{y}_{t+1})] + \varepsilon_{R,t} \quad (4)$$

$$\Delta s_t = \rho_s \Delta s_{t-1} + \varepsilon_{s,t}, \quad (5)$$

$$\Delta a_t = \rho_a \Delta a_{t-1} + \varepsilon_{a,t}, \quad (6)$$

$$\Delta y_t^* = \rho_{y^*} \Delta y_{t-1}^* + \varepsilon_{y^*,t}, \quad (7)$$

$$\pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi^*,t}, \quad (8)$$

當中， $\sigma_\alpha \equiv \frac{\sigma}{(1-\alpha) + \alpha\omega} > 0$ ， $\omega = [\sigma + (1-\alpha)(\sigma-1)]$ ， $\bar{y}_t = \left[\frac{1+\varphi}{\sigma_\alpha + \varphi} a_t - \alpha \left[\frac{\sigma_\alpha(\omega-1)}{\sigma_\alpha + \varphi} \right] y_t^* \right.$
是在無名目僵固下所達到的實質產出（即潛在產出）。

式(1)為開放經濟版的IS曲線，由代表性家計單位針對國內與國外財貨的需求、與勞動供給所做的決策而導出。IS曲線描述產出 (y_t) 由未來產出的預期值、實質利率的預期值（即名目利率 R_t 減去預期物價膨脹率 $E_t \pi_{t+1}$ ）、與貿易條件變動率的預期值 ($E_t \Delta s_{t+1}$) 所決定。IS 曲線當中的 β 為折現因子， $1/\sigma$ 為消費跨期替代彈性， α 則是描述經濟體系開放程度的進口財貨份額，當 α 為零時，經濟體為一封閉體系。貿易條件 s_t 定義為進口品相對於出口品的相對價格。當 $E_t \Delta s_{t+1}$ 為正，代表預期貿易條件惡化，本國商品出口價格相對於進口品價格更為低廉，誘使外國對本國商品的需求增加，因此對本國預期經濟成長率 $E_t (y_{t+1} - y_t)$ 有正面助益。

式(2)是依據 Calvo (1983) 新凱因斯定價模式所導出的開放經濟版菲利浦曲線，因此，貿易條件的變動 (Δs_t) 及其預期值 ($E_t \Delta s_{t+1}$) 也會影響物價膨脹率 (π_t)。式中 \bar{y}_t 是在無名目僵固下所達到的實質產出，它決定於技術水準 (a_t) 及外國產出 (y_t^*)， $(y_t - \bar{y}_t)$ 是產出缺口。國內廠商處於壟斷性競爭市場結

構，其商品價格具有名目僵固性。式中的 ϕ 是一個會影響菲利普曲線斜率的結構參數，該參數與市場價格僵固程度成反向關係，當市場僵固程度愈大， ϕ 值會愈大，菲利普曲線會愈平陡，即產出缺口 $(y_t - \bar{y}_t)$ 的係數值愈小。 ϕ 是影響勞動供給彈性的結構參數，當實質工資上漲 1% 時，勞動工時會增加 $1/\phi$ 單位，故 ϕ 愈大，勞動供給彈性愈小，菲利浦曲線愈陡。

式(3)刻劃單價法則 (law of one price) 成立下的名目匯率動態調整過程， e_t 的上升代表本國幣貶值。購買力平價偏誤 (即本國物價膨脹率 π_t 減去外國物價膨脹率 π_t^*) 及貿易條件的變動 (Δs_t) 都會影響名目匯率波動。當本國為一個完全開放的經濟體系，名目匯率將完全由購買力平價條件決定。 $\varepsilon_{e,t}$ 是影響名目匯率變動的外生衝擊，假定其為一白噪音。

式(4)描述中央銀行的貨幣政策法則，在預期通貨膨脹率上升、產出高於潛在產出時，中央銀行會升息因應⁶。式中的 ρ_R 用以描述前後期利率的平滑程度，而各個 ψ_i 則是對應的貨幣政策反應係數。 $\varepsilon_{R,t}$ 是對於貨幣政策的外生衝擊，假定其為一白噪音。

我們在式(5)-(8)當中假設貿易條件的變動率 (Δs_t)、技術進步率 (Δa_t)、外國產出成長率 (Δy_t^*) 與外國通膨衝擊 (π_t^*) 對於小型開放經濟體而言皆為外生決定，服從一階自我迴歸設定；其中， ρ_j 為相對應的一階自我迴歸係數。再加上貨幣政策外生衝擊 ($\varepsilon_{R,t}$) 與名目匯率變動的外生衝擊 ($\varepsilon_{e,t}$)，此模型共有 6 個結構衝擊彼此互相獨立，且衝擊項 $\varepsilon_{j,t}$ 服從 iid 的常態分配 $N(0, \sigma_j^2)$ ，其中 $j = e, a, s, R, \pi^*, y^*$ 。

第3.2節 混合頻率結構模型

本節簡略描述如何建構以 DSGE 結構模型為基礎的混合頻率計量模

⁶ Taylor (2001) 認為利率法則不必對匯率反應，因為匯率變動會影響產出與物價膨脹率，故盯住產出缺口與物價膨脹缺口的利率法則，等同於利率政策會間接針對匯率波動作出反應。

型。我們假定經濟個體以月為單位形成決策，故除非特別說明，以下數學式中的時間 t 皆為月頻率。令 $\hat{y}_t \equiv y_t - \bar{y}_t$ 是產出缺口， $X_t = [\pi_t, \hat{y}_t, R_t, \Delta e_t, \Delta s_t, \Delta a_t, \pi_t^*, \Delta y_t^*]$ 是模型的內生變數構成的狀態向量， $\varepsilon_t = [\varepsilon_{et}, \varepsilon_{st}, \varepsilon_{Rt}, \varepsilon_{at}, \varepsilon_{\pi_t^*}, \varepsilon_{y_t^*}]'$ 為外生結構衝擊向量，前一節的 DSGE 線性模型 (1) - (8) 式，可以表示成：

$$B(\theta)X_t = C(\theta)X_{t-1} + D(\theta)E_t X_{t+1} + F(\theta)\varepsilon_t, \quad (9)$$

其中， θ 是 DSGE 模型的深層結構參數 (structural parameters ; deep parameters) 集合向量。 $B(\theta)$ 、 $C(\theta)$ 、 $D(\theta)$ 、 $F(\theta)$ 係數矩陣內容為 θ 的函數。給定 $B(\theta)$ 、 $C(\theta)$ 、 $D(\theta)$ 與 $F(\theta)$ ，模型解將會有以下形式⁷

:

$$A_0(\theta)X_t = A_1(\theta)X_{t-1} + F(\theta)\varepsilon_t, \quad (10)$$

其中， $A_0(\theta) = B(\theta) - D(\theta)A_0(\theta)^{-1}A_1(\theta)$ ，且 $A_1(\theta) = C(\theta)$ 。式(10) 進而可以改寫為以下形式：

$$X_t = \Phi_1(\theta)X_{t-1} + \Phi_2(\theta)\varepsilon_t, \quad (11)$$

當中， $\Phi_1(\theta) = A_0(\theta)^{-1}A_1(\theta)$ 以及 $\Phi_2(\theta) = A_0^{-1}(\theta)F(\theta)$ 。

⁷常見的線性理性預期模型解法，可以參考 DeJong and Dave (2007) 的整理。本文所用的公式與 Foroni and Marcellino (2014) 相同。

為了能進行估計，令向量 Y_t 為可觀察到的總體經濟變數集合，並且已知與 X_t 的關聯為下列測量方程式 (measurement equation):

$$Y_t = \Lambda(\theta)X_t + u_t, \quad (12)$$

$\Lambda(\theta)$ 定義了可觀察到的變數與各狀態變數之間的關係， u_t 則是測量誤差。結合式(11)與式(12)形成一個狀態空間模型 (state space model)。在一般的 DSGE 模型中，式(11)通常都假設以季度作為時間單位，主要原因是 GDP 無月資料觀察值。Kim (2010) 以及 Foroni and Marcellino (2014a) 指出，如果真正的決策時間單位是以月為單位，季頻率計量模型必然有錯誤設定 (misspecification error) 或是產生時間性加總偏誤 (temporal aggregation bias)。

然而，藉由此月狀態空間模型式(11)-(12)欲估計出結構參數 θ 有其困難，因為向量 Y_t 中的某些總體流量變數只有季資料，例如GDP。為了須處理某些月份沒有實質產出觀察值的問題，我們補充加入加總變數 Q_t 與加總法則 (aggregation rule)。GDP本身為季頻率流量變數，只能在三、六、九、十二月份有觀察值，其他月份以遺漏值 (missing value) 處理之；我們將本國實質產出成長率加總法則定義為：

$$Q_t = y_t - y_{t-3} + \xi_t Q_{t-1}, \quad (13)$$

其中，

$$\xi_t = \begin{cases} 0, & t = \text{一月, 四月, 七月, 十月} \\ 1, & \text{其他} \end{cases}$$

在上述設定之下，在 $t =$ 三月、六月、九月、十二月，當GDP可被觀測到時，季對季的實質GDP成長率可以表示成 (近似整理後):

$$\begin{aligned}\ln(GDP_t) - \ln(GDP_{t-3}) &= (y_t + y_{t-1} + y_{t-2}) - (y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5}) + \text{meas.error} \\ &= Q_t + \text{meas.error}\end{aligned}$$

其餘月份 t 的實質GDP成長率無月資料，以遺漏值處理。我們將外國實質產出成長率加總法則定義為：

$$Q_t^* = \Delta y_t^* + \Delta y_{t-1}^* + \Delta y_{t-2}^* + \xi_t Q_{t-1}^* \quad (14)$$

則在 $t =$ 三月、六月、九月、十二月時，季對季的外國實質GDP成長率可以表示成：

$$\ln(GDP_t^*) - \ln(GDP_{t-3}^*) = Q_t^* + \text{meas.error}$$

換言之，當 t 為每季的最後一個月份時，變數 Q_t 可用來描繪本國實質GDP季成長率，變數 Q_t^* 可用來描繪外國實質GDP季成長率。

我們把新的狀態變數向量擴展成： $S_t = [X_t, \hat{y}_{t-1}, \hat{y}_{t-2}, \Delta a_{t-1}, \Delta y_{t-1}^*, Q_t, Q_t^*]$ ，則新的狀態轉移方程式 (state transition equation) 可寫成：

$$S_t = P(\theta) S_{t-1} + Q(\theta) \varepsilon_t, \quad (15)$$

當中 $P(\theta)$ 與 $Q(\theta)$ 為包含有結構模型參數的函數，並將 Σ_ε 定義為結構性衝擊 ε_t 的變異數對角矩陣。測量方程式(11) 重新寫成：

$$Y_t = G(\theta) S_t + H(\theta) u_t, \quad (16)$$

當中 u_t 為測量誤差， $G(\theta)$ 為可觀察到的 Y_t 與新狀態向量 S_t 之間的關係， $H(\theta)$ 界定 Y_t 與測量誤差 u_t 之間的關係， Σ_u 為變異數對角矩陣，結構性衝擊 ε_t 與測量誤差 u_t 是具有互相獨立的 iid 常態分配。如此，式(15)-(16)即可形成一狀態空間模型，參數可經由ADS的最大概似演算法估計出來。附錄二呈現本節狀態空間模型係數矩陣的詳細內容。

第3.3節 混合頻率縮減式模型

本文考慮的混合頻率縮減式模型，具有與前一節式(15)-(16)類似的狀態空間模式，不同處在於模型中的係數矩陣不具備結構限制 (cross-equation restrictions)。為了參數個數不致於過度膨脹，我們將技術進步成長率 (Δa_t) 摒除於模型外⁸。混合頻率縮減式模型包含下列方程式：

$$\pi_t = [\pi_{t-1}, y_{t-1}, R_{t-1}, \Delta e_{t-1}, \Delta s_{t-1}, \pi_{t-1}^*, \Delta y_{t-1}^*]' b_\pi + \eta_{\pi,t}, \quad (17)$$

$$y_t = [\pi_{t-1}, y_{t-1}, R_{t-1}, \Delta e_{t-1}, \Delta s_{t-1}, \pi_{t-1}^*, \Delta y_{t-1}^*]' b_y + \eta_{y,t}, \quad (18)$$

$$R_t = b_R R_{t-1} + \eta_{R,t}, \quad (19)$$

$$\Delta e_t = b_e \Delta e_{t-1} + \eta_{e,t}, \quad (20)$$

$$\Delta s_t = b_s \Delta s_{t-1} + \eta_{s,t}, \quad (21)$$

$$\pi_t^* = b_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \eta_{\pi^*,t}, \quad (22)$$

$$\Delta y_t^* = b_{y^*} \Delta y_{t-1}^* + \eta_{y^*,t}, \quad (23)$$

其中， $b_j, j = \pi, y, R, e, s, \pi^*, y^*$ 分別為這些方程式的係數向量或係數。式(17) - (23)再加上兩條實質產出成長率加總條件式(13)與式(14)，共同形成縮減式混合頻率模型的狀態轉移方程式。當中， $\eta_{j,t}, j = \pi, y, R, e, s, \pi^*, y^*$ 為轉移方程式誤差，其變異數為對角矩陣。

式(17)與式(18)中設定物價膨脹率與實質產出成長率會受到7個落後一期變數的影響，式(19)-(23)的名目利率、名目匯率變動率，貿易條件變動率，與外國物價膨脹率以及外國實質產出成長率五個變數，則由於一階自我相關係數非常高，而設定為AR(1)過程。令狀態變數向量為：

⁸在縮減式混合頻率模式下，通常因為認定問題，只能有單一隱形因子，解讀為一個綜合經濟情勢指標，如Aruoba et al. (2009)。估計多於一個因子的解決方式之一為Mariano and Murasawa (2010) 提出的Kalman filter 混合頻率估計方法，但是他們的論文並未考慮任何結構模型。限於篇幅，本文只估計一種較為一般化的混合頻率縮減式模型。

$$\tilde{S}_t = [\pi_t, y_t, R_t, \Delta e_t, \Delta s_t, \pi_t^*, \Delta y_t^*, y_{t-1}, y_{t-2}, \Delta y_{t-1}^*, Q_t, Q_t^*]' ,$$

狀態轉移方程式可寫成:

$$\tilde{S}_t = \tilde{P} \tilde{S}_{t-1} + \tilde{Q} \eta_t, \quad (24)$$

測量方程式可寫成:

$$Y_t = \tilde{G}(\theta) \tilde{S}_t + \tilde{H}(\theta) u_t, \quad (25)$$

轉移方程式誤差 η_t 與測量誤差 u_t 互為統計獨立，具 iid 常態分配，變異數皆為對角矩陣。

第四章 估計結果與討論

第4.1節 資料說明

估計混合頻率模型時，我們令可觀察到的總體經濟變數向量 Y_t 包含以下變數：實質產出季成長率($GDPGR_t$)、物價膨脹率(INF_t)、名目利率($RATE_t$)、名目匯率變動率($\Delta NEER_t$)、貿易條件變動率(ΔTOT_t)、外國物價膨脹率(INF_t^*)、外國實質產出季成長率($GDPGR_t^*$)。除了產出變數是季資料，其餘變數為月資料⁹。臺灣實質產出資料為經季節調整之GDP連鎖實質值(以2011年為參考年)，名目利率資料為金融業隔夜拆款年利率除以12，貿易條件為新台幣計價之進口物價指數除以出口物價指數的比值，物價膨脹率為經季節調整消費者物價指數(CPI)的變動率。有鑑於臺灣的主要貿易往來國家的排序在最近20年已有顯著變化，臺灣實質產出對美國經濟狀況的依賴度已顯著降低，故本文的外國變數為依貿易權數加總平均之外國實質GDP成長率以及外國CPI物價膨脹率¹⁰，匯率資料為臺灣名目有效匯率指數。計算本研究的臺灣資料皆取自於行政院主計總處《統計資料庫》，美國資料皆取自於聯邦準備銀行 FED St. Louis 分行之統計資料庫。其他國家資料取自FED St. Louis 網站內各國提供的總體經濟數據，名目有效匯率指數取自國際清算銀行¹¹。除了GDP成長率為本季對上一季的變動率 (saqr, %)，其餘變動率資料皆為年變動率 (year-on-year, yoy)¹²。樣本期間為西元 1998年1月至 2015年

⁹ 匯率與利率之月頻資料取自於主計總處《統計資料庫》，係以當月每日平均計算而得。

¹⁰ 計算外國實質產出成長率以及物價膨脹率所用的權數，是取1994-2014年間對台進出口總貿易量最大的5個國家或區域，其權數分別為中國大陸(含香港) 0.371、日本 0.217、美國 0.214、歐盟19國 0.129、韓國0.069。

¹¹ 在計算臺灣名目有效匯率指數時，國際清算銀行所用的狹義貿易權數不包括中國大陸，故本文採用廣義貿易權數所計算出的臺灣名目有效匯率指數，取2011-2013年間對台總貿易量最大共41個國家或區域，其中，中國大陸 0.285、日本 0.158、美國 0.123、歐盟 0.188。

¹² 在本研究模型內，決策時間單位為月，家計單位或廠商會依每個月所擁有的資訊進行決策，此資訊包含當月可用的年增率、季增率與月增率各種變數，混用並未違背任何經濟或計量理論，本文中的做法純粹是因應估計上的實務考量。GDP 變數若以年增率出現，則要改寫文中的加總法則。此外，狀態向量則要加入更多落後項，會增加估計上的成本。

12月，共216個月¹³。

表1呈現2015年12月的混合頻率資料結構。產出變數 GDP 為季頻變數，故只在每季的最後一個月份有觀察值，此種資料結構屬於非平衡資料 (unbalanced data set)。同時，尚有部分月頻資料也是缺漏的。圖1(a)-1(g)分別繪出各變數的時間動態走勢¹⁴。

第4.2節 混合頻率模型估計結果

我們估計混合頻率模型時，採用 Aruoba et al. (2009) 的 Kalman filter 技術 (ADS 估計法)，來處理有遺漏值的狀態空間模型。以前面一節 DSGE 為本的結構混合頻率模型 (以下簡稱 **DSGE-MF** 模型) 的最大概似估計結果列於表2。

由於參數越多，ML估計越不容易收斂，一方面造成這套方法實務操作的困難¹⁵，另一方面也可能增加參數估計穩健性的疑慮，因此我們挑選部分參數以校準法得出數值，其餘參數則以ML估計法得出¹⁶。我們根據1998-2014年樣本期間名目利率平均值為1.91%，校準出月頻時間偏好折現因子 $\beta=0.998$ ，與多數文獻估計出或校準得到的值都非常接近。我們遵循張永隆 (2010) 以及黃俞寧(2013)，設定消費跨期替代彈性 ($1/\sigma$) 為 1，即效用函

¹³ 本文樣本期間始自1998年，主要是因為1998年以前臺灣央行的貨幣政策較適用貨幣成長法則，1998年之後適用利率法則，關於利率法則在臺灣實證研究的適用性討論，見陳旭昇與吳聰敏(2010)。臺灣學者如Teo (2009) 與黃俞寧(2013) 在建立臺灣的DSGE模型時，採用貨幣成長法則，但國內貨幣政策實證文獻多數仍以泰勒利率法則為探討對象(如吳致寧等(2011)、林依伶等 (2012)與吳若瑋與吳致寧(2014))，代表1998年之後央行的貨幣政策可用泰勒法則逼近。

¹⁴ 除了利率變數外，文中所提到的變數根據單根檢定都呈定態，此ADS演算法並未要求變數為定態數列，但不排除定態序列較容易得到穩健估計結果的可能性。

¹⁵ 估計難度有兩大關鍵，分別為第(10)式模型求解 (反矩陣無法成立) 及估計參數值無法收斂。起始值選擇包含隨機設定、經濟理論與經驗法則。若此參數有其經濟意涵限制，例如價格僵固機率其值介於0與1中間，則會依非線性轉換設定。

¹⁶ 本文先固定若干校準參數值後，再進行其餘參數之ML估計。在以貝式估計為主的DSGE文獻中，參數校準與估計並存的狀況頗為常見。例如 Teo (2009) 和黃俞寧 (2013)。會有這樣作法，主要是因為待估計參數過多。選用校準參數的標準在於易透過資料校準，或文獻對特定參數已形成共識，會用ML法估計的參數，多因為文獻上並無相關估計值可供參考。

數是對數形式 (log-utility)；遵循Teo (2009)設定勞動供給彈性的倒數 ϕ 為5，小型開放經濟的開放程度(α)設定為 0.53，與樣本期間臺灣進口佔GDP比例的數據相符。

在以ML方法估計的結構參數當中，各種變數的一階自我相關係數估計值都相當大，且統計顯著。商品市場價格僵固機率 ϕ 估計值為 0.961，隱含廠商平均每26個月方可重新調整其定價，此僵固期估計值相較於其他根據季頻率資料臺灣文獻所得到的值高出許多¹⁷。例如，Teo (2009) 以樣本1992第1季至2004第4季得到僵固機率0.67，約當僵固期為2.7季，黃俞寧(2013) 以樣本1979第1季至2012第2季 得到僵固機率0.38，約當僵固期為1.6季。事實上，依據不同模型不同估計策略，甚至歐美季模型文獻所得到的僵固期估計結果也非常分歧，短至8個月，長至24個月，參見Kim (2010) 在這方面的深入討論。

貨幣政策泰勒法則參數估計中，物價膨脹反應係數估計值為 $\hat{\psi}_\pi = -0.248$ ，產出缺口反應係數估計值為 $\hat{\psi}_y = 0.670$ ¹⁸，不過此兩個政策反應參數統計水準10%下不顯著。由於名目利率的一階自我迴歸係數 ρ_R 非常接近1，前後期利率之平滑程度高，樣本期間利率極少變動（見圖2(h)的 ΔR_t 走勢），造成泰勒法反應係數不顯著的估計結果。

模型當中六個結構衝擊 ($\varepsilon_{j,t}$'s) 當中，名目匯率變動衝擊的變異最大，標準差3.634間，反映貿易財價格偏離單價法則甚多¹⁹。七個測量誤差當中，

¹⁷ 估計所得商品市場價格期間過長可能的原因，包括本文所使用的樣本期間與文獻不同，或許臺灣廠商在近期訂價較無彈性，或者本文模型架構過於簡化，無法捕捉到臺灣廠商定價模式。

¹⁸ 本文中，我們對貨幣政策泰勒法則的設定，未包含央行對匯率變動反應，主要是因為加入 Δe_t 變數後，式(4)的估計結果非常不穩定。給定不同的起始值會得到相當不同的結果，政策反應係數的估計值也往往不合理。造成此現象的可能原因為本文泰勒法則的設定不適用臺灣。例如，央行可能採用不對稱的泰勒法則，國內關於不對稱泰勒法則的實證研究，見陳旭昇與吳聰敏 (2010)、姚睿等 (2010)、吳致寧等(2011)、林依伶等 (2012)與吳若瑋與吳致寧(2014)。引入不對稱泰勒法則會增加本文模型ML估計收斂的困難度，故相關模型延伸留待日後再深入探討。

¹⁹ 感謝審查委員黃俞寧教授的提醒，根據本文中的模型，沒有一個可觀察到的經濟變數可描繪技術進步衝擊，故其估計值與標準差皆接近於0，表示本文的計量模型無法捕捉此衝擊。

變異最大的是貿易條件測量誤差(標準差 4.734)，其次是臺灣的GDP季增率測量誤差(標準差 1.732)。由變異數分解關係 $VAR(GDPGR) = VAR(Q_t) + VAR(u_{y,t})$ ，可知實質GDP成長率波動程度必定大於狀態因子 Q_t 的波動程度，理想上，希望兩者的差距不要過大。由臺灣的GDP季增率資料標準差 1.838 可以推論出 Q_t 標準差 0.509，代表臺灣GDP季增率資料的波動與本文估計之DSGE模型的實質產出成長率狀態變數 Q_t 有相當大出入，使得每一季季底 Q_t 估計值無法貼近實際觀測到的GDP 增長率數據。

圖2呈現 DSGE-MF 模型之隱性狀態因子估計值(實線)，用來與總體變數觀察值(虛線)作一對照²⁰。其中，兩組序列十分接近的是圖2(b)名目利率變數以及圖2(c)名目匯率變數，幾無測量誤差，反之，圖2(a)物價膨脹率變數以及圖2(d)貿易條件變動，實際觀察值的波動程度都大於隱性狀態因子的波動程度。

圖3繪出DSGE-MF模型估計之實質產出成長率 Q_t (實線)，對照之下，與實質GDP季增率(虛線)有正相關(相關係數0.38)。其中，實質GDP季增率的波動程度較 Q_t 大，尤其在GDP變化大的期間，兩組序列之間的落差明顯。例如2003年經歷SARS景氣衰退，2008年次貸風暴引發金融海嘯，以及緊接數季GDP的快速回彈。

為了檢視以上估計結果的頑強性，我們使用的另一組樣本資料以美國變數為外國變數，即 INF_t^* 為美國CPI物價膨脹率， $GDPGR_t^*$ 為美國經季節調整基期 2009年之連鎖實質國內生產毛額季成長率，名目匯率變動率為1美元可兌換的新台幣匯價的變動率，最大概似估計結果列於表3。利用這組樣本所得出的估計值與表2 用貿易加權計算的外國變數所得到的估計值多數頗為接近，ML值為-1570.50。比較不同的是， $\hat{\psi}_\pi = -0.122$ 統計不顯著， $\hat{\psi}_y = 0.498$ 在統計水準5%下顯著，代表央行的貨幣法則會在景氣轉空(產出缺口轉負)

²⁰ 隱性狀態變數估計值是ADS法中的平滑過濾值(smoothed filter)。

時實施調降利率的寬鬆政策。 ψ_{π} 估計值不顯著可能是因為樣本期間名目利率一路走跌，鮮少有調升利率的時機出現。此外，僵固機率0.944，相當於僵固期為18個月。

以美國變數為外國變數這一組樣本估計得出的隱性狀態因子與實際觀測值的對照繪於圖4-圖5，與圖2-圖3用貿易加權計算的外國變數所得到圖形非常相似。依據這兩組樣本所得到的預測結果也相當接近，因此不令人意外。為了節省篇幅，在接下來預報以及預測兩節進行評比分析，只就貿易加權外國變數樣本所得到的預測結果進行評比。本研究與Teo (2009) 和黃俞寧 (2013) 之季頻率模型之重要設定以及估計結果比較，整理於表4。本報告兩個DSGE模型都未能滿足determinacy條件，不顯著的反應係數採0代入依然不滿足，後續進行相關預測分析時，反應係數是原估計值代入進行分析²¹。

此外，本文估計一個不具備結構限制的縮減式混合頻率模型(以下簡稱**RE-MF** 模型)，以便與具備結構涵義DSGE混合頻率模型的估計結果作一對照，RE-MF 模型的最大概似估計結果見表5。其中，狀態方程式即 3.3 節中式(17)-(23) 的估計結果。模型的ML值為 -878.25，式(19)-(23) 五個AR(1) 係數值都相當接近1且高度統計顯著。測量誤差中標準差最大的是本國GDP季增率的測量誤差 (標準差1.40)，這個數值比表2以及表3的數值小，代表就GDP季增率這個變數而言，縮減式混合頻率模型的樣本內配適表現較佳。

第4.3節 即時預報結果

本節依據前一小節的DSGE-MF模型 (用貿易加權計算外國變數)，進行即時預報 (nowcast)，即時預報是指在季底利用所有可用財經資訊測得GDP變化情況後即刻預報。例如，我們有興趣對2014年第4季的 GDP 成長率提

²¹關於模型參數認定的困難，一直是DSGE分析的重要議題，可參考 Canova and Sala (2009) 以及 Iskrev (2010) 的討論。

供初估值，在2014年12月我們有各種月觀察值，唯獨最後一筆產出資料出現於2014年9月，故在2014年12月的本國與外國產出資料是遺漏值。由於在現實中當我們進行即時預報時，有若干季資料是缺漏的，故以上處理資料的方法在學術界稱之為虛擬即時資料 (pseudo real-time data)²²。本文的估計方法以ADS 方法估計出所有期間的實質產出成長率狀態 Q_t 值，其中 $Q_{2014M12}$ 即為我們對2014年第4季GDP季增率的即時預報。

我們針對2012年第1季至2015年第4季的資料進行兩種混頻模型的比較²³，結果列於表6，當中' σ '代表得到較小即時預報誤差平方(Squared Error)的模型，(A)欄是實際 GDP 季增率。在過去16季中，DSGE-MF 混頻模型有11次勝出記錄，以均方根誤差 (Root Mean Squared Error, RMSE)為評估標準，DSGE-MF 模型 (RMSE為0.957) 也是優於 RE-MF 模型 (RMSE為1.310)²⁴。不過，兩個模型都未能在 GDP 翻轉為負成長的時間點 (2012年6月、2013年3月、2015年6月、9月) 成功的即時預報出GDP負成長。

第4.4節 預測結果

表7呈現三類模型對次季 GDP 季增率的預測表現評估。這三類模型分別是季頻率 AR(1) 模型、DSGE-MF 月季混頻模型、以及 RE-MF 月季混頻模型²⁵。表6(A)欄呈現的是實際 GDP 季增率。

舉例而言，當我們收集季資料至2012年第1季做向前一季預測 (one-quarter-ahead forecast)，預測的對象是2012年第2季GDP成長率，預測結

²² 關於建立模擬即時資料，用於進行預報評估的實證研究，可參考 Breitung and Schumacher (2008)、Giannone, Reichlin, and Small (2008) 以及 Foroni and Marcellino (2014b) 等人的研究。

²³ 我們嘗試檢視對2007至2009年區間的實質產出預測，發現樣本期間過短會影響本模型估計出波動程度夠大的隱性因子，故本文最早的評估期間始自2012第1季。

²⁴ 感謝審查委員陳宜廷教授的提醒，運用 Diebold and Mariano (1995, DM) 檢定進行預測結果評比並不適用於本研究，主要係因DM檢定假設兩種預測方法並無特定模型，但本研究存在複雜理論架構，與其基本假設不同。

²⁵ 我們也估計AR(2)、AR(3)、AR(4) 季模型，係數都統計不顯著，故預測表現評估只以AR(1)季模型為準。

果見表6的(B)欄。當我們握有月資料至2012年4月，2012年第2季的GDP值已公佈，此時欲針對2012年第2季(或6月份)的GDP成長率進行預測，我們做的是未來兩個月預測 (two-month-ahead forecast)，其預測結果見表6的(C)欄及(E)欄。相同地，當我們握有月資料至2012年5月，此時欲針對2012年第1季(或6月份)的GDP成長率進行預測，我們做的是未來一個月預測 (one-month-ahead forecast)，其預測結果見表6的(D)欄及(F)欄。

表7 比較過去15季各模型的預測表現，當中 ' $\hat{\cdot}$ '代表得到最小預測誤差平方的模型。我們發現 DSGE-MF 模型往前一個月的預測結果與往前兩個月的預測結果，幾乎完全相同，差距在 10^{-4} 以內，代表新增的月觀察值未能更新ADS估計結果。AR(1) 模型僅有3次最佳記錄，DSGE-MF總共有5次，RE-MF往前兩期預測模型有3次，RE-MF往前一期預測模型有5次。綜合預測表現以 RMSE評估，則RE-MF模型最佳(RMSE為0.87~0.89)，次優的是DSGE-MF 模型 (RMSE為0.98)，AR(1)模型則預測表現最不理想 (RMSE為1.04)，不過三類預測模型的RMSE差距不大。AR(1)模型會在前後兩季的GDP季增率變動有限的時點，展現優異的預測能力，如2014年第3季以及2015年第2季。在GDP成長率波動大的情境，例如2012年第2至第4季、2014年第4季、2015年第2季，RE-MF 模型或 DSGE-MF 能勝過簡單季AR模型。

RE-MF 及 DSGE-MF 模型相較於AR模型呈現預測優勢，代表混合頻率的計量方法能充分利用有用的月資訊補強對季 GDP的預測，故仍然是目前非常有價值的一種總體經濟預測架構。

經由本文的估計結果，我們發現這一套ADS的ML估計方法，並不適合進行中長期預測，因為當預測期拉長，Kalman filter 演算法迴路遇遺失值處理的過程中，會使得估計出的 Q_t 值趨於平滑，以致於更難捕捉到實際 GDP 季增率資料中的波動。

第五章 結論

在本研究計畫中，我們嘗試結合混合頻率資料模型的概念，搭配一個臺灣的動態結構總體模型，一方面克服縮減式模型缺乏具體結構意涵的缺點，另一方面能有效利用即時月資訊提高經濟預測效能。

本研究的主要內容分為兩階段進行，在第一個階段，我們推導一個適合臺灣的小型開放經濟動態隨機一般均衡模型，據以建立其混合頻率動態結構總體模型，本研究使用1998年1月至2015年12月的總體資料，透過最大概似估計法 Kalman filter 技術來估計模型的結構參數。此外，我們估計一個混合頻率縮減式模型，以便與前述結構模型做一對照。在第二個階段，我們進行實質國內生產毛額 (GDP) 成長率的即時預報(nowcast) 與預測(forecast)，檢驗這個模型在兼具結構意涵及擁有即時月資訊兩方面優勢的前提下，是否能有效提高經濟預測效能。

從最大概似估計結果來判斷，混合頻率縮減式模型有適宜的配適度，演算法的收斂速度較快，缺點則是缺乏結構意涵來指導改進方向。混合頻率結構模型雖然有具體的結構意涵作為基礎，然而結構參數估計並不理想，同時模型的GDP季增率測量誤差偏大，侷限其預測表現。尤其，在實務操作上有其成本，包括估計收斂速度、估計值的穩健度等等，都是挑戰。

本研究預測效能評比對象包括混合頻率結構模型、混合頻率縮減式模型、與AR季模型。在即時預報表現項目，混合頻率結構模型優於混合頻率縮減式模型；在預測表現項目，混合頻率縮減式模型最佳，混合頻率結構模型次之，且兩類混合頻率模型都優於簡單的AR季模型。證明混合頻率的計量方法能充分利用有用的月資訊補強對季GDP的預測，提供我們有價值的一種總體經濟預測架構。

本研究最後提供幾個未來可能改進混頻動態結構總體模型的方向。第

一，改進本研究所建立之DSGE模型。Gali and Monacelli (2005) 的小型開放經濟體模型相對簡化，未納入資本財與投資，未區分貿易財與非貿易財，未考慮工資僵固性，也沒有銀行部門，這個簡化模型不見得適合臺灣。第二，欲改進混頻結構模型預測表現，可以考慮其他的 Kalman filter 統計估計演算法，或許參數的估計較為穩健。第三，總體經濟結構模型為狀態轉移方程式提供基礎，但是測量方程式擁有更多設定上的自由度，未來可嘗試加入更多即時資料去捕捉實質產出的動態。

參考文獻

吳致寧、李慶男、張志揚、林依伶、陳佩玗與林雅淇，2011。再論臺灣非線性利率法則，《經濟論文》，39(3)，307-338。

吳若璋與吳致寧，2014。臺灣利率法則之估計-即時資料vs.修正資料，《經濟論文》，42(1)，31-78。

林依伶、張志揚與陳佩玗，2012。臺灣利率法則之實證研究—考慮匯率變動之不對性效果，《中央銀行季刊》，34(1)，39-62。

姚睿、朱俊虹與吳俊毅，2010。臺灣泰勒法則估計之資料訊息問題，《臺灣經濟預測與政策》，41(1)，85-117。

張永隆，2010。最適貨幣政策之制定-考量存貨投資的小型開放經濟新興凱因斯 DSGE 模型，《中央銀行季刊》，32(1)，3-24。

陳旭昇與吳聰敏，2010。臺灣貨幣法則之檢視，《經濟論文》，38，33-59。

陳旭昇與湯茹茵，2012。動態隨機一般均衡 (DSGE) 模型在貨幣政策制定上的應用：一個帶有批判性的回顧與展望，《經濟論文叢刊》，40(3)，289-323。

黃俞寧，2013。動態隨機一般均衡架構在臺灣貨幣政策制定上之應用，《中央銀行季刊》，35，3-34。

管中閔、印永翔、姚睿、黃朝熙、徐之強與陳宜廷，2010。臺灣動態隨機一般均衡模型 (DSGE) 建立與政策評估，行政院經建會委託報告。

管中閔、徐之強、黃裕烈與徐士勛，2014。臺灣金融情勢指數與總體經濟關

係，〈臺灣經濟預測與政策〉，44(2)，103-132。

Aruoba, S.B., Diebold, F.X. and Scotti, C. 2009. Real-time measurement of business conditions, *Journal of Business and Economic Statistics*, 27(4), 417-427.

Boivin, J. and Giannoni, M. 2006. DSGE models in a data-rich environment, NBER Working Paper.

Breitung, J., and Schumacher, C. 2008. Real-time forecasting of German GDP based on a large factor model with monthly and quarterly data, *International Journal of Forecasting*, 24(3), 386–398.

Calvo, G. 1983. Staggered prices in a utility-maximizing framework, *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.

Canova, F. and Sala, L. 2009. Back to square one: Identification issues in DSGE models, *Journal of Monetary Economics*, 56, 431-449.

Christiano, L.J. and Eichenbaum, M. 1987. Temporal aggregation and structural inference in macroeconomics, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 26, 64-130.

DeJong, D.N. and Dave, C. 2007. *Structural macroeconometrics*. Princeton University Press.

Diebold, F.X. and Mariano, R.S. 1995. Comparing predictive accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263.

Durbin J. and Koopman, S.J. 2001. *Time series analysis by state space methods*.

Oxford University Press.

- Foroni, C. and Marcellino, M. 2014a. Mixed-frequency structural models: Identification, estimation, and policy analysis, *Journal of Applied Econometrics*, 29, 1118-1144.
- Foroni, C. and Marcellino, M. 2014b. A comparison of mixed frequency approaches for nowcasting Euro area macroeconomic aggregates, *International Journal of Forecasting*, 30, 554-568.
- Gali, J. and Monacelli, T. 2005. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy, *Review of Economic Studies*, 72, 707-734.
- Ghysels, E., Sinko, A. and Valkanov, R. 2007. The MIDAS regressions: Further results and new directions, *Econometric Reviews*, 26(1), 53-90.
- Giannone D., Monti, F. and Reichlin, L. 2009. Incorporating conjunctural analysis in structural models, in *The Science and Practice of Monetary Policy Today*. Springer: Berlin, 41-57.
- Giannone, D., Reichlin, L., and Small, D. (2008). Nowcasting GDP and inflation: The real-time informational content of macroeconomic data releases, *Journal of Monetary Economics*, 55, 665–676.
- Huang, Y.L. 2010. Estimating Taiwan's monthly GDP in an exact Kalman filter framework: A research note, *Taiwan Economic Review*, 38, 147-160.
- Iskrev, N. 2010. Local identification in DSGE models, *Journal of Monetary Economics*, 57, 189-202.

- Kim, T.B. 2010. Temporal aggregation bias and mixed frequency estimation of New Keynesian model. Duke University: Mimeo.
- Lubik, T. and Schorfheide, F. 2007. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation, *Journal of Monetary Economics*, 54, 1069-1087.
- Mariano, R. and Murasawa, Y. 2003. A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series, *Journal of Applied Econometrics*, 18(4), 427-443.
- Mariano, R. and Murasawa, Y. 2010. A coincident index, common factors, and monthly real GDP, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 72, 27-46.
- Schorfheide, F. and Song, D. 2015. Real-time forecasting with a mixed-frequency VAR, *Journal of Business & Economic Statistics*, 33, 366-380.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. 1989. New indexes of coincident and leading economic indicators, *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 351-409.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. 1991. A probability model of the coincident economic indicators, in Lahiri K. and Moore G. H. (eds), *Leading Economic Indicators*, Cambridge University Press, Cambridge, 63-89.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. 2002a. Forecasting using principal components from a large number of predictors, *Journal of the American Statistical Association*, 97, 1167-1179.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. 2002b. Macroeconomic forecasting using

diffusion indexes, *Journal of Business & Economic Statistics* , 20, 147-162.

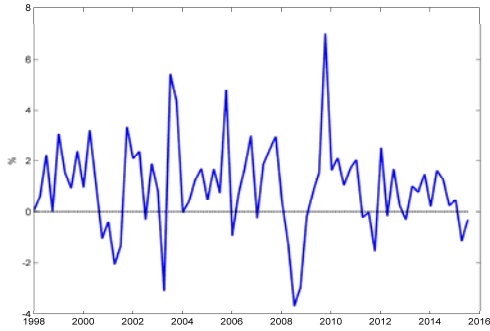
Taylor, J. B. 2001. The role of the exchange rate in monetary policy rules, *American Economic Review*, 91 (2), 263-267.

Teo, W.L. 2009. Estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Taiwanese economy, *Pacific Economic Review*, 14, 194-231.

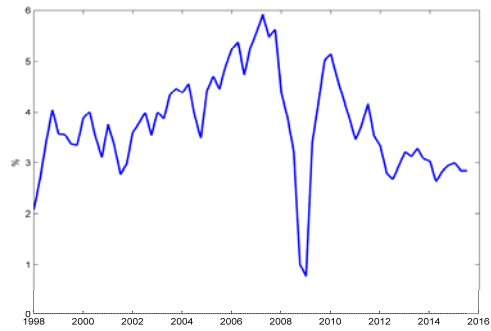
Yau, R. 2013. A DSGE-based forecast model with monthly indicators. Working paper.

圖1 總體經濟變數

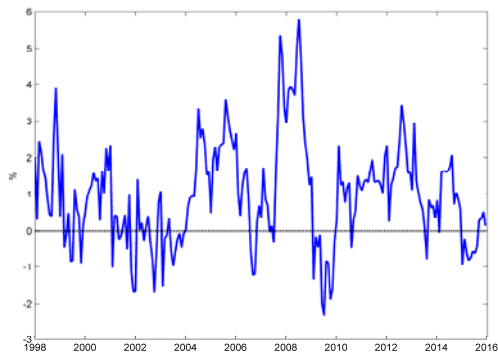
(a) 台灣實質GDP季成長率



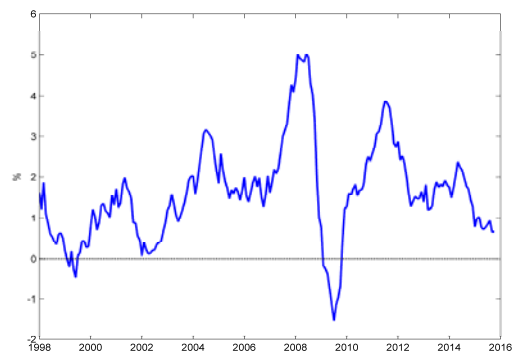
(b) 外國實質GDP成長率(貿易加權)



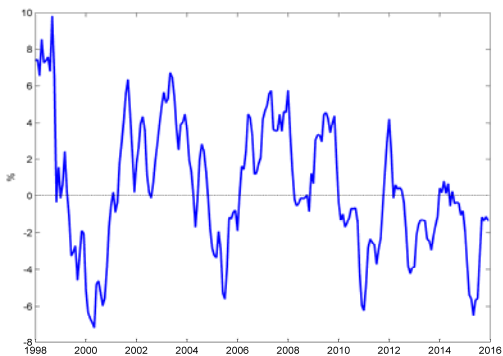
(c) 台灣CPI物價膨脹率



(d) 外國CPI物價膨脹率(貿易加權)



(e) 臺幣名目有效匯率指數變動率



(f) 貿易條件變動率

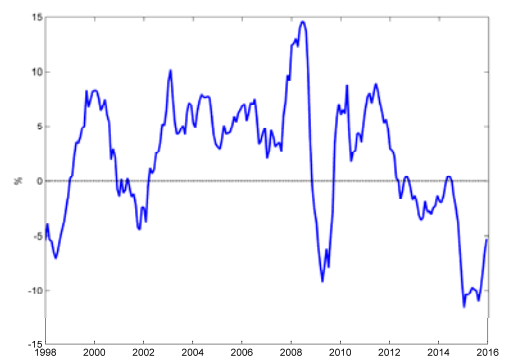
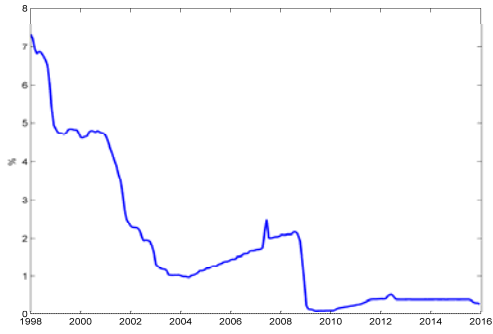


圖1 總體經濟變數

(g) 金融業隔夜拆款利率(年率)



(h) 金融業隔夜拆款利率之變動

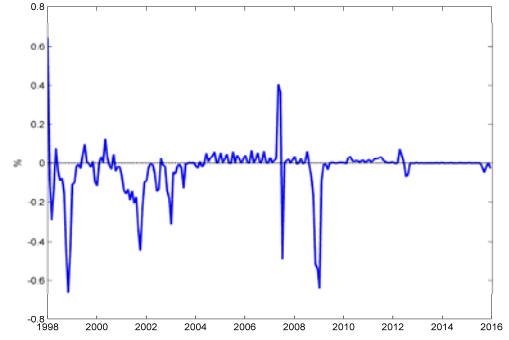
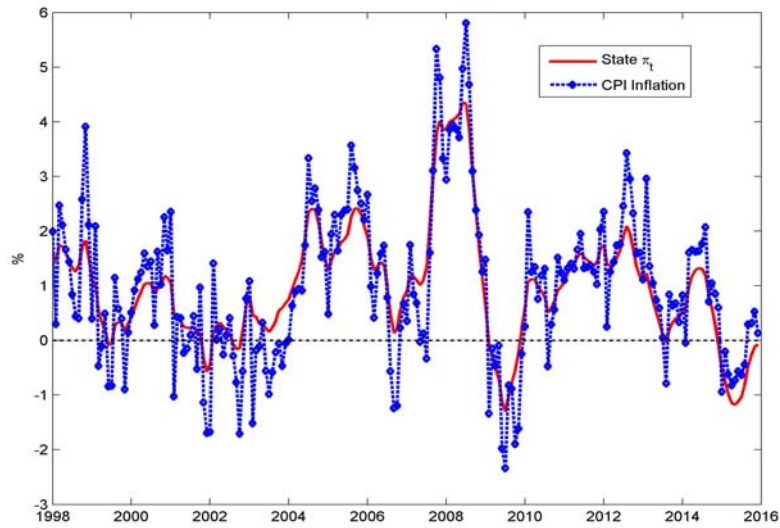
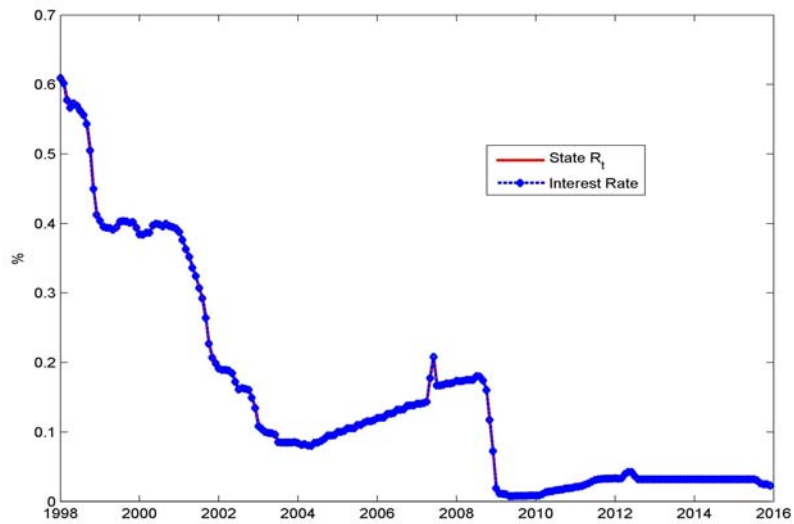


圖2 總體經濟變數觀察值與DSGE-MF 模型之狀態估計值
(貿易加權外國變數)

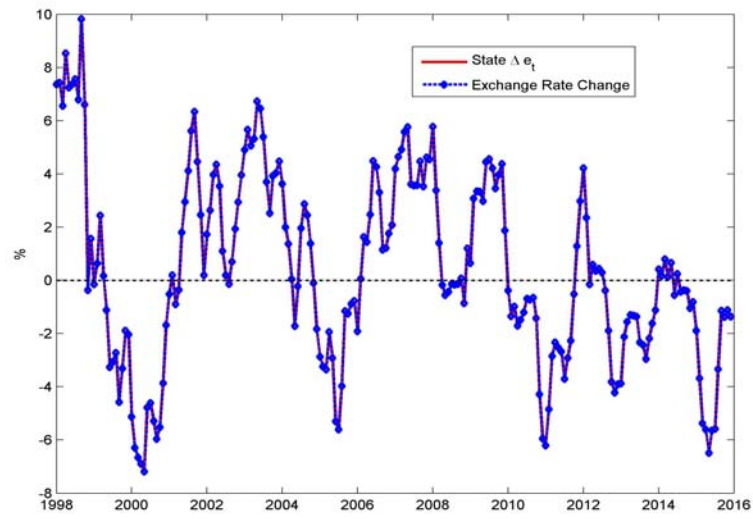
(a) CPI 物價膨脹率 vs. 狀態變數 π_t



(b) 金融業隔夜拆款利率 vs. 狀態變數 R_t



(c) 臺幣名目有效匯率指數變動率 vs. 狀態變數 Δe_t



(d) 貿易條件變動率 vs. 狀態變數 Δs_t

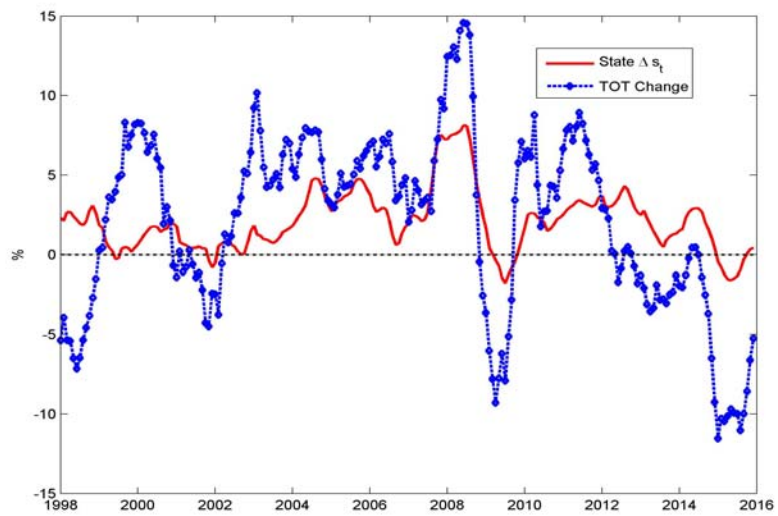


圖3. 實質GDP季增率與DSGE-MF模型估計之實質產出成長率 Q_t
(貿易加權外國變數)

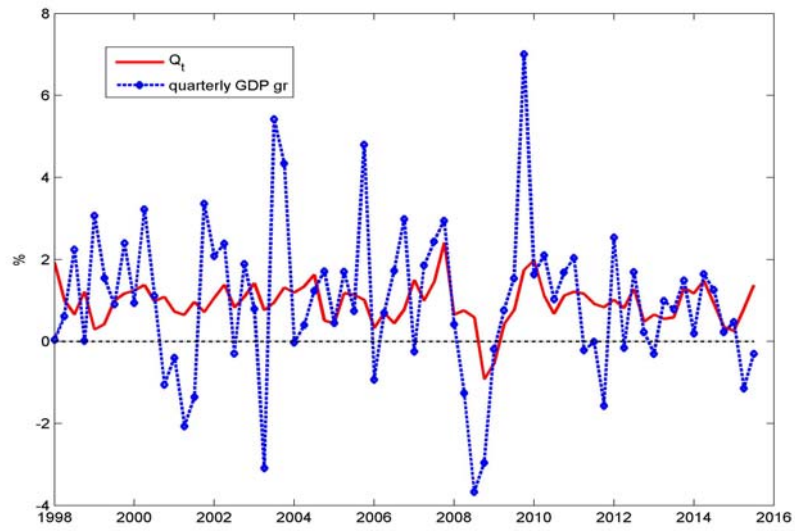
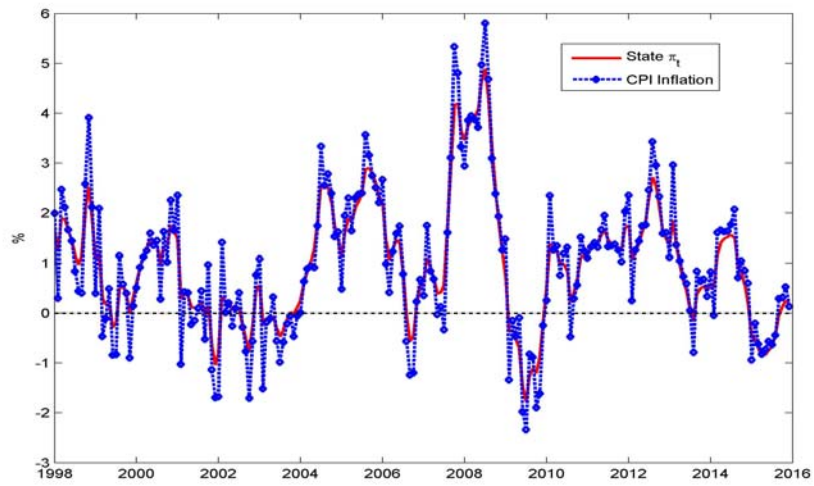
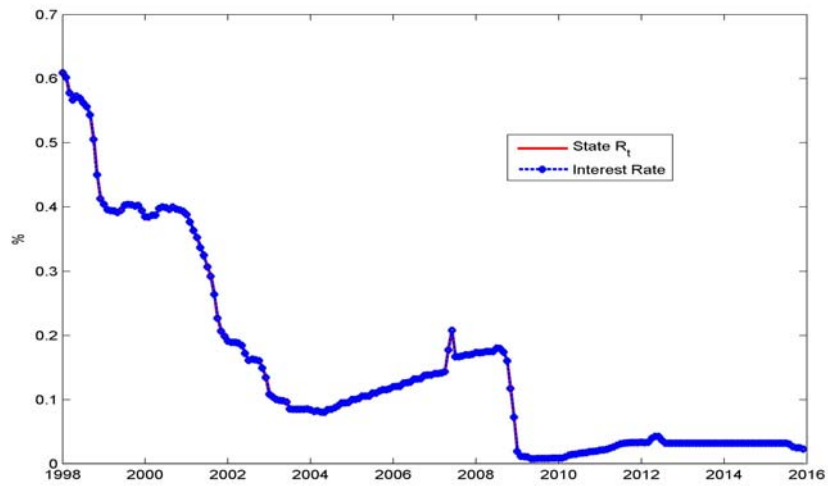


圖4 總體經濟變數觀察值與DSGE-MF 模型之狀態估計值
(美國變數為外國變數)

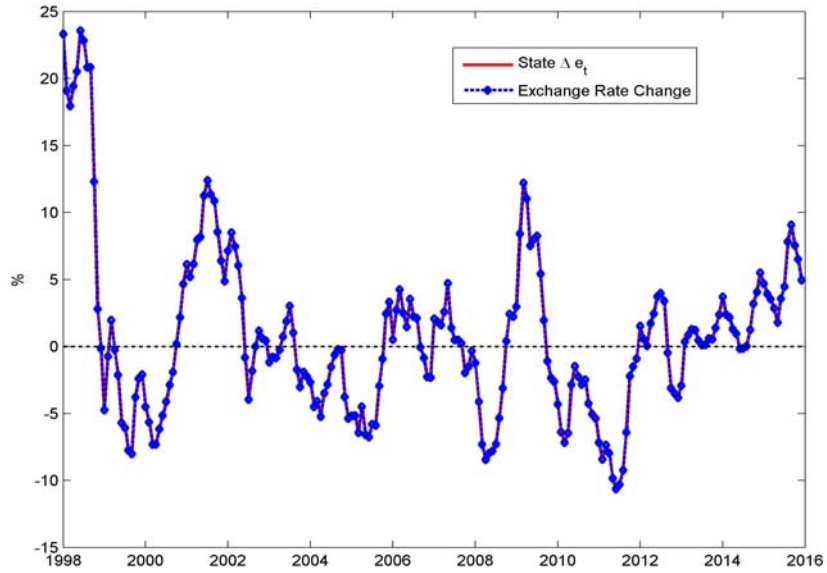
(a) CPI 物價膨脹率 vs. 狀態變數 π_t



(b) 金融業隔夜拆款利率 vs. 狀態變數 R_t



(c) 名目匯率變動率 vs. 狀態變數 Δe_t



(d) 貿易條件變動率 vs. 狀態變數 Δs_t

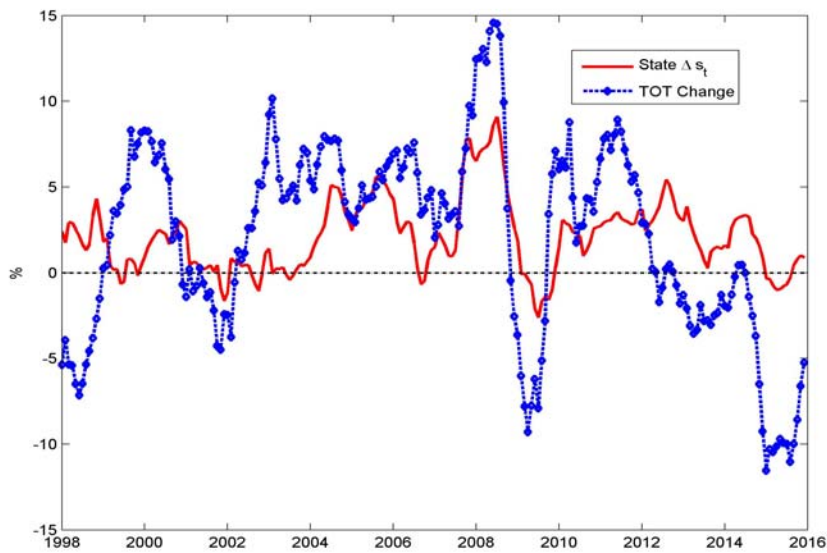


圖5. 實質GDP季增率與DSGE-MF模型估計之實質產出成長率 Q_t
(美國變數為外國變數)

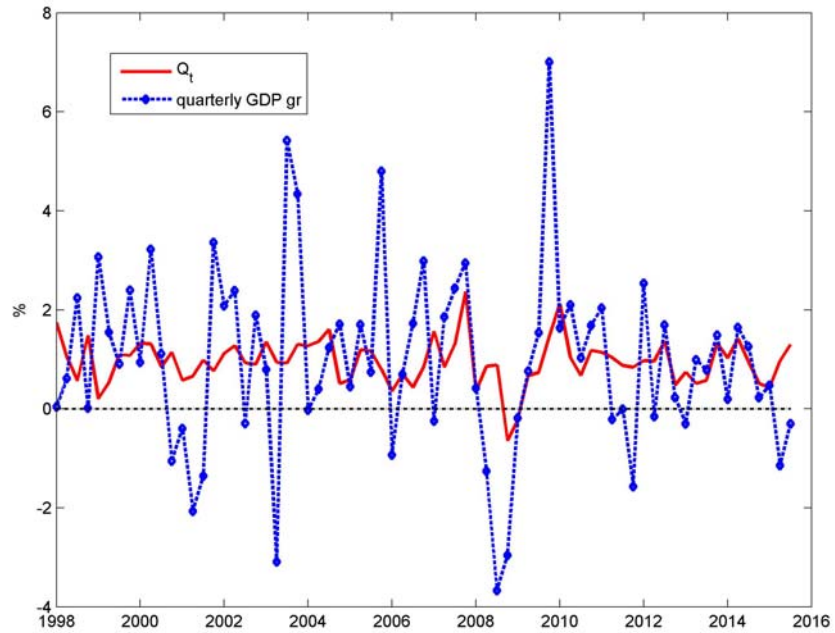


表1. 混合頻率資料結構

年/月	CPI 年增率 (%) INF_t	名目利率 年率(%) $RATE_t$	名目匯率年變動率 (%) $\Delta NEER_t$	貿易條件年增率 (%) ΔTOT_t	外國CPI 年增率 (%) INF_t^*	實質產出季成長率 (%) $GDPGR_t$	外國實質產出季成長率 (%) $GDPGR^*$
1998 M01	1.996	7.312	7.364	-5.371	1.620		
1998 M02	0.298	7.222	7.430	-3.934	1.213		
1998 M03	2.471	6.931	6.562	-5.344	1.863	0.039	2.070
1998 M04	2.119	6.800	8.530	-5.401	1.107		
1998 M05	1.665	6.877	7.253	-6.482	0.873		
1998 M06	1.444	6.837	7.365	-7.134	0.617	0.617	2.677
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2014 M07	1.764	0.387	0.248	-0.000	2.177		
2014 M08	2.074	0.386	-0.431	-1.404	1.972		
2014 M09	0.711	0.387	-0.370	-2.496	1.783	1.259	2.839
2014 M10	1.050	0.387	-0.389	-3.695	1.708		
2014 M11	0.854	0.387	-1.042	-6.489	1.426		
2014 M12	0.602	0.387	-0.807	-9.243	1.268	0.227	2.948
2015 M01	-0.939	0.387	-1.890	-11.528	0.773		
2015 M02	-0.204	0.388	-3.679	-10.280	0.992		
2015 M03	-0.621	0.387	-5.366	-10.444	1.030	0.472	2.997
2015 M04	-0.819	0.387	-5.604	-10.135	0.761		
2015 M05	-0.731	0.387	-6.485	-9.701	0.706		
2015 M06	-0.565	0.387	-5.644	-9.921	0.761	-1.145	2.850
2015 M07	-0.632	0.387	-5.584	-9.979	0.836		
2015 M08	-0.439	0.367	-3.336	-11.022	0.939		
2015 M09	0.296	0.320	-1.143	-9.993	0.656	-0.302	2.849
2015 M10	0.315	0.301	-1.371	-8.565	0.659		
2015 M11	0.529	0.301	-1.115	-6.613			
2015 M12	0.135	0.275	-1.366	-5.250			

表2. 混合頻率結構模型估計結果 (以貿易加權計算外國變數)

參數		校準值	
消費跨期替代彈性倒數	σ	1.000	
勞動供給彈性倒數	φ	5.000	
開放程度	α	0.530	
時間偏好折現因子	β	0.998	

參數		估計值 (ML Estimate)	標準誤 (S.E.)
Δs_t 之 AR(1) 係數	ρ_s	0.903**	0.002
Δa_t 之 AR(1) 係數	ρ_a	0.999**	0.024
Δy_t^* 之 AR(1) 係數	ρ_{y^*}	0.905**	0.038
π_t^* 之 AR(1) 係數	ρ_{π^*}	0.965**	0.021
價格僵固	ϕ	0.961**	0.002
利率平滑係數	ρ_R	0.986**	0.033
貨幣政策反應係數	ψ_π	-0.248	0.266
貨幣政策反應係數	ψ_y	0.670	0.589
結構衝擊之標準差:			
	σ_R	0.033**	0.014
	σ_e	3.634**	0.245
	σ_s	0.826**	0.090
	σ_a	0.000	0.000
	σ_{π^*}	0.321**	0.020
	σ_{y^*}	0.048**	0.008
測量誤差之標準差:			
	$\sigma_{u,\pi}$	0.784**	0.111
	$\sigma_{u,y}$	1.732**	0.185
	$\sigma_{u,R}$	0.000	0.000
	$\sigma_{u,e}$	0.000	0.016
	$\sigma_{u,s}$	4.734**	0.213
	σ_{u,π^*}	0.000	0.004
	σ_{u,y^*}	0.304**	0.117
最大概似值 (ML value)		-1383.35	

註1: * 代表該參數估計值在 10% 下顯著, ** 代表該參數估計值在 5% 下顯著。

表3. 混合頻率結構模型估計結果 (以美國變數為外國變數)

參數		校準值	
消費跨期替代彈性倒數	σ	1.000	
勞動供給彈性倒數	φ	5.000	
開放程度	α	0.530	
時間偏好折現因子	β	0.998	

參數		估計值 (ML Estimate)	標準誤 (S.E.)
Δs_t 之 AR(1) 係數	ρ_s	0.864**	0.003
Δa_t 之 AR(1) 係數	ρ_a	0.999**	0.007
Δy_t^* 之 AR(1) 係數	ρ_{y^*}	0.880**	0.064
π_t^* 之 AR(1) 係數	ρ_{π^*}	0.939**	0.031
價格僵固	ϕ	0.944**	0.003
利率平滑係數	ρ_R	0.978**	0.015
貨幣政策反應係數	ψ_π	-0.122	0.081
貨幣政策反應係數	ψ_y	0.498**	0.191
結構衝擊之標準差:			
	σ_R	0.032**	0.015
	σ_e	6.730**	0.438
	σ_s	1.054**	0.131
	σ_a	0.000	0.000
	σ_{π^*}	0.457**	0.044
	σ_{y^*}	0.027**	0.009
測量誤差之標準差:			
	$\sigma_{u,\pi}$	0.587**	0.084
	$\sigma_{u,y}$	1.773**	0.190
	$\sigma_{u,R}$	0.000	0.000
	$\sigma_{u,e}$	0.000	0.000
	$\sigma_{u,s}$	4.948**	0.203
	σ_{u,π^*}	0.000	0.002
	σ_{u,y^*}	0.451**	0.058
最大概似值 (ML value)		-1570.05	

註1: * 代表該參數估計值在 10% 下顯著, ** 代表該參數估計值在 5% 下顯著。

表4. 台灣 DSGE 相關模型設定以及估計結果比較

論文	本計畫	黃俞寧 (2013)	Teo(2009)
計量模型頻率	月季混合頻率	季模型	季模型
樣本期間	1998M1 - 2015M12	1979Q1 - 2012Q2	1992Q1 - 2004Q4
貨幣政策	泰勒法則	貨幣總量法則	貨幣總量法則
消費跨期替代彈性 $1/\sigma$	校準 1 (log-utility)	校準 1 (log-utility)	校準 1 (log-utility)
勞動供給彈性 $1/\varphi$	校準 $1/5=0.2$	校準 $1/4.56 = 0.22$	校準 $1/5 = 0.2$
開放程度 α	校準 0.53	校準 0.91	校準 0.4
時間偏好折現因子 β	0.998 (年利率 1.2%)	0.99 (年利率 4%)	0.99 (年利率 4%)
價格僵固 ϕ	貿易加權外國變數 0.961 (僵固期 26 月) 美國為外國變數 0.944 (僵固期 18 月)	0.38 (僵固期 1.6 季)	0.635 (僵固期 2.7 季)

表5. 縮減式混合頻率模型估計結果: 樣本期間 1998年1月至2015年12月

解釋變數	狀態方程式						
	eq. (17)	eq. (18)	eq. (19)	eq. (20)	eq. (21)	eq. (22)	eq. (23)
	π_t	y_t	R_t	Δe_t	Δs_t	π_t^*	Δy_t^*
π_{t-1}	0.5654** (0.0871)	-0.0684 (0.1707)					
y_{t-1}	-0.6413* (0.3803)	-0.6302** (0.1273)					
R_{t-1}	1.5119 (0.9868)	1.5161 (1.7978)	0.9788** (0.0054)				
Δe_{t-1}	-0.0316 (0.0283)	-0.0272 (0.0471)		0.9213** (0.0286)			
Δs_{t-1}	0.0589 (0.0522)	0.1460** (0.0572)			0.9644** (0.0190)		
π_{t-1}^*	0.3098 (0.2456)	-0.0849 (0.5432)				0.9648** (0.0209)	
Δy_{t-1}^*	2.7636* (1.5285)	5.3507** (2.5103)					0.9070** (0.0453)
縮減式衝擊之標準差:							
	0.8233** (0.0567)	0.1935 (0.2266)	0.0327** (0.0148)	1.3811** (0.1146)	1.5582** (0.1233)	0.3208** (0.0205)	0.0476** (0.0084)
測量誤差之標準差:							
	0.0000 (0.2351)	1.4040** (0.2061)	0.0000 (0.0003)	0.0000 (0.5390)	0.0000 (0.7931)	0.0000 (0.0173)	0.3059** (0.1405)
最大概似值 (ML value):			-878.25				

註 1: 括號內之數值為標準誤。0.0000 代表該參數估計值小於 0.00001。

註 2: * 代表該參數估計值在 10% 下顯著, ** 代表該參數估計值在 5% 下顯著。

表6. 實質國內生產毛額 (GDP) 季增率即時預報

年/月	實質GDP 季增率 (%)	DSGE-MF 即時預報		RE-MF 即時預報	
		預報值(%) (B)	誤差平方 (C)	預報值(%) (D)	誤差平方 (E)
	(A)				
2012 M03	2.536	0.982	2.416†	0.262	5.172
2012 M06	-0.157	0.879	1.073†	1.028	1.403
2012 M09	1.692	1.507	0.034†	1.329	0.132
2012 M12	0.233	0.476	0.059†	2.322	4.366
2013 M03	-0.300	0.780	1.168	0.603	0.815†
2013 M06	0.993	0.577	0.173	1.369	0.141†
2013 M09	0.786	0.585	0.040†	1.458	0.452
2013 M12	1.487	1.456	0.001†	0.746	0.550
2014 M03	0.200	1.343	1.306†	1.810	2.593
2014 M06	1.641	1.707	0.004†	1.199	0.196
2014 M09	1.259	1.050	0.044	1.265	0.000†
2014 M12	0.227	0.430	0.041	0.405	0.032†
2015 M03	0.472	0.241	0.053†	-0.350	0.676
2015 M06	-1.145	0.924	4.279†	1.753	8.397
2015 M09	-0.302	1.479	3.173	0.987	1.663†
2015 M12	0.790	1.679	0.790†	1.730	0.884
RMSE			0.957		1.310

註 1: 表中 '†' 表得到較小即時預報誤差平方的模型。

表7. 實質國內生產毛額 (GDP) 季增率預測

年/季	(A)	(B)		(C)		(D)		(E)		(F)	
	實質GDP 季增率	AR(1) 季模型 one-quarter-ahead		DSGE-MF 混頻模型 two-month-ahead		DSGE-MF 混頻模型 one-month-ahead		RE-MF 混頻模型 two-month-ahead		RE-MF 混頻模型 one-month-ahead	
	(%)	預測值	誤差平方	預測值	誤差平方	預測值	誤差平方	預測值	誤差平方	預測值	誤差平方
2012 Q1	2.536	0.578	3.834	1.054	2.199†	1.054	2.199	0.641	3.594	0.600	3.749
2012 Q2	-0.157	1.338	2.235	1.080	1.529	1.080	1.529	0.273	0.185†	0.374	0.281
2012 Q3	1.692	0.888	0.646	1.058	0.402	1.058	0.402	1.078	0.377	1.172	0.270†
2012 Q4	0.233	1.181	0.898	1.069	0.699	1.069	0.699	0.965	0.535	0.903	0.449†
2013 Q1	-0.300	0.951	1.566	1.055	1.837	1.055	1.837	0.275	0.331	0.213	0.264†
2013 Q2	0.993	0.847	0.021	1.033	0.002†	1.033	0.002	0.381	0.375	0.362	0.398
2013 Q3	0.786	1.043	0.066	1.032	0.061†	1.032	0.061	-0.224	1.019	-0.281	1.139
2013 Q4	1.487	1.008	0.230	1.028	0.211†	1.028	0.211	-0.123	2.594	-0.159	2.710
2014 Q1	0.200	1.120	0.845	1.036	0.698	1.036	0.698	0.422	0.049†	0.456	0.066
2014 Q2	1.641	0.916	0.527	1.023	0.383†	1.023	0.383	0.590	1.105	0.538	1.218
2014 Q3	1.259	1.136	0.015†	1.032	0.052	1.032	0.052	0.493	0.587	0.488	0.595
2014 Q4	0.227	1.083	0.733	1.035	0.653	1.035	0.653	0.365	0.019	0.300	0.005†
2015 Q1	0.472	0.922	0.203†	1.023	0.304	1.024	0.304	-0.336	0.652	-0.378	0.723
2015 Q2	-1.145	0.950	4.388	1.016	4.667	1.016	4.667	-0.357	0.621	-0.362	0.613†
2015 Q3	-0.302	0.674	0.954	0.985	1.657	0.985	1.657	-0.385	0.007†	-0.405	0.011
2015 Q4	0.790	0.775	0.000†	0.967	0.031	0.967	0.031	0.371	0.175	0.455	0.112
RMSE			1.036		0.981		0.981		0.874		0.888

註 1: 表中 '†' 表得到最小即時預測誤差平方的模型。

附錄

附錄1 模型推導過程

本研究的結構式模型簡化自 Gali and Monacelli (2005) 小型開放經濟新凱因斯DSGE模型，本附錄整理出3.1節當中式(1)-式(2) 的推導過程。以下小寫變數 x_t 均代表變數 X_t 對數化偏離靜止均衡，即 $x_t = \ln X_t - \ln X$ ，其中 X 為靜止均衡值。

在小型開放經濟體系中，代表性家計單位同時消費本國財貨 ($C_{H,t}$) 與消費進口的外國財貨 ($C_{F,t}$)。假設此兩類財貨的消費替代彈性為1，且消費總合 (C_t) 為此兩類消費的固定替代彈性 (constant elasticity of substitution, 以下簡稱CES) 函數，如下：

$$C_t = \frac{1}{(1-\alpha)^{1-\alpha} \alpha^\alpha} C_{H,t}^{1-\alpha} C_{F,t}^\alpha$$

其中 $0 \leq \alpha < 1$ 為國內消費用於進口財貨的比率， α 衡量一個經濟體的開放程度，當 $\alpha = 0$ 時對應封閉經濟體系。則消費者物價指數 (P_t) (Consumer Price Index, 以下簡稱CPI) 也具CES函數形式，是國內財貨價格 ($P_{H,t}$) 與進口財貨價格 ($P_{F,t}$) 的函數：

$$P_t = (P_{H,t})^{1-\alpha} (P_{F,t})^\alpha$$

在購買力平價條件 ($P_{H,t} = P_{F,t}$) 成立下，上式經線性化後得出：

$$p_t = (1-\alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} \quad (\text{A1})$$

本文定義貿易條件為以出口財貨表示的進口財的相對價格， $S_t \equiv P_{F,t} / P_{H,t}$ ，故 $s_t = p_{F,t} - p_{H,t}$ 。根據式(A1)與貿易條件的定義可進一步得出：

$$p_t = p_{H,t} + \alpha s_t \quad (\text{A2})$$

因此，本國CPI物價膨脹率為

$$\pi_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = p_t - p_{t-1} = (1-\alpha)\Delta p_{H,t} + \alpha\Delta p_{F,t} = \pi_{H,t} + \alpha\Delta s_t$$

即當國內財貨價格上升或進口財貨價格的上升速度大於出口財貨價格的上升速度時，通膨即會惡化。令 e_t 為名目匯率， p_t^* 為世界價格指數，加上單價法則 (law of one price) 成立的假設 (即 $p_{F,t} = e_t + p_t^*$)，則貿易條件可以表示為：

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (\text{A3})$$

進一步可得出貿易條件與名目匯率有以下關係：

$$e_t + p_t^* - p_t = (1-\alpha)s_t$$

取一次差分可得出以下名目匯率的動態調整過程：

$$\Delta e_t + \pi_t^* - \pi_t = (1-\alpha)\Delta s_t \quad (\text{A4})$$

式(A4)再加上名目匯率變動的外生衝擊 ($\varepsilon_{e,t}$)，即成為 3.1 節的式(3)。

假設代表性家計單位的效用為消費總和 C_t 與勞動工時 N_t 的函數：

$$u(C_t, 1-N_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$$

其中 N_t 為單位化後的勞動工時， $1/\sigma$ 代表消費跨期替代彈性， $1/\varphi$ 為勞動供給彈性。家計單位 t 期的預算限制為

$$P_t C_t + B_{t+1} = R_t B_t + W_t N_t + T_t \quad (\text{A5})$$

其中 P_t 為消費者物價指數， B_t 為持有債券名目價值， W_t 為名目工資， T_t 為來自政府的名目定額移轉， R_t 為名目利率。令 β 表示家計單位的折現因子，家計單位極大化其終生效用：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, N_t)$$

並且受限於預算限制式(A5)，則可得出以下一階條件：

$$C_t^\sigma N_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t}$$

$$\beta R_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} = 1$$

以上家計單位最適條件經線性化後可得出：

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t \quad (\text{A6})$$

$$c_t = E_t \left\{ c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} \left(r_t - \pi_{t+1} - \frac{1-\beta}{\beta} \right) \right\} \quad (\text{A7})$$

假設國際間的金融市場完全整合 (complete security market)，則各國代表性家計單位的跨期最適條件在進行一階逼近後，可導出以下的國際風險共擔 (international risk sharing) 條件：

$$c_t = c_t^* + \left(\frac{1-\alpha}{\sigma} \right) s_t \quad (\text{A8})$$

國內商品市場結清條件為：

$$y_t = c_t + \frac{\alpha \omega}{\sigma} s_t \quad (\text{A9})$$

當中 $\omega = [\sigma + (1-\alpha)(\sigma-1)]$ 。當 s_t 為正，代表本國商品出口價格相對於進口品價格低廉，誘使外國對本國商品有需求，隨著開放程度(α)愈大，出口份額會愈大。經過加總，全球商品市場結清條件為全球商品總產出(y_t^*)等於全球商品總消費(c_t^*)：

$$y_t^* = c_t^* \quad (\text{A10})$$

由國際風險分擔條件(A8)、國內商品市場結清條件(A9)、及全球商品市場結清條件(A10)，可得出：

$$y_t = y_t^* + \frac{1}{\sigma_\alpha} s_t \quad (\text{A11})$$

當中 $\sigma_\alpha \equiv \frac{\sigma}{(1-\alpha) + \alpha \omega} > 0$ 。結合代表性家計單位的跨期最適條件(A7)及國內商品市場結清條件(A9)，可得出：

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [R_t - E_t \pi_{t+1} - (\frac{1}{\beta} - 1)] - \frac{\alpha \omega}{\sigma} E_t \Delta s_{t+1}, \quad (1)$$

上式即為 3.1 節開放經濟 IS 曲線，式(1)。

本國最終財生產函數假設為一具固定替代彈性 CES 的函數：

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \varepsilon > 1$$

其中 ε 為國內中間財 $Y_t(i)$ 之間的生產替代彈性。 ε 值愈高代表最終財廠商對中間財的需求價格彈性愈高，中間財廠商的價格加碼愈低。為了簡化分析，本模型不考慮資本財。假設第 i 個異質中間財廠商的產出為技術 A_i 與勞動投入 $N_t(i)$ 的函數：

$$Y_t(i) = A_i N_t(i)$$

假設個別廠商的生產函數皆相同對稱，線性化後得到以下的總合產出與勞動投入之間的關係式：

$$y_t = a_t + n_t \quad (A12)$$

國內中間財廠商處於壟斷性競爭市場結構，其產品價格具有名目僵固性。價格僵固採用 Calvo (1982) 的設定，令 ϕ 為每期當中無法重設價格的中間財廠商比例， ϕ 值愈高，代表市場價格僵固程度愈高。令 $MC_t(i)$ 代表第 i 個中間財廠商的實質邊際成本， $P_{H,t}(i)$ 為其所訂產品價格。該廠商的最適化定價是極大化期望利潤，限制式為最終財廠商對該中間財產品的需求函數：

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \phi^k [P_{H,t}(i) Y_{t+k}(i) - P_{H,t+k} MC_{t+k}(i) Y_{t+k}(i)]$$

$$s.t. Y_{t+k}(i) = \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+k}$$

求解後，加入個別廠商在均衡下對等假設，故可略去標籤 i ，再以對數線性

化處理可得出：

$$p_{H,t} = \ln\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right) + (1-\beta\phi)E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\phi)^k (mc_{t+k} + p_{H,t+k})$$

根據上式可進一步導出廠商最適化下的本國CPI消費者物價膨脹率的動態為：

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \lambda (mc_t - mc) \quad (\text{A13})$$

其中， $\lambda = (1-\beta\phi)(1-\phi)/\phi$ ， mc 是在無價格僵固下實質邊際成本的恆定值，本式是稍後推導菲利浦曲線的基礎。由於實質邊際成本為：

$$MC_t = \frac{W_t/P_{H,t}}{\partial Y_t/\partial N_t} = \frac{W_t/P_{H,t}}{A_t}$$

對數線性化後，我們得出

$$mc_t = w_t - p_{H,t} - a_t \quad (\text{A14})$$

結合式(A14) 與家計單位一階條件(A6)、國際風險分擔條件式(A8)、國內投入產出關係式(A12)、國內商品市場結清條件(A9)、全球商品市場結清條件(A 10)及式(A 11)，可得出：

$$mc_t = (\sigma_\alpha + \varphi)y_t + (\sigma - \sigma_\alpha)y_t^* - (1+\varphi)a_t \quad (\text{A15})$$

當 $\alpha \neq 0$ 經濟體為一開放體系，國內的實質邊際成本將會受國外產出的影響。

在無名目價格僵固的環境下，壟斷性競爭廠商的最適價格加碼是廠商的實質邊際成本 $\ln((\varepsilon-1)/\varepsilon)$ ，本國潛在產出(\bar{y}_t)即是在無名目僵固下所達到的實質產出， \bar{y}_t 與技術進步以及國外總產出之間的關係為：

$$\bar{y}_t = \left[\frac{1+\varphi}{\sigma_\alpha + \varphi} \right] a_t - \alpha \left[\frac{\sigma_\alpha(\omega-1)}{\sigma_\alpha + \varphi} \right] y_t^*$$

由式(A15) 以及上述無名目價格僵固下的條件，可以推導出：

$$mc_t - mc = (\sigma_\alpha + \varphi)(y_t - \bar{y}_t) \quad (\text{A16})$$

為了推導小型開放經濟體的新凱因斯菲利浦曲線，將 $(mc_t - mc)$ 與產出缺口 $(y_t - \bar{y}_t)$ 的關係式(A16) 代入本國CPI物價膨脹率動態式(A13)中，得出：

$$\pi_{H,t} = \beta E_t(\pi_{H,t+1}) + \lambda(\sigma_\alpha + \varphi)(y_t - \bar{y}_t)$$

進一步代入 $\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha\Delta s_t$ ，則得出下式：

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} - \alpha\beta E_t \Delta s_{t+1} + \alpha\Delta s_t + \lambda[\sigma_\alpha + \varphi](y_t - \bar{y}_t), \quad (2)$$

此式即為開放經濟體系下的新凱因斯菲利浦曲線式(2)。

特別值得注意的是，本研究中對於貿易條件的設定。根據Gali and Monacelli (2005)，貿易條件的變動 Δs_t 是國內與整體世界對於本國產出相對需求的函數：

$$\Delta s_t = \frac{\sigma}{(1-\alpha) + \alpha\omega} (\Delta y_t - \Delta y_t^*)$$

當世界產出的成長率大於國內產出的成長率時，對國內生產財貨的需求增加，因而貿易條件改善(即 Δs_t 為負)。然而，國外研究文獻發現以上貿易條件內生的結構式往往與資料走勢相違背，加大估計偏誤，並且影響到模型中其他參數估計準確度，參見 Lubik and Schorfheide (2007) 的討論。我們使用本文的資料進行估計時，也遭遇此一難題。我們選擇的克服方法是依循 Lubik and Schorfheide (2007) 假設貿易條件的變動為外生，服從 AR(1) 設定：

$$\Delta s_t = \rho_s \Delta s_{t-1} + \varepsilon_{s,t},$$

其中， $\varepsilon_{s,t}$ 是貿易條件變動的外生衝擊。此式即為 3.1節式(5)。

附錄2 DSGE模型之狀態空間模型

本附錄推導3.2節DSGE模型的狀態空間模型。進行估計前，各變數資料減去其樣本平均值，故以下模型的常數項歸零，在4.2節繪圖比對GDP季增率與實質產出成長率狀態變數 Q_t ，序列有還原加回樣本平均值。

令狀態變數向量為 $X_t = [\pi_t, \hat{y}_t, R_t, \Delta e_t, \Delta s_t, \Delta a_t, \pi_t^*, \Delta y_t^*]$ ，根據3.2節之DSGE線性模型，式(1) - (8)的矩陣模式可以表示成：

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} 0 & 1 & \frac{1}{\sigma} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -\lambda[\sigma_\alpha + \varphi] & 0 & 0 & -a & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -(1-\rho_R)\psi_e & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 1 & \alpha-1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & -\sigma_\alpha & 0 & 0 & 1 & -\sigma_\alpha\left(\frac{1+\varphi}{\sigma_\alpha + \varphi}\right) & 0 & \sigma_\alpha\left(1 + \frac{\alpha\sigma_\alpha(\omega-1)}{\sigma_\alpha + \varphi}\right) \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ \hat{y}_t \\ R_t \\ \Delta e_t \\ \Delta s_t \\ \Delta a_t \\ \pi_t^* \\ \Delta y_t^* \end{bmatrix} \\
 = & \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_R & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\sigma_\alpha & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_a & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_\pi^* & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_{y^*} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \hat{y}_{t-1} \\ R_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \\ \Delta s_{t-1} \\ \Delta a_{t-1} \\ \pi_{t-1}^* \\ \Delta y_{t-1}^* \end{bmatrix} \\
 + & \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma} & 1 & 0 & 0 & -\frac{\alpha\omega}{\sigma} & \frac{1+\varphi}{\sigma_\alpha + \varphi} & 0 & \frac{-\alpha\sigma_\alpha(\omega-1)}{\sigma_\alpha + \varphi} \\ \beta & 0 & 0 & 0 & -\alpha\beta & 0 & 0 & 0 \\ (1-\rho_R)\psi_\pi & (1-\rho_R)\psi_y & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \pi_{t+1} \\ E_t \hat{y}_{t+1} \\ E_t R_{t+1} \\ E_t \Delta e_{t+1} \\ E_t \Delta s_{t+1} \\ E_t \Delta a_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1}^* \\ E_t \Delta y_{t+1}^* \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

附錄3 期中審查會議紀錄與委員意見回覆

壹、期中審查會議紀錄

「建構臺灣的混合頻率動態結構總體模型」委託研究計畫

期中報告審查會會議紀錄

時 間：民國104年11月12日上午9時30分至11時

地 點：中央銀行第2大樓第1102會議室

主 席：林處長宗耀

報告人：姚教授睿（中央大學經濟學系）

出 席：

評論人：陳研究員宜廷（中央研究院經濟研究所）

黃教授俞寧（政治大學經濟學系）

經研處：林副處長淑華、汪研究員建南、廖研究員俊男、鄭副研究員漢

亮、陳專員裴紋、陳專員佩玗、林專員依伶、蕭辦事員宇翔、

李辦事員宗憲

業務局：林專員主恩、陳辦事員雅慧

金檢處：侯研究員德潛

記 錄：吳副研究員俊毅

報告內容：詳附件

壹、評論人意見與報告人答覆：

陳研究員宜廷：

個人對本研究的想法給予肯定，不論是利用DSGE模型進行經濟成長率預測，或是利用目前最流行的混合頻率方式進行估計，皆為學術前端的研究概念，對於目前執行進度以及若干實證結果，有以下數點建議：

一、本研究於期中報告以匯率調整方程式與泰勒法則勾勒中央銀行行為。為檢驗是否符合臺灣實際狀況，可以從實際資料進行比對，了解模型設定是否符合資料走勢，否則易產生模型誤設，造成推論錯誤。

二、結構式模型與縮減式模型各有優缺點：

1. 結構式模型優點在於可以進行重要政策擬真分析(counterfactual analysis)，評估政策有效性。Aruoba, Diebold and Scotti (2009)所建立之縮減式模型則適合監控美國經濟情勢，而非政策評估。從上述可知，兩個模型的出發點及用途皆不同，我們不能僅以參數是否具有統計顯著，就判定何者為佳。

2. 若本研究可同時進行政策擬真分析與監控當前臺灣經濟情勢，則將具有學術與政策分析貢獻。

三、計量議題之相關看法及建議：

1. 本研究目前運用狀態空間(state-space)模型估計一階線性展開方程式，然而Carroll (2001, *Advances in Macro*) and Attanasio and Low (2004, *RED*)發現，若以一階線性展開方式估計消費方程式可能存在近似誤差(approximation errors)。

2. 若理論的參數無法認定，則無法得到一致性的估計結果，建議研究團

隊應該先確定模型參數是可以被認定後，再進行估計。

3. 目前的研究報告為 QM (quarterly-monthly) 模型，Aruoba-Diebold-Scotti(ADS)為發表於 *Journal of Business and Statistics* 的模型則為 QMWD (quarterly-monthly-weekly-daily)模型，費城聯邦準備銀行則是利用 QMW 模型評估美國當前經濟情勢。

若能將本研究擴展至QMWD模型將會是有趣的研究，係因匯率屬於高頻資料，至少可以運用周頻資料，更可以使用日頻資料。但成本在於狀態空間的矩陣運算及周頻、月頻與季頻資料的時間排序比對處理，都是挑戰。

四、其他：

1. 為了使讀者更了解本文理論架構，建議研究團隊在期末報告附錄呈現 DSGE 模型推導過程。
2. 在期末報告應更聚焦，如預測(forecasting)、及時預測(nowcasting)或擬真分析，讓本研究的貢獻更加明確。

黃教授俞寧：

依據期中報告成果，提出以下評論與建議。

一、模型設定與假設：

1. 期中報告直接以線性化後的結果進行說明，但對於讀者而言，似乎無法通盤瞭解模型基本假設，如市場結構、廠商定價模式等。在期末報告時，建議增加整體模型的介紹與說明，有利於讀者閱讀。
2. 由於 Gali and Monacelli(2005)的模型相對簡化，對於要素投入，非貿易財，與工資僵固性等議題皆未處理，建議本研究將上述設定列為

未來研究方向，讓模型更加完備。

二、模型細節方面：

1. 請補充說明，式(4)的貿易條件成立是基於貿易財單價法則成立。
2. 依據式(6)，貿易條件為外生，但與 Gali and Monacelli (2005)設定不同，雖 Lubik and Schorfheide(2007)一文有做外生假設，但與本研究目前設定及結構並不一致，請研究團隊進一步說明。
3. 建議研究團隊貨幣政策應採用貨幣總量法則，係因中央銀行每年會公布 M2 目標區，且現有文獻也以貨幣總量法則為主，如 Teo(2009)與黃俞寧(2013)。
4. 在線性模型中，能否加入成長趨勢，以捕捉經濟變數長期狀態。

三、估計結果

1. 本研究運用最大概似法(MLE)以混合頻率資料估計結構混合頻率模型的結構參數，建議研究團隊可以與現有 DSGE 模型估計結果進行比較，如 Teo (2009)與黃俞寧(2013)，以了解模型設定是否正確。
2. 本文名目匯率升貶呈對稱反應設定，在新台幣升值時升息，貶值時降息，因此，會擴大匯率的波動區間。以臺灣作為小型開放經濟體而言，中央銀行的重要政策目標之一為維持匯率穩定，此估計結果並不符合實際狀況，建議更進一步檢驗。另一方面，可以重新將參數帶回模型，再驗證是否滿足 determinacy 的條件。

四、其他：

1. 建議更進一步說明資料建構方式，如匯率與隔拆利率皆為日資料，如何轉換成月資料，是採取月底資料，或是月平均資料。
2. 請研究團隊於期末報告詳細說明本研究之估計方法，以利讀者了解

本研究之貢獻。

3. 針對估得的月 GDP 加總後得到的季 GDP 與其實際值相較，走勢過於平穩的問題，建議可考慮多國 GDP 加權的全球 GDP，而非僅用美國 GDP。

姚教授睿綜合回答：

- 一、 模型認定問題部分，研究團隊相信此模型是文獻估計常用的模型，在參數認定上不會產生無法認定狀況。計量文獻上，亦有人透過 Information matrix 進行局部(local)認定，我們也會再嘗試相關方法，讓模型解更為穩定。
- 二、 關於本模型是否可以拓展至 QMW 模型或是 QMWD 模型，相信本研究是可以做到，但是 ADS 模型如同陳研究員所說，主要是用來監控美國總體經濟情勢，而非進行總體預測，目的有所不同。預測能力比較方面，QMW 模型與 QM 模型要實際進行分析後，才能知道哪一個模型表現較佳。本研究只是一個混合資料模型的出發點，未來可加入更高頻率資料的預測，精進此模型。
- 三、 關於央行行為方程式，本研究嘗試多種模型，但是 DSGE 模型及狀態空間模型皆需要模型穩定解，僅在貿易條件為外生時，才有穩定解，得到收斂的估計值，代表貿易條件內生化的理論限制太強。
- 四、 在泰勒法則部分，若誤設模型，將會造成估計結果不正確。目前估計結果，即告訴我們計畫中估計的法則可能錯誤，無法利用簡單對稱法則捕捉央行行為。

貳、本行同仁發言意見與報告人答覆(依發言順序記錄)：

侯研究員德潛：

- 一、對於 GDP 的月預測，全文以狀態空間法將新興凱因斯 DSGE 季模型與混頻月資料模型結合，主因混頻可減輕期間加總偏誤而獲得較好的結果；其中重要假設在 3.1 節，對臺灣各季 GDP 的動態走勢預測，一個追求理性最適行為的代表性經濟個體是以「在沒有該項 GDP 季資料的期間」，即各月作為時間單位來形成決策。

混頻資料在理想上可用月、周、日等形式，但頻率資料愈高，雜訊可能愈高，本研究雖期待以混頻來結合兩種頻率訊息的長處，但在實務上則是以專家學者的權衡判斷(濾除雜訊)來取代函數形式如狀態空間模型(內含雜訊)的連結；權衡與模型如何取捨可能有相當的難度。

- 二、最近臺灣的 GDP 成長下滑受中國大陸經濟趨緩影響大，與美國經濟走勢不同，但模型中卻完全無中國大陸的 GDP，建議國外 GDP 可考慮改成加權平均之世界所得。

- 三、結論(P.14)「央行管理匯率目標不在於穩定匯率，...，台幣貶值時央行往往採推波助瀾政策，」需要修正，主要因傳統泰勒法則設定不完全適用於臺灣；央行是採用貨幣目標區(從量)與美國 Fed 操控聯邦資金利率(從價)不同。

非傳統泰勒法則對產出變數是使用差分或變動的形式，也沒有匯率變數在內，原因是 Taylor 認為匯率已對物價與產出缺口作出反應，不須再特別考慮匯率目標的操作。

廖研究員俊男：

- 一、本計畫執行時間至 2016 年 2 月 15 日，期末報告期間為 2016 年 1 月

15日之前。若計畫需展延，可於計畫截止日前一個月提出，最多展延一個月。

- 二、研究團隊於研究計畫書曾提及，利用縮減式混合頻率模型，得到的單一隱形因子可解讀為一綜合經濟情勢指標，再用以預測月 GDP。但目前報告書著墨並不多，請於期末報告中加以說明。

縮減式模型設定方面，僅對通膨率及產出成長率設定較為複雜，其餘皆為AR(1)模型。若對應DSGE模型，匯率及利率之設定皆與經濟理論相關，若要真正比較縮減式模型與DSGE模型之結果，兩者設定似應較為接近，請研究團隊重新考慮縮減式模型之設定。

- 三、本文運用季調後 GDP 資料進行預測，未來呈現之預測結果將為季調後之「季增率(saqr)」或月增率形式，惟目前國內主要機構公布之經濟成長預測仍以未經季調之「年增率(yoy)」形式為主（本行重要之總體經濟參考資訊），研究團隊是否可於期末報告補充說明(或提供建議)如何將本文研究成果，與現行 GDP 年增率預測做適當連結。

林專員主恩：

- 一、 P.7 指出：「產出低於潛在產出時，中央銀行會升息因應」。應為誤植，請修正。

姚教授睿綜合回答：

- 一、 在期末報告之前，會跟處內同仁約定時間，先行討論期末報告結果。
- 二、 感謝侯研究員的建議，如何正確捕捉中央銀行政策行為，是本研究的重點之一，我們會對嘗試不同的變數組合，讓估計結果與實際狀況吻合。

三、感謝廖研究員的指教，在期末報告中，我們會建構一個綜合經濟情勢指標，但無法如同 ADS 模型擁有龐大的變數組合，僅將嘗試建立一個小型的 ADS 模型。本研究目前定位僅是將混合頻率概念導入符合臺灣的經濟模型。

另外，本文曾利用無季節調整之GDP進行參數估計，惟估計結果不佳，主要因有太多季節干擾因素在其中。

四、關於期中報告內容呈現方式及文字誤植等問題，皆會在期末報告統一修正。

參、主席結論與裁示：

一、首先感謝姚教授今天發表相當清楚的期中報告，亦感謝兩位評論人所提出的精湛意見，本人甚感獲益良多。

二、匯率是大家關心的政策變數，中央銀行季刊已刊登過關於匯率衝擊反應函數相關議題，姚老師或許可以參考，進一步了解。

三、請姚教授依期中會議評論人及本處同仁(計量分析科、汪研究員建南與鄭副研究員漢亮)建議修改，並改寫於期末報告。

四、請姚教授於期末報告前(暫訂1月初)，到行與處內同仁討論。

貳、意見回覆

	委員意見	期末報告回覆
陳研究員宜廷		
1	本研究於期中報告以匯率調整方程式與泰勒法則勾勒中央銀行行為。為檢驗是否符合臺灣實際狀況，可以從實際資料進行比對，了解模型設定是否符合資料走勢，否則易產生模型誤設，造成推論錯誤。	請參見註11的說明。
2	為了使讀者更了解本文理論架構，建議研究團隊在期末報告附錄呈現DSGE模型推導過程。	理論架構請參見附錄1。
3	在期末報告應更聚焦，如預測(forecasting)、及時預測(nowcasting)或擬真分析，讓本研究的貢獻更加明確。	期末報告聚焦於混合頻率模型在即時預報(nowcasting)及預測的表現。
黃教授俞寧		
1	<p>模型設定與假設：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 期中報告直接以線性化後的結果進行說明，但對於讀者而言，似乎無法通盤瞭解模型基本假設，如市場結構、廠商定價模式等。在期末報告時，建議增加整體模型的介紹與說明，有利於讀者閱讀。 2. 由於Gali and Monacelli (2005)的模型相對簡化，對於要素投入，非貿易財，與工資僵固性等議題皆未處理，建議本研究將上述設定列為未來研究方向，讓模型更加完備。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 理論架構請參見附錄1。 2. 期末報告採納審查委員的建議，將這些更能表達實際經濟結構複雜度的設定，列為未來研究方向，請參見結論。
2	<p>模型細節方面：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 請補充說明，式(4)的貿易條件 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 請參見附錄1。

	<p>成立是基於貿易財單價法則成立。</p> <p>2. 依據式(6)，貿易條件為外生，但與 Gali and Monacelli (2005) 設定不同，雖 Lubik and Schorfheide(2007)一文有做外生假設，但與本研究目前設定及結構並不一致，請研究團隊進一步說明。</p> <p>3. 建議研究團隊貨幣政策應採用貨幣總量法則，係因中央銀行每年會公布 M2 目標區，且現有文獻也以貨幣總量法則為主，如 Teo(2009)與黃俞寧(2013)。</p> <p>4. 在線性模型中，能否加入成長趨勢，以捕捉經濟變數長期狀態。</p>	<p>2. 請參見附錄1的說明。</p> <p>3. 請參見註9的說明。</p> <p>4. 我們的模型假定實質產出成長率是恆定變數(stationary variable)，這並不違反產出水準可以有成長趨勢，由於期末報告的焦點不在於探討產出水準長期成長趨勢的變化，並未分析此議題。</p>
3	<p>估計結果</p> <p>1. 本研究運用最大概似法(MLE)以混合頻率資料估計結構混合頻率模型的結構參數，建議研究團隊可以與現有 DSGE 模型估計結果進行比較，如 Teo (2009)與黃俞寧(2013)，以了解模型設定是否正確。</p> <p>2. 本文名目匯率升貶呈對稱反應設定，在新台幣升值時升息，貶值時降息，因此，會擴大匯率的波動區間。以臺灣作為小</p>	<p>1. 請參見表3的比較。</p> <p>2. 我們對貨幣政策泰勒法則的設定，未包含央行對匯率變動反應，主要是因為加入 Δe_t 變數後，式(3)的估計結果非常不穩定。</p>

	<p>型開放經濟體而言，中央銀行的重要政策目標之一為維持匯率穩定，此估計結果並不符合實際狀況，建議更進一步檢驗。另一方面，可以重新將參數帶回模型，再驗證是否滿足determinacy的條件。</p>	<p>Taylor (2001) 認為利率法則不必對匯率反應，因為匯率變動會影響產出與物價膨脹，故盯產出缺口與通貨膨脹缺口的利率法則，等同於利率政策會間接針對匯率波動作出反應。見註5、註11的說明。</p> <p>我們將表2參數值帶回模型（其中設定$\psi_y=0$），以Dynare程式驗證該模型已經滿足determinacy條件，具唯一解。見註釋10的說明。</p>
4	<p>其他</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 建議更進一步說明資料建構方式，如匯率與隔拆利率皆為日資料，如何轉換成月資料，是採取月底資料，或是月平均資料。 2. 請研究團隊於期末報告詳細說明本研究之估計方法，以利讀者了解本研究之貢獻。 3. 針對估得的月 GDP 加總後得到的季 GDP 與其實際值相較，走勢過於平穩的問題，建議可考慮多國 GDP 加權的全球 GDP，而非僅用美國 GDP。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 已進一步說明資料建構方式，請參見第 4.1 節。 2. 本研究之 Kalman filter 演算法，來自於 Aruoba et al. (2009)，在第 4.2 節有說明。本研究的主要貢獻在於第 3.2 節混頻結構模型之狀態空間模型的建立。從加總法則到狀態變數的選擇，都是本研究新創，也是多次估計嘗試之後的最佳設計。 3. 外國變數已改用依貿易權數加總平均之外國實質 GDP 成長率以及外國 CPI 通膨率，匯率資料為名目有效匯率指數，請參見第 4.1 節。
侯研究員德潛		
1	最近臺灣的GDP成長下滑受中國	外國變數已改用依貿易權數加權平

	大陸經濟趨緩影響大，與美國經濟走勢不同，但模型中卻完全無中國大陸的GDP，建議國外GDP可考慮改成加權平均之世界所得。	均之資料，其權數分別為中國大陸（含香港）0.371、美國0.214、日本0.217、歐盟19國0.129、韓國0.069。請參見第4.1節。
經研處		
1.	<p>研究動機</p> <p>1. 就目前的章節安排，僅能看到結構(DSGE)與非結構(VAR)模型之差異，並不能看到季頻與混合頻率的差異，請研究團隊於期末報告時，斟酌增加此部分之預測能力比較，以強化本研究之目的。</p> <p>2. 研究團隊於研究計畫書提及，「縮減式混合頻率模型，單一隱形因子可解讀為一綜合經濟情勢指標」。研究團隊請說明本研究未來是否會處理此部分的模型。</p>	<p>1. 季頻模型與混合頻率模型在預測上的比較，請參見4.4節的說明。</p> <p>2. Aruoba et al. (2009, ADS) 單一隱形因子縮減式混合頻率模型，隱含非常強的限制，即所有總體變數只有一個共同因子成分，相較之下，本研究中估計的縮減式混合頻率模型，限式較少。ADS模型的優勢要加入相當多總體變數方能顯現，然而估計的成本也會隨之上升，由於本計畫的時間及人力限制，ADS模型的探討留待未來處理。</p>
2	<p>Gali and Monacelli (2005)建立的小型開放經濟體DSGE模型，是一般學者用來比較不同估計方法之基準模型，如Ravenna(2007, JME)，或是應用於其他小型開放經濟體設定的依據，如紐西蘭(Liu, 2005)。請研究團隊補充說明，以此模型是否適合直接應用於臺灣經濟環境。如：</p> <p>1. 式(5)中央銀行貨幣政策的設定，目前臺灣DSGE模型皆以貨</p>	<p>1. 我們已參考此建議改變貨幣政策的設定，不再包含央行對匯率變</p>

<p>幣成長法則為主，且根據陳旭昇與吳聰敏(2010)研究，自1998年起以利率法則較能適切說明臺灣央行的貨幣政策，1998年以前臺灣較適用貨幣成長法則。</p> <ol style="list-style-type: none"> 2. 而本文全樣本期間皆設定為利率法則之合宜性(此亦涉及以下參數估計穩健性問題)。 3. 本研究模型主要參考Gali and Monacelli (2005)與Lubik and Schorfheide (2007)，但式(1) - (3)設定，並不同於前述兩篇文獻，建議適度說明推導過程(雖本研究註解3已略提及，但實際上並不易由上述文獻，直接推導到本文設定式)。 4. 文中P.6提及，式(1)為代表性家戶針對國內外財貨需求、勞動供給與「投資」所作之決策導出，是否為誤？請研究團隊說明。 5. P.6設定之貿易條件為「進口價格/出口價格」(此參考自Gali and Monacelli (2005)的設定)，此與國民所得統計慣用之貿易條件為「出口價格/進口價格」正好相反，以致本文設定與一般直覺不符(貿易條件惡化，反而對預期經濟成長率有助益)。建議採Lubik and Schorfheide (2007)貿易條件之設定，改為「出口價格/進口價格」，方符合一般直覺；惟如欲維持原設定，建議必 	<p>動做反應。我們對貨幣政策泰勒法則的設定，未包含央行對匯率變動反應，主要是因為加入Δe_t變數後，式(3)的估計結果非常不穩定。Taylor (2001)認為利率法則不必對匯率反應，因為匯率變動會影響產出與物價膨脹，故盯產出缺口與通貨膨脹缺口的利率法則，等同於利率政策會間接針對匯率波動作出反應。見註5、註11的說明。</p> <ol style="list-style-type: none"> 2. 此外，我們將樣本改為1998年 - 2015年，使利率法則能適用於央行的政策。 3. 理論推導過程請參見附錄1。 4. 會依照貴處的建議，修正此處的錯誤敘述。 5. 結案的最後版本會做修正，以符合一般文獻的貿易條件定義。
---	---

	<p>須特別說明本文設定與國民所得統計正好相反。</p> <p>6. 式(4)名目匯率的動態調整設定：臺灣為小型開放經濟體，現今匯率波動受金融帳（國際資本移動行為）之影響，已遠超過經常帳（商品進出口行為）。本文匯率動態調整未納入資本移動考量，或可能遺漏對景氣波動之重要資訊，建議列為研究限制。</p>	<p>6. 在結案版本會貴處的建議，將這些更能表達實際經濟結構複雜度的設定，列為未來研究方向。</p>
<p>3</p>	<p>式(5)描述貨幣政策法則將匯率納入央行利率反應函數，事實上，央行亦有匯率反應函數，主要對產出缺口及通膨缺口做出反應。因此將匯率放入利率反應函數是否恰當，恐需進一步討論。</p> <p>1. Teo (2009) 係以 Adolfson et al. (2007) 為基準，建構出臺灣的小型開放經濟模型。該文指出以貨幣政策而論，貨幣供給成長率法則較能捕捉臺灣的經濟現況；目前我國貨幣政策的中間目標變數亦為貨幣總計數 M2。建議本研究除考慮利率法則外，亦可嘗試採貨幣供給成長率法則當作我國貨幣政策設定，或可以增進總體經濟預測的準確度，同時亦可比較兩種不同設定下之結果。</p> <p>2. 在文字說明部分，在預期通貨膨脹率上升、產出「低於」潛在產出時，中央銀行會升息因應。應為實際產出「高於」潛在產出，</p>	<p>1. 由於本研究採用無貨幣DSGE模型，貨幣政策透過影響短期利率展現對其他變數的影響，因此無法採貨幣供給成長率法則的設定。</p> <p>2. 會在期末結案版本修正該筆誤。</p>

	央行會升息(表 1 的 Ψ_y 估計值為正數)。	
4	<p>未來模型可延伸方向</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 投資決策在經濟動態中扮演非常重要的角色，在生產函數中納入資本亦是文獻中相當普遍的設定。建議研究團隊可考慮將生產函數納入資本的設定；若不納入，也請研究團隊說明理由，並評估此架構下對總體經濟預測帶來的影響。 2. Gali and Monacelli (2005) 一文主要係以商品市場將國內與國外市場連接，故國外市場的結清條件完全係以進出口決定，惟臺灣經濟經常受到國際因素的干擾，故國外市場應需更為完備的設定，以捕捉真實的經濟現況。建議研究團隊可強化國外市場的設定，如考慮國外資產存在風險貼水之情形、考慮匯率不完全轉嫁之情形或引入進出口的中間財 (Adolfson et al., 2007; Kollman, 2002)。 3. Teo (2009) 指出臺灣產出成長率之波動主要係因出口價格加成衝擊與特定投資技術衝擊所致，前者的影響約占 43%，後者約占 30%。惟本文並未將此兩種衝擊納入考量，建議研究團隊於模型中加入此兩種衝擊之設定，或可提升 GDP 成長率預測 	<p>1 & 2. 期末報告採納建議，將這些更能表達實際經濟結構複雜度的設定，列為未來研究方向，請參見結論。</p> <p>3 & 4. 本文的理論模型沒有資本財與投資，也沒有銀行部門，故無法納入投資技術衝擊。在結論一節，已將這些過程的假設為模型的限制。</p>

	<p>的準確度。</p> <p>4. 2008 年金融危機過後，文獻中普遍認為必須將金融摩擦性相關設定引入傳統的 DSGE 模型，以反映金融體系對實質經濟所帶來的影響，各國也開始分別建構具有金融摩擦性的 DSGE 模型²⁶。建議本研究引入金融摩擦性相關設定，如擔保品借貸限制式 (Kiyotaki and Moore, 1997) 或金融加速器 (Bernanke and Gertler, 1989)，或可提升總體經濟預測的準確度。</p> <p>5. 本研究係採一階線性化的方式，將最適條件轉換成線性方程式。建議本文可考慮二階或更高階的展開方式，如 Schmitt-Grohe and Uribe (2004)，或可增進模型求解與總體經濟預測的準確度。</p>	<p>5. 二階或更高階的模型展開方式，較適用於模擬simulation。用於估計有其難度，因為非線性模型會大幅增加估計成本。</p>
5	<p>本研究唯一有混合頻率問題的資料為國內生產毛額(GDP)，目前計畫內容並未有對於轉頻後的月GDP圖形之比較，請研究團隊於期末報告時提供月GDP圖形，並與重要經濟事件進行比較，讓讀者了解拆解後的走勢與是否符合重要事件之變化。</p>	<p>會將月GDP圖形將加入。</p>
6	<p>本研究樣本期間長達 20 餘年 (1990.1~2014.12)，期間臺灣經濟可能經歷重大結構轉變 (如貨幣政</p>	<p>已將樣本期間改為1998 – 2015。一方面能免除重大結構轉變的疑慮，另一方面能以利率法則描繪央行的行為。</p>

²⁶這部分的內容可參考郭照榮 (2012)，該文提供非常詳盡的整理。

	策機制改變、金融危機等)，建議增加子樣本 (sub-sample) 期間之參數估計，以強化模型參數估計之穩健性。	
7	本研究將季資料轉換成月資料係透過結構式與Kalman filter方式而得，與傳統僅是運用二次式或非結構式拆解有所不同，請研究團隊可以在期末報告中比較不同拆解方式(如Huang(2010)或Eviews)，說明本研究所利用的方法是最佳的，強化本研究的貢獻。	本研究的主要貢獻在於第3.2節混頻結構模型之狀態空間模型的建立。從加總法則到狀態變數的選擇，都是本研究新創，也是多次估計嘗試之後的最佳設計。Huang(2010)拆解方式未能利用結構式，結案版本會加強說明。
8	本研究的混合頻率狀態空間模型以美國為理論模型中的「外國」，並以美國實質GDP成長率、美國通膨率進行狀態空間模型的估計。 惟美國對臺灣經濟的影響性逐漸下滑，亦已非臺灣最大的進出口貿易國，可否採用全球經濟成長率與全球通膨率進行估計？而名目匯率可改採名目有效匯率？或者，以中國大陸設為大國，係因臺灣對中國大陸出口(含香港)比重已近四成，而美國僅約12%。	外國變數已改用依貿易權數加總平均之外國實質GDP成長率以及外國CPI通膨率，匯率資料為名目有效匯率指數，請參見第4.1節。
9	本文運用季調後GDP資料進行預測，未來呈現之預測結果將為季調後之「季增率(saqr)」或月增率形式，惟目前國內主要機構公布之經濟成長預測仍以未經季調之「年增率(yoy)」形式為主(本行重要之總體經濟參考資訊)，研究團隊是否可於期末報告補充說明(或提供建議)	在結案版本會加入說明。

	如何將本文研究成果，與現行GDP年增率預測做適當連結。	
10	<ol style="list-style-type: none"> 1. 數學符號混淆，請研究團隊加以檢視，如 P.11 與 P.25 表 2 將 GDP 成長率狀態方程式的英文縮寫表示為 y_t，惟於本文第 3.1 節卻將 y_t 定義為產出(GDP 水準值)。不易讓讀者瞭解模型估計係使用 GDP 的季變動率或水準值。 2. Typo 3. P7 倒數第 3 行「我們在式(6) - 式(8)當中...」→ 式(9)。 4. P13 資料乙段之第 8 行「美國的質產出資料」→ 實質。 5. P14 「在預期產出缺口時，會調降利率」→「負的」產出缺口。 6. 參考文獻有未引用之文獻，請研究團隊再加以檢視。 7. 表格內參數及變數名稱請以中文名稱呈現，如 Parameter，Estimate，S.E 等。 	會依貴處建議及指正逐項修改符號及文字。

附錄4 期末審查會議紀錄與委員意見回覆

壹、期末審查會議紀錄

「建構臺灣的混合頻率動態結構總體模型」委託研究計畫

期末報告審查會會議紀錄

時 間：民國105年2月18日上午9時30分至11時

地 點：中央銀行第2大樓第1102會議室

主 席：林處長宗耀

報告人：姚教授睿（中央大學經濟學系）

出 席：

評論人：陳研究員宜廷（中央研究院經濟研究所）

黃教授俞寧（政治大學經濟學系）

經研處：吳副處長懿娟、廖研究員俊男、張副研究員天惠、鄭副研究員
漢亮、陳專員佩玗、朱專員浩榜、蕭辦事員宇翔、李辦事員宗
憲

業務局：林專員曉伶、徐辦事員心傳

金檢處：侯研究員德潛

外匯局：蔡研究員炯民、曹副研究員體仁

記 錄：吳副研究員俊毅

報告內容：詳附件

壹、評論人意見與報告人答覆：

陳研究員宜廷：

目前期末報告已採納期中審查重要的建議事項，如在附錄中加入理論推導，讓整個理論架構更為完整；考量臺灣與中國大陸及其他國家互動關係，改以貿易加權方式衡量國外所得；實證方面也更加完備。個人針對目前期末成果，提出以下數點建議及未來發展方向：

- 一、 本研究未來應用方向很廣，包含 nowcasting、forecasting、policy implication(counterfactual analysis)等。以目前結構性模型而言，不應該侷限於目前報告所呈現的部分，因為本模型中有許多參數限制，將導致預測表現不佳。未來發展方面，應該朝向如何運用於政策分析，如在擬定新政策前，可透過此模型進行政策模擬，了解該政策對於經濟的衝擊為何，提供決策者參考。
- 二、 在龐大理論架構下，待估參數眾多，且目前的估計結果仍不穩定，可能與參數是否認定(identification)有關，是未來值得討論的議題。
- 三、 目前所使用的 Kalman filter 是在 Gaussian 分配假設下，所進行的估計。但實際上，許多總體變數都屬於 non-Gaussian 分配，現在學術上也有許多 non-Gaussian 分配的 filter 方法正在發展中，可以思考未來如何應用於本研究。
- 四、 目前的研究報告為 QM (quarterly-monthly) 模型，而 Aruoba-Diebold-Scotti(ADS)發表於 *Journal of Business and Statistics* 的模型為 QMWD (quarterly-monthly-weekly-daily)模型，費城聯邦準備銀行則是利用 QMW 模型評估美國當前經濟情勢。

若能將本研究擴展至QMWD模型將會是有趣的研究，係因匯率屬於高頻

率資料，至少可運用周頻率資料，更可使用日頻率資料。但成本在於狀態空間的矩陣運算及周頻率、月頻率與季頻率資料的時間排序比對處理，都是挑戰。

五、內容呈現方面

1. 目前報告的符號定義可重新安排，許多符號定義僅出現於附錄 1，造成讀者閱讀不便。
2. 第(12)式可以更清楚的說明，如 $\Lambda(\theta)$ 中的各個因子，讓讀者了解衡量方程式(measurement equation)與狀態方程式(state equation)中變數選取之關聯性，如在狀態方程式中為產出缺口，而在衡量方程式則為實質 GDP 成長率，兩者之間關聯性為何。
3. 在 DSGE 模型中，第(9)式與第(10)式是標準的關係式，為了閱讀方便，是否可提供相關文獻或推導過程，供讀者參考。

六、資料及變數選取

1. 由圖 1(d)與(g)可發現，名目利率與外國通膨率為非定態數列，請問本模型在估計時，是否要求變數為定態數列。因為進行最大概似估計時，仍要求變數為定態序列，其漸進分配才會趨近於常態分配。
2. 請進一步說明圖 2 是否為各狀態變數之 Kalman smoothers。

七、估計

1. 在估計此模型時，會遇到許多收斂的問題。建議可在文中說明：(1)估計所耗費的時間；(2)各參數起始值，係隨機給定或透過校準設定；(3)收斂速度等。
2. 在現有文獻中，參數估計值包含兩種，分別為透過校準與估計方式而得。在兩種估計值並存下，透過校準而得的參數，其背後的經濟理論

與估計參數之經濟理論，兩者是否會產生矛盾，是值得討論的議題。若兩種方式並存時，是否有任一準則可決定何者參數該透過校準或估計而得？

八、實證部分

1. 本研究中經濟成長為季增率，其他變數則為年增率，存在兩種不同衡量方式。以統計角度而言，或可說明代表性個人可以任意使用在資訊集合內的資訊。但就經濟理論而言，可否說明為何代表性個人會針對不同的變數採用不同的衡量方式。
2. 目前的 nowcasting 是透過準即時資料(pseudo real time)進行評估，建議未來可以透過即時資料(real time)。係因準即時資料可能在每次新資料發布後，即面臨修正，無法真正代表其即時性，故許多文獻在進行 nowcasting 時，會運用第一手且非修正後的即時資料作為預測之依據。
3. 本研究期間包含 2007 至 2009 年全球金融海嘯時間，建議可嘗試此區間之 nowcast(forecast)比較，觀察本模型是否可以提供更為領先的反轉訊息。

黃教授俞寧：

如同陳教授所提，本期末報告已根據期中審查會議所提建議進行許多修正，以下提出幾點意見供參：

一、資料

1. 可否詳細說明為何在本模型中，經濟成長為季增率，其他變數則為年增率是被允許的。因為狀態變數應與理論模型相互對應，目前理論模型是以月為單位，為何可以主觀(或客觀)設定變數為季變動率或

年變動率，特別是我們要透過狀態變數來描繪經濟的動態變化。另一方面，在計量方法上是可以於測量方程式中隨機地增加(減少)變數，但與理論模型搭配下，似不宜任意改變。

2. 附註8指出，名目有效匯率是由國際清算銀行取得，其計算的權重應與本文目前所用的貿易權重不同，請補充說明。

二、估計結果

1. 在目前的估計結果中，較令人擔心的變數為技術進步衝擊，其標準差為0，表示在本研究期間內，技術並無任何改變。
2. 估計結果顯示，匯率波動衝擊標準差較大，而此變數為名目參數，反映貿易財偏離單價法則(law of one price)。
3. 圖(4)為產出缺口及 GDP 季增率之比較，但產出缺口並無水準值，雖然可以捕捉產出缺口之變化，但無法直接比較其與 GDP 季增率之關係，建議考慮是否刪除圖(4)。

三、預測結果

1. 近幾年總體經濟環境波動較大，預測實屬不易，建議進一步將此 DSGE-MF 模型之預測表現與文獻上以此模型對於他國預測之結果進行比較，以衡量此模型對於臺灣經濟之預測績效。

四、其他

1. 名目匯率與隔夜拆款利率為日資料，將其轉換為月頻率資料時，是採取月底資料、或是月平均資料，請於結案報告中加以說明。
2. 結案報告中，可更詳盡說明估計方法。
3. 式(3)應是在貿易財的單價法則成立之下獲得的關係式，請在結案報告中加以說明。

姚教授睿綜合回答：

一、關於資料處理採季增率與年增率並存的問題，在本研究模型內，決策時間單位為月，表示代表性個人會依每個月所擁有的資訊進行決策，此資訊包含當月的年增率、季增率與月增率，並不會因為是不同的計算方式而捨棄不用。

另一方面，因無法看到月頻率的經濟成長率，只能用政府所公布的季頻率經濟成長率，故本研究透過 C_t 嘗試捕捉月經濟成長率與其他與決策有關之月頻資料關係，並作為代表性個人的決策依據。

本研究最重要的兩條方程式，分別為狀態方程式和衡量方式，狀態方程式描繪理論架構，皆以月單位做決策；衡量方程式則呈現真實可觀察資料。狀態方程式內的變數是我們無法觀察也無法改變，衡量方程式則為連結理論模型，透過轉換矩陣回推狀態方程式內之變數，要如何選擇所使用的真實變數則是一門藝術。

二、在技術進步衝擊方面，本研究曾參考 Lubik and Schorfheide(2005)設立一個擁有全球性技術進步衝擊(如臺灣與美國的加權平均)之模型，但發現其推導過程有誤，故後續並未依循此方法建立技術進步衝擊。目前的問題在於，沒有一個可觀察到的經濟變數可描繪技術進步衝擊，故其估計值與標準差皆接近於 0，表示本模型無法捕捉此衝擊。

三、估計難度有兩大關鍵，分別為第(10)式估計及參數值無法收斂。將參數起始值組合代入後，若其組合不佳時，將造成第(10)式之反矩陣無法成立，而無法持續往下運算。若參數無法收斂時，則會將最後停止的參數值擷取後，再做為下次估計值之起始值，繼續估計；若仍無法收斂，將重複上述步驟，直到參數估計值收斂為止。起始值選擇包含隨機設

定、經濟理論與經驗法則，若此參數有其經濟意涵限制，則會依限制設定。

貳、本行同仁發言意見與報告人答覆(依發言順序記錄)：

廖研究員俊男：

一、主辦科及本處其他同仁意見已彙總將提供姚教授參考，此處僅提出部分意見如下：

- (一)針對變數資料處理採用季增率與年增率並存的問題，兩位評論人均有意見，可否提供以此方式處理之國外相關文獻供參？
- (二)表 5 與表 6 僅用 DSGE-MF 與 RE-MF 模型之即時預報、預測值與真實值差距計算 RMSE 以衡量預測績效，似乎過於簡略(尤其部分結果顯示 RMSE 差距甚小)，建議可進行 DM(Diebold and Mariano, 1995) 檢定來評估績效差異是否統計顯著。
- (三)本研究價格僵固之估計結果約為 6 季(18 個月)，明顯較其他研究為高，不知此現象是否與資料選擇、模型設定或是與本研究未建立工資僵固性有關。另央行貨幣法則估計得到之 ρ_R 值(前後期利率之平滑程度)高達 0.992，亦明顯較其他文獻為高，建議進一步補充說明其原因。
- (四)在即時預報結果上，主要是比較 2013-2015 年近 11 季 DSGE-MF 與 RE-MF 預報結果與實際 GDP 季增率之差異，這樣的判斷方式是否合宜？若拉長比較其間是否會有不同的結果？
- (五)主計總處已於 2 月 17 日修正 104 年各季 GDP 的 saqr 資料，建議更新數據，再修正研究結果。

- 二、 未來繳交結案報告的光碟片時，請在電腦程式標註及對照報告中之方程式，以利同仁操作，並請在未來技術移轉時提供必要協助。
- 三、 非技術性摘要應納入結案報告中，期中與期末報告審查意見(包含行外評論人與本行同仁)及回覆亦請放入結案報告。

侯研究員德潛：

- 一、 本文建立的臺灣 DSGE 模型，包含開放經濟的 IS 曲線、泰勒(Taylor)法則形式的貨幣政策，購買力平價(PPP)的匯率決定以及 Calvo 的新興凱因斯菲利浦曲線(NKPC)等，基本上可以反映經濟成長與物價穩定的取捨(tradeoffs)。鑑於央行對通膨的重視並不亞於 GDP 的成長，不知是否可提供通膨率(π)的模型即時預測及誤差評估表(類似表 5)？
- 二、 最大概似估計法(ML)是利用模型變數的完整訊息，可同時解出所有的模型估計值；在本研究第 15 頁，部分參數設定是採校準法，其餘則以 ML 估計。在經濟計量學也強調遺漏重要解釋變數有很嚴重的後果，在理論或實務上如將重要參數估計值直接設定而不估計，不知對應資料訊息的變化是否與全部採用 ML 估計有所不同？

姚教授睿綜合回答：

- 一、 關於即時預報與預測的時間不一致，主要係因估計能否收斂，若時間允許將嘗試將兩者預測期間設為一致。
- 二、 審查會議的回覆會依貴處要求，將期中與期末意見納入結案報告。
- 三、 關於參數校準與 ML 估計並存的狀況，與貝式方法估計類似，會有這樣作法，主要是因為待估計參數過多。選用校準的參數特性為易透過資料觀察或文獻慣用，選用 ML 估計的參數特性則為無法直接觀察、

文獻上並不存在或與樣本特性有關。本文係先固定校準參數後，再進行其餘參數之估計。

黃教授俞寧補充說明：

關於本研究貨幣政策之估計結果，可說明目前是央行貨幣政策傾向採通膨目標(inflation target)，與國外央行一致。此結果並不意外，與本研究之理論模型設定有關，此部分可以在結案報告中再加以說明。

另外，在貨幣成長法則方面，可參考 Gali(2011)，以外生給定貨幣需求函數，將貨幣數量導入模型中。在此架構下，利率就不是央行可以控制，而改由市場決定。但本研究另一個挑戰為小型開放市場，如何描繪國外貨幣數量，則值得再進一步討論。

陳研究員宜廷補充說明：

關於是否要運用DM檢定進行預測結果評比之問題，本人覺得DM檢定並不適用於本研究，主要係因DM檢定假設兩種預測方法並無特定模型，但本研究存在複雜理論架構，與其基本假設不同。

參、主席結論與裁示：

- 一、 首先感謝姚教授今天來行發表本研究的期末報告，亦感謝兩位評論人所提出的精湛意見，本人甚感獲益良多。
- 二、 請姚教授依期末審查會議評論人及本行同仁建議斟酌修正，並改寫於結案報告。

請姚教授依約在期限內繳交結案報告。

貳、意見回覆

	委員意見	期末報告回覆
陳研究員宜廷		
1	<p>內容呈現方面</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 目前報告的符號定義可重新安排，許多符號定義僅出現於附錄 1，造成讀者閱讀不便。 2. 在 DSGE 模型中，第(9)式與第(10)式是標準的關係式，為了閱讀方便，是否可提供相關文獻或推導過程，供讀者參考。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 已重新檢查所有數學符號定義，力求閱讀通順、易於明瞭。 2. 提供相關的文獻說明請參見註 7。
2	<p>資料及變數選取</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 由圖 1(d)與(g)可發現，名目利率與外國通膨率為非定態數列，請問本模型在估計時，是否要求變數為定態數列。因為進行最大概似估計時，仍要求變數為定態序列，其漸進分配才會趨近於常態分配。 2. 請進一步說明圖 2 是否為各狀態變數之 Kalman smoothers。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 除了利率變數外，文中所提到的變數根據單根檢定都呈定態，參見新增之註 14 的說明。此 ADS 演算法並未要求變數為定態數列，但不排除定態序列較容易得到穩健估計結果的可能性。 2. 已增加註 20 說明所繪之狀態變數為平滑處理之狀態序列 (smoothed filter)。
3	<p>估計</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 在估計此模型時，會遇到許多收斂的問題。建議可在文中說明：(1) 估計所耗費的時間；(2) 各參數起始值，係隨機給定或透過校準設定；(3) 收斂速度等。 2. 在現有文獻中，參數估計值包含兩種，分別為透過校準與估計方式而得。在兩種估計值並存下，透過校準而得的參數，其背後的經濟理論與估計參數之經濟理論，兩者是否會產生矛盾，是值得討論的議題。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 估計難度有兩大關鍵，分別為第(10)式模型求解 (反矩陣無法成立) 及參數值無法收斂。將參數起始值組合代入後，若其組合不佳時，將造成第(10)式之反矩陣無法成立，而無法持續往下運算。若參數無法收斂時，則會將最後停止的參數值擷取後，再做為下次估計值之起始值，繼續估計；若仍無法收斂，將重複上述步驟，直到參數估計值收斂為

	<p>若兩種方式並存時，是否有任一準則可決定何者參數該透過校準或估計而得？</p>	<p>止。起始值選擇包含隨機設定、經濟理論與經驗法則，若此參數有其經濟意涵限制，則會依限制設定。請參見註 15 的說明。</p> <p>2. 本文係先固定若干校準參數值後，再進行其餘參數之估計。參數校準與 ML 法估計並存的狀況，與貝式方法估計類似，在以貝式估計為主的 DSGE 文獻中，參數校準與估計並存的狀況頗為常見。會有這樣作法，主要是因為待估計參數過多。選用校準參數的標準在於易透過資料校準出，或文獻已形成共識，選用 ML 估計參數多因為文獻上並無相關估計值可供參考。請參見註 16 的說明。</p>
4	<p>實證部分</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 本研究中經濟成長為季增率，其他變數則為年增率，存在兩種不同衡量方式。以統計角度而言，或可說明代表性個人可以任意使用在資訊集合內的資訊。但就經濟理論而言，可否說明為何代表性個人會針對不同的變數採用不同的衡量方式。 2. 目前的 nowcasting 是透過準即時資料(pseudo real time)進行評估，建議未來可以透過即時資料(real time)。係因準即時資料可能在每次 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 關於資料處理採季增率與年增率並存的問題，在本研究模型內，決策時間單位為月，表示代表性個人會依每個月所擁有的資訊進行決策，此資訊包含當月的年增率、季增率與月增率各種變數，混用並未違背任何經濟或計量理論，本文中的做法純粹是因應估計上的實務考量。GDP 變數若以年增率出現，則要改寫文中的加總法則，狀態向量則要加入更多落後項，增加估計上的成

	<p>新資料發布後，即面臨修正，無法真正代表其即時性，故許多文獻在進行 nowcasting 時，會運用第一手且非修正後的即時資料作為預測之依據。</p> <p>3. 本研究期間包含 2007 至 2009 年全球金融海嘯時間，建議可嘗試此區間之 nowcast(forecast)比較，觀察本模型是否可以提供更為領先的反轉訊息。</p>	<p>本。請參見註12的說明。</p> <p>2. 委員建議的是實務上有高度價值且極為正確的預測評估方向，由於時間的限制，使用即時資料進行評估將留待未來研究。</p> <p>3. 我們嘗試檢視對2007至2009年區間的實質產出預測，發現樣本期間過短會影響本模型估計出波動程度夠大的隱性因子，故本文最早的評估期間始自 2012Q1。此理由在新增註23中說明。</p>
黃教授俞寧		
1	<p>資料</p> <p>1. 可否詳細說明為何在本模型中，經濟成長為季增率，其他變數則為年增率是被允許的。因為狀態變數應與理論模型相互對應，目前理論模型是以月為單位，為何可以主觀(或客觀)設定變數為季變動率或年變動率，特別是我們要透過狀態變數來描繪經濟的動態變化。另一方面，在計量方法上是可以於測量方程式中隨機地增加(減少)變數，但與理論模型搭配下，似不宜任意改變。</p> <p>2. 附註 8 指出，名目有效匯率是由國際清算銀行取得，其計算的權重應與本文目前所用的貿易權重不同，請補充說明。</p>	<p>1. 請參見註12的說明。</p> <p>2. 請參見註11的說明。</p>
2	估計結果	

	<ol style="list-style-type: none"> 1. 在目前的估計結果中，較令人擔心的變數為技術進步衝擊，其標準差為 0，表示在本研究期間內，技術並無任何改變。 2. 估計結果顯示，匯率波動衝擊標準差較大，而此變數為名目參數，反映貿易財偏離單價法則 (law of one price)。 3. 圖(4)為產出缺口及 GDP 季增率之比較，但產出缺口並無水準值，雖然可以捕捉產出缺口之變化，但無法直接比較其與 GDP 季增率之關係，建議考慮是否刪除圖(4)。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 本研究曾參考Lubik and Schorfheide (2005)設立一個擁有全球性技術進步衝擊之模型，但發現其推導過程有誤，故後續並未依循此方法建立技術進步衝擊。目前的問題在於，沒有一個可觀察到的經濟變數可描繪技術進步衝擊，故其估計值與標準差皆接近於0，表示本文的計量模型無法捕捉此衝擊。請參見註19的說明。 2. 感謝委員的提醒，已將此觀察加入文中。 3. 已經根據委員的建議刪除該圖形。
3	<p>預測結果</p> <p>近幾年總體經濟環境波動較大，預測實屬不易，建議進一步將此 DSGE-MF 模型之預測表現與文獻上以此模型對於他國預測之結果進行比較，以衡量此模型對於臺灣經濟之預測績效。</p>	<p>即使放眼國外文獻，尚無以DSGE混合頻率架構進行預測評估的論文。Giannone et al. (2009) 的目的在改進參數估計的精準度，Forni and Marcellino (2014a) 的目的在驗證是否有時間性加總偏誤，請參見第二章文獻回顧的補充。</p>
4	<p>其他</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 名目匯率與隔夜拆款利率為日資料，將其轉換為月頻率資料時，是採取月底資料、或是月平均資料，請於結案報告中加以說明。 2. 式(3) 應是在貿易財的單價法則成立之下獲得的關係式，請在結 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 主計總處公布的月頻資料，已在註9中增加資料製作的說明。 2. 已增加該法則的說明。

	案報告中加以說明。	
廖研究員俊男		
1	<p>主辦科及本處其他同仁意見已彙總將提供姚教授參考，此處僅提出部分意見如下：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 針對變數資料處理採用季增率與年增率並存的問題，兩位評論人均有意見，可否提供以此方式處理之國外相關文獻供參？ 2. 表 5 與表 6 僅用 DSGE-MF 與 RE-MF 模型之即時預報、預測值與真實值差距計算 RMSE 以衡量預測績效，似乎過於簡略(尤其部分結果顯示 RMSE 差距甚小)，建議可進行 DM (Diebold and Mariano, 1995)檢定來評估績效差異是否統計顯著。 3. 本研究價格僵固之估計結果約為 6 季(18 個月)，明顯較其他研究為高，不知此現象是否與資料選擇、模型設定或是與本研究未建立工資僵固性有關。另央行貨幣法則估計得到之 ρ_R 值(前後期利率之平滑程度)高達 0.992，亦明顯較其他文獻為高，建議進一步補充說明其原因。 4. 在即時預報結果上，主要是比較 2013-2015 年近 11 季 DSGE-MF 與 RE-MF 預報結果與實際 GDP 季增率之差異，這樣的判斷方式是否合宜？若拉長比較其間是否會有不同的結果？ 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 請參見註12的說明。 2. 根據陳研究員宜廷的補充說明，運用DM檢定進行預測結果評比並不適用於本研究，主要係因DM檢定假設兩種預測方法並無特定模型，但本研究存在複雜理論架構，與其基本假設不同。請參見註24的說明。 3. 價格僵固估計結果明顯較其他研究為高的原因補充說明於註17。 央行貨幣法則之 ρ_R 值(前後期利率之平滑程度)高，與名目利率有單根現象是一致的，請參見第16頁的說明。 4. 已將評比期間調整成一致。

	5. 主計總處已於 2 月 17 日修正 104 年各季 GDP 的 saqr 資料，建議更新數據，再修正研究結果。	5. 由於在 105 年 1 月初針對 104 年第 4 季 GDP 的 saqr 進行即時預測時，主計總處的 GDP 數據尚未更新，原資料在該時點用的是真正的 real-time data，故在結案報告維持原資料不變。但是加入 2015 年第 4 季的 GDP 成長數據更新評比。
2	未來繳交結案報告的光碟片時，請在電腦程式標註及對照報告中之方程式，以利同仁操作，並請在未來技術移轉時提供必要協助。	會依照貴處的意見標註電腦程式。
3	摘要應納入結案報告外，請另提供非技術性摘要，而期中與期末報告審查意見(包含行外評論人與本行同仁)及回覆亦請放入結案報告。	審查會議的回覆會依貴處要求，將期中與期末意見納入結案報告。
侯研究員德潛		
1	本文建立的臺灣 DSGE 模型，包含開放經濟的 IS 曲線、泰勒(Taylor)法則形式的貨幣政策，購買力平價(PPP)的匯率決定以及 Calvo 的新興凱因斯菲利浦曲線(NKPC)等，基本上可以反映經濟成長與物價穩定的取捨(tradeoffs)。鑑於央行對通膨的重視並不亞於 GDP 的成長，不知是否可提供通膨率(π)的模型即時預測及誤差評估表(類似表 5)？	由於時間限制因素，本文未能提供通膨率的預測。此外，必須納入週資料，方可對通膨做即時預報。
2	最大概似估計法(ML)是利用模型變數的完整訊息，可同時解出所有的模型估計值；在本研究第 15 頁，部分參數設定是採校準法，其餘則以 ML 估計。在經濟計量學也強調遺漏重要解	全部參數都採用 ML 估計必然會得到不同的結果，也往往是參數估計值不合理的結果，因此部分參數採用校準法，部分參數採用 ML 估計。是必要的彈性做法。在文獻上

<p>釋變數有很嚴重的後果，在理論或實務上如將重要參數估計值直接設定而不估計，不知對應資料訊息的變化是否與全部採用ML估計有所不同？</p>	<p>這樣的處理也相當常見，請參見註16的說明。</p>
--	------------------------------

經研處		
1	<p>文獻回顧</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 本研究係採 Aruoba et al. (2009) 的 Kalman filter 技術，以最大概似法估計模型之結構參數，此法的好處是可以處理有遺漏值的狀態空間模型，作者亦提及不同學者採用的演算技術不盡相同。建議作者進行不同演算技術間之簡單比較，並說明本研究選擇 Aruoba et al. (2009) 的 Kalman filter 技術為主要方法之原因。 2. 本研究為國內少數結合混合頻率資料與 DSGE 模型之研究，請作者在文獻回顧多加說明國外相關做法文獻之結果與發現，如資料處理方式，是否也是存在 yoy 與 qoq 並存狀況；重要結構參數之估計結果；預測能力表現方面，是否也發現及時預測能力較佳等相關結論，可強化目前結果之論證。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 有多位學者曾經提出不同的 Kalman filter 技術來處理遺漏值，請參見註3的說明。Aruoba et al. (2009) 方法的好處在於提供一套如何處理複雜的日、週、月、季混合頻率資料的架構，這是我們選擇該方法的主要理由，請參見第二章文獻回顧的新增說明。 2. 請參見第二章文獻回顧的補充。
2	<p>資料處理</p> <p>除了臺灣與外國GDP成長率為經季節調整後之季成長率外，其餘變數之成長率均採用yoy形式，資料處理是否合理？又此是否會影響模型估計與結果？</p>	<p>資料處理採季增率與年增率並存混用並未違背任何經濟或計量理論，本文中的做法純粹是因應估計上的實務考量。GDP變數若以</p>

	<p>1. 是否可修改(13)式，使 GDP 成長率也可改以 yoy 衡量？若否，則建議於文中加強說明(國外文獻是否有類似作法)，方便讀者了解必須使用 saqr 的理由。</p>	<p>年增率出現，則要改寫文中的加總法則，狀態向量則要加入更多落後項，增加估計上的成本。請參見註12的說明。</p>
<p>3</p>	<p>實證結果</p> <p>1. 有關狀態變數與真實變數之比較：</p> <p>i. 第 16 頁說明圖 2(a)(d)通膨率與貿易條件變動，實質波動程度都大於狀態因子的波動，實質 GDP 季增率波動程度亦較隱性狀態因子大，且在 GDP 變化大的期間，落差更為明顯(圖 5)，但未說明原因，請作者補充說明之。</p> <p>ii. 觀察圖 3 與圖 4 可發現，狀態變數與真實數列存在落後關係，請研究團隊說明其可能原因。</p> <p>iii. 圖 4 顯示於金融海嘯期間(2008-2009 年)，DSGE-MF 模型估計之產出缺口為正；而 2010 年經濟呈大幅成長時，產出缺口反而為負，此結果是否合理？</p> <p>2. 本研究第 16 頁指出，臺灣貨幣政策泰勒法則中，通膨率的反應係數為 4.165，產出的反應係數為-6.106，其值統計上不顯著。</p> <p>i. 文中已提及通膨之反應係數明顯高於文獻之估計值，但未說明其可能原因，加以產出的反應係</p>	<p>1. 由變異數分解關係，可以推論實質波動程度必定大於狀態因子的波動，請參見第 17 頁的說明。</p> <p>在更新版本中反應係數值落於合理範圍。</p> <p>2. 我們曾經嘗試多組不同的參數區間限制設定，期能得到比較合理的估計值，這個目標不易達成，結案版本是我們所能夠得到的最好結果。</p> <p>結案版本兩個DSGE模型都未能滿足determinacy條件，不顯著的反應係數採 0 代入依然不滿足，後續進行相關預測分析時，反應係數是原估計值進行分析。相關說明請參見第18頁的說明。</p>

	<p>數為負值（雖其不顯著），代表我國央行非平滑的部分極度重視通膨帶來的影響，產出則是負向反應，似與現實情況不符。建議作者進一步補充說明。</p> <p>ii. 作者係以產出反應係數為 0 之下驗證此模型滿足 determinacy 條件，如以原估計值-6.106 帶入驗證是否依然滿足？後續進行相關預測分析時，產出反應係數係採 0 還是原估計值進行分析？建議作者可限制產出反應係數的區間（如 $[0, \text{Inf}]$），或可得到較合理的估計結果。</p> <p>iii. 註 9(第 14 頁)指出 1998 年之後臺灣央行採用利率法則，並以陳旭昇與吳聰敏(2010)、吳致寧等(2011)、林依伶等(2012)與吳若瑋與吳致寧(2014)為證。但央行不但每年公布 M2 成長目標區，每月還根據估測進行貨幣操作，M2 目標區確實發揮限制作用，利率調整則無此機制。而吳致寧等(2011)一文本為表達在陳旭昇與吳聰敏(2010)所採之利率法則下，可有不同的結果，林依伶等(2012)與吳若瑋與吳致寧(2014)等文亦為循此線的發展，不宜以此為學界對於臺灣貨幣政策仍無統一定論之根據。</p> <p>iv. 表 2 混合頻率結構模型估計結果，ρ_R估計值相對國外文獻 0.75</p>	<p>已經改寫該段文字，並且刪除「臺灣貨幣政策仍無統一定論」字眼。</p> <p>央行貨幣法則之ρ_R值(前後期利率之平滑程度)高，與名目利率有單根現象是一致的，請參見第16頁的說明。</p>
--	--	--

	<p>來的高，是否可提出相關解釋或者與黃俞寧(2013)及 Teo(2009)所得結果進行比較。</p> <p>3. 本研究價格僵固之估計結果約為 6 季 (18 個月)，明顯高於黃俞寧 (2013) 的 1.6 季與 Teo (2009) 的 2.7 季，此現象可能係因資料選擇或模型設定所導致，或是與本研究未建立工資僵固性有關，及通膨率為月頻率有關。建議作者進一步補充說明其原因。</p> <p>4. 本研究中提及，模型中 6 個結構衝擊之標準差介於 0.001~3.2 之間，似與表 2 之結果不一致。如以表 2 之結果為準，技術進步率之 AR(1)係數與標準差分別為 0.999 與 0。即技術進步率呈極高度的持續性，但是也因標準差接近於 0，技術進步率並不太會受到外生衝擊的影響，似與現實狀況及過往文獻之估計結果不一致。建議作者進一步補充說明其原因。</p> <p>5. 第 17 頁第二段，研究團隊說明縮減式混合頻率模型樣本內配適表現佳，請問團隊是否直接比較結構模型與縮減式之最大概似值；若是，是否要進行檢定比較兩者是否存在顯著差異。</p>	<p>3. 請參見第 16 頁的說明。</p> <p>4. 目前的問題在於，沒有一個可觀察到的經濟變數可描繪技術進步衝擊，故其估計值與標準差皆接近於 0，表示本文的計量模型無法捕捉此衝擊。請參見註 19 的說明。</p> <p>5. 根據陳研究員宜廷的補充說明，運用 DM 檢定進行預測結果評比並不適用於本研究。請參見註 24 的說明。</p>
4	<p>即時預報與預測結果</p> <p>1. 在即時預報結果上，主要是比較 2013-2015 年近 11 季 DSGE-MF 與 RE-MF 預報結果與實際 GDP 季增</p>	<p>1. 已經將檢視期間拉長，DSGE-MF 預報結果仍然較佳。</p>

	<p>率的誤差平方，以 11 個資料點發現其中 7 個時點 DSGE-MF 較 RE-MF 為佳，而下結論為 DSGE-MF 預報結果較佳，這樣的判斷方式是否合宜?當檢視的樣本期間拉長是否會有不同的結果，畢竟在 11 個資料點中，DSGE-MF 模型的 GDP 預報值與實際值就有 4 個資料點的方向不同。</p> <p>2. 本研究結論(第 19 頁)指出，RE-MF 模型相較於 AR 季模型呈現預測優勢，代表混頻之計量方法可補強對季 GDP 的預測。惟此於表 6 雖有證明，於表 5 則無。故建議於表 5 亦可列出 AR 季模型的預測結果，以比較有採用當季月資料(DSGE-MF 與 RE-MF)及無採用當季月資料(AR 季模型)之預測結果。</p>	<p>2. AR 季模型由於沒有月資料，無法進行即時預報。</p>
5	<p>未來研究建議</p> <p>1. 建議作者可將混合頻率結構模型之估計結果帶回模型中，並計算其對應之一、二階動差值，並與實際資料計算所得之值進行比較，已檢驗估計結果之合理性與動差配適性。</p> <p>2. 因本研究之結構模型並未考慮金融摩擦的設定，建議作者或可將樣本拆成兩部分，如以金融危機作為分界點，分別進行估計，或可改善參數估計不合理與預測能力不佳的結果，亦可以當作穩健性檢測。</p>	<p>貴處的建議有高度價值，相信有助於改進本研究的結果，由於時間的限制，將留待未來研究。</p>

6	<p>其他(含文字勘誤)</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 本研究結論提及混合頻率動態結構總體模型在實務操作上有其成本，如估計值的穩健度等，未來本處在維護此模型時會遇到那些困難？亦請作者提供相關技術移轉等支援。 2. 由於 Kalman filter 為估計結果好壞重要關鍵，建議將 Aruoba，Diebold and Scotti (2009)之 Kalman filter 最大概似函數演算法置於附錄，並加強說明該方法與傳統 Kalman filter 之優劣。 3. 第 14 頁註 7，作者已將外國產出改為 5 國/區域以固定權數加權，但也可考慮以「變動」權數加總以反映貿易狀況。 4. 第 8 頁第三段理論說明時，描述在預期通貨膨脹率上升、產出「低於」潛在產出時，中央銀行會升息因應。應為實際產出「高於」潛在產出，央行會升息。 5. 第 18 頁最後一段第四行，「DSGE-MF」往前一期預測模型有 4 次，應為「RE-MF」往前一期預測模型有 4 次。 6. 請研究團隊補充 RMSE 之定義及比較方式，讓讀者了解如何衡量預測能力之優劣。 7. 第(13)式之 C_t 與附錄 1 之「消費總合」重複，避免讀者混淆，請更新符號。 	<p>會依貴處建議及指正逐項修改符號及文字。</p>
---	--	----------------------------

8. 第 46 頁表 4 之狀態方程式中 y_t^* 符號應該改為 Δy_t^* 。
9. 第 2 頁最後一段，本研究結果「結果」→重複出現。
10. 第 16 頁倒數第二行，圖 2 呈現「DSGE-FM」模型→「DSGE-MF」模型。
11. 圖一(a)應為臺灣實質 GDP 季成長率，無「貿易加權」；(b)應為外國實質 GDP 季成長率，有「貿易加權」
12. 第 18 頁第三段第三行，2012:Q1 的 GDP，請修正成 2012 年第 1 季。
13. 第 5 與 22 頁，「Aruoba」 et al. (2009) 和 「Aruoba」， S.B.， Diebold， F.X. and Scotti， C. 2009 → 「Aruoba」 et al. (2009) 和 「Aruoba」， S.B.， Diebold， F.X. and Scotti， C. 2009 。
14. 參考文獻格式請統一，如篇名之大小寫、卷刊數、年度是否需要括號等。
15. 文中引用文獻時，出現「Teo 張永隆(2010)」與「Teo 張永隆(2009)」等用法，建議改成「張永隆(2010)」與「Teo (2009)」的方式引用，與原文之作者名稱較為一致。
16. 「吳致寧、....、陳佩玗、林雅淇」→ 「吳致寧、....、陳佩玗、林雅淇」。
17. 「林依伶、張志洋、陳佩玗，2012」→ 「林依伶、張志揚、陳佩玗，

2012」。

18.文中方程式多處沒有置中對齊，建議作者進一步調整，以利讀者閱讀。