

經濟論文
中央研究院經濟研究所
47:1(2019),31-73

運用時變參數向量自我迴歸模型 探討貨幣政策之有效性

陳俊廷

國立台灣大學經濟學系

張勝凱*

國立台灣大學經濟學系

關鍵詞: 利率、貨幣政策傳遞機制、貝氏向量自我迴歸模型、時變參數、馬可夫鏈蒙地卡羅

JEL 分類代號: C11, E58

* 聯繫作者: 張勝凱, 國立台灣大學經濟學系, 台北市 106 大安區羅斯福路四段 1 號。電話: (02) 3366-8346; 傳真: (02) 2365-9128; E-mail: schang@ntu.edu.tw。陳俊廷, 國立台灣大學經濟學系碩士。作者感謝責任編輯及兩位匿名審稿人的寶貴意見, 作者並感謝陳旭昇教授以及周有熙教授對於本文所提供的寶貴建議, 若文中仍有疏漏之處, 則概由作者負責。張勝凱感謝科技部專題研究計畫 (MOST 103-2410-H-002-020-MY2, MOST 105-2410-H-002-007-MY2) 所給予的經費補助。

摘 要

傳統上,央行藉操作短期名目利率調控國內物價及產出。然而於利率已降至極低水平期間,此道貨幣政策傳遞機制功效令人存疑。本文試圖回答:日本貨幣政策在利率管道上之效果是否隨時間而有所變化?另外,在近年低利率環境下,大規模寬鬆貨幣政策透過該管道對於實質變數影響為何?本文運用貝氏(Bayesian)統計理論與馬可夫鏈蒙地卡羅法(Markov Chain Monte Carlo, MCMC)估計時變參數向量自我迴歸模型(time-varying parameter vector autoregression)得到以下結論:(1) 1975–2015 年間,日本利率管道效果及外生衝擊影響於不同期間呈異質性。(2) 日本利率政策衝擊在 1990 年後對產出及失業率無顯著正面影響,支持近年其貨幣政策難以透過利率管道提振景氣的論點。

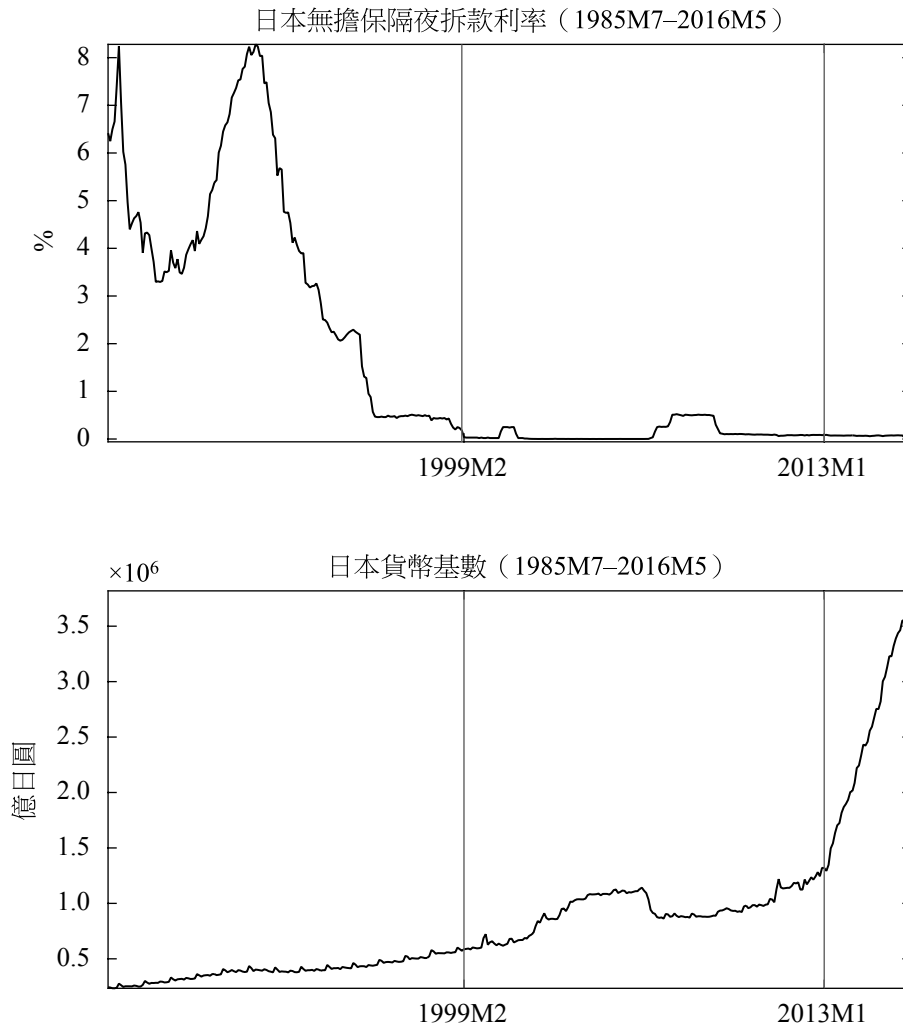
1. 前言

近年在美國金融海嘯及歐債危機衝擊下，多國央行陸續壓低利率以振興國內經濟。其中，部分國家亦同時推行多項非傳統貨幣政策，甚至將利率降為負值。儘管過去許多經濟學家認為貨幣政策至少能在短期對實質經濟產生影響，然而這般大規模資產購買政策及長期低迷的利率水平前所未見，其效力如何至今仍眾說紛紜。

日本於1990年初泡沫經濟破滅後，股市、房地產價格大幅下跌，國內企業資產與金融狀況亦大幅惡化，國內經濟自始深陷停滯泥淖。即便日本銀行（BOJ）於1995年9月將重貼現率降至0.5%，並於1999年2月採行零利率政策，通貨緊縮現象亦未有所舒緩。為擴大流動性供給，BOJ於2001年初採行史無前例的貨幣寬鬆政策：透過操作活期帳戶餘額、購買長期政府公債，維持核心消費者物價為正等措施，期使穩定金融環境，擺脫長年經濟低迷。

然而日本仍未因此脫離經濟成長停滯困境，在面臨金融海嘯及歐債衝擊下，日本銀行於2010年10月後宣布數次資產購買計劃；首相安倍晉三上任後，更積極推出多項振興方案。2013年1月，日本政府與日本銀行發表共同聲明，實施包含「大膽的金融政策」、「機動的財政政策」、以及「喚起民間投資的成長戰略」（經濟結構改革）等三支箭。同時將通膨目標（CPI）由1%提高至2%，並在物價穩定的前提下實施量化寬鬆政策。同年4月，日本銀行新總裁黑田東彥進一步確立兩年內達到2%通膨目標，將央行持有長期公債及貨幣基數增為兩倍，並促進長期公債買進平均期限。大體而言，日本貨幣操作目標由傳統隔夜拆款利率改為調整貨幣基數，日本銀行將每月購買7兆日圓長期公債、將貨幣流向民間（量化寬鬆）；並積極購買公司債、指數股票型基金（Exchange Traded Funds, ETF）及日本房地產投資信託基金（J-REIT）等資產（質化寬鬆）。相關措施將持續至物價通膨率穩定維持於2%水平。

時至2016年1月，BOJ認為國內經濟及通膨雖已緩步回升，然而在當前全球金融市場震盪、原油價格波動，以及中國經濟趨緩情勢下，其國內通膨率及出口復甦可能因而受阻。因此除決議維持前述政策外，更同時採用負利



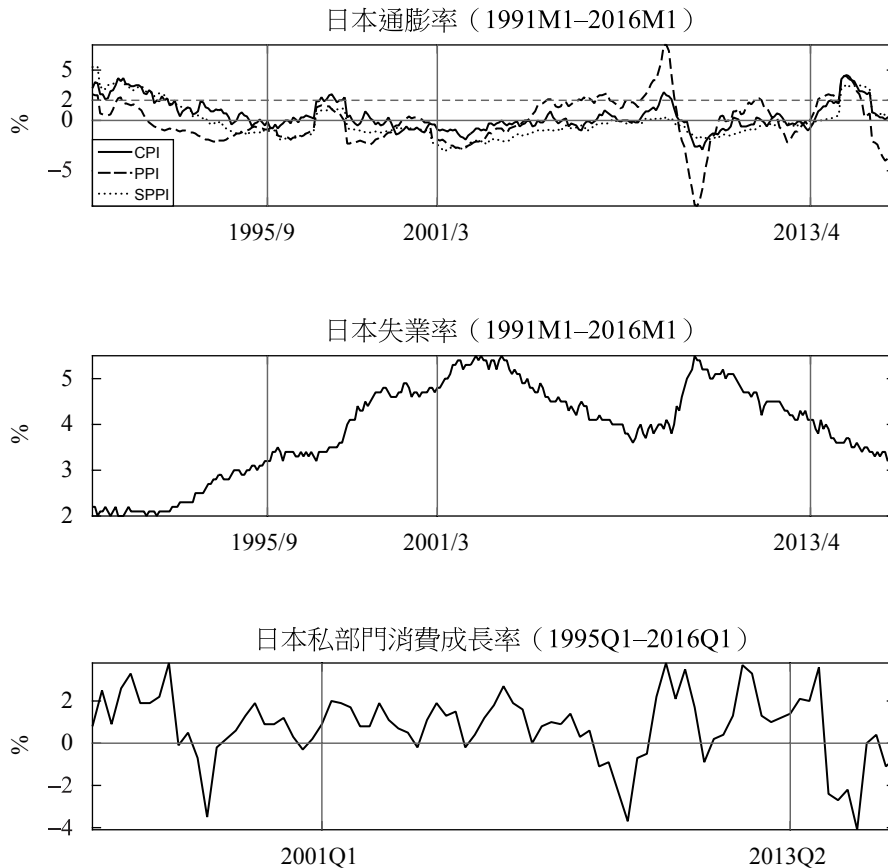
資料來源: 日本銀行。

圖 1 日本無擔保隔夜拆款利率、貨幣基數

率政策,¹ 藉短期利率下降與大規模資產購買帶動殖利率曲線整體下移。相關措施同樣將持續至通膨率穩定達到 2% 為止; 同年三月, BOJ 仍維持原決議, 甚至宣稱經濟、物價下行風險升高時不排除採取更強烈政策。

圖 1 為近年日本短期利率、貨幣基數。貨幣基數在 1999 年 2 月至 2006 年 6 月的零利率時期, 以及日本銀行 2013 年 1 月將通膨目標自 1% 調升至 2%

¹ 金融機構存放於 BOJ 之經常帳利息降至 -0.1%。



資料來源：日本銀行、OECD。

圖2 日本通膨率、失業率、民間消費年增率

後均有顯著增速。在資產購買部分, 1995–2000 年低利率時期, 日本銀行穩定購入國債, 並以國庫券及商業本票附買回為主要公開市場操作手段; 2000 年量化寬鬆時期, 其操作則轉變為買斷國庫券及國債; 而 2010 年的量化寬鬆, 乃至安倍晉三 2012 年上任後至今, 央行除了增強國債購買力道外, 資產負債表更增加大量過去鮮少持有的其他資產。以上種種跡象均顯示日本於低利率時期後日益強烈的貨幣政策手段。

圖 2 顯示 1990 年後日本通膨率、失業率及民間消費趨勢。² 物價方面,

² CPI (Consumer Price Index): 消費者物價指數; PPI (Producer Price Index): 生產者物價指數; SPPI (Services Producer Price Index): 服務業生產者物價指數。

三種通膨率變化趨勢大體相同, 唯 PPI 波動略大。在這段時期, 物價普遍低於 2% 水準, 其中 CPI 更是幾乎位於 0 的水平, 僅於 1995 年低利率時期初期及 2013 年初後出現短期提振; 另一方面, 日本失業率於 1995 後由穩定的 2% 長期上升至 3%~5% 區間; 民間消費則呈現相對規律波動。大體而言, 兩圖均未顯示變數於寬鬆政策後出現明顯好轉跡象。

一般而言, 經濟學家認為貨幣政策能藉傳統利率管道、資產價格效果、信用管道等方式影響實體經濟。傳統利率管道中, 當局在能夠充分控制貨幣數量及物價短期僵固的前提下, 可透過擴大貨幣供給促使實質利率下降, 進而刺激投資及產出; 同時, 本國貨幣也將伴隨降息而貶值, 並刺激出口、增加國內產出; 而在信用管道中, 名目利率及實質利率的下降使貸款公司淨值與現金流的提高, 在逆選擇及道德風險降低的情況下, 個體融資障礙也隨之降低。³ 然而凱因斯學派的流動性陷阱指出, 當利率位於極低水平時, 民眾基於利率必於未來上升的預期下傾向持有貨幣 (投機性需求), 而不願意購買債券, 因此貨幣擴張無法帶動利率下滑。此時, 貨幣政策對產出全然無效。

在政策認定方面, Bernanke and Blinder (1992) 根據變異數分解的結果, 認為聯邦基金利率是預測美國總體經濟的良好指標; Bernanke and Mihov (1998) 則指出不存在單一指標足以衡量美國 1965–1996 區間的貨幣政策: 該文透過結構式向量自我迴歸模型 (SVAR) 及 regime switching 模型, 推論短期利率在多數時期是相對合適的認定變數, 然而在 1979–1982 「Volcker 試驗」時期, 非借入準備 (nonborrowed reserves) 是更為理想的選擇。

而在政策效果分析上, 許多文獻以利率衝擊反應函數作為切入工具。Bernanke and Blinder (1992) 的衝擊反應函數指出貨幣政策得以透過改變銀行資產負債表影響經濟環境; Bernanke and Mihov (1998) 顯示在降息衝擊下, 產出迅速於短期提升, 而物價則呈現緩慢長期漲勢; Sims (1992) 則透過短期利率、貨幣數量、商品物價、消費者物價、產出、匯率等六變數, 描繪英、美、法、德、日等國貨幣 (利率) 政策的效果。各國衝擊反應中, 貨幣與產出皆隨利率提高而長期下降, 然而物價卻隨之提高, 尤其法國與日本的提高更是長期效果。Sims 認為這樣的「價格謎團 (price puzzle)」出自政策內生性: 即

³ 資產價格管道包括透過刺激股市及房地產市場所造成的財富效果刺激投資與消費; 信用管道同時認為若解決金融市場資訊不對稱以及流動性問題, 家計單位與廠商將更願意消費及投資, 而非持有流動性資產以因應財務不確定性。

主政者掌握物價即將提高的資訊，而預先採行緊縮貨幣政策；Miyao (2002) 透過利率、貨幣、股價及產出等四變數模型評估日本 1975–1998 年期間貨幣政策。其研究顯示，利率上升衝擊非但使得貨幣數量（需求）減少，也對股價及產出帶來長期負面效果。這樣的結果清楚描繪日本 1980 年代泡沫經濟的興衰。

除了上述文獻，尚有許多針對日本低利率環境設計之研究。Kimura et al. (2003) 透過時變參數向量自我迴歸模型 (time-varying parameter vector autoregression, TVP-VAR) 模型資料分析日本 2001 年 3 月所實施寬鬆政策效果。⁴ 他們發現貨幣數量增加在過去對產出及物價有正面效果，然而在低利率時期其效果變得不顯著。值得注意的是該文同時也拒絕貨幣需求飽足點不存在之假設，隱含寬鬆政策理應奏效。因此他們認為將政策失敗歸因於其規模不夠；Fujiwara (2006) 透過產出、消費者物價、生產物價、貨幣、債券殖利率等五變數 Markov-switching VAR 分析 1985–2004 年日本貨幣政策效果，指出貨幣增加對產出及物價帶來的正向影響在 1995 年日本將利率降至 0.5% 後轉趨不顯著，意味其寬鬆政策未能達成其預期效果；Schenkelberg and Watzka (2013) 以物價、產出、央行準備及 10 年期政府公債等四變數 VAR 符號限制模型評估日本 1995–2010 年低利率時期貨幣寬鬆政策效果。在央行準備增加情況下，產出及通膨均在短期有所提升，然而長期而言兩者均無顯著變化。

Primiceri (2005) 則聚焦於泰勒法則 (Taylor rule) 關注的物價、失業率及利率三變數。在 1953Q1–2001Q3 的資料中，他發現美國貨幣政策及外生變動於不同時期的異質性。具體而言，貨幣政策在過去高通膨及高失業率時期傾向受系統外因素主導，而近年當局對於通膨及失業率的反應日益強烈，貨幣政策則向泰勒法則靠攏。不過該文發現相關政策轉變對經濟影響甚微，外生衝擊變化仍是解釋過去的高通膨及高失業率現象的主因。在 Primiceri (2005) 基礎下，Nakajima (2011b) 以類似模型分析日本 1977Q1–2007Q4 總經變動，同樣發現外生衝擊及政策效果之異質性；Nakajima (2011a) 則進一步將模型加入零利率下限評估日本政策，其變數間動態關係亦隨時間而有所差異。此外，該文也發現以中期利率作為政策變數時，該下限設定與否對於結果影響甚微；Baumeister and Benati (2013) 根據 DSGE 模型設定變數間衝擊關係之符

⁴ 樣本期間 1971Q1–2002Q1。

表 1 文獻實證及模擬結果

	Primiceri (2005)	Canova and Forero (2015)	Nakajima (2011b)
資料	美國 (1951Q1–2001Q3)	美國 (1959Q1–2005Q3)	日本 (1977Q1–2007Q4)
變數	通膨率、失業率、利率	產出、民生物價、失業率 利率、貨幣、生產物價	通膨率、產出、利率
利率波動性	1980 年代初期波動劇烈	同左	1980、1990 年代初期波動 劇烈
降息衝擊反應	通膨率短期下降 (價格謎 團) 失業率下降 時變效果均不顯著	1980 年代初期, 產出、通 膨率提高、失業率下降 1990 年代後刺激效果減 弱, 並於 2005 年反轉	價格謎團於 1980 年代初 期不明顯 1980 年代初期對產出有 正面刺激, 1990 年後效益 不明顯

號限制 (sign restriction)。在該模型模擬下, 歐盟、日本、美國三地區在 2007–2009 金融海嘯後期間, 當局藉擴大長短期利差之非傳統貨幣政策對於產出及物價皆產生有力的短期振興效果; Canova and Forero (2015) 則將模型拓展成六變數的結構式模型。他們發現美國的降息衝擊對於產出及失業率的正面影響日益減弱, 甚至在 2005 年出現反轉。表 1 摘要數篇日、美兩國 TVP-VAR 之文獻研究結論。

為評估近年各國寬鬆貨幣政策能否透過既有認知下的傳導機制改善國內經濟情況, 本文將以經歷低利率逾 20 年的日本為對象, 探討日本貨幣政策在利率管道上之效果是否隨時間而有所變化, 並了解在近年低利率環境下, 大規模寬鬆貨幣政策透過該管道對於實質變數影響為何。本文透過時變參數向量自我迴歸模型捕捉各時期波動及政策效果變異, 並運用貝氏 (Bayesian) 統計理論與馬可夫鏈蒙地卡羅法 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 估計時變參數向量自我迴歸模型來檢驗貨幣政策於不同期間對實質經濟的效果為何。本文的主要結論如下: (1) 1975–2015 年間, 日本利率管道效果及外生衝擊影響於不同期間呈異質性。(2) 日本利率政策衝擊在 1990 年後對產出及失業率無顯著正面影響, 支持近年其貨幣政策難以透過利率管道提振景氣的論點。

本文除前言之外, 第二節介紹 TVP-VAR 模型架構及估計步驟; 第三節說明日本經濟實證研究, 包括變數資料、模型設定、模擬結果以及穩健度測試, 並將估計結果與美國比較; 最後於第四節總結。

2. 模型

2.1 時變參數向量自我迴歸模型

藉由 VAR 模型及衝擊反應函數等相關研究方法, 我們得以更容易捕捉貨幣政策影響及總體變數間之動態變化。然而上述研究均將政策效果視為同質, 亦即其效應不隨時間有所改變。有鑑於這般假設極可能與現實相悖, 近年許多文獻設計時變參數模型, 並輔以 MCMC 抽樣估計參數。藉此, 除了能評估經濟變數對於外生衝擊是否隨時間而有系統性變化, 亦可觀察外生衝擊在各時期影響程度。Cogley and Sargent (2005) 認為時變參數模型應同時考慮波動的時間異質性, 其實證結果亦指出 VAR 參數及變異數矩陣均存在時變效果; Primiceri (2005) 則聚焦於泰勒法則關注的物價、失業率及利率三變數。在 1953Q1–2001Q3 的資料中, 他發現美國貨幣政策及外生變動於不同時期的異質性。

本文以 Primiceri (2005) TVP-VAR 模型為基礎, 結合 Canova and Forero (2015) 所採納之短期限制, 分析 VAR 參數、同期參數, 以及衝擊波動 (volatility) 於不同時期效果。⁵

考慮以下 m 內生變數 T 期模型:

$$y_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}y_{t-1} + \dots + \beta_{p,t}y_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Omega_t). \quad (1)$$

其中, $t = 1, 2, \dots, T$; y_t 及 y_{t-1}, \dots, y_{t-p} 分別為 $m \times 1$ 內生變數及其落後期向量; $\beta_{0,t}$ 為 $m \times 1$ 之參數矩陣; $\beta_{1,t}, \dots, \beta_{p,t}$ 為 $m \times m$ 之時變參數矩陣; Ω_t 為衝擊 u_t 之變異數矩陣, 具對稱、正定、滿秩 (full rank) 等性質。令 A_t 為一可逆 (invertible) 同期時變參數矩陣, (1) 式可改寫為:

$$y_t = z_t' \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_m). \quad (2)$$

⁵ 波動即為結構性衝擊之標準差。

其中, β_t 為 $\beta_{0,t}, \dots, \beta_{p,t}$ 逐列堆疊 (stack) 而成向量; $z'_t = I_m \otimes [1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p}]$; $\Sigma_t = \text{diag}[\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{m,t}]$; $u_t = A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$, ε_t 、 Σ_t 分別為單位結構性衝擊及衝擊波動。

為求計算簡便, 在此將 A_t 行向量 (column vector) 堆疊:

$$\text{vec}(A_t) = S_A \alpha_t + s_A.$$

其中, α_t 為 A_t 自由參數 (free parameter, 非 0、1 元素) 所堆疊 $n \times 1$ 向量,⁶ S_A 、 s_A 分別為 $m^2 \times \dim(\alpha)$ 、 $m^2 \times 1$, 由 0、1 所構成矩陣, 分別表示 A_t 元素是否為自由參數與是否為 1。⁷

另外, 時變參數之動態變化則以狀態空間模型 (state space model) 描繪, 假定 β_t 、 α_t 及 $\log \sigma_t$ 分別依循隨機漫步與幾何隨機漫步:⁸

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t. \quad (3)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t. \quad (4)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t. \quad (5)$$

⁶ $n \equiv A_t$ 之自由參數數目。

⁷ 以 $A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix}$ 為例, $\text{vec}(A_t) = \underbrace{\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}}_{S_A} \underbrace{\begin{bmatrix} a_{21} \\ a_{31} \\ a_{32} \end{bmatrix}}_{\alpha_t} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}}_{s_A}.$

⁸ β_t 為 $k \times 1$ 向量, σ_t 為 $m \times 1$ 向量, $k \equiv m \times (1 + mp)$ 。

運用時變參數向量自我迴歸模型探討貨幣政策之有效性（陳俊廷, 張勝凱）

$$\mathcal{V} = \text{var} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_m & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_\alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_\sigma \end{bmatrix}. \quad (6)$$

$$\begin{bmatrix} A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \\ v_t \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \Omega_t & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta \end{bmatrix} \right). \quad (6a)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} I_m & 0 \\ 0 & \Sigma_\alpha \end{bmatrix} \right). \quad (6b)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} I_m & 0 \\ 0 & \Sigma_\sigma \end{bmatrix} \right). \quad (6c)$$

其中, v_t 、 ζ_t 、 η_t 之變異數矩陣彼此不相關且均為滿秩。參照 Canova and Forero (2015) 設定, 分別設定為:⁹

$$\Sigma_\beta \sim \text{IW}((\text{SSE}_\beta + \bar{\Sigma}_\beta)^{-1}, T + \bar{V}_{\Sigma_\beta}),$$

$$\Sigma_\alpha \sim \text{IW}((\text{SSE}_\alpha + \bar{\Sigma}_\alpha)^{-1}, T + \bar{V}_{\Sigma_\alpha}),$$

$$\Sigma_\sigma = \text{diag}[\Sigma_\sigma^1, \dots, \Sigma_\sigma^m],$$

$$\Sigma_\sigma^i \sim \text{IG} \left(\frac{\bar{V}_{\Sigma_\sigma} + T - p - 1}{2}, \frac{2}{\bar{\Sigma}_\sigma + \text{SSE}_\sigma} \right), \quad i = 1, \dots, m.$$

2.2 估計

將參數分割為 β^T 、 α^T 、 Σ^T 、 \mathcal{V} 四區塊後,¹⁰ 模型可透過 Kalman Filter 及 Metropolis-Hastings 推得事後機率形式, 並以 Gibbs sampling 程序估計參數。

⁹ Σ_β 為 $k \times k$ 矩陣, Σ_α 為 $n \times n$ 矩陣; $\text{SSE}_\beta, \text{SSE}_\alpha, \text{SSE}_\sigma$ 分別為 $\beta_t, \alpha_t, \log \sigma_t$ 估計之殘差平方和; 而 $\bar{\Sigma}_\beta, \bar{\Sigma}_\alpha, \bar{\Sigma}_\sigma$ 及 $\bar{V}_{\Sigma_\beta}, \bar{V}_{\Sigma_\alpha}, \bar{V}_\sigma$ 均為事前參數。

¹⁰ $\beta^T \equiv \{\beta_t\}_{t=1}^T, \alpha^T \equiv \{\alpha_t\}_{t=1}^T, \Sigma^T \equiv \{\Sigma_t\}_{t=1}^T$ 。

2.2.1 參數 β^T

根據 Carter and Kohn (1994), 聯合分配 β^T 的條件機率可進行以下分解:¹¹

$$p(\beta^T|y^T, A^T, \Sigma^T, \mathcal{V}) = p(\beta_T|y^T, A^T, \Sigma^T, \mathcal{V}) \Pi_{t=1}^{T-1} p(\beta_t|\beta_{t+1}, y^T, A^T, \Sigma^T, \mathcal{V}).$$

結合 (2)、(3)、(6a) 式, 並給定 $\beta_{0|0}, V_{0|0}$, 即可透過 Kalman Filter 求得平滑化 (smoothing) 之各期參數分配: $\beta_t|\beta_{t+1}, y^T, A^T, \Sigma^T, \mathcal{V} \sim N(\beta_t|\beta_{t+1}, V_{t|t+1})$, 以及 $\beta_{T|T}, \beta_{T-1|T}, \dots, \beta_{1|2}$ 之估計式。

2.2.2 同期參數 α^T

將 (2) 式重新改寫:

$$\begin{aligned} \Sigma_t \varepsilon_t &= A_t(y_t - z_t' \beta_t) \equiv A_t \hat{y} \\ &= (\hat{y}_t' \otimes I) \text{vec}(A_t) = (\hat{y}_t' \otimes I)(S_A \alpha + s_A). \end{aligned}$$

經過轉換:

$$\check{y}_t = X_t \alpha_t + \Sigma_t \varepsilon_t. \quad (7)$$

其中, $\check{y}_t \equiv (\hat{y}_t' \otimes I_m) s_A$, $X_t \equiv -(\hat{y}_t' \otimes I_m) S_A$ 。

一般情況下, 由於 \check{y}_t 、 X_t 相依, α^T 無法透過 Kalman Filter 求得。Cogley and Sargent (2005) 透過遞迴式的設定使其能以簡單步驟估計:

¹¹ $p(\theta_T|Y^T)p(\theta_{T-1}|\theta_T, Y^T)p(\theta_{T-2}|\theta_{T-1}, Y^T) \cdots p(\theta_1|\theta_2, Y^T)$
 $= p(\theta_T|Y^T)p(\theta_{T-1}|\theta_T, Y^T)p(\theta_{T-2}|\theta_T, \theta_{T-1}, Y^T) \cdots p(\theta_1|\theta_T, \theta_{T-1}, \dots, \theta_2, Y^T)$
 $= \frac{p(\theta_T, Y^T)}{p(Y^T)} \frac{p(\theta_T, \theta_{T-1}, Y^T)}{p(\theta_T, Y^T)} \frac{p(\theta_T, \theta_{T-1}, \theta_{T-2}, Y^T)}{p(\theta_T, \theta_{T-1}, Y^T)} \frac{p(\theta^T, Y^T)}{p(\theta_T, \theta_{T-1}, \dots, \theta_2, Y^T)}$
 $= p(\theta^T|Y^T).$

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_{1,t} \\ \hat{y}_{2,t} \\ \vdots \\ \hat{y}_{m,t} \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} 0 \\ \alpha_{21}\hat{y}_{1,t} \\ \alpha_{31}\hat{y}_{1,t} + \alpha_{32}\hat{y}_{2,t} \\ \vdots \\ \alpha_{m1}\hat{y}_{1,t} + \cdots + \alpha_{m(m-1)}\hat{y}_{m-1,t} \end{bmatrix} + \Sigma_t \varepsilon_t. \quad (7a)$$

在 Σ_α 為分塊對角矩陣 (block diagonal matrix) 的假定下,¹² α_t 元素間相關性僅限於 (7a) 式同列, 因此將 (7a) 式及 (4) 式之 m 列逐對結合為 m 組聯立方程式後, 即可仿照推導 β^T 方式求得 α^T 。若不針對變異數矩陣限制, 則能透過 Metropolis-Hastings (M-H) 處理此問題。

該方法從一提議分配 (proposal distribution) 抽取 α_t 之候選值 (candidate value), 若其符合特定規則, 則該值為本次抽樣; 反之, 本次抽樣則複製前次結果。在 TVP-VAR 架構下, 可仿照抽取 β_t 的方式透過 Kalman Filter 推得平滑化後的各期參數分配, 並從結合該參數關係式的提議分配抽樣。

演算法 1 (由 Metropolis-Hastings 抽取 α_t)

以下為 $i = 1, 2, \dots, R$ 次抽樣之步驟:

- (1) 給定初始值 $\alpha_{0|0}$ 、 $P_{0|0}$ 及 $(\tilde{y}^T, \mathcal{V}^{i-1})$, 透過 Kalman Filter 計算 $\{\alpha_{t|t+1}^{i-1}\}_{t=1}^T$ 、 $\{P_{t|t+1}^{i-1}\}_{t=1}^T$ 。¹³
- (2) 從提議分配 $p^*(\alpha_t^i | \alpha_t^{i-1}) \sim t(\alpha_{t|t-1}^{i-1}, rP_{t|t+1}^{i-1}, v)$ 抽取候選值 α_t^\dagger , 其中 $r > 0$, $v \geq 4$ 。
- (3) 計算 γ :

$$\gamma = \frac{p((\alpha^\dagger)^T | \tilde{y}^T) p^*((\alpha^{i-1})^T | (\alpha^i)^T)}{p((\alpha^{i-1})^T | \tilde{y}^T) p^*((\alpha^i)^T | (\alpha^{i-1})^T)}. \quad (8)$$

¹² 亦即:

$$\Sigma_\alpha = \begin{bmatrix} \Sigma_{\alpha_1} & 0_{1 \times 2} & \cdots & 0_{1 \times m} \\ 0_{2 \times 1} & \Sigma_{\alpha_2} & \cdots & 0_{2 \times m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0_{m \times 1} & 0_{m \times 2} & \cdots & \Sigma_{\alpha_m} \end{bmatrix}.$$

¹³ $\alpha_{t|t+1}$ 、 $P_{t|t+1}$ 分別為 α_t 之平滑化預測及條件變異數。

其中, $(\alpha^\dagger)^T \equiv \{\alpha_T^\dagger\}_{t=1}^T; p^*((\alpha^i)^T | (\alpha^{i-1})^T) \equiv \prod_{t=1}^T p^*(\alpha_t^i | \alpha_t^{i-1}); p((\alpha^\dagger)^T | \tilde{y}^T) = L(\tilde{y}^T | (\alpha^\dagger)^T, V^{i-1})p(\alpha^\dagger)^T$ 。

(4) 從 $U(0, 1)$ 抽取 ρ , 若 $\rho < \gamma$, 則 $(\alpha^*)^T = (\alpha^i)^T$; 反之 $(\alpha^*)^T = (\alpha^{i-1})^T$ 。

(5) 給定 \tilde{y}^T 、 $(\alpha^i)^T$, 抽取 \mathcal{V}^i 之事後分配。

2.2.3 波動 Σ^T

將 (2) 式等式兩邊各元素同時平方取對數後重新整理:

$$\tilde{y}_t = 2 \log \sigma_t + e_t. \quad (9)$$

其中, $\tilde{y}_{i,t} = \log[(A_t \hat{y}_{i,t})^2 + c]$, $e_{i,t} = \log(\varepsilon_{i,t}^2)$; $i = 1, \dots, m$ 。¹⁴ 因 $e_{i,t} \sim \log \chi^2(1)$ 不屬於常態分配, 因此無法以傳統 Kalman Filter 推得 $\log \sigma_t$ 之事後分配。為此, Kim et al. (1998) 以 7 常態分配之混合分配近似 $\log \chi^2(1)$:

$$p(s_{i,t} = j | \tilde{y}_{i,t}, \log \sigma_{i,t}) \propto q_j \varphi(\underbrace{\tilde{y}_{i,t} - 2 \log \sigma_{i,t}}_{e_{i,t}} | \mu_j - 1.2704, \epsilon_j^2). \quad (10)$$

其中, $p(s_{i,t} = j | \cdot)$ 為第 i 列變數出現類別 j 常態分配比例, $j = 1, \dots, 7$; φ 為常態分配之 probability density function (pdf); q_j 、 $\mu_j - 1.2704$ 、 ϵ_j^2 分為各常態分配類別權重、平均數及變異數。¹⁵ 算得所有 $p(s_{i,t} = j | \cdot)$ 後, 自 $U(0, 1)$ 抽取 ω , 若:

$$p(s_{i,t} \leq j - 1 | \cdot) < \omega \leq p(s_{i,t} \leq j | \cdot). \quad (11)$$

則令 $s_{i,t}$ 為 j 。

給定出現的常態分配類別後, 在此同樣可透過 Kalman Filter 及 (5)、(6c)、(9) 三式得到 $\log \sigma_t$ 估計。

¹⁴ 由於 $(A_t \hat{y}_{i,t})^2$ 的值可能極小, 故添加常數 c 確保其取對數後穩健 (robust)。

¹⁵ 根據 Kim et al. (1998) 測試, 混合分配相關參數可設定為:

$$\begin{aligned} q &= [0.00730, 0.10556, 0.00002, 0.04395, 0.34001, 0.24566, 0.25750]^T, \\ \mu &= [-10.12999, -3.97281, -8.56686, 2.77786, 0.61942, 1.79518, -1.08819]^T, \\ \epsilon^2 &= [5.79596, 2.61369, 5.17950, 0.16735, 0.64009, 0.34023, 1.26261]^T. \end{aligned}$$

2.2.4 ν

個別求得以上事後分配後，依據 (6) 式之變異數矩陣假設，即可依序推得各部分事後分配。

2.2.5 Gibbs Sampling

綜合以上推導之事後分配，採取以下過程：

- (a) 給定 $(\alpha^T)^0, (\Sigma^T)^0, (s^T)^0, (\nu)^0$ 。
- (b) 從 $p((\beta^T)^1 | y^T, (\alpha^T)^0, (\Sigma^T)^0, (s^T)^0, (\nu)^0)$ 抽取 $(\beta^T)^1$ 。
- (c) 從 $p((\alpha^T)^1 | y^T, (\beta^T)^1, (\Sigma^T)^0, (s^T)^0, (\nu)^0)$ 抽取 $(\alpha^T)^1$ 。
- (d) 抽取 $(\Sigma^T)^1$ 。
 - (i) 給定 $y^T, (\beta^T)^1, (\alpha^T)^1, (\Sigma^T)^0$ ，抽取 $(s^T)^1$ 。
 - (ii) 給定 $y^T, (\beta^T)^1, (\alpha^T)^1, (s^T)^1$ ，抽取 $(\Sigma^T)^1$ 。
- (e) 給定 $y^T, (\beta^T)^1, (\alpha^T)^1, (s^T)^1, (\Sigma^T)^1$ ，抽取 $(\nu)^1$ 。
- (f) 重複步驟 (b)~(e)。

3. 總體經濟實證與模擬

3.1 資料

本文模型納入產出、物價、失業率等實質變數及利率、貨幣兩金融變數。¹⁶ 所有變數均為季資料，模型中除失業率及利率未作轉換，GDP、貨幣及物價均為同期年增率。¹⁷ 在此主要分析日本 1965Q1–2016Q1 總體經濟時間序列，同時將美國同期資料模擬結果作為對照比較。資料來源詳見表 2。

圖 3、圖 4 為兩國近年總經時間序列走勢圖。日本方面，GDP 年增率及通膨率除 1970–1980 年代及 2008 年分別受石油危機及金融海嘯影響而有劇烈波動外，其餘時期走勢相對穩定；失業率則在 1990 年後由 2% 以下的低水

¹⁶ 日本當局主要以無擔保隔夜拆款利率為利率政策操作目標，然而現有官方數據僅能追溯至 1985M7，為使樣本涵蓋期間更為廣泛，此以性質及走勢類似的基本放款利率作為利率變數。

¹⁷ Fujiwara (2006) 主張：雖然資料存在單根，然而 Sims et al. (1990) 指出其在 VAR 中的估計存在一致性。因此即便資料為非定態序列，應以保留變數共變資訊及可解讀性為重。由於許多 VAR 研究選擇維持變數原貌，本文亦依循此思維而不將資料差分或進行其他處理。

表 2 總經變數時間序列

日本變數		來源
產出	Quarterly Gross Domestic Product	OECD
物價	Producer Price Index: All Commodities	Bank of Japan
失業率	Aged 15-64: All Persons for Japan	OECD
利率	The Basic Discount/Loan Rate Rate	Bank of Japan
貨幣	M2 for Japan	OECD
美國變數		來源
產出	Quarterly Gross Domestic Product	OECD
物價	CPI for All Urban Consumers: All Items	U.S. Bureau of Economic Analysis
失業率	Aged 15-64: All Persons for the U.S.	OECD
利率	Call Money/Interbank Rate for the U.S.	OECD
貨幣	M2 for the U.S.	IMF

平轉變為穩定維持於 4% 上下，波動幅度亦轉趨劇烈。在金融變數方面，日本銀行於 1995 年將短期利率降至 0.5% 後，至今均維持接近 0 的水準。值得注意的是在寬鬆政策實施同時，其貨幣成長率並未顯著提升，相較於前半時期不增反降。另一方面，美國實質變數的循環軌跡與日本類似，除 GDP 年增率與失業率呈反向循環走勢外，亦能清楚觀察到美國 1970–1980 年代受石油危機而導致的停滯性通膨（失業、物價雙高）。而在金融變數中，美國貨幣年增率長年與 GDP 年增率呈相近走勢；利率則自 1990 年後穩定維持 5% 以下，近年實施寬鬆政策後更是維持接近 0 的低檔。

3.2 設定

本文各參數分配依循 Canova and Forero (2015) 設定：

$$\beta_0 \sim N(\bar{\beta}, c_\beta \cdot \text{Var}(\bar{\beta})),$$

$$\alpha_0 \sim N(\bar{\alpha}, \text{diag}|\bar{\alpha}|),$$

運用時變參數向量自我迴歸模型探討貨幣政策之有效性（陳俊廷，張勝凱）

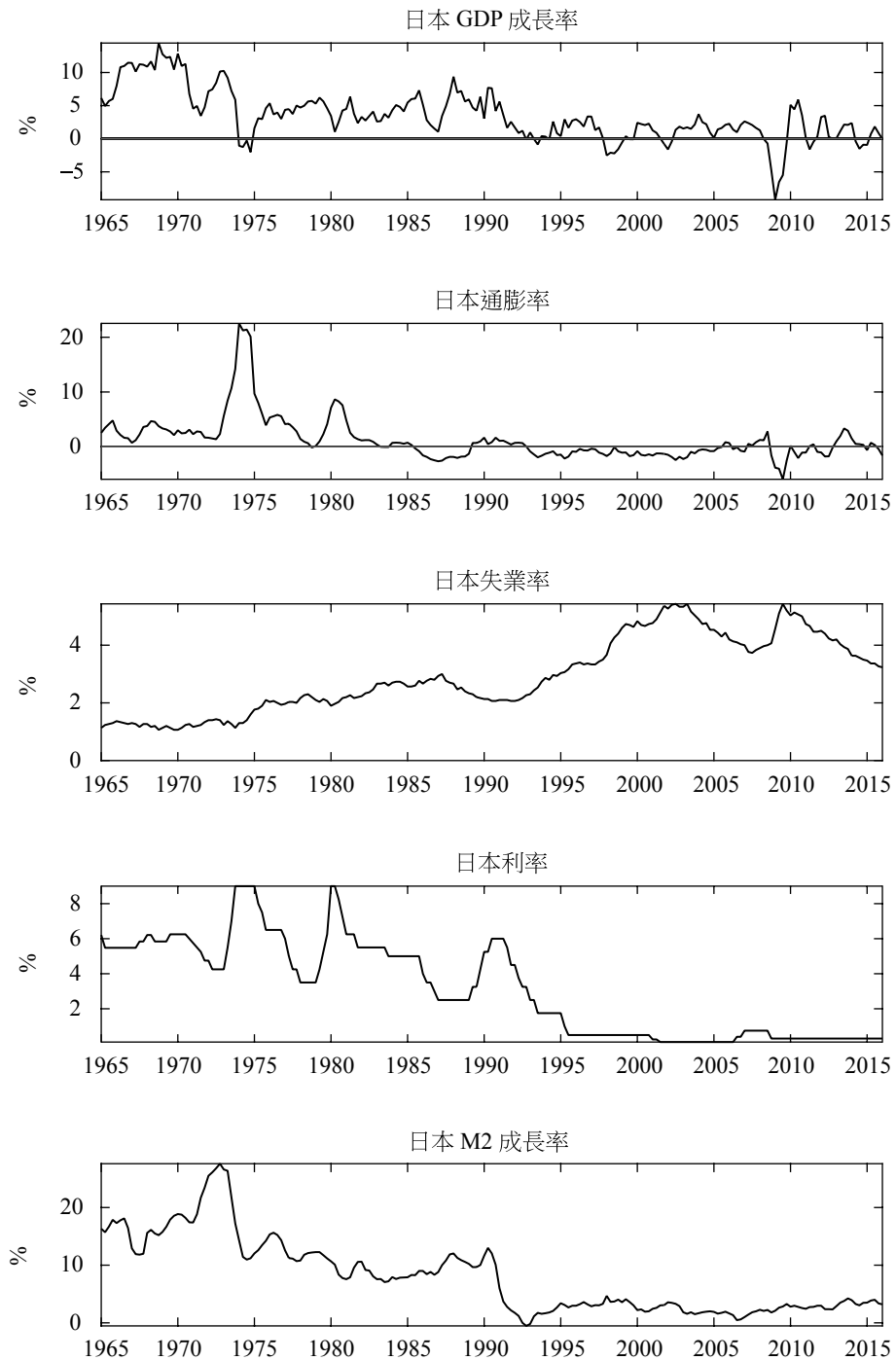


圖3 日本總經變數時間序列 (1965Q1–2016Q1)

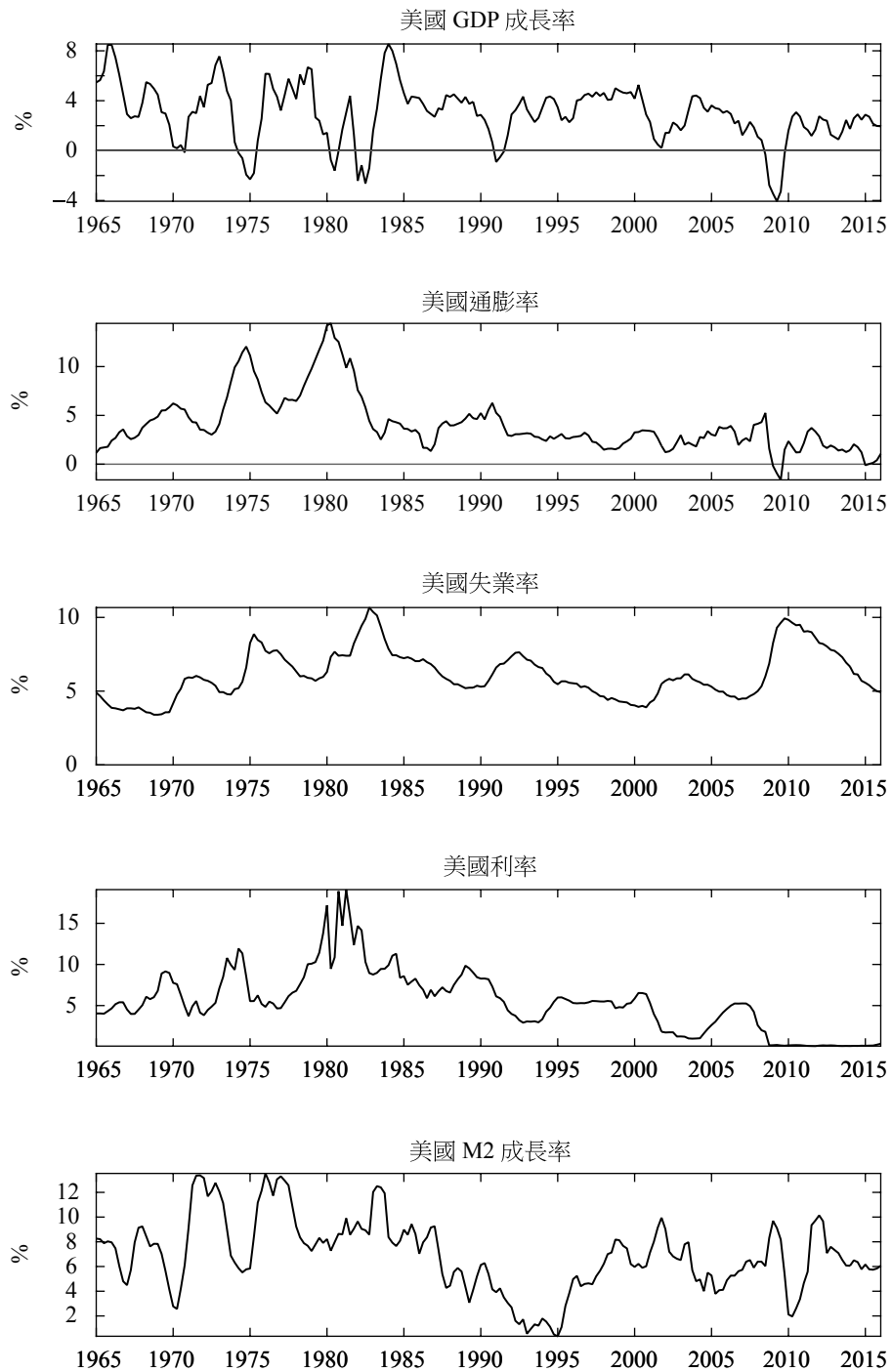


圖 4 美國總經變數時間序列 (1965Q1–2016Q1)

$$\log(\sigma_0) \sim N(\bar{\sigma}, c_\sigma I_n),$$

$$\Sigma_\beta \sim \text{IW}(k_{\Sigma_\beta}^2 \cdot \text{Var}(\bar{\beta}), 1 + K),$$

$$\Sigma_\alpha \sim \text{IW}(k_{\Sigma_\alpha}^2 \cdot \text{diag}|\bar{\alpha}|, 1 + \dim(\alpha)),$$

$$\Sigma_\sigma^i \sim \text{IW}(k_{\Sigma_\sigma}^2, 1 + 1), \quad i = 1, \dots, M.$$

其中，令 $c_\beta = 4$, $c_\sigma = 10$, $k_{\Sigma_\beta}^2 = 1 \times 10^{-4}$, $k_{\Sigma_\alpha}^2 = 10^{-2}$, $k_{\Sigma_\sigma}^2 = 1$;¹⁸ 而 $\bar{\beta}$ 、 $\text{Var}(\bar{\beta})$ 及 $\bar{\alpha}$ 、 $\bar{\sigma}$ 則是根據前 40 期樣本所計算之 VAR 最大概似估計；估計參數時的 Kalman Filter 初始值 $\beta_{0|0}$ 、 $V_{0|0}$ 、 $\alpha_{0|0}$ 、 $P_{0|0}$ 以及 $\bar{\Sigma}_\beta$ 、 $\bar{\Sigma}_\alpha$ 、 $\bar{\Sigma}_\sigma$ 、 \bar{V}_{Σ_β} 、 \bar{V}_{Σ_α} 、 \bar{V}_σ 等變異數之事前分配參數則分別由以上事前分配平均值、變異數代入；而落後期數則透過固定常數 VAR 設定下之最適期數決定：LR、FPE、AIC 三準則建議期數為 6；SC、HQ 則為 2。為控制模型複雜度，在此將落後期定為 2。¹⁹

在 VAR 架構下，內生變數向量 y_t 中的元素上下順序與變數間的影響相關。本文承襲 Bernanke and Blinder (1992) 對於產出、物價及失業率的認定，以及 Primiceri (2005) 的短期遞迴式限制。在此設定下，產出影響同期所有變數，自身不受其他變數影響；貨幣需求則受所有同期變數影響，同時不影響任何同期變數。據此，(2) 式可改寫為：

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{1,t} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{2,t} & \alpha_{3,t} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{4,t} & \alpha_{5,t} & \alpha_{6,t} & 1 & 0 \\ \alpha_{7,t} & \alpha_{8,t} & \alpha_{9,t} & \alpha_{10,t} & 1 \end{pmatrix}}_{A_t} \underbrace{\begin{pmatrix} \frac{\Delta \text{GDP}_t}{\text{GDP}_t} \\ \frac{\Delta \text{Price}_t}{\text{Price}_t} \\ \text{unemployment rate}_t \\ \text{interest rate}_t \\ \frac{\Delta \text{money base}_t}{\text{money base}_t} \end{pmatrix}}_{y_t} = A_t z_t' \beta_t + \Sigma_t \varepsilon_t. \quad (12)$$

¹⁸ 參考 Primiceri (2005)、Canova and Forero (2015)、Nakajima (2011a)、Baumeister and Benati (2013)。

¹⁹ 五種準則全名分別為：LR: sequential modified LR test statistic; FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion。

3.3 結果

本節呈現五變數結構式 TVP-VAR 模型估計結果。²⁰ 以下估計均出自 200,000 次 Gibbs 抽樣。為求其結果收斂及降低抽樣相關性, 抽樣捨棄前 50,000 次, 剩餘抽樣中每 100 次亦僅保留一次, 因此最後樣本數為 1,500。

3.3.1 外生衝擊趨勢

在 VAR 的架構下, 各式殘差項可解讀為應變數所受之外生衝擊: 若殘差值大, 代表外生衝擊相對系統內變數作用強烈。因此, 透過利率方程式之殘差標準差趨勢, 可檢視利率在不同時期是否依循泰勒法則變數(通膨、失業率), 以及產出、貨幣變動而調整。

圖 6 呈現日本及美國利率方程式殘差標準差趨勢, 圖 7 是兩國其餘各式殘差標準差趨勢。²¹ 由圖中可知, 1980 年代初期石油危機與 1990 年代經濟泡沫破裂期間, 日本利率波動劇烈, 受系統外因素影響甚深; 與此對照, 美國經歷石油危機後, 利率政策於 1987–2006 年 Alan Greenspan 擔任 Fed 主席期間維持長時間的穩定, 其變動普遍能以方程式內自變數解釋, 僅於近年的金融海嘯時期出現較大波動。²²

再者, 在日本模型中, 可以觀察到利率以外的四變數在 1980 年代石油危機、1990 年初經濟泡沫, 及 2008 年後的金融海嘯大體都出現相當程度波動, 代表這些衝擊較難以被方程組的其餘變數解釋。值得注意的是, 日本貨幣數量於近年當局的寬鬆政策後並未出現明顯波動, 支持其近年政策未能對其貨幣數量帶來明顯改變的論述。根據 BOJ 資料(圖 5), 日本自 2010 年以來, 家計及企業儲蓄均逐年攀升, 至 2015 年 12 月止, 分別由 378、165 兆日圓達到 433、203 兆日圓, 顯示民間在貨幣寬鬆政策期間仍有大量資金被做為存款及現金持有, 而非用以投資或消費; 另一方面, 貨幣基數(money base)於 2013 年大增同時, 貨幣總計數(monetary stock, M3)卻無明顯增長, 導致貨幣乘數(貨幣總計數 ÷ 貨幣基數)急遽下滑, 顯示金融體系創造貨幣的能力大幅下降。

²⁰ 運算程式碼參照 Koop and Korobilis (2010) 及 Canova and Forero (2015) 改編。

²¹ 本文均以抽樣中位數作為參數估計式, 並以第 84 與第 16 百分比為誤差區間(error band)臨界值。

²² Primiceri (2005) 及 Canova and Forero (2015) 也指出美國利率於兩時期存在明顯波動。

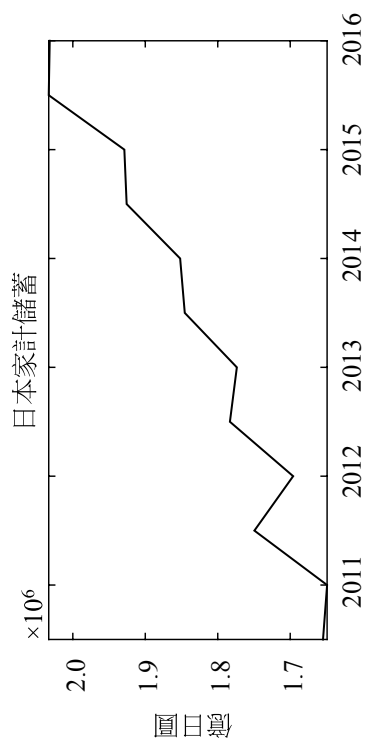


圖 5 左

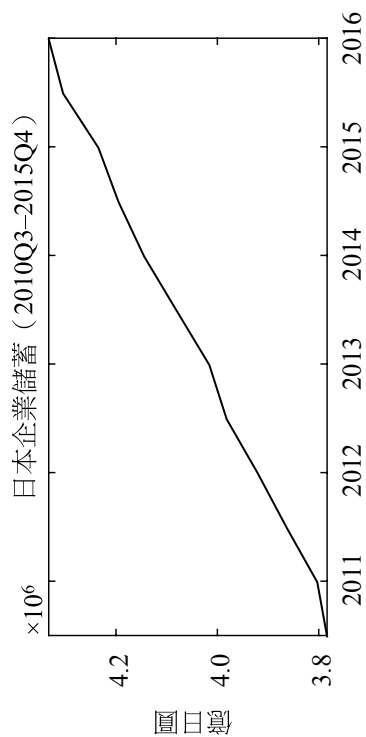


圖 5 右

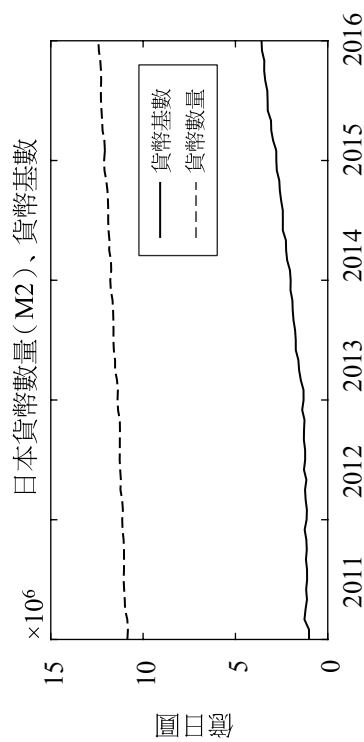
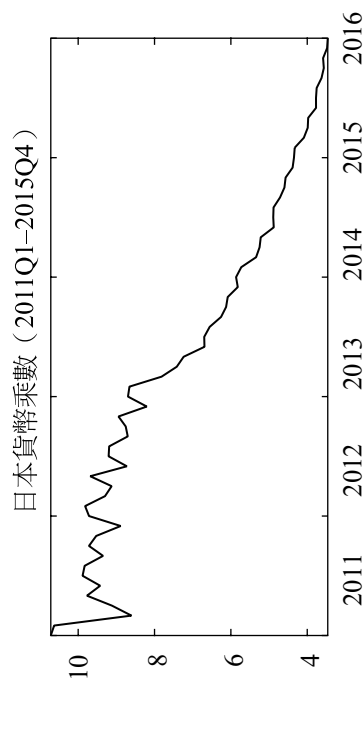


圖 5 下



資料來源: 同圖 1。

圖 5 日本近年儲蓄及貨幣走勢

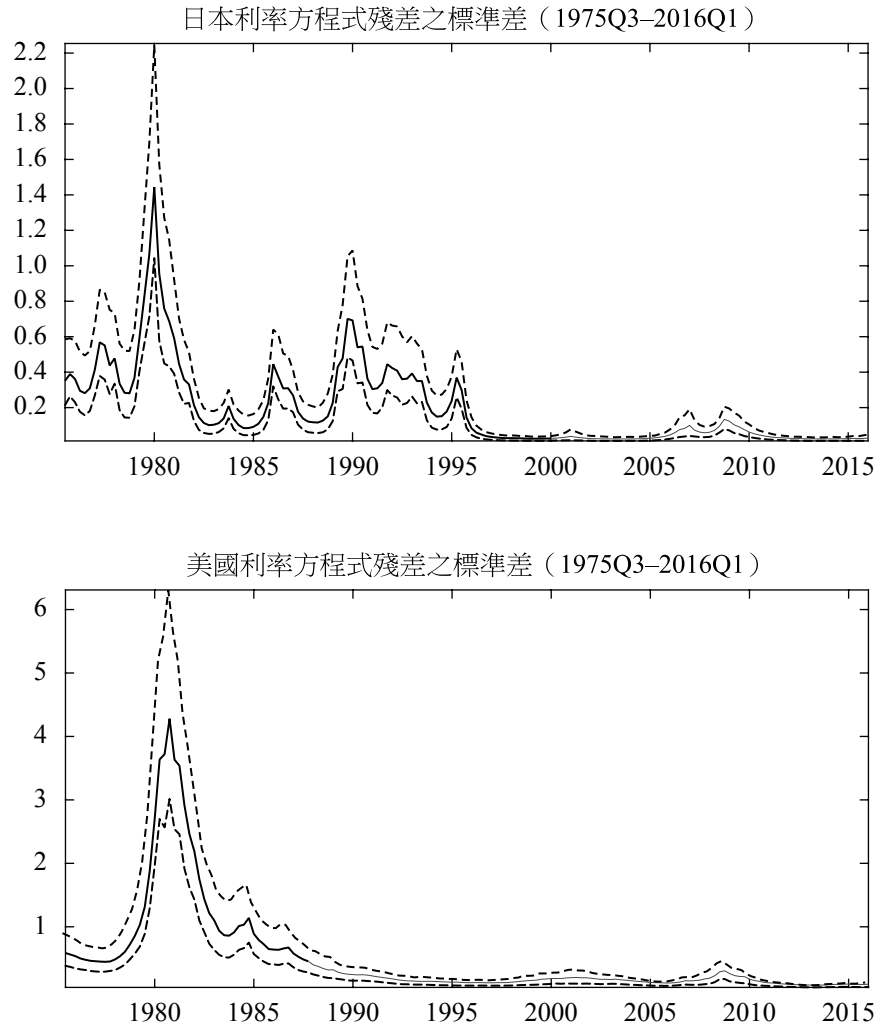


圖 6 VAR 利率方程式殘差標準差

種種跡象均指出當局貨幣供給擴張效果日益降低, 愈加難以達到預期活絡經濟活動功效。

另一方面, 美國經濟變數同樣在 1980 年代及 2010 年左右出現相對劇烈波動, 包括石油危機期間的產出、就業衝擊, 以及近年後多次量化寬鬆政策時期的貨幣波動。同樣值得注意的是產出及物價分別在大環境變動劇烈的金融海嘯與石油危機未如同預期出現明顯波動。此現象可能出自這些變動在相當程度上能被體系內變數解釋。本文發現在不考慮貨幣的四變數模型

運用時變參數向量自我迴歸模型探討貨幣政策之有效性（陳俊廷, 張勝凱）

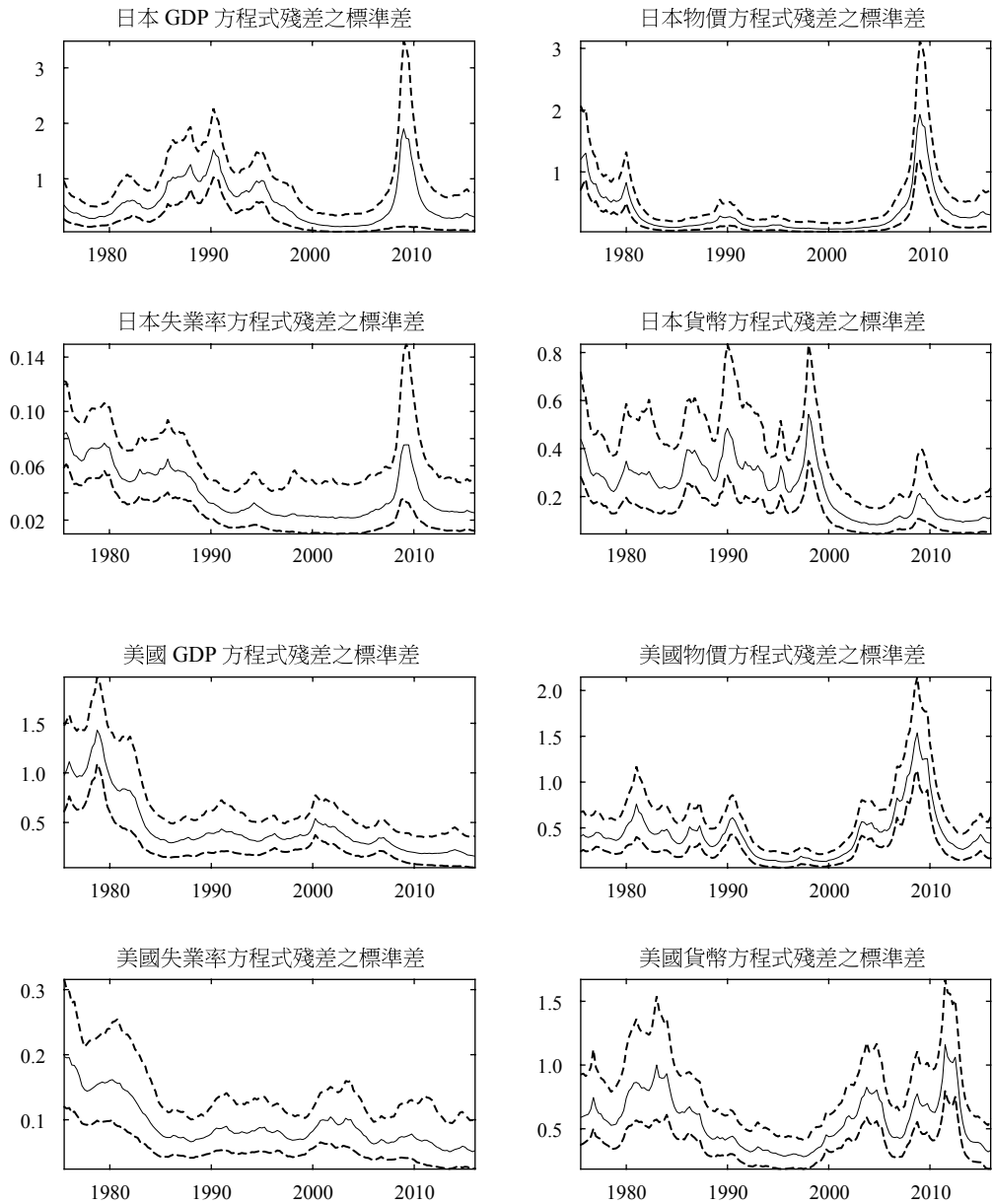


圖 7 VAR 各式殘差標準差

中, 這些波動則如預期般出現(圖 13), 顯示貨幣數量是解釋美國這段時期經濟變動的重要因子。同時, 圖 7 也可觀察到美國產出自 1980 年代中期後近 20 年大平穩時期(great moderation)的長期平穩走勢。此外, 圖 6 亦顯示日本 1995 年至今與美國 2008 年金融海嘯後採行低利率政策期間的低波動性。²³

3.3.2 殘差變異分析

在上一小節的分析中, 能以清楚觀察到外生衝擊於各時間點給予日本不同程度的影響。而根據(2)式, 單位衝擊下的 VAR 殘差變異數則由同期參數 α_t 及各變數波動 σ_t 組成, 因此進一步分析兩元素作用程度及變動型態能獲得更多變數波動資訊。

圖 8 及圖 9 為美、日同期參數變化趨勢, 其中較為明顯之作用整理於表 3。大體而言, 兩國實質變數間同期關係並不顯著, 僅日本模型中的 α_3 呈現通膨率對失業率的反向影響, 呼應日本近年通貨緊縮時期, 失業率同步攀升的現象。此外, α_5 、 α_6 、 α_8 、 α_9 等參數的變動趨勢則分別反映兩國以貨幣政策因應物價及失業率變動之積極程度。日本方面, 其利率隨同期通膨率同向變動(α_5), 反映日本央行以通膨為目標的政策行為; 而美國資料的模擬結果亦分別描繪 Fed 因應通膨率及失業率上升的升、降息政策, 與其長期藉利率政策調控物價, 以及近年來寬鬆貨幣政策的現實相吻合。²⁴ 最後, 日本 α_{10} 於 1990 年代的走勢則清楚描繪該時期利率下降, 貨幣數量卻同時下降的通貨緊縮現象。

綜觀上述觀察, 變數間同期作用普遍並未有明顯時變現象; 同時, 圖 10 呈現的各變數波動走勢幾乎與圖 7 中的殘差變異一致。據此, 足以合理推論利率衝擊對各變數影響於不同時期呈現的異質性主要來自各變數自身波動, 相對地, 變數間同期交互作用效果甚微。

3.3.3 利率衝擊反應

本段模擬日本、美國總經變數於各時期於單位利率衝擊下所產生的變動程度。在此除評估利率管道效果, 亦分析其政策效果是否於不同時期有所差異。

²³ 與 Nakajima (2011b) 所呈現的日本利率波動性一致。

²⁴ 相關結果與 Canova and Forero (2015) 透過 M-H 所估計的過度認定模型類似。

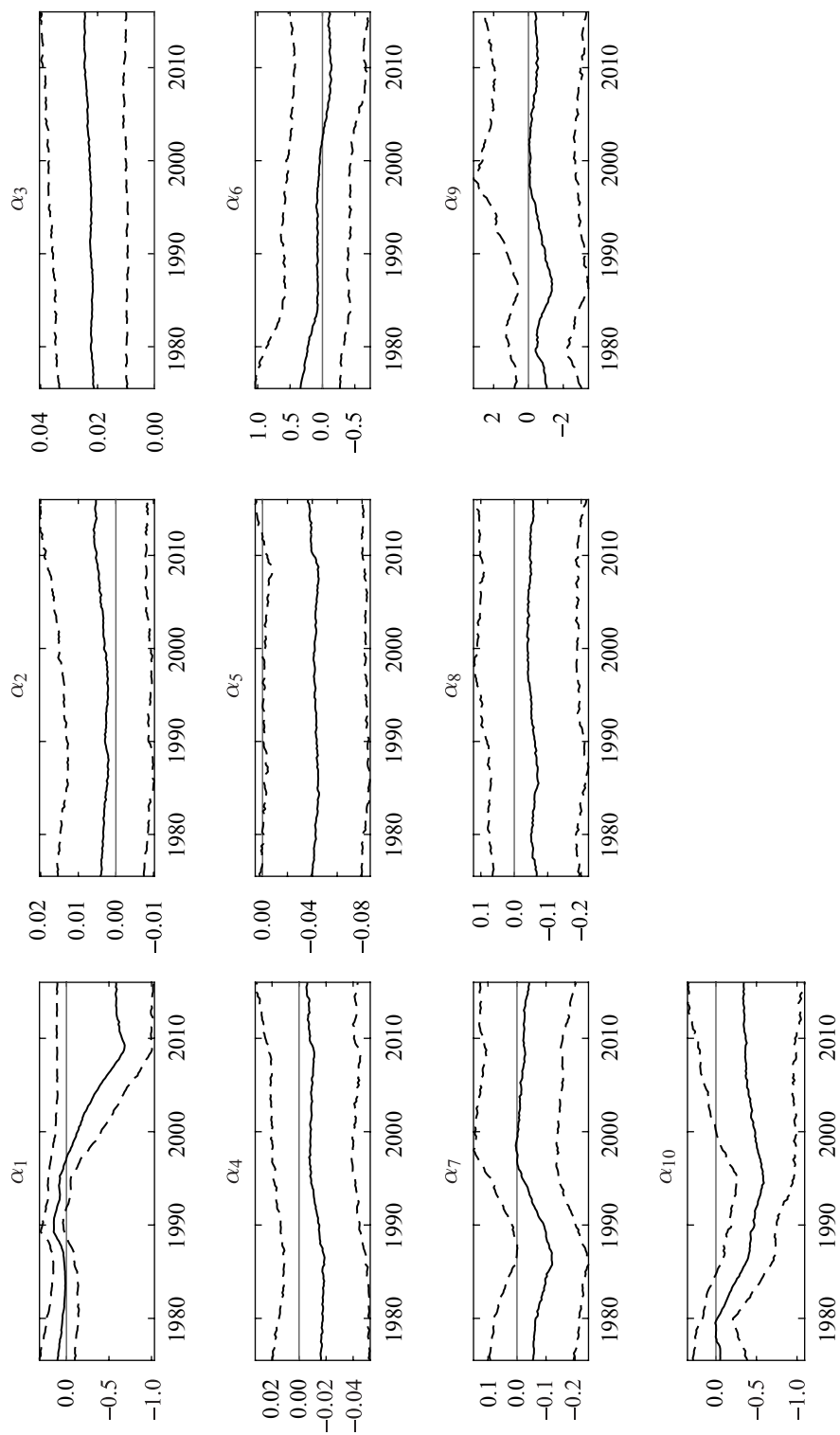


圖 8 日本同期參數趨勢

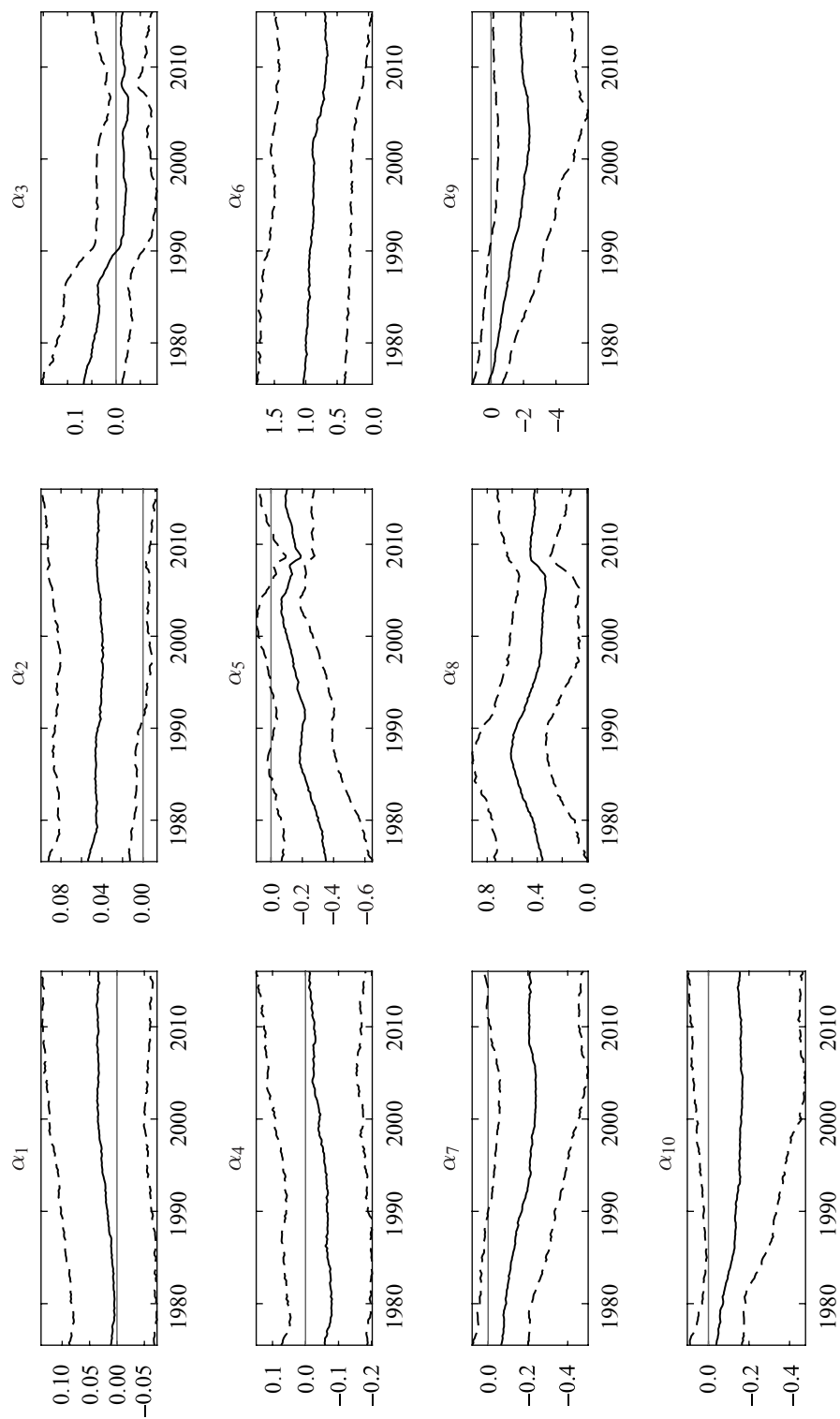


圖 9 美國同期參數趨勢

表 3 同期參數趨勢

參數	影響方向	日本	美國
α_3	通膨率→失業率	—	不顯著
α_5	通膨率→利率	+	+
α_6	失業率→利率	不顯著	—
α_8	通膨率→貨幣成長率	不顯著	—
α_9	失業率→貨幣成長率	不顯著	+(2000)
α_{10}	利率→貨幣成長率	+(1990)	不顯著

圖 11 為日本各時期利率衝擊反應函數三時間點剖面圖，呈現各變數於降息 1 碼衝擊下，10 期（季）內出現的變動。根據模擬結果，日本物價變動型態如同實證文獻中出現價格謎團，並未顯示理論預期刺激效果。²⁵ 其餘總體變數對於利率衝擊的反應則在 1990 年時有明顯分水嶺。在此之前，日本 GDP 成長率於刺激後普遍出現短期提升；然而此效果於 1990 年後反轉：政策不僅未能刺激 GDP 成長，失業率甚至於其後增長。同時，社會上貨幣數量也顯著減少。²⁶

圖 12 呈現美國衝擊反應函數。在此同樣能觀察到政策的時變效果。1990 年以前美國利率下降衝擊後，GDP 年增率變動大致於短期出現正向變動；同時，圖中亦能觀察到失業率於 1990 年代前於政策後微幅下降。²⁷ 然而在 1990 年後，GDP 年增率隨降息刺激於短期呈現反向走勢；失業率變動則轉趨不顯著，甚至於金融海嘯後的 2010 年左右出現增長。²⁸

以上結果指出日本、美國的利率衝擊在不同時期具明顯異質性。在尚未推出貨幣寬鬆政策前，兩國降息政策如傳統理論認知般均能於短期對提振景氣。然而自 1990 年代兩國陸續進入低利率時期後，本文模擬結果顯示利率政策衝擊未能發揮既有的刺激效果。這樣的現象可能出自貨幣政策效果

²⁵ 根據 Sims (1992) 及 Canova and Forero (2015)，將模型中同時放入生產物價指數及消費者物價指數後，價格謎團將不復存。

²⁶ Nakajima (2011a) 利用物價-產出-利率模型模擬日本利率衝擊亦得到類似結果；Fujiwara (2006) 透過 Markov-switching VAR 也發現日本貨幣政策對於產出及物價的效果於 1995 年採取低利率政策後減弱。

²⁷ 許多透過 VAR 分析的美國實證文獻亦在 2000 年以前樣本中得到類似結果。包含：Sims (1992)、Banbura et al. (2010) (BVAR)、Bernanke et al. (2005) (FAVAR)、Primiceri (2005) (TVP-VAR)。

²⁸ Canova and Forero (2015) 的模擬也指出美國利率衝擊對總體變數於 2005 年後出現反轉現象。

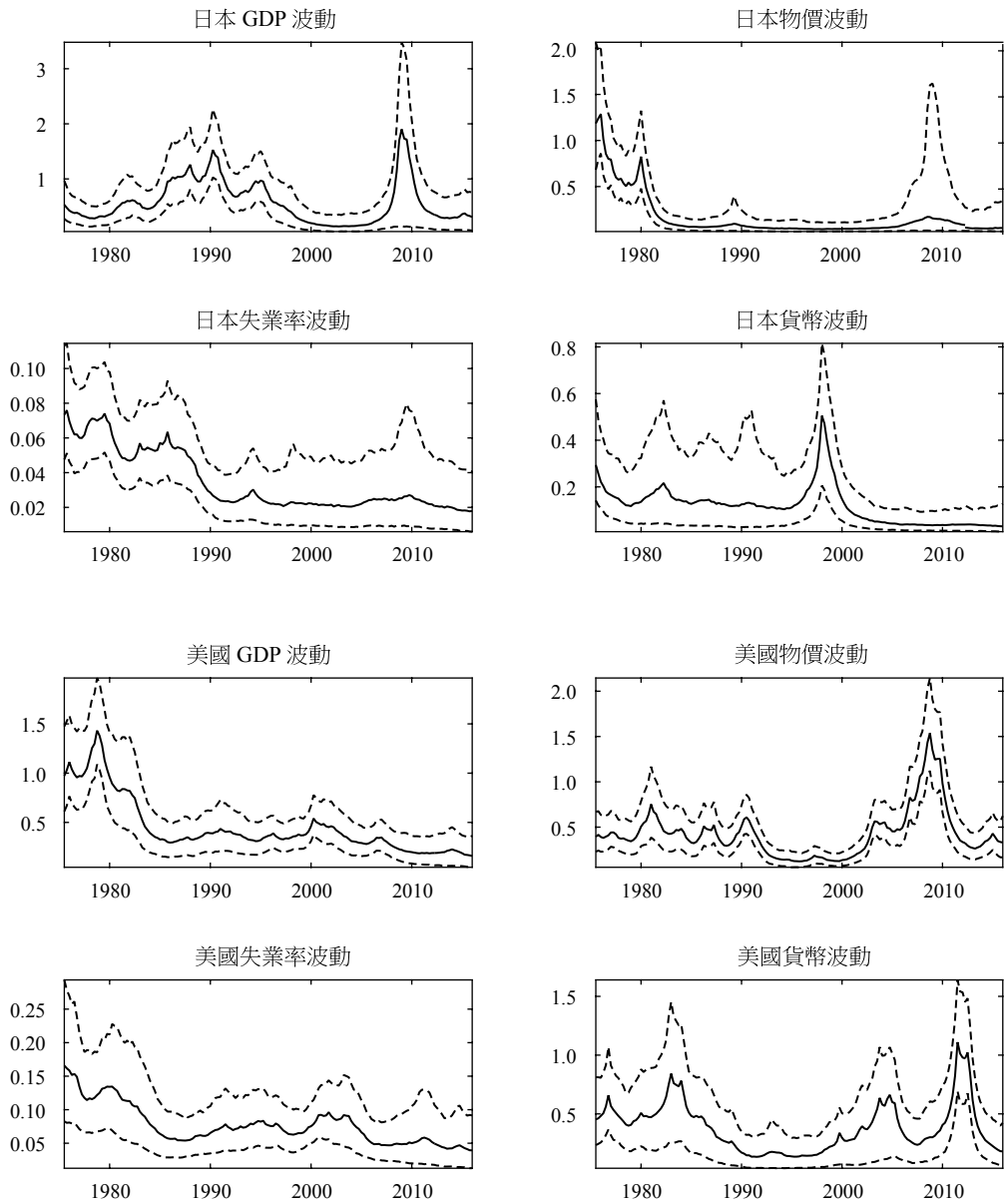


圖 10 各變數波動趨勢

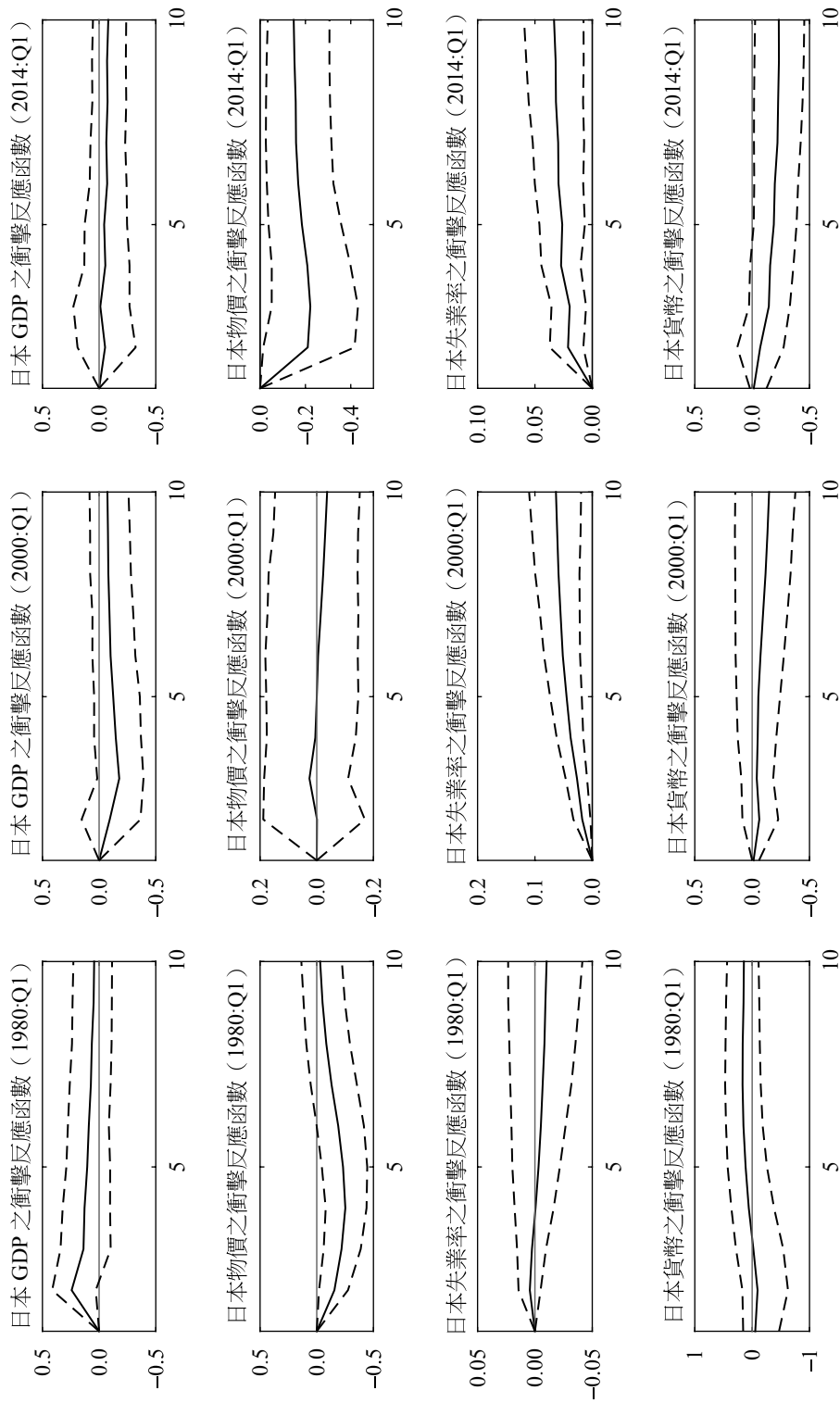


圖 11 日本降息 1 碼之衝擊反應函數 (1980Q1、2000Q1、2014Q1)

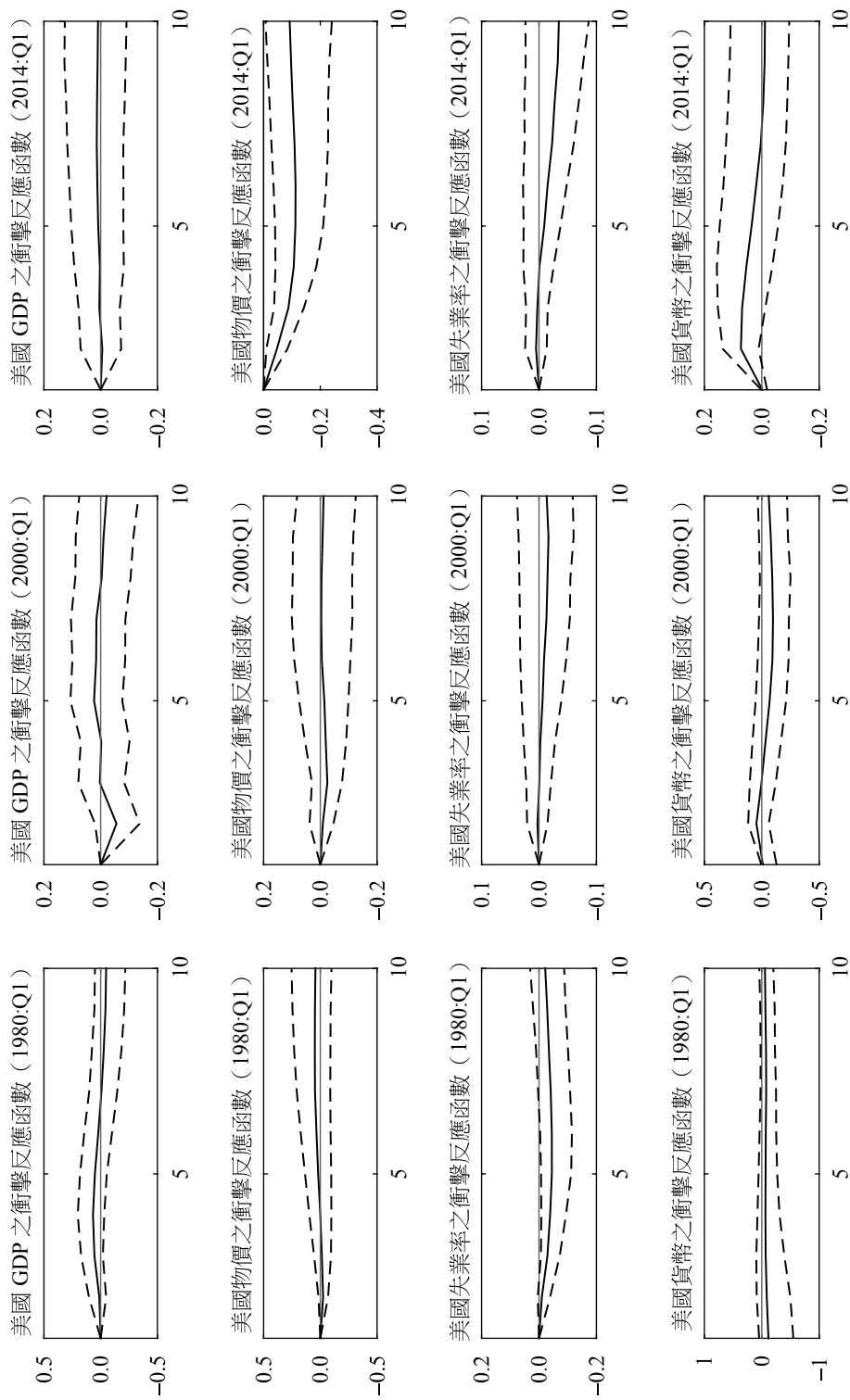


圖 12 美國降息 1 碼之衝擊反應函數 (1980Q1、2000Q1、2014Q1)

表 4 實證及模擬結果

	日本	美國
利率波動性	1980、1990 年代初期波動劇烈	1980 年代初期波動劇烈
降息衝擊反應	1990 年前, 產出短期提升 1990 年後, 產出無顯著改善, 失業率增長 物價普遍出現價格謎團 貨幣增率於近年減緩	1990 年前, 產出短期提升, 失業率下降 1990 年後, 產出、失業無顯著提振 價格謎團於近年較為明顯

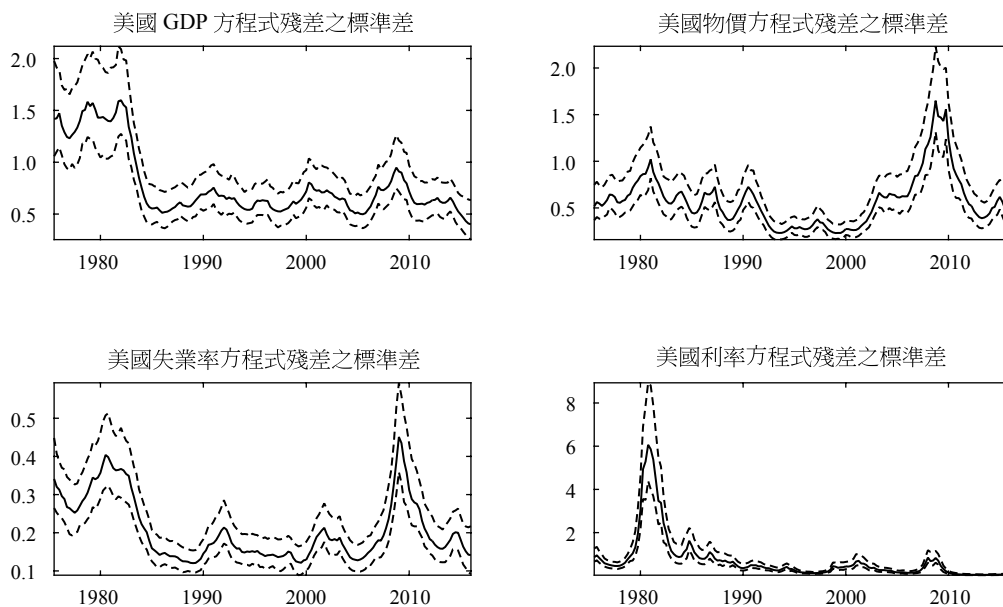


圖 13 美國各變數波動趨勢－四變數模型

鈍化, 其效果於寬鬆環境下出現質變; 然而也可能出自與價格謎團同樣原因, 亦即寬鬆政策出於央行認知到景氣持續低迷而施行, 其確切因果關係有賴其餘方式驗證。²⁹ 表 4 摘要本節主要結果。

²⁹ 由於衝擊反應函數的結果僅呈現變數間特定程度上的 Granger 因果關係, 也就是特定變數走勢對於預期其他變數有幫助的資訊, 因此此方法未必能確立變數間因果關係。

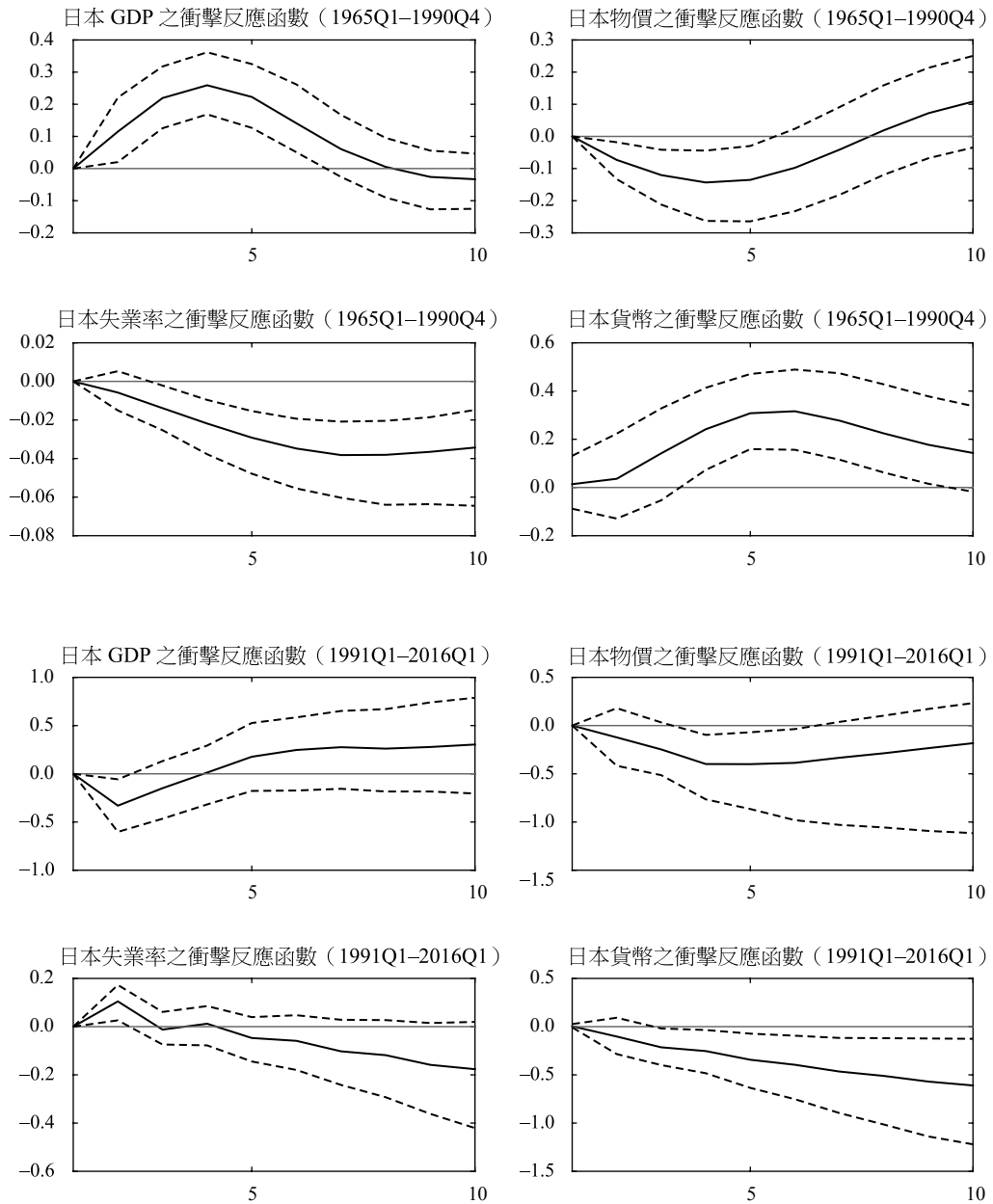


圖 14 日本降息 1 碼衝擊反應函數－固定參數模型

綜合以上結果，貨幣政策對產出短期正面影響在 1990 年代採行低利率政策後趨於無效，且失業率於此後攀升；此外，本文也發現外生衝擊具明顯時變現象，且其對於當期變數影響遠高於變數間同期作用。再者，美國樣本的模擬也出現與日本相仿的政策時變效果。據衝擊反應函數顯示，美國降息政策在過去一段期間發揮相當穩定經濟作用，然而相關效果在 2008 年金融海嘯期間未能達到過去功效，產出、失業率等指標在利率刺激後仍持續惡化。因此，無論是日本近年來的零利率貨幣政策，或是美國於金融海嘯後的寬鬆利率，均難以解釋其達到刺激景氣之功效。而當今許多國家處於低利率環境，部分國家為刺激景氣甚至採行負利率政策，根據日本與美國經驗及以上所獲得的結論，在此低利率甚至負利率的環境下，依賴傳統降息政策能否振興經濟的效益令人懷疑。

3.3.4 收斂檢定

圖 15、圖 16 分別顯示由 β^T 、 σ^T 、 ν 及 α^T 任意各選取一參數抽樣結果，以及各區塊參數抽樣之第 20 階自我相關係數。³⁰ 在此可觀察到各參數區塊抽樣相關性均低、混合程度良好，與自 i.i.d. 分配抽樣行為類似；圖 17 則是由四區塊參數中各任意取一之抽樣累積平均 (cumulated average)，結果顯示所選參數隨抽樣過程均漸漸達到穩定值。

另外 Gelman and Rubin (1992) 透過類似變異數分析手法檢驗不同起始點的抽樣是否收斂到相同結果。若現有 m 起始點所抽樣之馬可夫鏈： $\{\theta_1^{(t)}\}, \dots, \{\theta_m^{(t)}\}$ ，首先算得鏈間 (between-chain) 變異數 B 與鏈內 (within-chain) 變異數 W ：

$$B = \frac{1}{M-1} \sum_{m=1}^M (\bar{\theta}_m - \bar{\theta})^2,$$

$$W = \frac{1}{M-1} \sum_{m=1}^M \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\theta_m^{(t)} - \bar{\theta}_m)^2.$$

$\bar{\theta}$ 、 $\bar{\theta}_m$ 分別為所有抽樣參數平均及第 m 鏈參數平均。接著將兩統計量加權平均：

³⁰ 由於美、日抽樣結果類似，在此僅呈現日本部分。

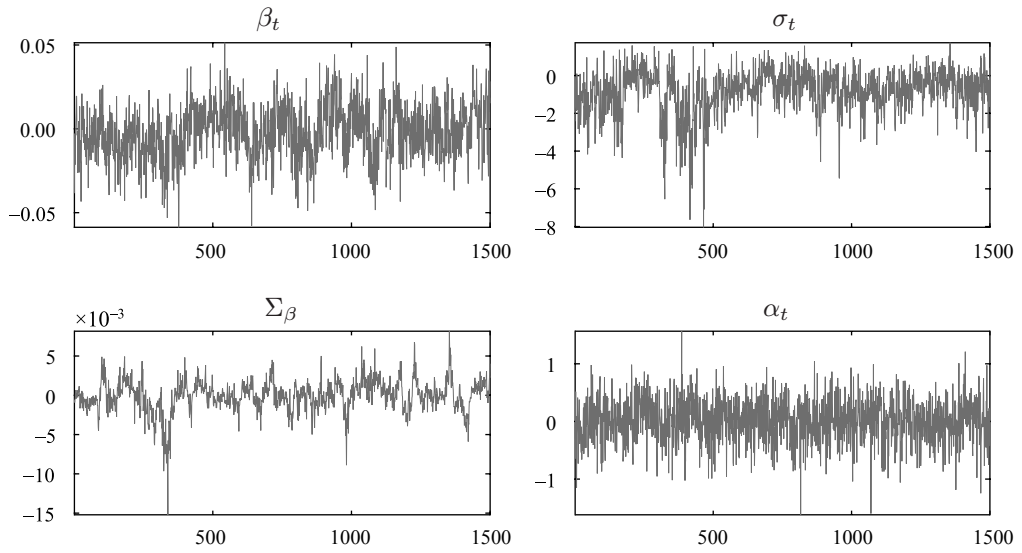


圖 15 各區塊參數逐次抽樣(任意擇一)

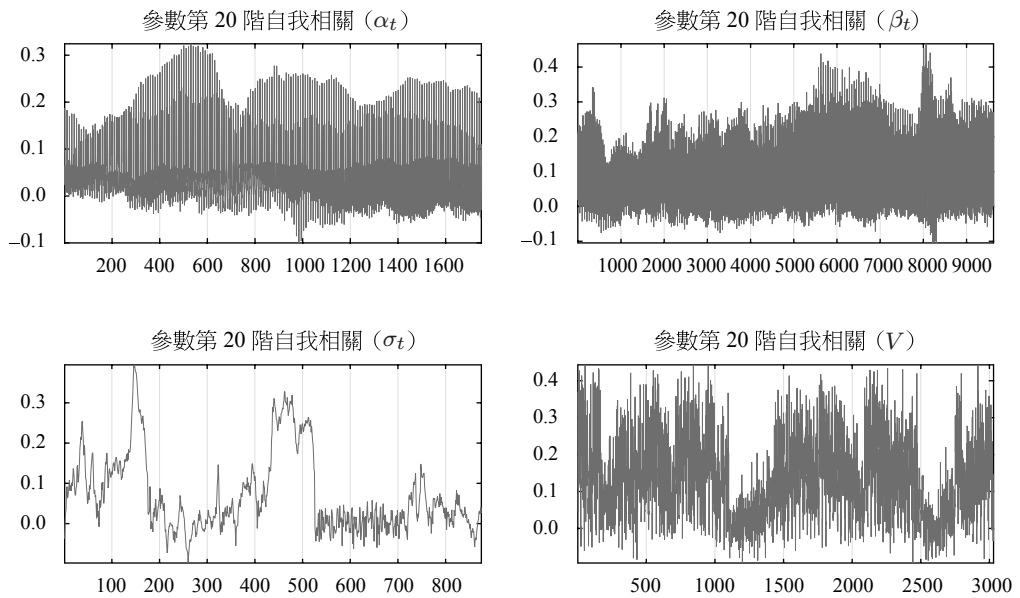


圖 16 各區塊參數抽樣相關性(第 20 階自我相關)

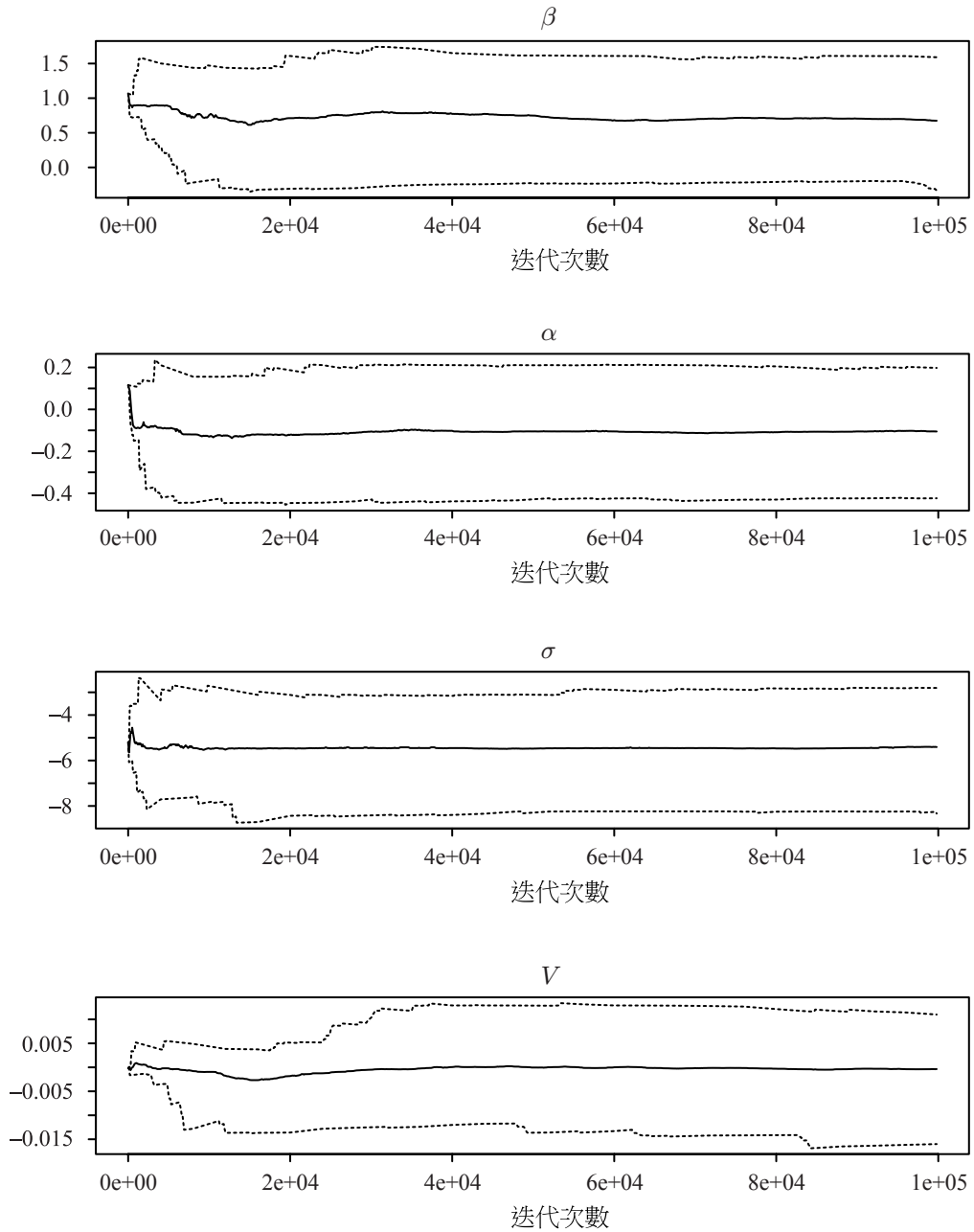


圖 17 各區塊參數之累積平均圖（任意擇一）

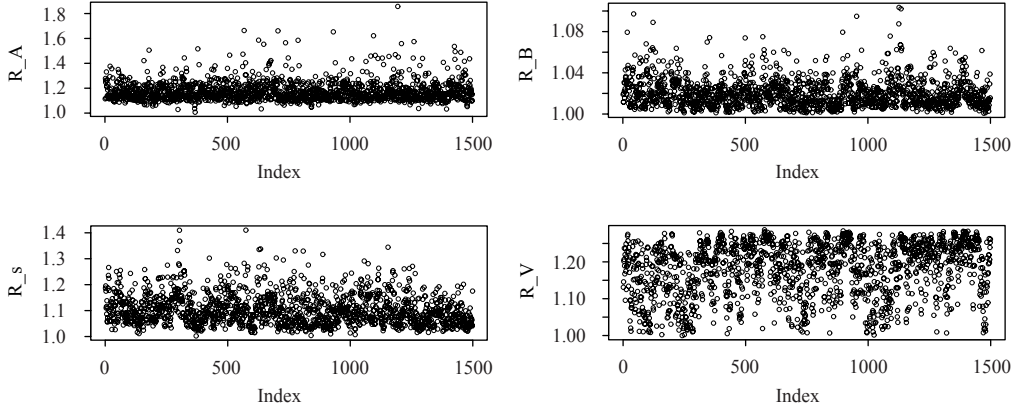


圖 18 各區塊參數 Rubin-Gelman Test 之 PSRF 統計量

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{(n-1)W}{n} + \frac{B}{n}.$$

經過轉換後, 得到 PSRF (Potential Scale Reduction Factor):

$$\text{PSRF} = \sqrt{\frac{(d+3)(\hat{\sigma}^2 + \frac{B}{mn})}{(d+1)W}}. \quad (13)$$

此檢定假定目標分配為常態。在此前提下, PSRF 為一趨近於 F 分配之統計量, 而自由度 d 可透過動差法估計。當 PSRF 值趨近於 1, 代表鏈間變異數影響程度小, 抽樣結果已不受起始值左右, 代表抽樣已收斂。圖 18 為各參數 Gelman-Rubin test 中的 PSRF 檢定量。綜合考量實證結果及以上統計量, 抽樣均落於特定區間而未明顯發散, 本文模擬抽樣結果應屬合理。

3.4 穩健度測試

本小節透過其他資料處理方式與模型設定重新模擬模型。除驗證模型於類似假設下仍有一致結果外, 同時與文獻結果比較, 為本文設定提供充實立論基礎。

3.4.1 事前分配

在 TVP-VAR 模型事前分配參數中, 最為關鍵的是變異數參數 k_{Σ_β} 、 k_{Σ_α} 、 k_{Σ_σ} 。它們直接影響時變參數的估計精確度, 同時也是左右估計能否收斂的重要因素。這些參數設定值越小, 代表模型將以較大變異數抽取時變參數, 其估計誤差將同時增加; 另一方面, 若將其值設定過大, 估計程序會試圖解釋資料中所有的變異, 使其結果出現錯誤。Primiceri (2005) 根據文獻及模型選擇結果, 認為 $\{0.01, 0.1, 0.01\}$ 是理想選擇; Canova and Forero (2015) 則將其平方分別設定為 $\{0.00005, 0.001, 0.00001\}$ 。本文參數將這些數值作為設定基準, 測試相鄰百分位之值與其差異, 並揀選其中結果最為合理者。

k_{Σ_β} 方面, 當 $k_{\Sigma_\beta} = 0.005$ 或 $k_{\Sigma_\beta} = 0.01$ 時, 模型抽樣結果幾乎完全相同, 其估計結果均能相當程度反映現實; 而設定為 0.1 時, 結果雖然與前者類似, 但收斂結果已未竟理想, 若繼續增加該值, 模型甚至難以估計出合理結果。另一方面, 當 $k_{\Sigma_\alpha} = 0.1$ 或 $k_{\Sigma_\alpha} = 0.5$ 時, 兩者估計 α_t 的結果類似, 惟後者估計區間略小於前者, 若設定為 0.01, α_t 估計誤差大增, 其低度變動型態亦不具解釋意義; 最後在 k_{Σ_σ} 測試部分, 當 $k_{\Sigma_\sigma} = 1$ 時, 各式的波動估計與現實大致相符; 而在 $k_{\Sigma_\sigma} = 0.01$ 及 $k_{\Sigma_\sigma} = 0.1$ 的設定中, 結果雖與前者大致相符, 但是未能顯示前者估計的部分資訊, 對於波動的整體描繪並不若前者清晰。

綜合以上結果, 本文沿用兩文獻 k_{Σ_β} 、 k_{Σ_α} 之設定數值均能得到合理結果; 而在 k_{Σ_σ} 方面, 若要得到更為精確的各式波動, 將其設定於 1 是更為理想的選擇。

3.4.2 固定參數模型

為驗證時變參數設定之必要性, 在此將日本樣本以 1991Q1 為界分為兩部分,³¹ 並以固定參數模型模擬, 檢視兩時期貨幣政策衝擊效應是否有所差異:³²

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Omega).$$

圖 14 中的利率衝擊反應函數呈現兩時期的異質衝擊效果。上圖所顯示

³¹ 該時點為樣本中點, 約為經濟泡沫時期結束; 在此之後, 日本陸續進行幾次大規模寬鬆政策, 利率維持低檔。

³² 代表外生變動之殘差仍設定為時變變數。

的前期樣本中, 利率衝擊為實質部門帶來長期顯著正面效果: 產出增率上升, 失業率下降, 貨幣增率亦隨之上揚; 而下圖所描繪的後半期則出現相反現象: 產出及失業率分別於降息政策後顯著下降及上升。這般結果不僅支持先前利率政策於近年低利率時期效果不彰之推論, 兩時期政策效應顯著差異也說明以本文之時變參數設定取代傳統 VAR 模型應是相對合理的選擇。

3.4.3 短期限制條件

在 VAR 分析中, 以遞迴式限制處理同期參數矩陣在估計上固然相對容易, 相對而言卻缺乏經濟意義, 且同期參數元素 α_t 之相關性在此設定下僅限於同一應變數方程式, 各式間的 α_t 參數需假定為零相關。有鑑於遞迴式設定可能存有瑕疵, 本小節仿照 Canova and Forero (2015) 的認定條件將模型融入更多經濟意義, 比較其模擬結果與原先模型有何差異:³³

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{1,t} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{2,t} & \alpha_{3,t} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha_{4,t} \\ \alpha_{5,t} & \alpha_{6,t} & 0 & \alpha_{7,t} & 1 \end{pmatrix}}_{A_t} \underbrace{\begin{pmatrix} \frac{\Delta \text{GDP}_t}{\text{GDP}_t} \\ \frac{\Delta \text{Price}_t}{\text{Price}_t} \\ \text{unemployment rate}_t \\ \text{interest rate}_t \\ \frac{\Delta \text{money base}_t}{\text{money base}_t} \end{pmatrix}}_{y_t} = A_t z_t' \beta_t + \Sigma_t \varepsilon_t.$$

在此設定中, 利率政策僅受同期貨幣需求影響, 而失業率不會在當期影響貨幣。在其他設定均如同前文的情況下, 其估計結果與遞迴型大同小異, 惟結合 M-H 法估計所得之 α_t 較不穩定, 難在 15 萬次抽樣數下得到收斂結果。考量既有計算資源, 在此未進行更大規模抽樣觀測其估計情形。故本文採納既有抽樣數量下收斂狀況較為理想的遞迴式模型。

³³ M-H 程序中提議分配 $p^*(\alpha_t^i | \alpha_t^{i-1}) \sim t(\alpha_{t|t-1}^{i-1}, r P_{t|t+1}^{i-1}, v)$ 之變異數參數 r 設為 4.3, 自由度 v 為 5。

4. 結論

本文透過五變數 TVP-VAR 模型, 評估日本 1975 年迄今貨幣政策效果及總體經濟變數間動態關係。根據 MCMC 模擬, 日本利率對於變數影響存在動態變化。其中, 最為值得注意的是其貨幣政策對產出短期正面影響在 1990 年代採行低利率政策後趨於無效, 且失業率於此後攀升; 此外, 本文也發現外生衝擊具明顯時變現象, 且其對於當期變數影響遠高於變數間同期作用。另一方面, 美國樣本的模擬也出現與日本相仿的政策時變效果。據衝擊反應函數顯示, 美國降息政策在過去一段期間發揮相當穩定經濟作用, 然而相關效果在 2008 年金融海嘯期間未能達到過去功效, 產出、失業率等指標在利率刺激後仍持續惡化。

結合上述觀察, 本文發現無論是日本近年來的零利率貨幣政策, 或是美國於金融海嘯後的寬鬆利率, 均難以解釋其達到刺激景氣之功效。當今許多國家處於低利率環境, 部分國家為刺激景氣甚至採行負利率政策。然而根據日本與美國經驗, 在類似環境下, 依賴傳統降息政策能否振興經濟仍令人懷疑。

在研究展望方面, 本文模型於變數、貨幣政策認定, 以及模型規模上仍有許多精進空間。由於當今各國央行貨幣政策多元, 僅以短期利率做為政策認定條件可能不足以呈現其影響全貌。以日本安倍晉三經濟政策及美國金融海嘯時期之因應措施為例, 兩者均含括大規模貨幣數量增加及資產購買。因此若能尋獲足以描繪相關資產變動的指標, 將有助於提高模型解釋力。另外, 匯率的操作及變動亦是各方討論重點, 然而其中牽涉關係複雜, 在此並未著墨該變數之作用。同時, 實體經濟範圍相當廣泛, 除了產出、失業率、物價外, 諸如消費、投資、工資等變數將如何隨政策變化亦是值得關注的議題, 若能在時變模型的基礎上發展出能以清楚詮釋更多變數間的互動關係, 將更能幫助我們了解經濟活動全貌, 並應用於台灣央行貨幣政策效果之探討與檢視(陳旭昇與吳聰敏, 2010)。最後, 受限於技術及計算資源限制, 本文未嘗試設計細緻的短期認定條件, 未來若能克服相關問題, 模型將能以更具總體經濟理論基礎的設定估計。

參考文獻

- 陳旭昇與吳聰敏 (2010), 「台灣貨幣政策法則之檢視」, 《經濟論文》, 38(1), 33–59. [Chen, S.-S. and T.-M. Wu (2010), “Assessing Monetary Policy in Taiwan,” *Academia Economic Papers*, 38(1), 33–59.]
- Banbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin (2010), “Large Bayesian Vector Auto Regressions,” *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 71–92.
- Baumeister, C. and L. Benati (2013), “Unconventional Monetary Policy and the Great Recession: Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound,” *International Journal of Central Banking*, 9(2), 165–212.
- Bernanke, B. and A. Blinder (1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*, 82(4), 901–921.
- Bernanke, B., J. Boivin, and P. Elias (2005), “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach,” *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387–422.
- Bernanke, B. and I. Mihov (1998), “Measuring Monetary Policy,” *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869–902.
- Canova, F. and F. Forero (2015), “Estimating Overidentified, Nonrecursive, Time-Varying Coefficients Structural Variable Autoregressions,” *Quantitative Economics*, 6(2), 359–384.
- Carter, C. and R. Kohn (1994), “On Gibbs Sampling for State Space Models,” *Biometrika*, 81(3), 541–553.
- Cogley, T. and T. Sargent (2005), “Drift and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S.,” *Review of Economic Dynamics*, 8(2), 262–302.
- Fujiwara, I. (2006), “Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates Are Almost Zero,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(3), 434–453.
- Gelman, A. and D. Rubin (1992), “Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences,” *Statistical Science*, 7, 457–511.
- Kim, S., N. Shephard, and S. Chib (1998), “Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models,” *Review of Economic Studies*, 65(3), 361–393.

- Kimura, T., H. Kobayashi, J. Muranaga, and H. Ugai (2003), “The Effect of the Increase in the Monetary Base of Japan’s Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis,” *Monetary Policy in a Changing Environment*, 19, 276–312.
- Koop, G. and D. Korobilis (2010), “Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics,” *Foundations and Trends in Econometrics*, 3, 267–358.
- Miyao, R. (2002), “The Effects of Monetary Policy in Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), 376–392.
- Nakajima, J. (2011a), “Monetary Policy Transmission under Zero Interest Rates: An Extended Time-Varying Parameter Vector Autoregression Approach,” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 11(1), 1–24.
- Nakajima, J. (2011b), “Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications,” *Monetary and Economic Studies*, 29, 107–142.
- Primiceri, G. (2005), “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, 72(3), 821–852.
- Schenkelberg, H. and S. Watzka (2013), “Real Effects of Quantitative Easing at the Zero Lower Bound: Structural VAR-Based Evidence from Japan,” *Journal of International Money and Finance*, 33, 327–357.
- Sims, C. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review*, 36(5), 975–1000.
- Sims, C., J. Stock, and M. Watson (1990), “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots,” *Econometrica*, 58(1), 113–144.

**MEASURING THE EFFECTS OF
MONETARY POLICY:
A TIME-VARYING PARAMETER VECTOR
AUTOREGRESSIVE APPROACH**

Jiun-Ting Chen

Department of Economics
National Taiwan University

Sheng-Kai Chang*

Department of Economics
National Taiwan University

Keywords: Interest rate, Transmission mechanism of monetary policy, Bayesian vector autoregression, Time varying coefficient, Markov Chain Monte Carlo
JEL classification: C11, E58

* Correspondence: Sheng-Kai Chang, Department of Economics, National Taiwan University, Taipei 106, Taiwan. Tel: (02) 3366-8346; Fax (02) 2365-9128; E-mail: schang@ntu.edu.tw. We would like to thank the associate editor and two anonymous referees for their useful comments and suggestions. We would also like to thank Professor Shiu-Sheng Chen and Professor Yu-Hsi Chou for their helpful discussions and suggestions. All remaining errors are ours. Sheng-Kai Chang gratefully acknowledges research support from the Ministry of Science and Technology of Taiwan (MOST 103-2410-H-002-020-MY2, MOST 105-2410-H-002-007-MY2).

ABSTRACT

Monetary authorities typically manipulated short-term nominal interest rate in order to smooth domestic price and production. However, the effectiveness of such policy becomes doubtful when the nominal interest rate is close to the zero lower bound. This paper applies Markov Chain Monte Carlo (MCMC) methods to estimate a Bayesian time-varying parameter vector autoregression model and attempts to evaluate the effectiveness of Japanese monetary policies through the interest rate channel in recent years. The main empirical findings of the paper are as follows. First, the effects of monetary policy through the interest rate channel show time-varying effects between 1975 and 2015 in Japan. Second, the shock of a decreasing interest rate has little positive effect on production and the unemployment rate. These findings are supported by the view that it is difficult for the quantitative easing policy in recent years to stimulate the economy through the interest rate channel.