

台灣通貨膨脹預測*

黃朝熙**

摘要

本研究的目的是建立我國總體經濟的向量自我迴歸模型，進行通貨膨脹的預測，並探討貨幣政策對通膨之影響效果，以作為央行執行貨幣政策之參考依據。

本研究關於台灣的通膨預測，採用Litterman(1986)的貝氏向量自我迴歸估計與預測方法。我們發現所選擇的最適貝氏向量自我迴歸模型，其對核心消費者物價樣本外中長期通膨預測（八季預測）的表現，優於許多其他模型。根據最適貝氏向量自我迴歸模型的預測，2006:III-2007:IV 間由核心消費

者物價指數所計算的平均年通膨率約為1.044%。

本研究並利用經濟理論設定所估計向量自我迴歸模型中變數間的結構關係，據以認定各變數的原始衝擊，並進行衝擊反應與變異數分解分析。我們發現影響台灣核心消費者物價通膨的重要因素，除了核心消費者物價本身的衝擊外，進口物價衝擊的影響亦相當大。我們亦發現，代表央行政策變動的重貼現率衝擊，對於國內核心消費者物價的影響有限。

一、前言

維持物價的穩定向為央行貨幣政策的重要目標之一。近年來，世界各國央行對於維持物價的穩定，越發重視。紐西蘭、澳洲、英國、加拿大、瑞典等國，甚至採用通膨目標(Inflation Targeting)作為其貨幣政策執行的

基本架構。物價穩定政策得以成功執行的先決條件，在於央行對於通貨膨脹的預測能夠充分掌握，並能精確評估不同的貨幣政策下，未來的通貨膨脹率將如何改變。本研究的目的是即基於上述的背景，擬由台灣小型總

* 本文係節錄自中央銀行委託研究計畫報告。作者感謝林金龍教授、王泓仁教授、施處長燕、侯研究員德潛、盧研究員志敏、吳研究員懿娟、劉副研究員淑敏、及何專員棟欽對本研究所提供的寶貴意見與指正。文中任何錯誤皆屬作者的責任。本文所有論點皆屬作者個人意見，不代表中央銀行及作者服務單位之立場。

** 作者為國立清華大學經濟學系教授。

體經濟模型的建構以及時間序列計量方法的應用，進行國內通貨膨脹的預測，並利用所建構的模型分析貨幣政策對物價之影響效果，以作為央行執行貨幣政策之參考依據。基於目前採用通膨目標作為央行政策執行架

構的國家，其多著重於中長期（二年或以上）的通膨預測，因此本研究對通膨的預測，亦將側重於探討與認定中長期通膨的決定因素，並評估各模型對中長期通膨的預測能力，以期能提供中長期通膨較為精準的預測。

二、通貨膨脹預測相關文獻的探討

通貨膨脹的預測是相當實務性的議題，國內外許多政府與民間機構，都具備預測通膨的模型。近年來，對於通貨膨脹預測的研究，多見於與貨幣政策實務相關的期刊。其中較具代表性的研究在國外有 Atkeson and Ohanian (2001)、Cecchetti et al. (2000)、Stock and Watson (1999)以及 Fisher et al. (2002)等。國內則有侯德潛和徐千婷(2002)以及劉淑敏(2003)等。Atkeson and Ohanian (2001)利用美國 1985-2000 的物價膨脹率與失業率等與菲力浦曲線(Phillips curve)相關的總體資料建立通膨預測的迴歸模型，其發現模型對消費者物價上漲率的預測能力不佳，尤其是其迴歸模型對於一年期通膨預測的表現，並不優於 naïve 預測(亦即預測未來一年的通膨率等於目前的通膨率)的表現。Cecchetti et al. (2000)則利用通貨膨脹率的自我迴歸(autoregression)模型來預測未來的通貨膨脹率，並且考慮在模型中加入各類理論上有助於通膨預測的領先指標，例如，貨幣數量、利率、利差(yield spread)、匯率、原油價格等，以瞭解這些領

先指標是否確實有助於通貨膨脹的預測；其以 1-8 季通膨預測誤差的根均方(root mean square)來衡量預測表現，發現納入領先指標的迴歸模型在通膨預測上的表現往往不如簡單的通貨膨脹率的自我迴歸模型。此外，Cecchetti et al. (2000)亦發現，領先指標對於通膨預測的幫助，往往會因所研究的時期不同而有所不同，因此很難捕捉領先指標與通膨間的固定關係並在實際的通膨預測上有效運用。

相對於上述不利於通膨預測的實證發現，Stock and Watson (1999)以及 Fisher et al. (2002)則有對通膨預測較正面的發現。Fisher et al. (2002)重新探索 Atkeson and Ohanian (2001)的研究結果，發現 Atkeson and Ohanian 的結論僅在 1985- 2000 物價相對平穩的期間成立，且若預測的期限由短期的一年增為較長期的二年，則迴歸模型的預測能力將優於 naïve 預測。Stock and Watson (1999)則利用菲力浦曲線所強調的通貨膨脹與失業率或整體經濟活動間的關係，探討失業率、實質產

出、貨幣、利率等一百多種變數對通膨的預測能力，並採用因子模型(factor model)，尋找對通膨預測具有幫助的因子；其發現失業率以及代表整體經濟活動的實質工業生產值、實質銷售量、資本利用率等變數，或其所構成的因子，對於未來一年通膨率的預測具有相當的幫助；然而利率、利差、資產價格、貨幣數量等變數或其所構成的因子，對於未來一年通膨預測的幫助有限。

關於國內通膨預測的研究，侯德潛和徐千婷(2002)利用貨幣的交易方程式以及短期菲力浦曲線等理論基礎，建構通貨膨脹率（以消費者物價指數以及核心消費者物價指數衡量）的縮減迴歸式，探討貨幣流通速度、產出缺口、進口物價、勞動成本等自變數對於通貨膨脹率預測能力，並發現所建構的模型

比時間序列 ARIMA 模型的預測以及主計處的預測更為準確。此外，劉淑敏(2003)則發現躉售物價指數包含預測消費者物價指數的重要訊息。

總括而言，近年來文獻中對於通膨預測的研究，多著重在探索菲力浦曲線關係在通膨預測中所扮演的角色，由於菲力浦曲線所強調的是短期的循環性失業(或產出缺口)與通膨之間的關係，因此這些研究對通膨預測的探討，多集中在短期的預測，亦即一年或以內的通膨預測。關於中長期（二年）的通膨預測，則非這些文獻的研究重點。本文與過去文獻不同之處，在於我們側重於探討與認定中長期通膨的決定因素，並評估各模型對中長期通膨的預測能力，以期能提供中長期通膨較為精準的預測。

三、貝氏向量自我迴歸模型的建構與其通膨預測表現

本文對於預測通膨的總體模型建構以及變數選取的主要考量，在於如何在有限的資料樣本下，取得理論與模型自由度間的平衡，以得到較佳的預測表現。若模型建立的出發點在於理論架構的完整性，則大型總體結構計量模型，應是首要考量。然而基於資料樣本的限制與模型自由度的考量，大型總體結構計量模型一般需藉助大量的認定限制(identifying restrictions)來解決自由度不足的問題。這些認定限制雖然有許多來自於經濟理論，但由於經濟理論上的爭議，以及認定

限制常具有主觀先驗的成分，因此大型總體結構計量模型常被經濟學家，例如 Sims (1980)，批評為具有太多“不可信的認定限制”(incredible identifying restrictions)。為了避免模型內引用過多的“不可信的認定限制”以及其所可能衍生的估計、推論與預測上的偏差，Sims(1980)建議採用小型的向量自我迴歸模型(vector autoregressions)來評估經濟理論與進行經濟預測。向量自我迴歸模型的優點是，其各變數在模型中皆為解釋變數與被解釋變數，模型的設定並不引用先驗的認

定限制；準此，向量自我迴歸模型避免了大型總體結構計量模型“不可信的認定限制”的問題。向量自我迴歸模型的另一特色為，其各迴歸式中各變數的遞延項，捕捉了各變數間錯綜複雜的動態關係，而這些變數間動態關係的推估與掌握，對於經濟理論的評估以及預測的執行，是不可或缺的。因此向量自我迴歸模型非常適用於動態的預測以及政策動態效果的分析。

基於上述向量自我迴歸模型的優點，本文以向量自我迴歸模型的建構與估計做為通貨膨脹預測的基本方法。關於總體變數的選取方面，向量自我迴歸模型由於各迴歸的解釋變數包含所有變數眾多的遞延項，因此當變數的數目增加時，所需估計的係數迅速擴增，模型的自由度迅速下降。而模型充分自由度的維持，是良好預測的必要條件。當模型估計參數增加，自由度下降時，所估計模型的樣本內預測誤差會降低，但此模型的過度配適(over-fitting)會造成樣本外預測的惡化。基於此考量，本文模型的建構，納入的總體變數將儘量精簡，以維持模型充分的自由度。本文模型所納入考量的變數包括所擬研究的核心消費者物價指數以及可能影響本國核心消費者物價的重要總體變數，包括代表國外因素的進口物價指數、美國實質產出、美國聯邦資金利率以及國內的實質產出、實質淨出口、貨幣數量(M2)、央行重貼現率、以及新台幣對美元的匯率等，總共

九個總體變數(註 1)。

除了變數的精簡以外，本文改善向量自我迴歸模型樣本外預測能力的另一項作法是採用 Litterman (1986) 的貝氏向量自我迴歸模型(Bayesian vector autoregressions)。如前所言，當變數數目增加時，向量自我迴歸模型很容易產生參數過多(over-parameterization)與自由度不足的問題，而此問題會造成參數估計的不精確，並使得模型將過去資料中的若干雜訊(noise)誤認為變數間的關係，進而造成樣本外預測表現的惡化。貝氏向量自我迴歸模型的目的，即在解決上述傳統向量自我迴歸模型參數過多的問題，以提高模型樣本外預測的準確度。貝氏向量自我迴歸模型的作法是，並不對各迴歸式中任何變數遞延項的係數是否為零或其他值，作任何強烈的先驗假設，而是對各係數可能的值，提供一個先驗統計分配(prior distribution)的假設。而各參數最後的值，則由資料與先驗統計分配假設共同決定。此作法的好處是，由對先驗統計分配參數的假設替代了個別係數的估計，其可大幅減少模型所需估計參數的數目，進而解決模型參數過多與自由度不足的問題。此外，貝氏模型對於各係數先驗統計分配相關參數的假設，亦不似大型結構計量模型對各係數值的直接假設來得強烈，因此也避免了“不可信的認定限制”的問題。

本文所採用的貝氏向量自我迴歸模型，假設各迴歸係數的先驗統計分配為常態分

配，而其期望值與標準差的設定係根據以下的規則（註 2）：(1) 為了反映所採用總體變數多具有單根（或隨機漫步）的特性，以及不具單根的變數亦多具有相當程度的正序列相關，各迴歸式中應變數遞延一期項係數的期望值假設為一，其他迴歸係數的期望值假設為零（註 3）；(2) 為了能對各係數先驗分配中的標準差給予較具彈性的設定，模型中第 i 條迴歸式（該迴歸式的應變數為 i ）中解釋變數 j 第 l 遞延項係數的標準差設定為：

$$S(i, j, l) = \gamma f(i, j) g(l) s_j / s_i$$

上式中 s_j 與 s_i 分別為變數 j 與變數 i 單變量自我迴歸的標準差，納入的目的在於調整不同變數間因為衡量單位差異所造成變數值規模(scale)差異的問題。 $\gamma f(i, j) g(l)$ 則在控制解釋變數 (i, j, l) 迴歸係數的“緊度”(tightness)，亦即容許其值與所假設期望值間差異的程度；其中 γ 值決定模型解釋變數迴歸係數的整體緊度， $f(i, j)$ 則控制解釋變數 j 在第 i 條迴歸式中的相對緊度，我們將該函數設定為常數值： $f(i, j) = \omega_{ij}$ ， ω_{ij} 常數可依不同的 (i, j) 而有所差異； $g(l)$ 函數控制解釋變數迴歸係數緊度與遞延長度間的關係，我們設定該函數為 $g(l) = l^d$ ， d 值控制解釋變數迴歸係數緊度隨著遞延增加而增加的程度。根據上述的規則，我們只需對 γ 、 ω_{ij} 以及 d 等參數給予假設值，即完成模型所有係數先驗統計分配的設定。

本文選擇作為預測的貝氏向量自我迴歸

模型的作法如下：我們利用 1982:I-2006:II 的季資料作為選擇模型的依據，我們首先設定 γ 、 ω_{ij} 以及 d 等的參數值，亦即給定各係數的先驗統計分配，然後利用 1982:I-2000:IV 的季資料，求取各係數的事後分配(posterior distribution)期望值（估計值）。根據該估計值，我們對模型中所有變數進行 1-8 季的樣本外動態預測，亦即預測 2001:I - 2002:IV 的各變數值，並將此預測值與各變數在 2001:I - 2002:IV 的實際值比較，求取第一筆 1-8 季樣本外動態預測誤差。接著我們納入 2001:I 的資料，利用 Kalman filter 取得模型各係數新的估計值，並進行 1-8 季的樣本外動態預測，亦即預測 2001:II - 2003:I 的各變數值，並與各變數在 2001:II - 2003:I 的實際值比較，求取第二筆 1-8 季樣本外動態預測誤差。反覆上述的步驟到 2006:I，我們總共可獲得 22 筆 1 季的動態預測誤差，21 筆 2 季的動態預測誤差...，15 筆 8 季的動態預測誤差。我們接著根據所得到動態預測誤差的資料，計算各變數 1-8 季預測誤差所對應的 Theil U 統計值。Theil U 統計值為模型預測誤差的根均方除以 naïve 預測（即預測值等於目前值）的預測誤差的根均方。Theil U 統計值越小代表模型預測表現越佳，Theil U 統計值若大於一，代表模型預測較 naïve 預測差，模型有改善的空間。

我們首先尋找最適預測模型。模型使用經 X-11 去除季節因素的季資料，變數包括美

國實質 GDP、美國聯邦資金利率、我國進口物價指數（以美元計價）、我國實質淨出口、實質 GDP、核心消費者物價指數、央行重貼現率、貨幣數量（M2）以及新台幣對美元的匯率（註 4）。其中產出、物價以及 M2 供給量等變數因為具有長期成長的趨勢，因此皆轉換為自然對數的形式（註 5）。根據 Schwarz Bayesian information Criterion (BIC)，涵蓋上述九變數的向量自我迴歸模型的最適遞延期數為 4，因此我們在尋找最適的貝氏向量自我迴歸預測模型時，模型中解釋變數的遞延期數皆設定為 4。

為了尋找最適的貝氏向量自我迴歸預測模型，在模型的設定中，我們對先驗分配最初步參數值的假設皆為 $\gamma = 2.0$ 、 $\omega_{ij} = 1.0$ 當 $i = j$ 、 $\omega_{ij} = 0.001$ 當 $i \neq j$ 以及 $d = 0$ 。此假設由於設定 $\omega_{ij} = 0.001$ 當 $i \neq j$ ，代表第 i 迴歸式中，解釋變數 j 及其遞延項的係數趨近於零，此外，整體緊度參數 γ 值設定為代表寬鬆的 2.0

且應變數遞延項係數的緊度亦設定為寬鬆的 1.0，代表模型容許應變數自我迴歸的係數充分反映資料的特性。準此，模型內各迴歸式基本上皆為單變量的自我迴歸。在表一中，我們列出此模型對核心消費者物價預測誤差的相關統計值，其中包括平均預測誤差(mean error)、平均的預測誤差絕對值(mean absolute error)、根均方預測誤差(RMS error)以及 Theil U 值。根據表一所列的 Theil U 值我們可知，單變量自我迴歸模型對核心消費者物價的預測有欠理想。此外，根據此模型對其他變數預測的 Theil U 值，我們發現其對美國實質 GDP、我國進口物價指數、我國實質 GDP 以及 M2 的預測能力尚佳，但是對我國淨出口、重貼現率以及匯率的預測則有欠理想（註 6）。

接下來我們嘗試將控制整體解釋變數係數緊度的 γ 值由 2.0 降到 0.1，但其他先驗統計分配的參數值維持不變。此作法的目的是探測將先驗統計分配假設的角色提升但維持

表一、單變量自我迴歸模型對核心消費者物價的預測表現

($\gamma = 2.0$, $\omega_{ij} = 1.0$ for $i = j$, $\omega_{ij} = 0.001$ for $i \neq j$, $d = 0$)

Step	Mean Error	Mean Abs Error	RMS error	Theil U
1	-0.0010	0.0027	0.0036	1.2261
2	-0.0025	0.0048	0.0061	1.3374
3	-0.0042	0.0068	0.0086	1.4648
4	-0.0057	0.0075	0.0105	1.5538
5	-0.0075	0.0085	0.0120	1.6261
6	-0.0099	0.0107	0.0143	1.8155
7	-0.0125	0.0129	0.0164	1.9975
8	-0.0148	0.0152	0.0186	2.1036

表二、貝氏單變量自我迴歸模型對核心消費者物價的預測表現

$$(\gamma = 0.1, \omega_{ij} = 1.0 \text{ for } i = j, \omega_{ij} = 0.001 \text{ for } i \neq j, d = 0)$$

Step	Mean Error	Mean Abs Error	RMS error	Theil U
1	-0.0012	0.0027	0.0035	1.1758
2	-0.0027	0.0050	0.0061	1.3363
3	-0.0044	0.0067	0.0086	1.4710
4	-0.0060	0.0076	0.0106	1.5656
5	-0.0080	0.0091	0.0122	1.6655
6	-0.0105	0.0113	0.0149	1.8920
7	-0.0133	0.0140	0.0174	2.1188
8	-0.0158	0.0164	0.0201	2.2677

單變量自我迴歸的特性，整體模型的預測能力會如何改變。在表二中，我們將此模型（我們稱其為貝氏單變量自我迴歸模型）對核心消費者物價的預測表現列出。由此表的預測結果可看出，貝氏單變量自我迴歸模型對核心消費者物價的中長期預測表現較單變量自我迴歸為差。

由上述二模型對消費者物價指數預測的比較可知，核心消費者物價指數的遞延項包含了對於未來物價預期的重要訊息。當我們將核心消費者物價指數遞延項係數先驗分配的緊度設得太緊，亦即當先驗統計分配扮演的角色太重時，將會導致核心消費者物價遞延項的訊息無法獲得充分反映，反而導致預測表現的惡化。基於此，在尋找最適的貝氏預測模型時，我們將對核心消費者物價迴歸式中應變數遞延項係數先驗分配的緊度，採取較寬鬆的設定，以使其在資料中所涵蓋的訊息獲得充分的反映。

為了瞭解模型中其他變數所涵蓋的資訊是否有助於改進對核心消費者物價指數的預測，接下來我們將前一模型的先驗統計分配設定改為 $\omega_{ij} = 1.0$ 當 $i = j$ 以及 $\omega_{ij} = 0.5$ 當 $i \neq j$ 。由於 ω_{ij} ($i \neq j$) 的值由原先的0.001增為0.5，此設定使得應變數遞延項以外的解釋變數（亦即非應變數的遞延項），其係數值受到先驗分配的限制降低（緊度降低），此作法可使資料中非應變數遞延項對於應變數的影響得到較充分的反映；準此，此時的模型已非單變量自我迴歸模型，而具備了向量自我迴歸模型的特色；此外，由於模型中對於 ω_{ij} 值的假設完全採簡單對稱的處理，我們稱此模型為簡單貝氏向量自我迴歸模型(simple Bayesian vector autoregressions)。表三中，我們將此簡單貝氏向量自我迴歸模型對核心消費者物價的預測表現列出。比較表三與表二的結果，我們發現簡單貝氏向量自我迴歸模型對於核心消費者物價的預測能力，明顯較

表三、簡單貝氏向量自我迴歸模型對核心消費者物價的預測表現

$$(\gamma = 0.1, \omega_{ij} = 1.0 \text{ for } i = j, \omega_{ij} = 0.5 \text{ for } i \neq j, d = 0)$$

Step	Mean Error	Mean Abs Error	RMS error	Theil U
1	-0.0001	0.0024	0.0035	1.1776
2	0.0001	0.0047	0.0060	1.3255
3	0.0006	0.0070	0.0084	1.4421
4	0.0019	0.0082	0.0100	1.4765
5	0.0036	0.0090	0.0111	1.5076
6	0.0054	0.0106	0.0125	1.5967
7	0.0079	0.0125	0.0141	1.7205
8	0.0111	0.0142	0.0162	1.8289

貝氏單變量自我迴歸模型為佳。此結果反映除了核心消費者物價指數的遞延項外，其他變數的遞延項亦有助於核心消費者物價指數的預測。但是，表三亦顯示，簡單貝氏向量自我迴歸模型對核心消費者物價指數的預測仍未臻理想（Theil U 統計值仍皆大於一），此隱含無條件的納入模型中其他變數的遞延項作為核心消費者物價的解釋變數會造成模型的過度配適，致使樣本外預測不佳。此結果亦顯示，對於模型中若干非核心消費者物價變數遞延項的係數給予較緊的限制可能會有於物價的預測。

根據上述結果，我們在尋找預測通膨的最適貝氏向量自我迴歸模型時，將對解釋核心消費者物價各變數遞延項的緊度，嘗試各種組合的設定，以期獲得最佳的預測表現。此外，在設定最適貝氏向量自我迴歸模型時，基於先驗上美國實質 GDP、美國聯邦資

金利率以及進口物價指數（以美元計價）等三變數應該不會受到我國產出、淨出口、物價、匯率、利率與貨幣數量等國內變數的影響，我們在該三變數的迴歸式中，設定本國內變數遞延項的係數皆為零，作法為在係數先驗統計分配中設定代表標準差（緊度）極小的 $\omega_{ij} = 0.001$ ，其使得係數值無法異於先驗分配中所假設的零的期望值。

我們經過多次嘗試，最後選出預測核心消費者物價的最適貝氏向量自我迴歸模型，該模型係數先驗分配的參數列於表四。我們選取參數的準則在於模型的“長期預測”表現，亦即以各變數 8 季預測的 Theil U 值的極小化作為選取先驗統計分配參數的準則。表四中特別值得注意的是，關於控制整體模型迴歸係數緊度的 γ 值，我們設定為較緊的 0.1，而控制迴歸係數緊度與遞延期關係的 d 值，我們設定為 0，此設定代表迴歸係數的緊

表四、最適貝氏向量自我迴歸預測模型之參數值

Tightness Parameter $\gamma = 0.1$
Harmonic Lag Decay Parameter $d = 0$

Standard Deviations as Fraction of Tightness: ω_{ij}

Dependent Variables

	USGDP	FFRATE	IMPI	NX	GDP	CORECPI	DISRATE	M2	EXRATE
USGDP	1.000	0.050	0.050	0.600	0.100	0.050	0.050	0.050	0.010
FFRATE	0.001	1.500	0.500	0.300	0.100	0.050	1.000	0.050	0.500
IMPI	0.001	0.001	1.000	0.100	0.050	0.200	0.010	0.050	0.100
NX	0.001	0.001	0.001	1.500	0.200	0.200	0.010	0.050	0.050
GDP	0.001	0.001	0.001	0.600	1.000	0.050	0.010	0.200	0.050
CORECPI	0.001	0.001	0.001	0.050	0.100	1.500	0.100	0.300	0.060
DISRATE	0.001	0.001	0.001	0.050	0.100	0.050	1.000	0.050	0.050
M2	0.001	0.001	0.001	0.050	0.100	0.050	0.500	1.000	0.700
EXRATE	0.001	0.001	0.001	0.400	0.100	0.200	0.900	0.050	0.800

度不會隨著遞延期的增加而改變。我們發現，若將 γ 與 d 值調升，模型整體預測的表現，尤其是核心消費者物價指數的預測表現，將會惡化。此外，較值得注意的是，在核心消費者物價指數的迴歸式中，各解釋變數係數先驗分配的緊度設定如下：核心消費者物價指數遞延項的相對緊度設為寬鬆的 1.50，進口物價指數、淨出口以及匯率等遞延項的相對緊度設為 0.20；其他解釋變數遞延項的相對緊度皆設定為較緊的 0.05。我們若將這些緊度參數放寬或緊縮，皆會造成核心消費者物價指數預測表現的惡化。

表五中，我們列出所選定的最適貝氏向量自我迴歸模型對核心消費者物價預測的表現。由模型預測的 Theil U 值可看出，我們所選定的模型較前述各模型有較佳的預測能

力。對於核心消費者物價指數的 8 季預測，我們選定的最適模型所產生的 Theil U 值為 0.818，此值遠低於其他模型所產生的 Theil U 值。此外，由表五可看出，核心消費者物價指數 8 季預測平均預測誤差(mean error)趨近 0，平均的預測誤差絕對值(mean absolute error)為 0.0061，此二值亦皆遠低於其他模型的對應值。值得注意的是，此處的平均預測誤差遠低於平均的預測誤差絕對值，顯示最適模型對於核心消費者物價指數的 8 季預測，並無持續低估或高估的現象。最後，最適模型對核心消費者物價預測誤差的根均方為 0.0072，此值亦遠低於其他模型的對應值。另一項值得注意的是，我們所選定的最適模型，其對核心消費者物價的短期預測表現，並不理想，尤其是對一季後物價的預測，其

表五、最適貝氏向量自我迴歸模型對核心消費者物價的預測表現

Step	Mean Error	Mean Abs Error	RMS error	Theil U
1	-0.0004	0.0021	0.0031	1.0605
2	-0.0007	0.0041	0.0050	1.0997
3	-0.0009	0.0057	0.0066	1.1233
4	-0.0006	0.0063	0.0072	1.0566
5	-0.0002	0.0063	0.0069	0.9342
6	-0.0002	0.0064	0.0070	0.8955
7	-0.0002	0.0062	0.0069	0.8450
8	-0.0000	0.0061	0.0072	0.8184

預測誤差的根均方反而較 naïve 預測誤差的根均方為大。此結果產生的理由，是因為我們在選擇最適預測模型時，係以模型的長期(8季)預測表現作為選擇模型的準繩，而非以短期的預測表現選擇模型。

我們將最適貝氏模型的預測表現與前述文獻通膨預測的研究比較，可歸納出以下幾點觀察：(1)核心消費者物價（或通膨率）的遞延項提供了未來核心物價（通膨）的重要訊息；此現象可見於國內過去通膨預測的研究，例如侯德潛、徐千婷(2002)，亦在 Cecchetti et al. (2000)與 Stock and Watson (1999)對美國通膨研究中獲得證實，(2)進口物價指數的遞延項提供了預測本國核心消費者物價有用的訊息；此現象在小型開放經濟的我國特別明顯，而侯德潛、徐千婷(2002)亦發現此現象，類似的現象亦為 Stock and Watson (1999)對美國的研究所證實，(3)在我國，當進口物價指數以及核心消費者物價指數等的訊息都被納入考量後，本國利率與貨幣數量

等變數對核心消費者物價預測所能提供的訊息，並不顯著。此現象與 Cecchetti et al. (2000)的發現契合，亦即納入多樣領先指標的迴歸模型在通膨預測上的表現未必優於簡單的通貨膨脹率自我迴歸模型。

為了更進一步瞭解最適模型近年來的預測表現，我們在表六中將 2000:IV-2006:II 間實際發生的以核心消費物價所計算的通貨膨脹率與各模型所預測的通貨膨脹率列出。為了比較各模型的中長期預測能力，此處的通貨膨脹率係以 8 季為基準計算，但以年百分比顯示。由表中資料我們可以看出，我國核心消費者物價所計算的 8 季通膨率，由於 2001 年起的景氣衰退，在 2004 年下半年之前，其值皆偏低且甚至有負值出現，而隨著景氣的轉佳，2005 年起的通膨率（當期與 8 季前相比），則顯著的上升。而此通膨的反轉，無論是單變量的自我迴歸模型、簡單的貝氏向量自我迴歸模型、或是傳統的向量自我迴歸模型，皆無法在事前有效的預測。而

表六、實際核心消費者物價通膨率以及各模型預測通膨率之比較

Periods	Actual π	Forecasted π		Forecasted π	Forecasted π
		Bayesian VAR	Uni-variate OLS	Simple Bayesian VAR	Traditional VAR
2000:4-2002:4	0.128	0.733	1.541	0.472	0.000
2001:1-2003:1	-0.042	0.429	1.175	-0.146	-1.087
2001:2-2003:2	0.031	0.029	0.816	-0.780	-1.918
2001:3-2003:3	0.036	-0.121	0.819	-1.165	-1.837
2001:4-2003:4	0.140	-0.282	0.836	-1.314	-1.570
2002:1-2004:1	-0.231	0.150	1.937	-0.722	-0.438
2002:2-2004:2	0.036	0.243	0.978	-0.473	-0.539
2002:3-2004:3	0.180	0.165	1.083	-0.362	-0.731
2002:4-2004:4	0.201	0.173	0.878	-0.414	-0.032
2003:1-2005:1	0.495	0.185	0.574	-0.405	-0.627
2003:2-2005:2	0.618	0.087	0.697	-0.629	-1.176
2003:3-2005:3	0.855	0.265	0.699	-0.266	0.440
2003:4-2005:4	0.752	0.536	1.026	0.250	0.957
2004:1-2006:1	0.721	0.911	1.204	0.908	1.960
2004:2-2006:2	0.570	0.989	1.340	1.201	2.296

我們所選定的最適貝氏向量自我迴歸模型，則較能捕捉此通膨率的變化。由表中資料我們可以明顯的看出，傳統的向量自我迴歸模型對通貨膨脹的預測表現相當不理想，其預測明顯背離實際通膨的走勢，此結果顯示模型的過度配適對於樣本外預測之不利影響。

除了上述各模型預測表現的比較外，我們亦想瞭解根據最適貝氏向量自我迴歸模型，未來核心消費者物價通膨的預測值為何？此處我們利用兩種預測方式，其一為由使用 1982:I-2006:II 資料所估計的最適貝氏模型進行樣本外動態預測，此預測並不使用任何其他機構所提供的樣本外資料；另一種方

式則採用同樣的模型預測，但是美國實質 GDP 的樣本外（從 2006 年第三季到 2007 年第四季）資料，則取自 Consensus Forecast 在 2006 年十一月所公布的預測值。我們發現，此兩種方式所做出的預測，結果幾乎相同（註 7）。首先，最適貝氏模型所預測的 2006:III-2007:IV 的美國實質 GDP 走勢與 Consensus Forecast 所公布的預測值幾乎完全相同。準此，在預測核心消費者物價的未來走勢時，我們無論是否使用 Consensus Forecast 所公布的美國 GDP 的預測資料，預測結果應非常類似。此項猜測在表七所列的預測值獲得證實；根據表七，未使用 Consensus Forecast 資

表七、最適貝氏向量自我迴歸模型對未來通膨率預測
2006:III-2007:IV
(以去除季節因素的核心消費者物價計算)

Period	Forecasted ln(CoreCPI)	Conditional Forecasted ln(CoreCPI)	Forecasted Inflation Rate
2006:3	4.62643	4.62643	0.912%
2006:4	4.62889	4.62886	0.984%
2007:1	4.63166	4.63165	1.108%
2007:2	4.63447	4.63448	1.124%
2007:3	4.63718	4.63719	1.084%
2007:4	4.63969	4.63967	1.004%

料時所做的核心消費者物價走勢的預測（第二欄）以及使用該資料時所做的條件預測（第三欄），幾乎完全相同。根據預測的數據顯示，以核心消費者物價所計算從 2006 第三季到 2007 年第四季間各季的通膨率，以年通膨率表示，皆在 0.91% 與 1.12% 之間。核心消費者物價指數（取自然對數）在 2007 年第四季時，會達到 4.63969（相當於 103.512 的水準

值），而其在 2006 年第二季時為 4.62415（相當於 101.916 的水準值）。（註 8）準此，根據最適貝氏模型的預測，在 2006 年第二季後之一年半，核心消費者物價指數預期會上漲約 1.566%，其折合為年通膨率約 1.044%，此值略高於 2005-06 前十一個月的 0.522% 的平均年通膨率。

四、結構向量自我迴歸模型的變異數分解與衝擊反應分析

除了對通膨的預測以外，我們所估計的最適貝氏向量自我迴歸模型亦可用來瞭解各變數的衝擊對核心消費者物價的影響以及貨幣政策對各總體變數的動態影響，而此需藉助對衝擊反應函數(impulse response function)以及變異數分解(variance decomposition)的分析。此兩項分析的一個先決條件是我們需將各模型內各變數的衝擊正交化(orthogonaliz-

ing)。一般而言，向量自我迴歸各殘差間會存在同期相關(contemporaneous correlation)，因此我們無法直接由各迴歸殘差項的變動來推論其衝擊的來源。為了認定衝擊的來源，我們必須對模型內各變數同期間的因果關係，做先驗的假設。藉由這些假設，我們得以從各迴歸殘差項的變動推論其所來自的原始衝擊，而這些各變數的原始衝擊是彼此正交

的。上述藉由對模型內各變數間當期關係的假設來認定殘差項波動的衝擊來源，一般被稱為正交化。在向量自我迴歸模型中，最常用的正交化的方法為假設各變數當期間的因果關係恰好為 recursive 的形式，而此正交方式被稱為 Choleski 正交。在最初步的衝擊反應函數分析中，我們採用 Choleski 正交，而各變數間同期因果關係的假設，我們依照各變數在同期間外生性的可能強度，排列先後順序為：美國實質 GDP、美國聯邦資金利率、我國進口物價指數、我國淨出口、實質 GDP、核心消費者物價指數、央行重貼現率、M2、新台幣對美元匯率。亦即我們假設，在同期間內，美國實質 GDP 的衝擊會影響模型內所有其他變數，但美國實質 GDP 在當期不會因其他變數的衝擊而變動；美國聯邦資金利率的衝擊在同期會影響模型內除了美國實質 GDP 以外的所有其他變數，依此類推。依上述的正交假設，我們發現最適貝氏向量自我迴歸模型的衝擊反應函數顯示，緊縮的貨幣政策（以重貼現率的正向衝擊代表）對於匯率短期與長期皆有正面的影響，亦即提升利率反而會造成台幣相對美元貶值。許多過去對小型開放經濟總體的向量自我迴歸模型研究，例如 Sims(1992)、Grilli and Roubini(1995)、Racette and Raynauld (1992)等，亦發現本國利率提升會造成本國通貨貶值的現象，而此因與利率平價理論(interest rate parity)的預測相違背而被稱為“匯率困

惑”(exchange rate puzzle)。

向量自我迴歸模型產生“匯率困惑”的一個可能原因在於，在小型開放的經濟體系下，傳統 Choleski 正交方式並無法正確認定純粹外生的貨幣政策變動。例如，Cushman and Zha (1997)在對加拿大的總體向量自我迴歸模型的研究發現，由於加拿大央行對國外衝擊的政策反應迅速，以至於傳統 Choleski 正交方式無法正確認定外生的貨幣政策變動。Cushman and Zha (1997)採用經濟理論所隱含變數間的結構關係，將所估計的加拿大向量自我迴歸模型殘差項加以正交化，以認定貨幣政策的外生變動。其所得出的衝擊反應函數顯示，外生利率的正向衝擊會造成加拿大通貨的升值，此結果顯示其模型所採用的結構性正交方式較能準確的捕捉外生的貨幣政策變動，因此得以避免“匯率困惑”的現象。

基於上述的發現，我們對於所估計的最適貝氏自我迴歸模型殘差的正交化，將利用經濟理論結構為基礎，設定各變數間同期的因果關係，以獲取彼此正交的結構式的衝擊(註9)。以下為本文所採用的結構向量自我迴歸模型的基本架構：

$$AZ_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 Z_t 為代表當期總體變數的 9×1 向量、 A_0 為 9×1 的常數向量、 A_1, A_2, \dots, A_p 為 9×9 係數矩陣、 ε_t 為 9×1 衝擊向量，這些衝擊為彼

此正交的白雜音，其滿足：

$$E [\varepsilon_t, \varepsilon_t'] = D$$

D 為對角(diagonal)變異共變異數矩陣。

第(1)式可改寫為：

$$\begin{aligned} Z_t &= A^{-1}A_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}A_i Z_{t-i} + A^{-1}\varepsilon_t \\ &= B_0 + \sum_{i=1}^p B_i Z_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

第(2)式為縮減式向量自我迴歸模型，其中 u_t 為縮減式模型的衝擊向量，這些衝擊間一般並不滿足正交條件，而其變異共變異數矩陣為

$$E [u_t u_t'] = A^{-1}DA^{-1} = \Omega \quad (3)$$

由(1)與(2)我們可知，結構模型中的衝擊向量 ε_t 與縮減式模型中的衝擊向量 u_t 間的關係為：

$$Au_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

我們的目的是利用經濟理論對矩陣 A 中的係數給予限制，並藉由對 A (以及 D) 的估計，從縮減式衝擊的估計值 \hat{u}_t ，獲得結構式衝擊的估計值 $\hat{\varepsilon}_t$ ，並據以進行衝擊反應函數以及變異數分解分析。我們對 A 矩陣的設定如下：

$$A = \begin{bmatrix} 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & 0 & \alpha_{43} & 1.0 & \alpha_{45} & \alpha_{46} & 0 & 0 & \alpha_{49} \\ 0 & 0 & 0 & \alpha_{54} & 1.0 & \alpha_{56} & \alpha_{57} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{63} & 0 & \alpha_{65} & 1.0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{72} & \alpha_{73} & 0 & 0 & 0 & 1.0 & \alpha_{78} & \alpha_{79} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \alpha_{85} & -1.0 & \alpha_{87} & 1.0 & \alpha_{89} \\ \alpha_{91} & \alpha_{92} & \alpha_{93} & \alpha_{94} & \alpha_{95} & \alpha_{96} & \alpha_{97} & \alpha_{98} & 1.0 \end{bmatrix} \quad u_t = \begin{bmatrix} Y^* \\ R^* \\ P^* \\ NX \\ Y \\ P \\ R \\ M2 \\ EXC \end{bmatrix}$$

以下為我們對 A 矩陣中經濟結構關係的解釋：

(1) 國外變數：

國外變數包含美國實質 GDP (Y^*)、美國聯邦資金利率(R^*)、進口物價指數(P^*)等三變數。我們假設這些變數皆不受本國變數之影響，且此三變數同期間的因果關係，呈 recursive 的型態(見矩陣 A 的前 3 行)。

(2) 本國淨出口 (NX) 受到當期美國實質 GDP、本國實質 GDP (Y)、進口物價指

數、核心消費者物價指數 (P) 以及匯率 (EXC) 的影響(見矩陣 A 的第 4 行)。

(3) 本國商品市場的總合供需：

總合需求： $Y = -\alpha_{54}NX - \alpha_{56}P - \alpha_{57}R$ (見矩陣 A 的第 5 行)。

總合供給： $P = -\alpha_{63}P^* - \alpha_{65}Y$ (見矩陣 A 的第 6 行)。

(4) 本國貨幣市場：

貨幣政策： $R = -\alpha_{72}R^* - \alpha_{73}P^* - \alpha_{78}M2 - \alpha_{79}EXC$ (見矩陣 A 的第 7 行)。

貨幣需求： $M2 - P = -\alpha_{85}Y - \alpha_{87}R - \alpha_{89}EXC$
 (見矩陣 A 的第 8 行)。

(5) 匯率方程式 (訊息方程式)：

我們假設本期的匯率涵蓋模型內所有變數當期的訊息，此隱含匯率可立即反映國內外各項總體環境的變動，此項設定與 Cushman and Zha (1997) 中類似 (見矩陣 A 的第 9 行)。

根據矩陣 A 所顯示的經濟結構，我們將

$$A = \begin{bmatrix} 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -21.60^{**} & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.51 & -0.02^{**} & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1.29^* & 0 & -0.05 & 1.0 & -0.25 & -2.23 & 0 & 0 & -0.25 \\ 0 & 0 & 0 & -0.06 & 1.0 & -3.22^{**} & -0.01 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -0.07^{**} & 0 & 0.29^* & 1.0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -0.26 & 11.04^{**} & 0 & 0 & 0 & 1.0 & 27.09 & 23.41^{**} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -0.17 & -1.0 & 0.04^{**} & 1.0 & -0.23 \\ -10.67 & 0.25 & -0.13 & 0.50 & -12.38 & 9.75 & -0.45 & 46.56 & 1.0 \end{bmatrix}$$

在以上 A 矩陣中，帶有雙星號的估計值代表其在 5% 水準下顯著異於零、帶有單星號的估計值則代表其在 10% 水準下顯著異於零。我們發現，A 矩陣中所有在統計上顯著異於零的參數估計值，其符號多與經濟理論的預測相符。根據上述的 A 矩陣，我們取得結構式各期衝擊的估計值，並據以從事衝擊反應函數以及變異數分解分析。在表八中，我們列出核心消費者物價指數預測誤差的變異數分解結果。由表中我們可以發現，在核心消費者物價指數 8 季預測誤差的變異數，核心消費者物價指數的衝擊可解釋其中

所估計的最適貝氏向量自我迴歸模型的殘差項加以正交化 (註 10)。方法為利用數值方法求取 A 與 D 矩陣中的參數估計值以極小化以下來自概似函數的項目：

$$-\log |A|^2 + \log |D| + \text{trace}(D^{-1}A\hat{\Omega}A')$$

其中 $\hat{\Omega}$ 為 Ω 的樣本估計值： $\hat{\Omega} = \frac{1}{T} \sum \hat{u}_i \hat{u}_i'$ 。

根據上述模型的設定與估計方法，我們得到以下的 A 矩陣估計值：

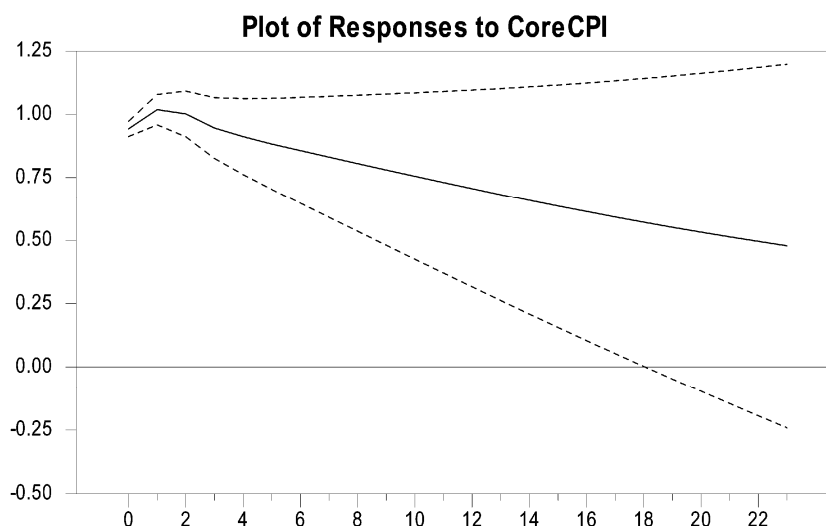
44.813%、國內實質產出衝擊可解釋其中 35.159%、進口物價指數的衝擊可解釋其中 14.631%；此結果顯示上述三變數的衝擊為影響核心消費者物價最主要的因素。在圖一、二和三中，我們分別繪出核心消費者物價受到本身衝擊、國內實質產出衝擊以及進口物價衝擊的反應函數以及其所對應的 95% 信賴區間。由圖中我們可以看出：(1) 核心消費者物價指數本身衝擊對物價水準的影響具相當持續性與統計上的顯著性，(2) 國內實質產出有正向衝擊時，核心消費者物價指數會立即上升，此衝擊效果具相當的持續性，但其僅

表八、核心消費者物價指數變異數分解
—結構向量自我迴歸模型

Decomposition of Variance for Core CPI

Step	US GDP	Fed Rate	Import Prices	Net Export	GDP	Core CPI	Dis Rate	M2	Ex Rate
1	0.015%	0.172%	7.807%	0.618%	38.825%	48.581%	0.653%	2.143%	1.186%
2	0.013%	0.184%	8.139%	0.629%	38.666%	48.397%	0.659%	2.120%	1.193%
3	0.011%	0.203%	8.673%	0.682%	38.410%	48.067%	0.676%	2.072%	1.205%
4	0.009%	0.231%	9.454%	0.773%	38.022%	47.583%	0.707%	1.996%	1.224%
5	0.007%	0.268%	10.524%	0.879%	37.464%	46.964%	0.761%	1.885%	1.248%
6	0.009%	0.311%	11.793%	0.981%	36.773%	46.270%	0.825%	1.762%	1.276%
7	0.019%	0.353%	13.185%	1.075%	35.991%	45.543%	0.890%	1.637%	1.307%
8	0.039%	0.388%	14.631%	1.158%	35.159%	44.813%	0.952%	1.520%	1.341%

圖一、核心消費者物價受其本身衝擊之反應

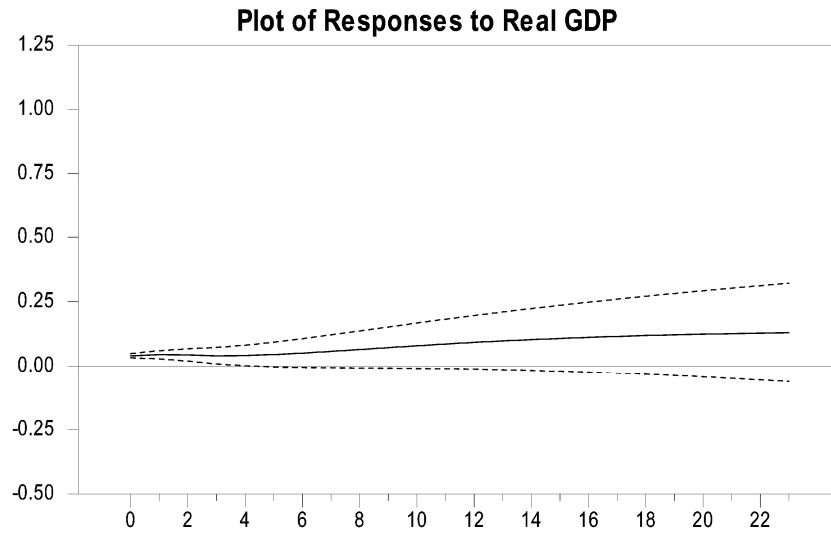


在衝擊發生的四季內才具統計上的顯著性，(3)當進口物價指數有正向衝擊時，核心消費者物價指數會立即上升，且這些正向的衝擊效果會隨時間逐漸增強到衝擊發生 12 季後才開始下降，且其影響在統計上具顯著性。

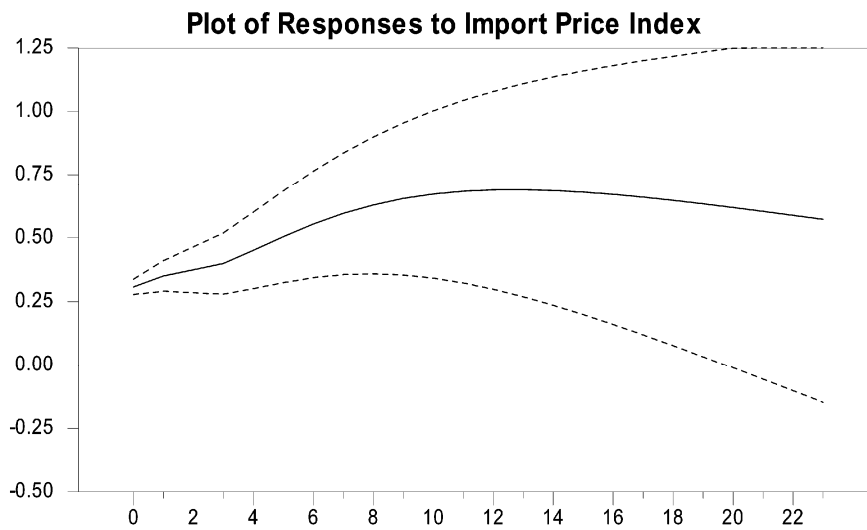
在表九中，我們列出我國重貼現率預測誤差的變異數分解結果。根據該表，影響我

國重貼現率預測誤差的最主要因素為美國聯邦資金利率、國內 M2 數量以及匯率。該表顯示，在重貼現率 8 季預測誤差的變異數中，美國聯邦資金利率的衝擊可解釋其中的 39.195%、M2 可解釋其中的 37.418%、而匯率可解釋其中的 15.349%。在圖四中，我們繪出我國重貼現率受到美國聯邦資金利率、

圖二、核心消費者物價受本國實質產出衝擊之反應



圖三、核心消費者物價受進口物價衝擊之反應



國內M2以及匯率等變數衝擊之反應(註11)。
根據圖四，當美國聯邦資金利率有正向衝擊時，我國的重貼現率立刻有正向的反應，而其效果會隨時間上升，直到5季後才逐漸下降。美國聯邦資金利率與我國重貼現率間的

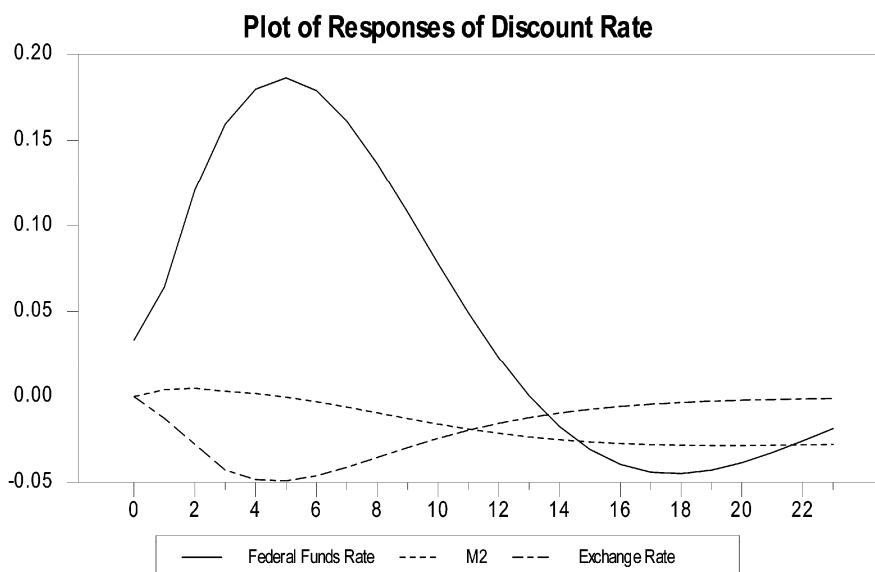
密切關係，顯示我國央行貨幣政策走向受到美國貨幣政策很大的影響。圖四亦顯示，當M2需求有正向衝擊時，重貼現率無立即與明顯的反應，但長期(8季以後)則有下降的趨勢。最後，當匯率有正向衝擊時(台幣貶

表九、重貼現率變異數分解
- 結構向量自我迴歸模型

Decomposition of Variance for Discount Rate

Step	US GDP	Fed Rate	Import Prices	Net Export	GDP	Core CPI	Dis Rate	M2	Ex Rate
1	0.029%	2.081%	1.037%	0.001%	2.914%	0.524%	9.933%	56.330%	27.151%
2	0.030%	4.465%	0.835%	0.001%	2.843%	0.578%	8.483%	56.840%	25.926%
3	0.248%	10.618%	0.632%	0.001%	2.679%	0.601%	6.785%	54.549%	23.888%
4	0.614%	18.181%	0.493%	0.001%	2.475%	0.600%	5.363%	50.702%	21.570%
5	1.001%	25.365%	0.427%	0.001%	2.278%	0.589%	4.456%	46.495%	19.388%
6	1.330%	31.419%	0.407%	0.001%	2.112%	0.572%	3.919%	42.659%	17.580%
7	1.559%	36.000%	0.411%	0.001%	1.990%	0.556%	3.622%	39.616%	16.245%
8	1.686%	39.195%	0.428%	0.001%	1.913%	0.542%	3.467%	37.418%	15.349%

圖四、重貼現率受到各變數衝擊之反應



值)，重貼現率在短期內（5季內）下降，但中長期則逐漸恢復至原先的水準值。此處重貼現率對匯率衝擊的短期反應，與央行追求匯率穩定的利率政策操作方向不一致。

在表十中，我們列出匯率預測誤差的變異數分解結果。該表顯示，重貼現率、M2以

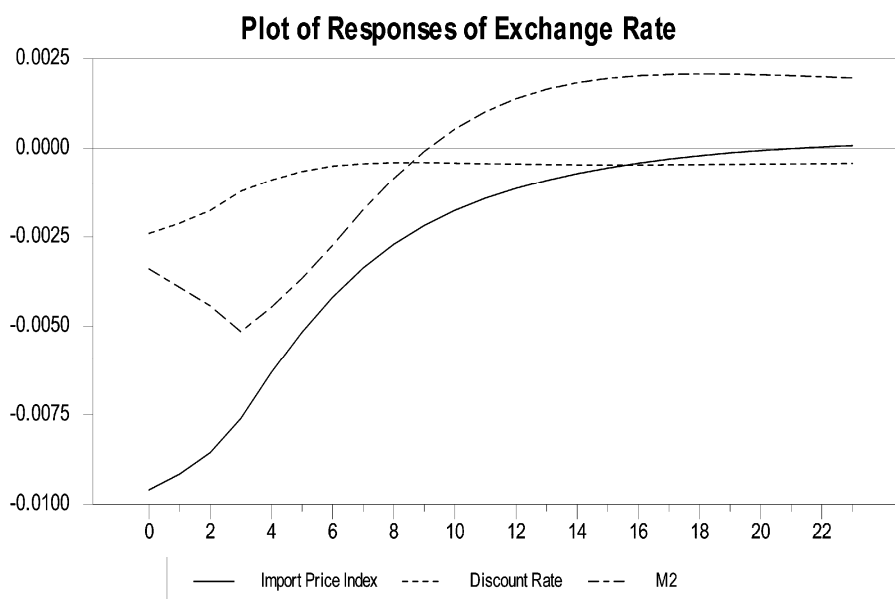
及進口物價的衝擊為影響我國匯率預測誤差最主要的因素。根據該表，匯率 8 季預測誤差的變異數中，重貼現率的衝擊可解釋其中的 56.294%、M2 的衝擊可解釋其中的 23.911%、進口物價的衝擊可解釋其中的 12.649%。在圖五中，我們繪出我國匯率受到

表十、匯率變異數分解
- 結構向量自我迴歸模型

Decomposition of Variance for Exchange Rate

Step	US GDP	Fed Rate	Import Prices	Net Export	GDP	Core CPI	Dis Rate	M2	Ex Rate
1	0.204%	0.123%	12.256%	0.001%	0.018%	1.142%	62.865%	23.238%	0.153%
2	0.176%	0.090%	12.302%	0.001%	0.012%	1.211%	62.279%	23.640%	0.289%
3	0.167%	0.104%	12.379%	0.001%	0.009%	1.292%	61.506%	24.040%	0.502%
4	0.172%	0.217%	12.463%	0.001%	0.010%	1.400%	60.359%	24.480%	0.899%
5	0.205%	0.527%	12.579%	0.001%	0.011%	1.469%	59.409%	24.641%	1.160%
6	0.272%	1.165%	12.671%	0.001%	0.011%	1.508%	58.467%	24.584%	1.319%
7	0.383%	2.225%	12.701%	0.001%	0.011%	1.520%	57.442%	24.331%	1.387%
8	0.536%	3.707%	12.649%	0.001%	0.011%	1.505%	56.294%	23.911%	1.384%

圖五、匯率受到各變數衝擊之反應



重貼現率、M2 以及進口物價等變數衝擊之反應。由圖中我們可以看出，當國內重貼現率有正向衝擊時，我國的匯率立即下降，亦即新台幣立即升值，此現象與利率平價理論(interest rate parity)的預測相符，而無前述的

“匯率困惑”現象。當 M2 需求有正向衝擊時，我國匯率在短期內（三季內）下降，長期則逐漸恢復至原先的水準值。最後，當進口物價指數有正向衝擊時，我國的匯率亦立即下降，而下降幅度隨時間逐漸減少；此現

象與購買力平價理論(purchasing power parity)的預測相符。

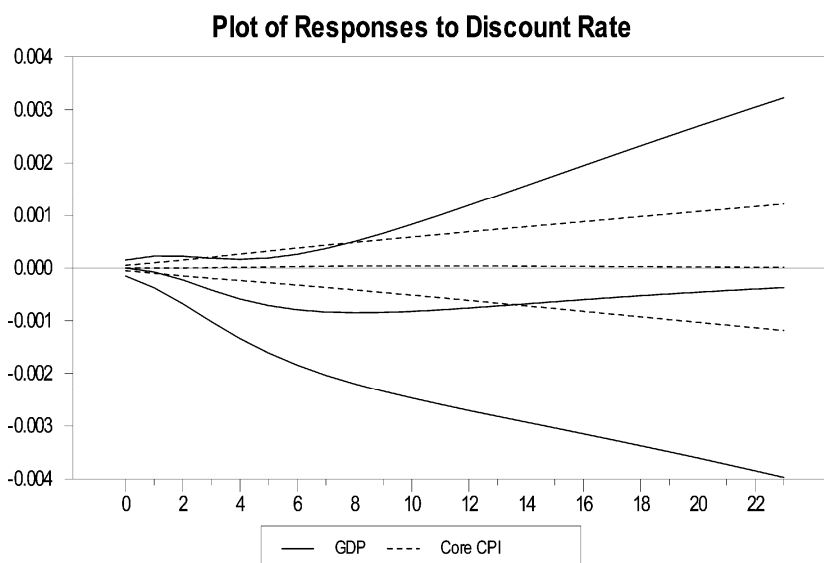
為了瞭解央行貨幣政策對國內物價（通膨）與實質產出的影響，在圖六中我們繪出國內核心消費者物價與實質產出對央行重貼現率正向衝擊一個百分點之反應，其中實線（虛線）為實質產出（核心消費者物價）的衝擊反應及其 95% 信賴區間。圖中顯示，重貼現率的正向衝擊對核心消費者物價與實質產出的影響，無論在幅度上或統計上皆不顯著。在表十一中，我們列出上述衝擊反應函數的數據。根據表中的數據，當央行重貼現率有一個百分點的正向衝擊，我國實質 GDP 累積最大的降幅發生在衝擊發生後 9 季，其比原來的實質 GDP 水準值減少 0.2 個百分點（註 12）。此處所發現央行重貼現率變動對實質產出影響並不顯著的現象，與過去國內許多總體向量自我迴歸模型文獻的發現一致，而此現象產生的原因值得更深入的研究（註 13）。此外，根據表十一的數據顯示，央行重貼現率變動對於核心消費者物價以及其通膨率的影響，不論短期與長期，皆非常微小。上述現象亦受到模型變異數分解結果的支持。根據模型的變異數分解，重貼現率的衝擊對國內核心消費者物價與實質產出預測誤差變異數的解釋能力有限；其所能解釋前者與後者 8 季預測誤差的變異數分別僅為 0.952% 以及 0.715%。

為了檢驗以上結論是否具備足夠的穩健

性，我們將矩陣 A 中的模型結構做若干變動，以比較在不同模型結構下所得到的變異數分解以及衝擊反應函數分析是否存在顯著的差異。我們對矩陣 A 中模型結構的改變包括以下二項：(1) 在原模型反映貨幣政策的利率方程式中，我們假設央行無法觀察到同期的產出與物價，因此訂定重貼現率時不考慮同期的產出與物價，亦即設定 α_{75} 及 α_{76} 為 0。此處我們將該假設放寬，設定 α_{75} 及 α_{76} 為需要估計的參數；(2) 在原模型的貨幣需求方程式中，我們假設國外利率不會影響國內貨幣需求，亦即設定 α_{82} 為 0。此處我們亦將該假設放寬，設定 α_{82} 為需要估計的參數。

根據上述較一般化的經濟結構設定，我們重新估計 A、D 矩陣並據以將所估計的最適貝氏向量自我迴歸模型的殘差項加以正交化。我們發現，根據此模型所得到的衝擊反應函數分析結果，與原始的結構性向量自我迴歸模型非常相似。此模型與原始模型結果差異最大的，在於核心消費者物價預測誤差變異數分解結果。在表十二中，我們列出此模型的核心消費者物價預測誤差的變異數分解結果。由表中我們可以發現，在核心消費者物價 8 季預測誤差的變異數中，核心消費者物價本身的衝擊可解釋其中 83.856%、進口物價指數的衝擊可解釋其中 14.748%。然而，本國實質產出的衝擊可解釋的部分，卻則從原始模型的 35.159% 降為 0.202%。為了進一步瞭解此差異產生的原因，我們亦估計

圖六、核心消費者物價與實質產出受到重貼現率衝擊之反應



表十一、實質產出與核心物價受到重貼現率衝擊之反應
—重貼現率上升一個百分點的衝擊反應

Step	Ln(GDP)	GDP Growth Rate	Ln(Core CPI)	Core CPI Inflation Rate
1	0.0000000	0%	0.0000000	0%
2	-0.0000756	-0.030%	-0.0000009	-0.0004%
3	-0.0002262	-0.060%	-0.0000002	0.0003%
4	-0.0004169	-0.076%	0.0000039	0.0016%
5	-0.0005868	-0.068%	0.0000126	0.0035%
6	-0.0007111	-0.050%	0.0000209	0.0033%
7	-0.0007906	-0.032%	0.0000274	0.0026%
8	-0.0008331	-0.017%	0.0000319	0.0018%
9	-0.0008475	-0.006%	0.0000349	0.0012%
10	-0.0008417	0.002%	0.0000365	0.0006%
11	-0.0008219	0.008%	0.0000372	0.0003%
12	-0.0007928	0.011%	0.0000370	-0.0001%
13	-0.0007577	0.014%	0.0000363	-0.0008%
14	-0.0007193	0.015%	0.0000351	-0.0006%
15	-0.0006794	0.016%	0.0000335	-0.0007%
16	-0.0006392	0.016%	0.0000318	-0.0008%

註：GDP 成長率與 Core CPI 通膨率為季變動以年成長率表示。

表十二、核心消費者物價指數變異數分解
- 結構向量自我迴歸模型二

Decomposition of Variance for Core CPI

Step	US GDP	Fed Rate	Import Prices	Net Export	GDP	Core CPI	Dis Rate	M2	Ex Rate
1	0.025%	0.643%	7.730%	0.019%	0.012%	91.571%	0.000%	0.000%	0.001%
2	0.027%	0.665%	8.064%	0.018%	0.014%	91.212%	0.000%	0.000%	0.000%
3	0.030%	0.700%	8.613%	0.014%	0.024%	90.618%	0.000%	0.000%	0.000%
4	0.034%	0.748%	9.423%	0.011%	0.049%	89.731%	0.001%	0.000%	0.003%
5	0.041%	0.806%	10.530%	0.009%	0.087%	88.512%	0.001%	0.001%	0.014%
6	0.052%	0.867%	11.839%	0.011%	0.128%	87.066%	0.001%	0.001%	0.036%
7	0.068%	0.923%	13.269%	0.015%	0.167%	85.487%	0.001%	0.002%	0.068%
8	0.095%	0.964%	14.748%	0.023%	0.202%	83.856%	0.002%	0.002%	0.109%

了將 α_{s2} 設定為 0，但 α_{75} 及 α_{76} 設定為自由參數的結構性向量自我迴歸模型。我們發現此模型所得到的核心消費者物價 8 季預測誤差變異數分解中，本國實質產出衝擊可解釋的部

分亦偏低，僅達 3.620%。因此，央行是否可觀察到同期的產出與物價，並據此訂定貨幣政策，成為此處結果差異的關鍵，而與此相關的議題尚待未來更深入的研究釐清。

五、結 論

本文建立適用於台灣小型開放經濟的向量自我迴歸模型，模型中包含影響台灣物價的重要國外與國內的總體變數，我們利用此模型的估計結果進行台灣通膨的預測，我們也運用此模型的估計結果進行衝擊反應分析，以瞭解影響台灣物價的重要因素，以及央行貨幣政策對產出與物價的影響。

關於台灣通膨的預測，我們採用 Litterman(1986)的貝氏向量自我迴歸模型估計與預測方法，此方法的優點為其可大幅降低所需估計參數的數目，提高模型的自由度，減輕模型過度配適的問題，並改善樣本外預測的

準確度。我們發現所選擇的最適貝氏向量自我迴歸模型，其對核心消費者物價樣本外預測的表現，確實優於許多其他模型。根據該模型的預測，2006:III-2007:IV 間由核心消費者物價指數所計算的平均年通膨率約為 1.044%，此通膨率比 2005-2006 上半年的通膨率略高。

為了瞭解影響我國核心消費者物價變動的重要因素，以及央行貨幣政策變動對物價與產出的影響，我們利用經濟理論設定向量自我迴歸模型中變數間的結構關係，並利用此結構關係以及貝氏向量自我迴歸模型的估

計結果取得各變數的原始衝擊，然後據以進行變異數分解以及衝擊反應函數分析。我們發現，代表貨幣政策變動的重貼現率衝擊，對於匯率變動有相當的解釋能力，且其動態影響與經濟理論的預測相符合，而無過去對於小型開放經濟模型研究文獻中所常見的“匯率困惑”現象；但是我們亦發現，代表央行政策變動的重貼現率衝擊，其對國內物價（通膨）與實質產出的影響皆相當有限。

關於影響台灣核心消費者物價的重要因素，我們發現除了核心消費者物價本身的衝擊外，進口物價指數的衝擊亦相當重要，當進口物價指數有正向衝擊時，核心消費者物價指數會立即上升，且這些正向的衝擊效果會隨時間逐漸增強，效果在衝擊發生 12 季後達到最大，然後開始下降。至於本國實質產

出衝擊對於核心消費者物價的影響，我們所探討的結構向量自我迴歸模型，則得到不一致的結果，而其差異產生的關鍵，在於我們所設定的結構模型中關於央行是否可觀察到同期的產出與物價，並據此訂定貨幣政策所做的假設。

本文中關於重貼現率的變動對國內實質產出以及核心消費者物價影響有限的結論，與經濟理論的預測不盡吻合。此可能產生的原因，在於本文所設定的結構向量自我迴歸模型可能仍無法精確認定央行外生性貨幣政策的變動。此項研究結果未臻滿意之處，仍待未來後續更深入之研究。雖然關於央行外生性貨幣政策之認定與效果之分析，仍有未臻滿意之處，但其並不影響利用本文的方法從事通膨預測之適切性。

附 註

- (註 1) 我們曾嘗試以金融業隔夜拆款利率代替重貼現率做為貨幣政策變數，但是衝擊反應分析發現其對國內實質產出等重要總體變數幾乎無影響，因此採用重貼現率作為政策變數。
- (註 2) 關於貝氏向量自我迴歸模型的完整模型，包含先驗分配的設定以及 posterior 分配的型式等，請見 Doan, Litterman and Sims (1984)以及 Litterman(1986)。
- (註 3) 我們亦嘗試將可能不具單根的變數：利率與匯率，其迴歸式中應變數遞延一期項係數的期望值設定為零。由於這些變數具有相當程度的正序列相關，我們發現在此設定下，模型的預測表現不比將期望值設為一為佳。
- (註 4) 本研究採用 RATS 套裝軟體中的 X11 指令去除季節因素。其中對於具有長期趨勢的變數，例如產出、物價以及 M2 等，我們選用 multiplicative 分解；對於不具長期趨勢的變數，例如利率與匯率等，我們選用 additive 分解。
- (註 5) 淨出口由於可能出現負值，無法直接以自然對數轉換，我們改以取自然對數的出口值以及取自然對數的進口值之差取代。
- (註 6) 基於篇幅限制，我們僅列出各模型對核心消費者物價預測誤差的相關統計值，關於對其他變數預測誤差的相關統計值，請參考黃朝熙(2007)。
- (註 7) 此處我們的樣本外預測只做到 6 季，而非模型所強調的 8 季預測。理由為我們無法取得其他機構對 2008 年及以後所做的美國 GDP 的預測，因此無從比較條件與非條件長期預測的差異。

- (註 8) 此處皆為經季節調整後之值，因此與實際觀察值有出入。
- (註 9) 此類結構向量自我迴歸模型的設定以及獲致正交衝擊的方式，係來自 Bernanke (1986)。
- (註 10) 由於我國從 1989 年第二季才開始放寬對於匯率的管制，此處我們採用 1989:II-2006:II 的資料所估計的模型來從事衝擊反應分析。
- (註 11) 如果將所有變數的衝擊反應繪出，圖形將過於繁複而難以辨認。因此在圖四以及其後的各衝擊反應函數圖形，我們僅繪出變異數分解結果所顯示影響預測誤差最大的三至四個變數的衝擊反應。
- (註 12) 根據表十二，重貼現率調升後 9 季，取自然對數的實質 GDP 變為 -0.0008498，此可換算約 0.2% 的 GDP 水準值的下降。
- (註 13) 相關的文獻可見 Wang and Huang (2006)。

參考文獻

中文：

- 侯德潛、徐千婷 (2002)，「我國通貨膨脹預測模型之建立」，中央銀行季刊，第二十四卷第三期。
- 劉淑敏 (2003)，「我國躉售物價對消費者物價之影響效果分析」，中央銀行季刊，第二十五卷第二期。
- 黃朝熙 (2007)，台灣通貨膨脹預測，中央銀行委託研究報告 (95cbc-經 1)。

外文：

- Andersen, Palle S and William L Wascher (2000), "Understanding the recent behaviour of inflation: an empirical study of wage and price developments in eight countries," *BIS Working Paper*.
- Atkeson, A., and L.E. Ohanian (2001), "Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?" *FRB Minneapolis Quarterly Review* (Winter) pp. 2 - 11. (<http://www.mpls.frb.org/research/qr/qr2511.html>)
- Bank of England (1999), "Chapter 4: Small-scale Macro-economic Models" in *Economic Models At The Bank Of England* updated in September 2000.
- Bernanke, Ben (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", in *Real Business Cycles, Real Exchange Rates, and Actual Policies*, *CarnegieRochester Conference Series on Public Policy*, 25, Karl Brunner and Allan H. Meltzer, eds., Autumn 1986.
- Bernanke, Ben, and Michael Woodford (1997), "Inflation Forecasts and Monetary Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking* 24, pp. 653—684.
- Cecchetti, Stephen G. (1995), "Inflation Indicators and Inflation Policy," *NBER Macroeconomics Annual* 10, pp. 189-219.
- Cecchetti, Stephen G., Rita S. Chu, and Charles Steindel (2000), "The Unreliability of Inflation Indicators", *Current Issues in Economics and Finance* 4/6, Federal Reserve Bank of New York 2000.
- Cushman, David O. and Tao Zha (1997), "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics* 39, pp. 433-448.
- Doan, T., R. Litterman and C.A. Sims (1984), "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions," *Econometric Review*, Vol. 3, pp. 1-100.
- Fisher, J.D.M., C.T. Liu, and R. Zhou (2002), "When Can We Forecast Inflation?" *FRB Chicago Economic Perspectives* (1Q) pp. 30 - 42 (<http://www.chicagofed.org/publications/economicperspectives/>)

- Grilli, Vittorio and Nouriel Roubini (1995), "Liquidity and Exchange Rates, Puzzling Evidence from the G-7 countries," Working Paper, Yale University, New Haven, CT.
- Litterman, Robert (1986), "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol 4, pp 25-38.
- Racette, Daniel and Jacques Raynauld (1992), "Canadian Monetary Policy: Will the Checklist Approach ever Get Us to Price Stability?" *Canadian Journal of Economics*, 25, 819-838.
- Sims, Christopher (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, January, pp. 1-48.
- Sims, Christopher (1982), "Policy Analysis with Econometric Models," *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 107-152.
- Sims, Christopher (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" Minneapolis Federal Reserve Bank *Quarterly Review*, Winter, pp. 2-16.
- Sims, Christopher (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, 36, pp. 975-1011.
- Stock James H. and Mark W. Watson (1999) "Forecasting Inflation" *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 293-335.
- Stock James H. and Mark W. Watson. (2001) "Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices." *NBER Working Paper* 8180.
- Svensson, Lars E.O. (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets," *European Economic Review* 41, pp. 1111-1146.
- Wang Hung-Jen and Yu-Fan Huang (2006), "Identifying the Effects of Monetary Policy in a Small Open Economy with Active Foreign Exchange Interventions," Working Paper.

