

全球產出缺口對物價形成過程之影響*

劉淑敏**

摘要

本文旨在探討全球產出缺口在物價形成過程中所扮演之角色，即全球產出缺口是否會削弱國內產出缺口對物價的影響效果。除以文獻加以探討外，尚建構計量模型以釐清其影響效果。茲將要點摘述如下：

- 一、全球化因素對物價的影響管道除傳統的進口價格波動(包括最終財貨與原材料)及競爭調整過程外，全球產出缺口亦會透過全球市場整合而影響國產原材料價格，進而對國內物價產生影響。此外，外勞引入、網際網路及電子商務之發展，跨地域的勞務投入漸漸成形，以致受全球化衝擊最小的服務業也漸受影響。
- 二、全球產出缺口與物價之影響關係，文獻的看法相當分歧；例如：Borio and Filardo (2007)認為全球資源閒置能長期抑制物價，但Bernanke(2007)、Kohn(2006)則認為全球產出缺口僅能短期對物價產生影響力。甚至Ball(2006)認為：隨著經濟成長的快速發展，新興經濟體可能成為下一波全球通貨膨脹的始作俑者。
- 三、本文仿照Borio and Filardo (2007)建立最小平方迴歸模型，惟配適度及變數顯著性均不足，因此另建構向量誤差修正模型以資驗證。結果顯示：國內產出缺口對物價的影響效果，並不全然因加入全球產出缺口變數而縮小，此與Borio and Filardo的結論不盡相同，反而接近Bernanke(2007)、Kohn(2006)之論點。

* 本文承蒙施局長燕、嚴處長宗大、葉副處長榮造、林副處長宗耀、侯研究員德潛、吳研究員懿娟、葉副研究員盛與匿名審稿人悉心審閱並給予寶貴意見，特致衷心謝忱。惟本文純屬作者個人意見，與服務單位無關。文中若有任何疏漏或謬誤，概由作者負責。

** 中央銀行經濟研究處副研究員。

四、國內產出缺口對物價的影響效果長期確有逐步縮小的鈍化現象，換言之，國內物價對本國供需產能的敏感度及依存度逐漸走低，因此，央行在考量通貨膨脹的影響因素時，就不應只侷限於國內因素，而需將全球化因素納入資訊集中，定期加以檢視及更新。

壹、前言

近年來，大部份國家的通貨膨脹都維持在低檔且穩定的水準，有些文獻認為此乃各國央行貨幣政策執行合宜的成果。無庸置疑，良好的貨幣政策確實有助於經濟金融環境的穩定，惟近年來通貨膨脹的持穩似反映物價對國內產出缺口的敏感度下降，有文獻則直指全球化因素可能是削弱國內產出缺口對通貨膨脹影響效果的主因。新近文獻對全球化因素的探討，除傳統貿易進口活動引發的效果外，尚著重全球產出缺口對物價形成過程的影響及管道。本文即以此為出發點，探討全球產出缺口對我國物價形成過程之影響變化^{註1}。

近年來討論全球產出缺口對物價之影響的文獻，大抵會先就傳統進口活動引發的效果加以討論，然後再引導至全球產出缺口對物價形成過程的影響及管道。因此，本文在文獻探討上，亦先就我國消費者物價的內涵，分析貿易活動、進口物價及全球產出缺口(可概括為全球化因素)的影響管道及調整過程。然後，本文介紹近年來討論全球產出

缺口(包括商品面與要素面)與通貨膨脹關係的相關文獻。而在實證模型上，則以菲力普曲線(Phillips curve)為主要分析架構，採用Borio and Filardo (2007)所提出的最小平方方法迴歸分析模型(以下簡稱OLS模型)加以分析，惟許多文獻對該實證模型的統計韌性有所質疑(Bernanke(2007)、Kohn(2006)、Ball(2006))，因此，本文另建構向量誤差修正模型，透過共整合檢定的特性根向量，來界定國內產出缺口與物價之關係，並探討是否會因模型加入全球產出缺口變數而有所變化。

全文共分伍節。除第壹節前言外，第貳節則就我國消費者物價的內涵，來分析進口物價及全球產出缺口對物價形成過程的影響及管道。第叁節則對近年來的文獻加以介紹，尤其是中國及印度等新興經濟體的崛起，從釋出大量生產力造就全球低通膨的榮景，到可能轉變為未來全球高通膨的推手的相關文獻的討論。第肆節則是本文實證模型的建立，採用OLS模型及向量誤差修正模型

兩種方式。且為避免因變數選取不同而導致估計結果有所差異，本文在上述兩種模型上，除以基本模組(變數僅包含物價、國內產出缺口、進口物價及全球產出缺口)推估外，

另將模型變數增加而為擴充模組(新增變數「單位產出勞動成本指數」)，以測試模型結果是否具有統計韌性(robust)。最後一節為結論與建議。

貳、全球化因素對我國消費者物價的影響管道及調整過程

要分析全球化因素對我國消費者物價的影響，必須先探究我國消費者物價的內涵。將我國消費者物價指數依商品性質別細分，可分為「商品類」與「服務類」。就概念上，商品類可略分為「進口消費品」與「國產內銷品」^{註2}，而「服務類」則是結合某些商品及「勞務投入」所產生的對價交易，該組合之商品又可如「商品類」分法細分為「進口消費品」與「國產內銷品」。以下即分就「進口消費品」、「國產內銷品」與「勞務投入」三項，來討論全球化因素對國內通膨的影響(詳見圖1)。

一、進口消費品

(一) 伴隨貿易的開放，進口消費品對國內通膨有抑制作用

基於比較利益法則，貿易的流通大抵係引入較國內同質商品廉價的進口品，因此，貿易愈趨開放對國內通膨常有抑制作用。惟我國進口品大抵係以農工原料為大宗，此種貿易約制通膨的效果可能較小。

(二) 進口消費品的「價」對國內通膨有直接的正向效果

就進口消費品而言，因係直接進入消費籃，其價格漲跌將直接衝擊國內消費者物價，雖然消費者可以轉而消費國產品以資因應^{註3}，但短期內「價」的直接正向效果定不能免。

二、國產內銷品

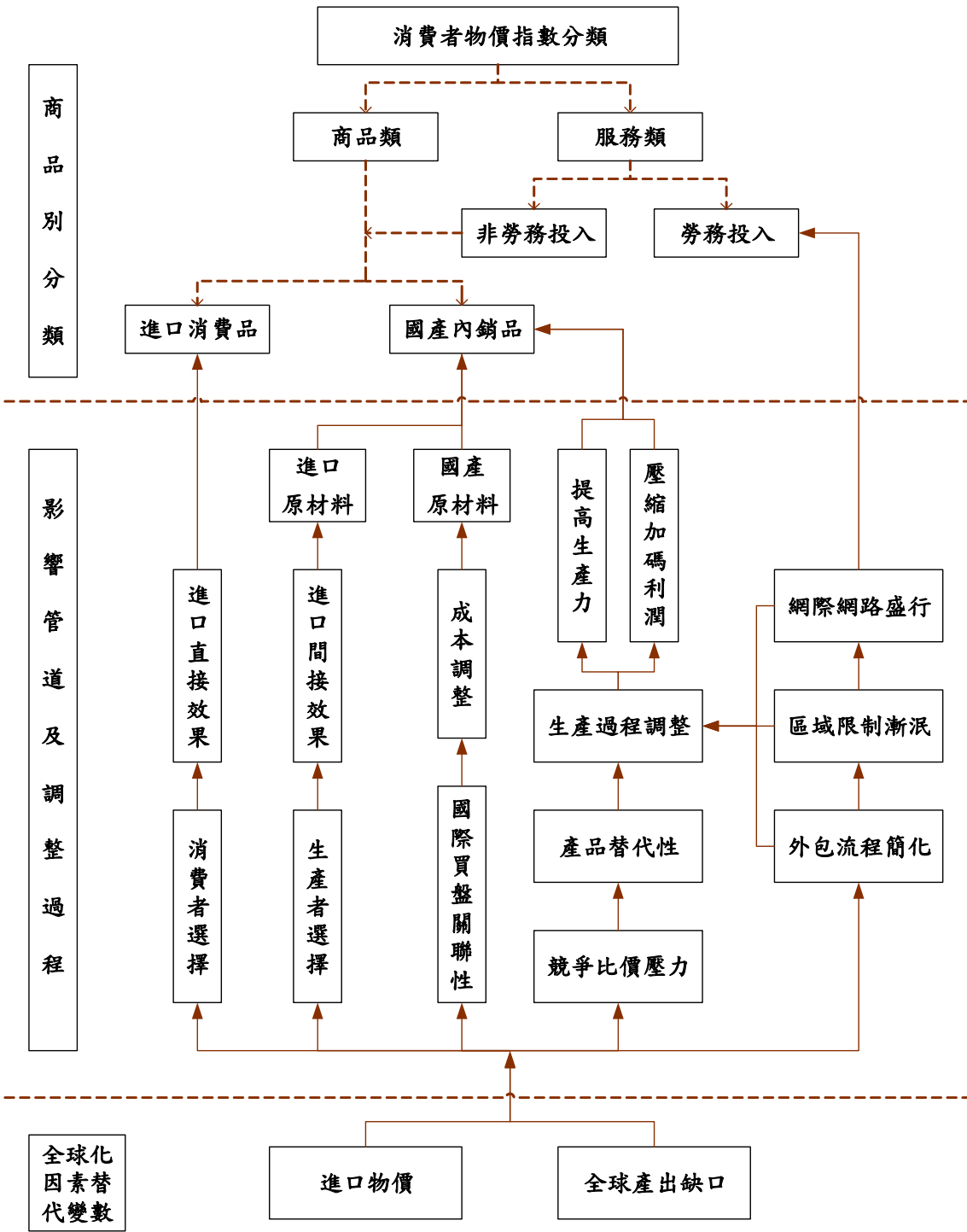
(一) 進口原材料的價格波動，將間接影響國內通膨

就國產內銷品的訂價而言，在成本面來看，必須觀察「進口原材料」與「國產原材料」^{註4}兩方面成本的變化。其中，「進口原材料」對國內通貨膨脹的影響效果，類似於「進口消費品」，只不過進口消費品係經由消費者的選擇，對國內通膨的影響效果較直接，而進口原材料則需經生產過程轉化為最終消費品，再由消費者購買而影響國內通膨，因此，效果較為間接且遞延。

(二) 全球產出缺口會影響國產原材料之價格，進而影響國內通膨

在「國產原材料」方面，儘管該原材料係本國生產，且國內供需穩定，但因國際市場需求緊俏，以致原該進口的同質性原材料

圖1 全球化因素對我國消費者物價的影響管道及調整過程



不再進口，或該原材料在國際買盤的推升下價格飛漲足以弭平運費支出，則該原材料也可能轉而出口，而使國內市場的供需失衡，進而產生成本推升型的通貨膨脹，如近年來鋼材價格上升，即是因國際需求提高所致（主要是大陸）。前述情況係國際市場供需推升國產原材料的國內價格的情況，同樣地，若國際市場供需失調係引發國際買盤價格降低，亦可能使國內原材料價格走跌，進而影響國內通膨。

（三）貿易開放衍生競爭比價，約制國產內銷品的訂價

討論國產內銷品的訂價，除前述源自成本面的調整外，尚有源自需求面的調整。全球化因素對國產內銷品的需求影響，主要源自進口品競爭比價壓力，若該國產內銷品的替代性極高，可能極易被低價進口消費品替代，迫使該國產內銷品的廠商只能降價以對，或是調整生產過程，以提高生產力及壓縮加碼利潤因應。

（四）外勞引入及網際網路打破勞務地域性限制，本地薪資難以上漲

由於外勞引入，前述的生產過程調整中，廠商的調整空間漸趨多元化，不只在原材料的選擇上，甚至在勞務要素的投入上，

也有跨地域的新選擇。加以網際網路盛行，使以往跨地域的勞務必須仰賴廠房的輸出，現在則可能透過電腦連線，而可以按件計酬或整批外包方式雇用外國人力投入。例如：IT設計公司即以按件計酬方式外包程式設計給印度的工程師。勞務投入的跨疆界已使本地的薪資更難有上調的空間。

三、勞務投入

一般而言，勞務投入的地域區隔性較高，因此，相較於製造業，以勞務為主投入的服務業，受全球化因素的衝擊相對較小。但近年來，由於網際網路盛行，拜電子商務之賜，勞務外包逐漸可行，以致服務業受全球化衝擊較以往為甚。例如：美國許多證券公司的線上下單、百貨業的客服部門、銀行業的信用卡部門，在結合網際網路及簡化外包流程後，漸漸打破地域限制。服務業的人力跨地域派遣與製造業整廠輸出到低工資國家的出發點是相近的，都是基於降低成本。雖然我國服務業外包人力的跨國舉動，並不常見，但跨縣市外包極為普遍。未來我國服務業是否會如美國一般，引入跨國勞務，則有待觀察。

參、文獻回顧

文獻探討對全球化因素與物價之影響關係約可概分為三類，第一類為傳統文獻，主

要在驗證透過貿易活動確實能有效紓解國內之通膨壓力。第二類則將討論範圍由貿易面

擴充到要素面，強調全球資源閒置能有效平抑物價水準，甚至全球產出缺口已對物價形成過程產生結構性之變化。至於第三類文獻，雖然同意短期內國內物價確實能被全球產出缺口所牽動，但對其長期影響物價的可能性有所保留。茲分述如下：

一、傳統文獻驗證貿易活動能有效平抑國內物價

有關傳統貿易活動對國內通貨膨脹的直接影響，在文獻上已多所探討。例如：依據 Kamin, Marazzi and Schindler (2006)的研究估計顯示：引進低價的中國進口品，降低美國通膨上漲約0.1個百分點^{註5}。而有關貿易開放對通膨有所抑制，Gruben and McLeod (2004)以浮動匯率制度為主軸，驗證1990年代的貿易開放對全球低通膨環境的塑造，確實有顯著的效果。此外，Chen, Imbs and Scott (2004)利用歐盟產業的個體資料發現，貿易開放確實會壓縮廠商的加碼空間、提高其生產力，進而使其產品訂價有下檔的壓力。

二、由貿易面擴充到要素面，全球產出缺口影響國內物價形成過程

全球供需失調(包括商品面與要素面)與通貨膨脹的關係，實證文獻上多用「全球產出缺口」^{註6}來驗證。Tootell(1998)利用美國與G7貿易對手國之間的資料，以貿易加權的國外產出缺口來驗證全球產出缺口與美國通

貨膨脹的關係，可惜效果並不顯著，可能係近年來全球化帶來的衝擊，大部分源自新興國家，如：大陸、印度等。若只包括G7貿易對手國的資料可能太過狹隘，以致效果不彰。Borio and Filardo (2007)所作的16個已開發國家的跨國研究，將貿易對手國擴充加入新興國家資料，發現全球產出缺口變數對通貨膨脹的影響效果顯著，且會削弱國內產出缺口的解釋力。

三、全球產出缺口不能對物價形成過程產生結構性之變化

美國聯準會(Bernanke(2007))將Borio and Filardo (2007)的數據重新整合，卻得到不同的結果，以致Borio and Filardo的研究之統計韌性(robust)受到考驗。可能的原因是：各國的產出缺口本來就難以測度，而在面對高度整合的全球經濟體，「全球產出缺口」的定義及測度就更具爭議性，更遑論其如何影響通貨膨脹，以致有關全球產出缺口對通貨膨脹的影響就無法得到確切的實證結果。

此外，晚近許多文獻則直指全球化因素將帶動新興經濟體的經濟呈跳躍式成長，進而促使新興經濟體的實質薪資與產出均呈上升，而其民眾的財富也從而急速累積，進而可能導致需求拉升的全球通膨產生。有關新興經濟體與先進經濟體相互貿易而衍生的效果，已在Spang and Young (2007)的動態一般均衡 (dynamic general equilibrium, DGE) 模

型的實證得到驗證。依據Spang and Young 的研究顯示：資本稟賦充沛的「西方先進經濟體」，在面對勞動稟賦充沛的「東方新興經濟體」生產力大幅躍升的衝擊後，可能衍生全球原材料價格上漲，東方新興經濟體的實質薪資與產出均呈上升，西方經濟體的非技術工實質薪資下降、產出移轉至技術密集服務業且最終消費財價格下跌。正如Spang and Young所言，目前全球正享受「東方新興經濟體」(特別是中國、印度與前蘇聯)大量廉價勞力所帶動的高成長、低通膨的榮景，然而，「水能載舟，亦能覆舟」，隨著「東方新興經濟體」的實質薪資上升，已支撐其廣大人口帶來的有效需求。未來可能在

需求拉升下，刺激全球通膨成長。換言之，透過貿易活動，全球化因素將全球資源作了最有效的配置。但隨著貿易與經濟成長，新興經濟體的實質薪資不斷上升，其民眾財富迅速累積，從而支撐的有效需求也相當強勁，加以此波經濟高速成長的新興經濟體，向來即是全球人口匯聚之處，如：中國、印度、俄羅斯、巴西等，因此，其財富累積所推升的有效需求也相當驚人，以致許多文獻(Ball(2006)、Bernanke(2007))都預言：蟄伏已久的全球通膨可能在此強力需求的拉升下再掀波瀾，而最近的能源及原材料價格飆升似已為此埋下伏筆。

肆、實證模型之建立

以往討論全球化因素與物價的關係，大都植基在國際貿易上：藉由貿易的搬有運無而將各國的同質性商品價格趨於一致。這個觀點傾向支持全球化因素透過低廉進口品對各國通貨膨脹產生平抑效果，但關於全球化因素對通貨膨脹形成過程是否產生結構性變化則鮮有討論，大部份的文獻認為全球化因素對物價形成的核心過程—通貨膨脹與國內產出缺口存在抵換關係，即菲力普曲線一毫無影響。

新近對上述假說提出挑戰的首推Borio and Filardo (2007)。該文認為以往各國的通膨模型都太執著於「以國家為中心(country-

centric)」，他們另提出以「以全球為中心(global-centric)」的觀點重新設計模型，透過16個國家的實證資料作佐證，指出通貨膨脹形成過程的解釋變數中，全球產出缺口係數的解釋度已高於國內產出缺口，而得到全球化因素已導致通貨膨脹率與國內產出缺口抵換關係產生結構性改變的結論。雖然Borio and Filardo (2007)有實證數據作支持，但其大膽的結論並沒普獲認同。美國聯邦準備銀行將Borio and Filardo (2007) 的數據重新整合，則得到不同的結果，以致該文研究的統計韌性受到考驗(Bernanke(2007)、Kohn(2006))。此外，Ball(2006)亦認為全球

化因素不會造成物價形成過程產生結構性變化，其影響充其量僅能短期平抑通膨，無法長期降低通膨水準。

本節的實證部分，即是要驗證全球產出缺口變數是否會削弱國內產出缺口對物價的影響效果。首先將以Borio and Filardo (2007)所建構的最小平方法迴歸模型(以下簡稱OLS模型)為本，以逐季捨卻的滾動樣本方式加以驗證Borio and Filardo (2007)的結論。惟囿於OLS模型的解釋變數顯著性不佳且配適度不高，本文另建構向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model，簡稱VECM)，而由其長期關係成立的共整合向量變數的變化，另行加以驗證^{註7}。此外，在變數的選取上，除了與本文主題切合的「國內產出缺口」及「全球產出缺口」兩變數均納入物價模型作為解釋變數外，本文尚納入與全球化因素密切相關的「進口物價」解釋變數在「基本模組」中，而在「擴充模組」中，則再納入「單位產出勞動成本指數」解釋變數^{註8}，以測試實證結果是否具有統計韌性(robust)。

一、Borio and Filardo (2007)的最小平方法迴歸模型^{註9}

傳統的非力普曲線主要係陳述通貨膨脹與產出缺口間存在抵換關係，Borio and Filardo (2007)將「以全球為中心(global-centric)」的思考概念代入，則該抵換關係成立的擴充性非力普曲線型式即如下^{註10}：

$$\pi_t - \pi_t^u = c + \beta GAP_{t-1} + \phi GAPW_{t-1} + \eta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， π 為通貨膨脹率， π^u 為通貨膨脹率長期趨勢值，用以作為通膨預期的替代變數^{註11}， GAP 為國內產出缺口^{註12}，由於通貨膨脹與產出缺口間存在抵換關係，因此，理論上 β 為正值。 $GAPW$ 為全球產出缺口^{註13}，若全球有資源閒置(此時全球產出缺口為負)時，國內通膨壓力亦弱，因此，理論上 ϕ 亦為正值。至於其它變數 X ，則在「基本模組」納入傳統討論全球化因素的「進口物價(MP)」變數，而在「擴充模組」則再加入影響通貨膨脹的主要供給面因素「單位產出勞動成本指數(ULCM)」變數。

(一) 基本模組之OLS模型

表1為仿照Borio and Filardo(2007)的(1)式之結果，在同一樣本期中，第1列為未納入全球產出缺口的結果，而第2列則列出納入全球產出缺口的結果。在表1的末3欄則列出(1)式估計結果的R-bar Square、DW及AIC等檢視模型配適度的統計量。初步來看，國內產出缺口、進口物價、全球產出缺口等變數的係數符號與理論預期一致，而且納入全球產出缺口後，國內產出缺口的係數均變小(見圖2)，似與Borio and Filardo的結論一致，但也正如Bernanke(2007)、Kohn(2006)所質疑的一樣，模型的統計韌性似嫌不足：不論模型是否有加入全球產出缺口變數，R-bar square均極低(見圖3)；而以Akaike criterion

(以下簡稱AIC)來看，在同一樣本期，模型加入全球產出缺口變數，並不全然會使AIC縮小^{註14}(見圖4)。換言之，就AIC統計量來看，加入「全球產出缺口」變數並不全然能提高模型設定的適宜度。再者，除少數樣本的解釋變數具顯著性外，大部分樣本的解釋變數均不具顯著性，尤其是主要解釋變數「國內產出缺口」，不論是否有納入「全球

產出缺口」變數，在所有樣本中均不具顯著性，此結果更降低模型的說服力。此外，在未加入「全球產出缺口」變數的模型中，「國內產出缺口」變數的係數大致維持在0.06與0.08之間，近年來並無鈍化現象，似與先驗認知的近年來國內產出缺口對通貨膨脹影響效果縮小之觀察並不一致。

圖2 OLS模型的國內產出缺口影響效果之比較—基本模組

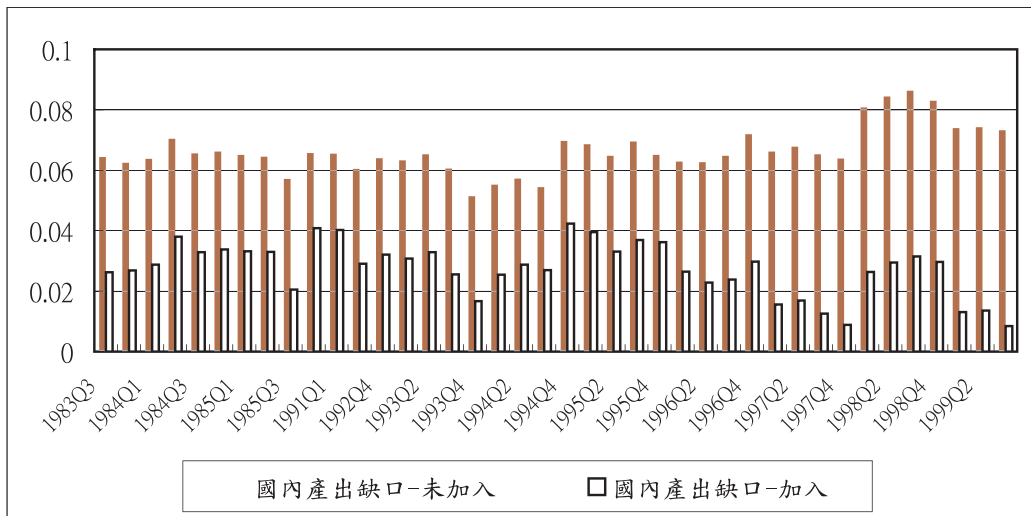


圖3 OLS模型的R-bar square之比較—基本模組

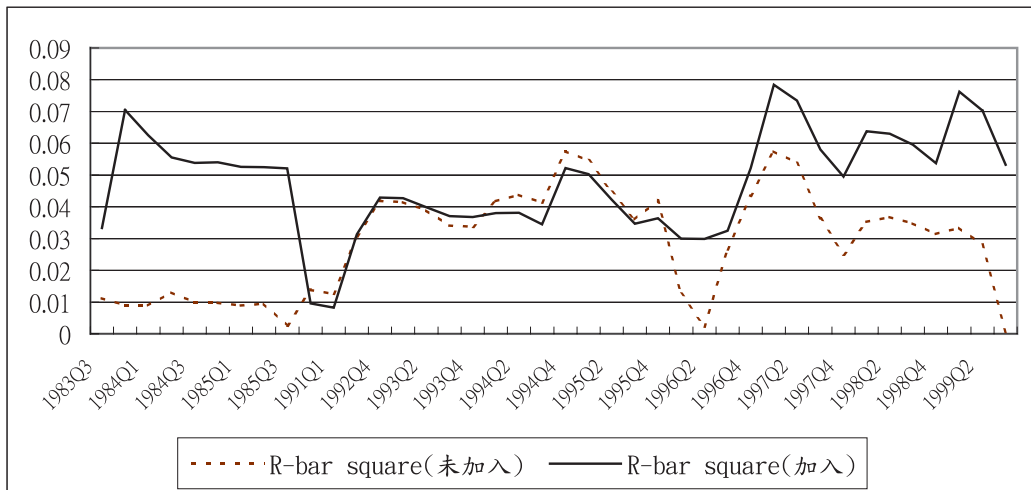


圖4 OLS模型的Akaike criterion之比較—基本模組

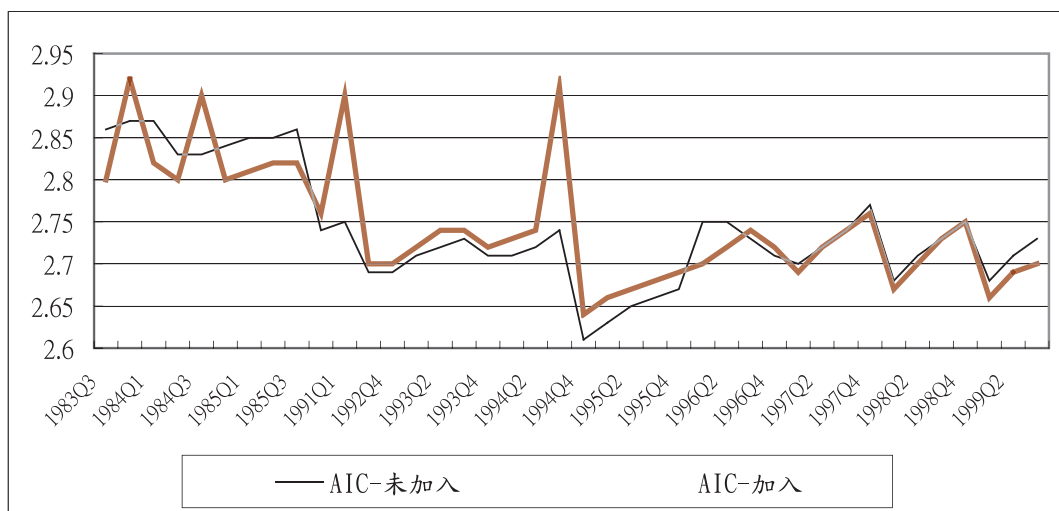


表1 OLS模型之估計結果—基本模組

起始期	GAP	MP	GAPW	R^2	DW	AIC
1983Q3	0.0644	0.0152		0.0112	1.06	2.86
	0.0263	0.0156	0.3769**	0.0333	1.12	2.80
1983Q4	0.0625	0.0145		0.0090	1.06	2.87
	0.0269	0.0154	0.3667**	0.0705	1.11	2.92
1984Q1	0.0638	0.0138		0.0089	1.06	2.87
	0.0288	0.0150	0.3529**	0.0625	1.09	2.82
1984Q2	0.0704	0.0125		0.0130	1.11	2.83
	0.0380	0.0137	0.3176**	0.0555	1.13	2.80
1984Q3	0.0656	0.0126		0.0099	1.12	2.83
	0.0329	0.0139	0.3188**	0.0538	1.14	2.90
1984Q4	0.0662	0.0126		0.0098	1.12	2.84
	0.0338	0.0139	0.3199**	0.0540	1.14	2.80
1985Q1	0.0651	0.0128		0.0089	1.11	2.85
	0.0332	0.0140	0.3187**	0.0526	1.13	2.81
1985Q2	0.0645	0.0135		0.0095	1.09	2.85
	0.0330	0.0146	0.3159**	0.0525	1.10	2.82
1985Q3	0.0571	0.0128		0.0026	1.09	2.86
	0.0205	0.0138	0.3354**	0.0521	1.11	2.82
1990Q4	0.0657	0.0194		0.0138	1.24	2.74
	0.0408	0.0190	0.1533	0.0096	1.23	2.76
1991Q1	0.0655	0.0193		0.0125	1.22	2.75
	0.0402	0.0193	0.1590	0.0082	1.21	2.90
1992Q3	0.0605	0.0309		0.0307	1.19	2.69
	0.0291	0.0332	0.1889	0.0313	1.17	2.70
1992Q4	0.0640	0.0358		0.0418	1.20	2.69
	0.0321	0.0381	0.1920	0.0429	1.20	2.70
1993Q1	0.0633	0.0363		0.0415	1.19	2.71
	0.0308	0.0389*	0.1942	0.0427	1.16	2.72
1993Q2	0.0653	0.0349		0.0389	1.20	2.72
	0.0329	0.0375*	0.1937	0.0398	1.17	2.74

1993Q3	0.0606	0.0347		0.0341	1.19	2.73
	0.0256	0.0374*	0.2058	0.0371	1.18	2.74
1993Q4	0.0514	0.0363*		0.0337	1.23	2.71
	0.0167	0.0390*	0.2038	0.0368	1.22	2.72
1994Q1	0.0552	0.0381		0.0417	1.26	2.71
	0.0255	0.0401*	0.1714	0.0380	1.23	2.73
1994Q2	0.0572	0.0385		0.0438	1.27	2.72
	0.0288	0.0404*	0.1621	0.0381	1.25	2.74
1994Q3	0.0544	0.0386*		0.0413	1.09	2.74
	0.0270	0.0404*	0.1580	0.0345	1.07	2.91
1994Q4	0.0697	0.0360*		0.0574	1.15	2.61
	0.0424	0.0378*	0.1573	0.0522	1.13	2.64
1995Q1	0.0686	0.0358*		0.0546	1.15	2.63
	0.0395	0.0376*	0.1650	0.0503	1.13	2.66
1995Q2	0.0648	0.0345		0.0446	1.15	2.65
	0.0331	0.0362	0.1770	0.0422	1.14	2.67
1995Q3	0.0695	0.0301		0.0360	1.11	2.66
	0.0369	0.0317	0.1835	0.0347	1.10	2.68
1995Q4	0.0651	0.0341		0.0420	1.08	2.67
	0.0362	0.0350	0.1657	0.0364	1.06	2.69
1996Q1	0.0629	0.0310		0.0125	1.22	2.75
	0.0265	0.0310	0.2042	0.0300	1.07	2.70
1996Q2	0.0627	0.0308		0.0022	1.23	2.75
	0.0228	0.0302	0.2217	0.0299	1.07	2.72
1996Q3	0.0648	0.0308		0.0265	1.05	2.73
	0.0238	0.0301	0.2359	0.0325	1.06	2.74
1996Q4	0.0719	0.0342		0.0435	1.11	2.71
	0.0298	0.0336	0.2436	0.0522	1.11	2.72
1997Q1	0.0662	0.0407*		0.0574	1.08	2.70
	0.0156	0.0410	0.2867	0.0784	1.09	2.69
1997Q2	0.0678	0.0396		0.0538	1.09	2.72
	0.0169	0.0404	0.2846	0.0734	1.09	2.72
1997Q3	0.0653	0.0366		0.0363	1.09	2.74
	0.0126	0.0370	0.2917	0.0580	1.10	2.74
1997Q4	0.0639	0.0345		0.0250	1.03	2.77
	0.0089	0.0341	0.3023	0.0495	1.05	2.76
1998Q1	0.0808	0.0272		0.0352	1.08	2.68
	0.0264	0.0269	0.2986	0.0638	1.08	2.67
1998Q2	0.0844	0.0279		0.0368	1.08	2.71
	0.0295	0.0274	0.2948	0.0630	1.08	2.70
1998Q3	0.0863	0.0265		0.0348	1.05	2.73
	0.0315	0.0262	0.2925	0.0596	1.06	2.73
1998Q4	0.0830	0.0272		0.0314	0.87	2.75
	0.0297	0.0268	0.2964	0.0537	0.86	2.75
1999Q1	0.0739	0.0299		0.0334	0.83	2.68
	0.0131	0.0296	0.3232	0.0762	0.82	2.66
1999Q2	0.0742	0.0295		0.0281	0.82	2.71
	0.0136	0.0287	0.3236	0.0703	0.80	2.69
1999Q3	0.0732	0.0196		0.0006	0.82	2.73
	0.0085	0.0162	0.3442	0.0532	0.79	2.70

說明：1. 各樣本期間的端末期均為2007年第3季，而起始期則見第1欄之列示。

2. 篩選模型係以R-bar square及國內產出缺口變數之係數均為正為原則。

3. *及**表示在10%及5%顯著水準下拒絕虛無假設。

(二) 擴充模組之OLS模型

由於上一小節模型的配適度及變數顯著性不盡理想，本節再仿Borio and Filardo進一步擴充模型，加入「單位產出勞動成本指數」變數，觀察是否能改善模型之績效。表2列出擴充模組之結果。此時，與上一小節相同，國內產出缺口、進口物價、全球產出缺口等變數的係數符號與理論預期一致，而且納入全球產出缺口變數後，國內產出缺口的係數均變小(見圖5)，但新加入變數「單位產出勞動成本指數」的係數卻多呈負號，與理論預期不一致，而且模型的R-bar square仍低(見圖6)，並無顯著改善。再觀察AIC統計量，與上一小節相同，並不全然會使AIC縮

小，換言之，加入「全球產出缺口」變數並不全然能提高模型設定的適宜度(見圖7)。如再就解釋變數觀察，與上一小節相同，大部分樣本的解釋變數均不具顯著性，尤其是主要解釋變數「國內產出缺口」，不論是否有納入「全球產出缺口」變數，在所有樣本中均不具顯著性，正如Bernanke(2007)、Kohn(2006)所言一般，Borio and Filardo的模型設定的統計韌性似嫌不足。此外，與上節相同，如單就未加入「全球產出缺口」變數的模型觀察，「國內產出缺口」變數的係數長期並無走弱的現象，亦與先驗認知的近年來國內產出缺口對通貨膨脹影響效果縮小之觀察並不一致。

圖5 OLS模型的國內產出缺口影響效果之比較—擴充模組

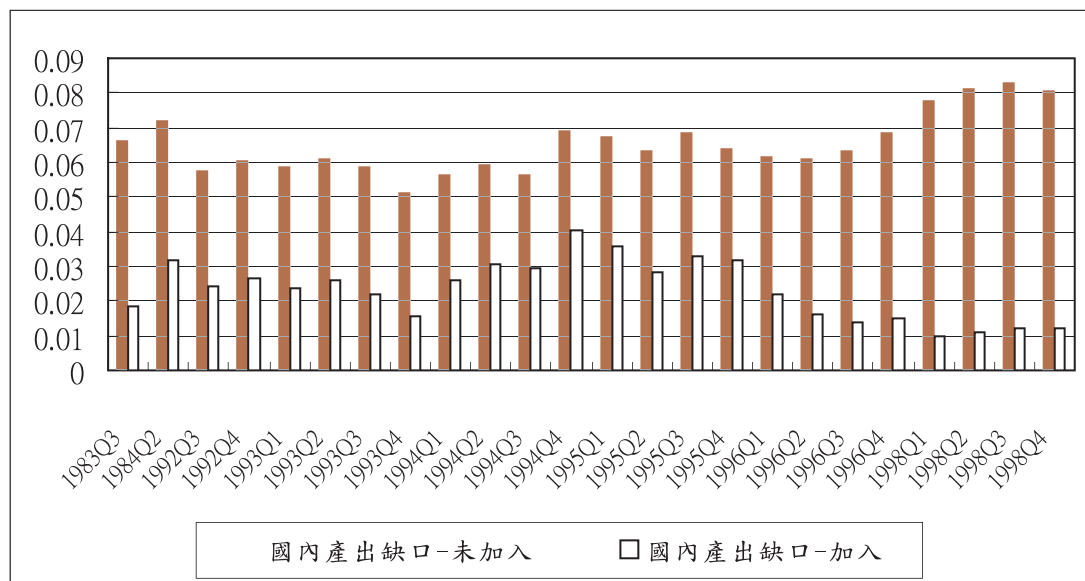


圖6 OLS模型的R-bar square之比較—擴充模組

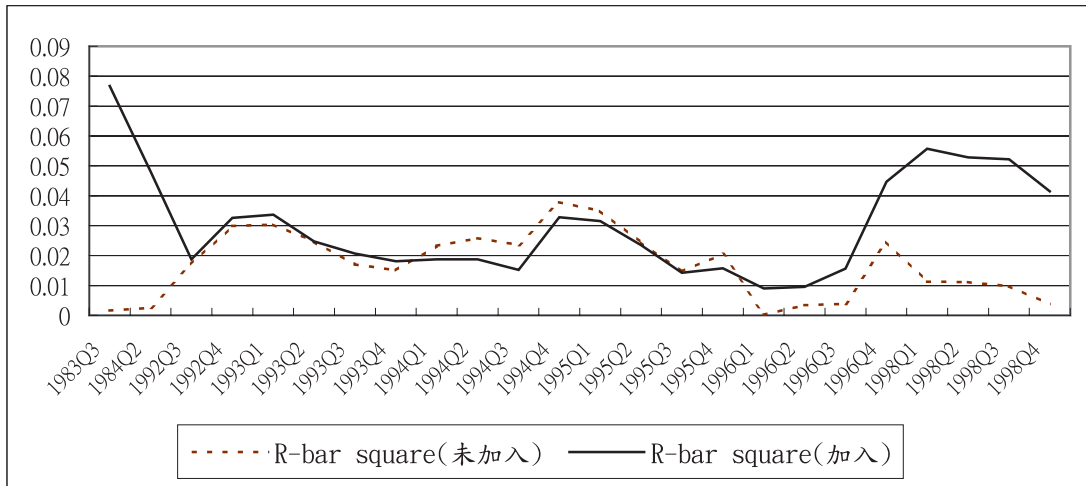


圖7 OLS模型的Akaike criterion之比較—擴充模組

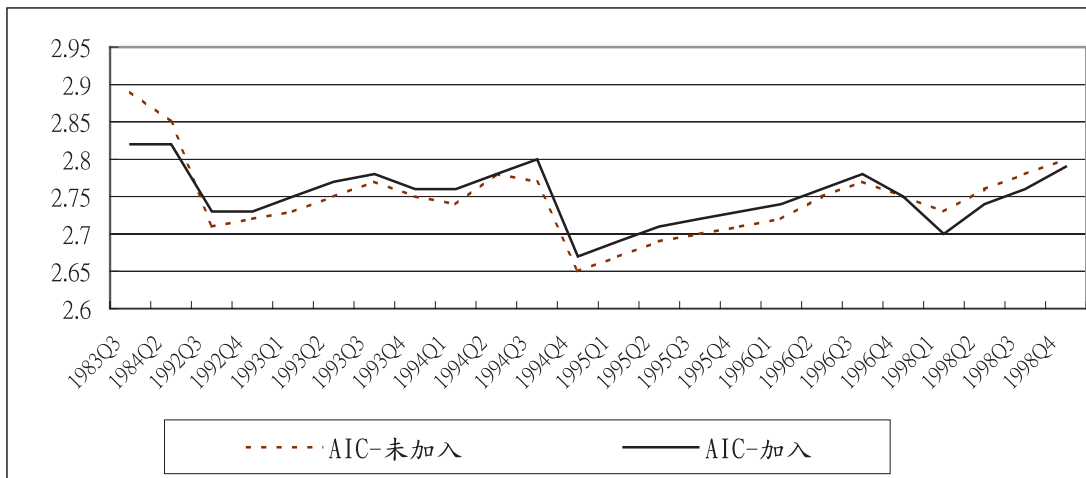


表2 OLS模型之估計結果—擴充模組

起始期	GAP	MP	UCLM	GAPW	$\bar{R}^2$	DW	AIC
1983Q3	0.0664	0.0159	0.0062		0.0016	1.07	2.89
	0.0187	0.0141	-0.0136	0.4079**	0.0767	1.10	2.82
1984Q2	0.0719	0.0130	0.0045		0.0026	1.12	2.85
	0.0315	0.0126	-0.0110	0.3438**	0.0480	1.12	2.82
1992Q3	0.0576	0.0307	-0.0110		0.0171	1.17	2.71
	0.0244	0.0330	-0.0130	0.1963	0.0188	1.15	2.73
1992Q4	0.0605	0.0359*	-0.0138		0.0299	1.15	2.72
	0.0266	0.0384*	-0.0159	0.2013	0.0326	1.15	2.73
1993Q1	0.0589	0.0370*	-0.0154		0.0303	1.16	2.73
	0.0236	0.0399*	-0.0180	0.2064	0.0336	1.14	2.75
1993Q2	0.0610	0.0359	-0.0124		0.0247	1.17	2.75
	0.0257	0.0390*	-0.0155	0.2044	0.0247	1.15	2.77

1993Q3	0.0586	0.0353	-0.0073		0.0170	1.18	2.77
	0.0220	0.0383*	-0.0099	0.2111	0.0207	1.15	2.78
1993Q4	0.0514	0.0363	-0.0001		0.0151	1.23	2.75
	0.0158	0.0393*	-0.0028	0.2053	0.0181	1.21	2.76
1994Q1	0.0563	0.0378*	0.0043		0.0233	1.27	2.74
	0.0260	0.0400*	0.0014	0.1704	0.0188	1.29	2.76
1994Q2	0.0593	0.0380*	0.0074		0.0258	1.26	2.78
	0.0306	0.0401*	0.0042	0.1586	0.0188	1.26	2.78
1994Q3	0.0567	0.0380*	0.0095		0.0236	1.12	2.77
	0.0294	0.0400*	0.0061	0.1525	0.0152	1.09	2.80
1994Q4	0.0693	0.0361*	-0.0019		0.0378	1.14	2.65
	0.0403	0.0382*	-0.0056	0.1624	0.0328	1.12	2.67
1995Q1	0.0675	0.0360*	-0.0041		0.0349	1.14	2.67
	0.0356	0.0383*	-0.0091	0.1747	0.0315	1.11	2.69
1995Q2	0.0635	0.0347	-0.0053		0.0244	1.14	2.69
	0.0281	0.0369*	-0.0109	0.1891	0.0235	1.11	2.71
1995Q3	0.0688	0.0302	-0.0024		0.0147	1.11	2.70
	0.0331	0.0323	-0.0080	0.1922	0.0142	1.09	2.72
1995Q4	0.0639	0.0344	-0.0039		0.0205	1.06	2.71
	0.0320	0.0358	-0.0088	0.1750	0.0158	1.04	2.73
1996Q1	0.0618	0.0313	-0.0036		0.0002	1.07	2.72
	0.0219	0.0318	-0.0096	0.2147	0.0090	1.05	2.74
1996Q2	0.0614	0.0311	-0.0442		0.0034	1.07	2.75
	0.0160	0.0310	-0.0123	0.2390	0.0095	1.04	2.76
1996Q3	0.0632	0.0313	-0.0072		0.0039	1.04	2.77
	0.0136	0.0314	-0.0193	0.2695	0.0156	1.02	2.78
1996Q4	0.0688	0.0356	-0.0156		0.0246	1.08	2.75
	0.0149	0.0360	-0.0294	0.2957	0.0447	1.06	2.75
1998Q1	0.0781	0.0283	-0.0123		0.0113	1.05	2.73
	0.0100	0.0293	-0.0296	0.3531	0.0557	1.01	2.70
1998Q2	0.0815	0.0287	-0.0106		0.0111	1.04	2.76
	0.0110	0.0293	-0.0291	0.3514	0.0528	1.00	2.74
1998Q3	0.0830	0.0272	-0.0136		0.0098	1.01	2.78
	0.0120	0.0276	-0.0326	0.3544	0.0522	0.97	2.76
1998Q4	0.0806	0.0277	-0.0107		0.0037	0.84	2.80
	0.0122	0.0280	-0.0298	0.3441	0.0415	0.78	2.79

說明：1. 各樣本期間的端末期均為2007年第3季，而起始期則見第1欄之列示。

2. 篩選模型係以R-bar square及國內產出缺口變數之係數均為正為原則。

3. *及**分別表示在10%及5%顯著水準下拒絕虛無假設。

二、向量誤差修正模型

在前兩小節中，本文仿照Borio and Filardo建構OLS模型，驗證全球產出缺口變數是否會削弱國內產出缺口對物價的影響效果。雖然納入全球產出缺口後，國內產出缺

口的係數均變小，但不論是基本模組或擴充模組，其統計韌性均甚薄弱。本文認為：要比較OLS模型解釋變數的變化，先決條件是變數間須具備長期穩定關係。因此，在本節實證部分，仍以菲力普模型為主體，建構傳統物價方程式，比較納入全球產出缺口

變數後，國內產出缺口係數之變化，以評判全球產出缺口變數是否會削弱國內產出缺口對物價的影響效果。惟在從事係數比較前，本文會先經共整合檢定，以確保變數間長期穩定關係的存在。因此，本文在方法上將以向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model，簡稱VECM)取代Borio and Filardo (2007)的OLS模型，茲將VECM中以消費者物價為被解釋變數的VAR模型列出：

$$D(CPI_t) = \alpha EC_{t-1} + \sum \beta_{t-1} D(CPI_{t-1}) + \sum \gamma_{t-1} D(GAP_{t-1}) + \sum \delta_{t-1} D(X_{t-1}) + \sum \eta_{t-1} Z_{t-1} \quad (2)$$

$$EC_{t-1} = CPI_{t-1} + a_0 - a_1 GAP_{t-1} - a_2 X_{t-1} \quad (3)$$

其中， CPI 為消費者物價指數， GAP 為國內產出缺口^{註15}， X 、 Z 為其它變數，其中， X 在(3)式的 EC 誤差修正項中出現，表示該變數的走勢在整體VECM模型中內生，而 Z 則純為外生變數。除 GAP 外，所有變數均取對數值。 EC 為內生化變數所組合的誤差修正項，本文逐一針對各樣本進行共整合檢定。若共整合檢定通過，則其經標準化處理後的共整合向量的估計結果可視為物價的長期關係式，若國內產出缺口與物價的抵換關係存在，則 $a_1 > 0$ 。此外，在體系收斂之前提下， $\alpha < 0$ 。

若不考慮遞延1期的誤差修正項，(2)式則近似於傳統的非力普曲線。至於其它變數 X 及 Z 的選取，本文仍仿前兩小節的設計，在

基本模組中使用「進口物價」變數，而在擴充模組中再加入「單位產出勞動成本指數」變數，以作為比較之用。而在引入「全球產出缺口」、「進口物價」及「單位產出勞動成本指數」變數時，均以Granger Causality test作檢定，以判讀上述變數是否如 X 般為內生，會出現在 EC 誤差修正項中，抑或如 Z 般純為外生變數。至於全期樣本期間則為自1982年第1季起，至2007年第3季止，且與OLS模型相同，採用端末點不變的逐季捨卻的滾動樣本加以分析。

(一) Granger Causality 因果關係檢定—基本模組

除了國內產出缺口與物價外，在VECM體系的基本模組中的「進口物價」及「全球產出缺口」兩變數，究竟應內生化納入(3)式中(如： X)，抑或是以外生化僅出現在(2)式(如： Z)？以Granger Causality 因果關係檢定來看(見表3)，不論是VAR^{註16}或是Pairwise方式的Granger Causality test，進口物價都會受到消費者物價影響，意謂進口物價很難純以外生化處理，因此，其必須出現在(3)式中。至於全球產出缺口在VAR及Pairwise Granger Causality test，均顯示VECM體系中各項變數的遞延項都不會影響到其走勢，顯示其外生性頗強，因此，僅出現在(2)式中(見表3)^{註17}。

表3 變數間Granger Causality因果關係檢定

(3-1) VAR Granger Causality /Block Exogeneity Wald Tests

(3-1-a) 被解釋變數：進口物價

H ₀ ：去除解釋變數	χ^2 統計量	P-value值
消費者物價	14.78*	0.01*
國內產出缺口	3.67	0.60
全球產出缺口	4.14	0.53
全部	24.87*	0.05*

(3-1-b) 被解釋變數：全球產出缺口

H ₀ ：去除解釋變數	χ^2 統計量	P-value值
消費者物價	4.66	0.46
國內產出缺口	5.05	0.41
進口物價	7.77	0.17
全部	15.30	0.43

(3-2) Pairwise Granger Causality Tests

虛無假設	F統計量 (P-value值)
進口物價不Granger Cause消費者物價 (進口物價— $\rightarrow$ CPI)	2.58** (0.03)
消費者物價不Granger Cause進口物價 (CPI— $\rightarrow$ 進口物價)	3.52** (0.01)
進口物價不Granger Cause國內產出缺口 (進口物價— $\rightarrow$ 國內產出缺口)	0.60 (0.70)
國內產出缺口不Granger Cause進口物價 (國內產出缺口— $\rightarrow$ 進口物價)	0.82 (0.54)
進口物價不Granger Cause全球產出缺口 (進口物價— $\rightarrow$ 全球產出缺口)	1.42 (0.23)
全球產出缺口不Granger Cause進口物價 (全球產出缺口— $\rightarrow$ 進口物價)	0.83 (0.53)
全球產出缺口不Granger Cause消費者物價 (GAPW— $\rightarrow$ CPI)	0.63 (0.68)
消費者物價不Granger Cause全球產出缺口 (CPI— $\rightarrow$ GAPW)	0.56 (0.73)
全球產出缺口不Granger Cause國內產出缺口 (國內產出缺口— $\rightarrow$ 全球產出缺口)	1.30 (0.27)
國內產出缺口不Granger Cause全球產出缺口 (全球產出缺口— $\rightarrow$ 國內產出缺口)	0.61 (0.69)

說明：1. 除國內產出缺口及全球產出缺口外，其餘變數均取自然對數。

2. *及**表示在10%及5%顯著水準下拒絕虛無假設。

(二) 共整合檢定及VECM模型之建立—基本模組

在上一小節中，我們已確定了出現在(3)式的變數，即共整合向量的變數包括物價、國內產出缺口及進口物價(基本模組中)。在本小節中，將比較誤差修正模型加入全球產出缺口外生變數後^{註18}，共整合向量中國內產出缺口對物價的影響效果之變化^{註19}。與Borio and Filardo(2007)不同的是，本文逐一對樣本進行共整合檢定，在共整合檢定通過的前提下，才比較標準化處理後共整合向量中之係數變化^{註20}。

表4呈現VECM體系之估計結果。第2欄係VECM體系落後1期之誤差修正項之係數，由於估計結果為負值，且大部分顯著，顯示VECM體系趨於收斂，模型的穩定度高。第3欄為通過共整合檢定的標準化最大特性根向量中的「國內產出缺口(GAP)」之係數。在VECM體系中，不論有、無納入「全球產出缺口」變數，「國內產出缺口」變數大抵顯著且係數為正，不僅符合理論預期，且相較於OLS模型的「國內產出缺口」變數全不顯著，VECM體系中的「國內產出缺口」變數的係數可靠度相對較高。第4欄則為標準化最大特性根向量的「進口物價(MP)」之係數，雖然進口物價係數值在起始點為1988年以前的樣本為負^{註21}，但結果不顯著，惟將樣本起始點延至1988年後，則係數影響效果均轉為正，不僅與學理相合，顯

著性亦出現。至於進一步考量逐組樣本納入「全球產出缺口」^{註22}變數之合理性，由於納入「全球產出缺口」變數後，各組樣本的AIC均有縮小，顯示模型加入「全球產出缺口」變數的正當性提高(見圖8)。雖然新加入的全球產出缺口之影響效果有些落後期為負，但大抵為正，影響效果之方向與學理相符，顯示全球若有資源閒置(此時全球產出缺口為負^{註23})，國內通膨壓力亦弱。整體而言，不論是模型的穩定度或係數的顯著性，VECM體系的估計結果，均較前述的OLS模型理想。

接下來檢視國內產出缺口係數在VECM體系之變化。首先，如就未加入「全球產出缺口」變數的模型觀察，「國內產出缺口」變數的係數大抵呈現長期鈍化的現象，與先驗認知的近年來國內產出缺口對通貨膨脹影響效果縮小之觀察一致。若將「全球產出缺口」外生變數加入VECM體系中，雖然全球產出缺口之影響效果有些落後期為負，但大抵為正，影響效果之方向與學理相符，顯示全球若有資源閒置(此時全球產出缺口為負)，國內通膨壓力亦弱。惟國內產出缺口對物價的影響效果，在加入全球產出缺口變數後，大抵都高於未加入全球產出缺口變數的影響效果，此與Borio and Filardo (2007)「全球產出缺口削弱國內產出缺口對物價的影響效果」的結果不盡相同。

圖8 向量誤差修正模型的Akaike criterion之比較—基本模組

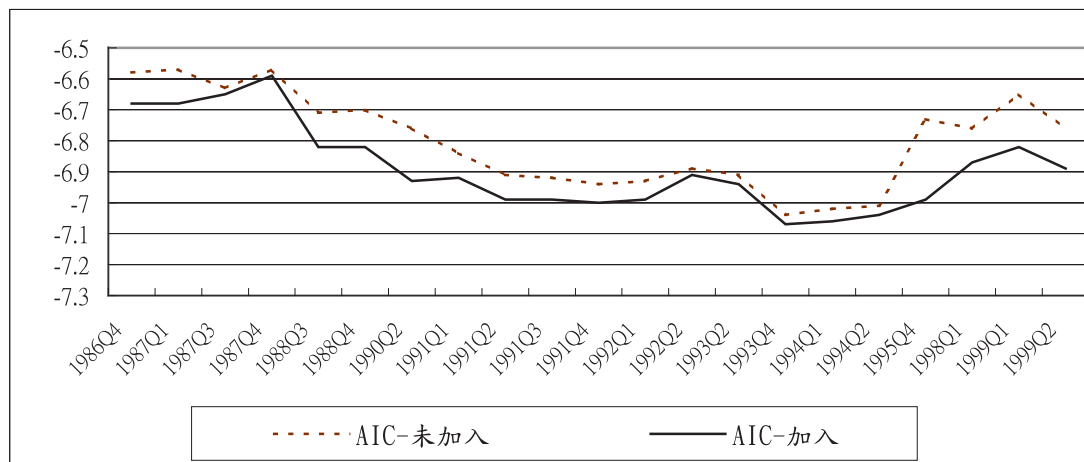
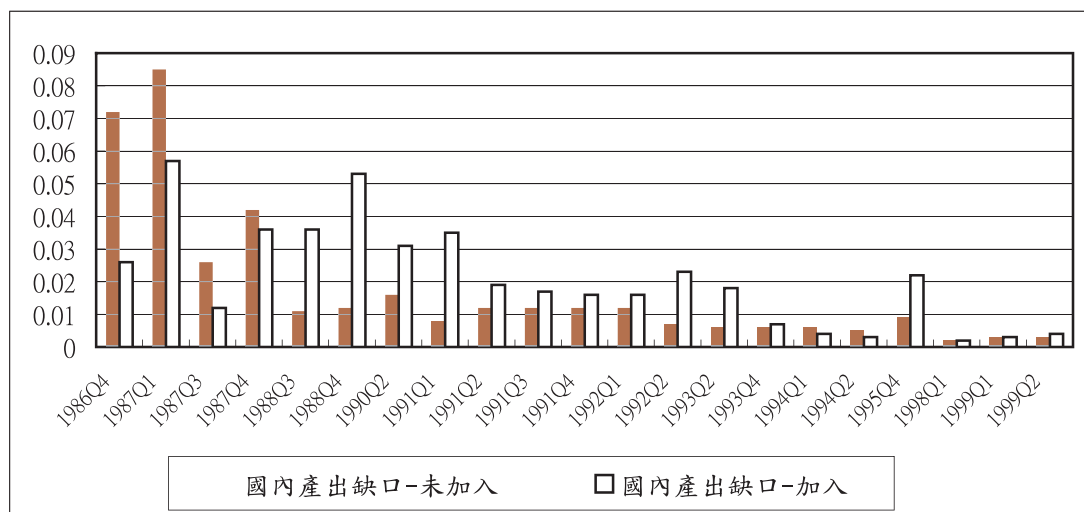


圖9 向量誤差修正模型之國內產出缺口影響效果之比較—基本模組



說明：此係指長期物價方程式的國內產出缺口對物價之影響效果，在納入全球產出缺口前、後之比較，即共整合向量： $CPI_{t+1} = a_0 + a_1 GAP_{t+1} + a_2 MP_{t+1}$ 中之 a_1 之變化。

表4、共整合向量之估計結果—基本模組

(經標準化之共整合向量： $CPI_{t-1} = a_0 + a_1 GAP_{t-1} + a_2 MP_{t-1}$)

[illegible]

1990Q2	-0.078**	0.016*	0.297**								-6.76
	-0.103**	0.031**	0.309**		-0.004**	0.004				-0.005*	-6.93
1991Q1	-0.089**	0.008	0.337**								-6.84
	-0.106**	0.035**	0.362**	-0.006**				0.005*			-6.92
1991Q2	-0.086**	0.012	0.305**								-6.91
	-0.094**	0.019*	0.304**		-0.003**	0.004					-6.99
1991Q3	-0.099**	0.012*	0.321**								-6.92
	-0.104	0.017	0.317		-0.002*	0.004					-6.99
1991Q4	-0.116**	0.012**	0.355**								-6.94
	-0.118**	0.016**	0.351**		-0.002*	0.004					-7.00
1992Q1	-0.126**	0.012**	0.364**								-6.93
	-0.126**	0.016**	0.362**		-0.002*	0.004					-6.99
1992Q2	-0.165**	0.007	0.365**								-6.89
	-0.157**	0.023**	0.378**	-0.003**		0.004				-0.004	-6.91
1993Q2	-0.190	0.006	0.351**								-6.91
	-0.184**	0.018*	0.357**	-0.003*		0.004				-0.005	-6.94
1993Q4	-0.208**	0.006*	0.321								-7.04
	-0.195**	0.007*	0.317*			0.005*					-7.07
1994Q1	-0.220**	0.006	0.316**								-7.02
	-0.210**	0.004	0.303**			0.004*		0.003			-7.06
1994Q2	-0.232**	0.005*	0.309**								-7.01
	-0.218**	0.003	0.295**			0.004		0.003			-7.04
1995Q4	-0.381*	0.009**	0.307**								-6.73
	-0.304*	0.022*	0.357**	-0.010**							-6.99
1998Q1	-0.323**	0.002	0.193**								-6.76
	-0.238**	0.002	0.185**					0.007			-6.87
1999Q1	-0.218	0.003**	0.104**								-6.65
	-0.146	0.003**	0.104**					0.008**			-6.82
1999Q2	-0.138	0.003**	0.100**								-6.76
	-0.091	0.004**	0.102**					0.007*			-6.89

說明：1. *及**分別表示在10%及5%顯著水準下拒絕虛無假設。

2. 表中同一樣本期之第1列為未納入全球產出缺口變數的結果，而第2列則為納入全球產出缺口變數的結果。

(三) 擴充模組之向量誤差修正模型

為測試前一小節實證結果之統計韌性，本小節擬在前述之VECM體系中再加入「單位產出勞動成本指數」變數^{註24}，然後重覆前一小節之步驟，以觀察實證結果是否有所變化。首先是Granger Causality因果關係檢定，判斷單位產出勞動成本是否該內生化？以及檢定全球產出缺口是否仍如上一小節般，仍純為外生化處理。表5為Granger Causality因果關係檢定結果。在VAR Granger Causality /Block Exogeneity Wald Tests的總合結果看，單位產出勞動成本無法全然捨棄其它變數的影響效果。而在Pairwise的Granger

Causality Test，單位產出勞動成本會受到國內產出缺口、進口物價的影響，因此，單位產出勞動成本很難純以外生化處理，因此必須出現在(3)式中。至於全球產出缺口在VAR及Pairwise Granger Causality Test，均顯示VECM體系中各項變數的遞延項都不會影響到其走勢，顯示其外生性頗強，因此，僅出現在(1)式中，這樣的結果與上一小節類似，顯示全球產出缺口外生性強，我國廠商的訂價及產出大抵都不會影響全球產出的供需走勢。至於單位產出勞動成本與國內產出供需高度相關，自然需要內生化處理。

表5 變數間Granger Causality因果關係檢定—敏感性分析

(5-1) VAR Granger Causality /Block Exogeneity Wald Tests

(5-1-a) 被解釋變數：單位產出勞動成本

H ₀ ：去除解釋變數	χ^2 統計量	P-value值
消費者物價	8.00	0.13
國內產出缺口	10.27	0.08
進口物價	2.29	0.78
全球產出缺口	7.49	0.19
全部	40.34*	0.005*

(5-1-b) 被解釋變數：全球產出缺口

H ₀ ：去除解釋變數	χ^2 統計量	P-value值
消費者物價	2.70	0.75
單位產出勞動成本	6.47	0.26
國內產出缺口	10.59	0.05
進口物價	5.72	0.33
全部	22.23	0.33

(5-2) Pairwise Granger Causality Tests

虛無假設	F統計量 (P-value值)
單位產出勞動成本不Granger Cause消費者物價 (單位產出勞動成本— $\rightarrow$ CPI)	3.74*(0.00)
消費者物價不Granger Cause單位產出勞動成本 (CPI— $\rightarrow$ 進口物價)	2.11 (0.07)
單位產出勞動成本不Granger Cause國內產出缺口 (單位產出勞動成本— $\rightarrow$ 國內產出缺口)	1.77(0.13)
國內產出缺口不Granger Cause單位產出勞動成本 (國內產出缺口— $\rightarrow$ 單位產出勞動成本)	2.63*(0.03)
單位產出勞動成本不Granger Cause進口物價 (單位產出勞動成本— $\rightarrow$ 進口物價)	1.69(0.15)
進口物價不Granger Cause單位產出勞動成本 (進口物價— $\rightarrow$ 單位產出勞動成本)	2.48*(0.04)
單位產出勞動成本不Granger Cause全球產出缺口 (單位產出勞動成本— $\rightarrow$ 全球產出缺口)	0.63(0.68)
全球產出缺口不Granger Cause單位產出勞動成本 (全球產出缺口— $\rightarrow$ 單位產出勞動成本)	1.90(0.10)
全球產出缺口不Granger Cause消費者物價 (GAPW— $\rightarrow$ CPI)	0.63(0.68)
消費者物價不Granger Cause全球產出缺口 (CPI— $\rightarrow$ GAPW)	0.56(0.73)
全球產出缺口不Granger Cause國內產出缺口 (國內產出缺口— $\rightarrow$ 全球產出缺口)	1.30(0.27)

國內產出缺口不Granger Cause全球產出缺口 (全球產出缺口—\→國內產出缺口)	0.61(0.69)
全球產出缺口不Granger Cause進口物價 (全球產出缺口—\→進口物價)	0.83(0.53)
進口物價不Granger Cause全球產出缺口 (進口物價—\→全球產出缺口)	1.42(0.23)

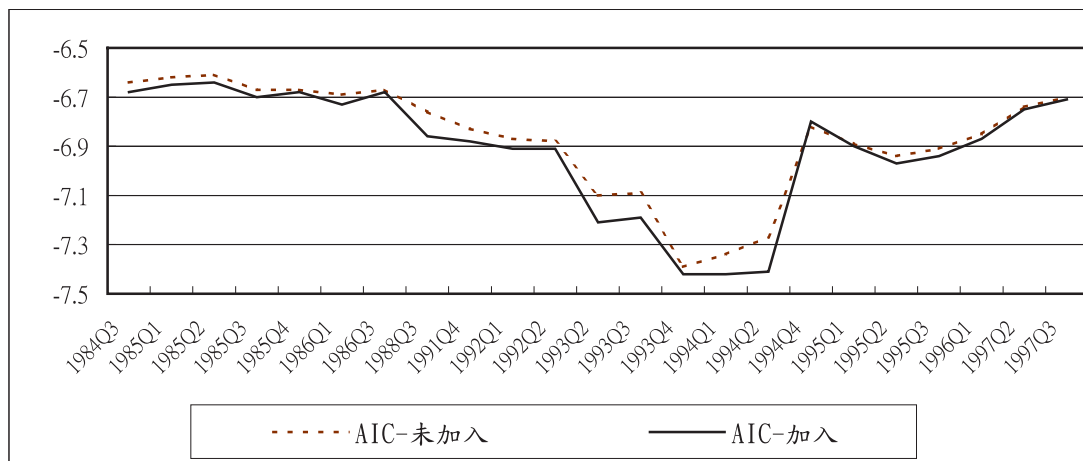
說明：1. 除國內產出缺口及全球產出缺口外，其餘變數均取自然對數。

2. *表示在10%顯著水準下拒絕虛無假設。

接下來要重新進行共整合檢定，以便比較納入「單位產出勞動成本指數」後，新建立模型的影響係數，是否會與上一小節的結果有明顯差異。表6第2欄仍為VECM體系落後1期之誤差修正項之係數，與上一小節相同，估計結果均為負值，顯示VECM體系尚稱穩定。第3、4及5欄則列出通過共整合檢定的標準化最大特性根向量的係數(指國內產出缺口GAP、進口物價MP及單位產出勞動成本ULCM三變數之係數)。此時，國內產出缺口及進口物價係數均為正，與學理相合，不會像上一小節般，進口物價係數有負值產生。而新加入的「單位產出勞動成本指

數」變數的係數雖有負值但正值的樣本組占多數^{註25}，相較於OLS模型多為負值而言，與理論預期較一致。至於進一步考量逐組樣本納入全球產出缺口變數之合理性^{註26}，由於納入全球產出缺口變數後，各組樣本的AIC均有縮小，顯示模型加入全球產出缺口變數的正當性亦高(見圖10)。此外，全球產出缺口外生變數後的影響效果正負兼有，較難如VECM體系的基本模組般能明確斷言全球若有閒置資源時，則國內通膨壓力亦弱。整體而言，擴充模組的VECM體系的估計結果，仍較前述的OLS模型理想。

圖10 向量誤差修正模型的Akaike criterion之比較—擴充模組

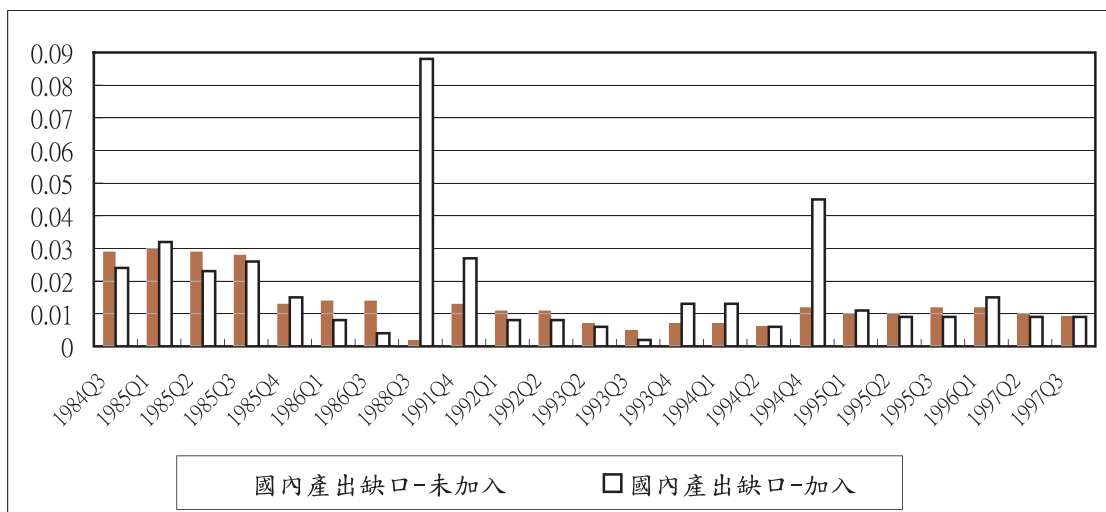


與前一小節相同，擴充模組的國內產出缺口變數的影響係數均顯著且大抵為正，與學理相符，且就未加入全球產出缺口變數的模型觀察，國內產出缺口對物價影響效果的鈍化現象，雖不如基本模組明顯，但長期鈍化的趨勢依然存在，與先驗認知的國內產出缺口對通貨膨脹影響效果縮小之觀察一致。惟擴充模組的國內產出缺口變數係數大抵上遠小於基本模組的國內產出缺口變數係數，可能是擴充模組新納入單位產出勞動成本指數變數，以致削弱同為國內因素的國內產出缺口變數的影響效果。

接下來檢視擴充模組的國內產出缺口係

數在納入全球產出缺口外生變數之變化。在體系納入全球產出缺口外生變數後，有些樣本組的國內產出缺口對物價之影響效果減弱，而有些則增加。雖然減弱的樣本組較多，但幅度均不大，反而有多組樣本的影響效果則呈明顯增加(見圖11)。該結果與基本模組類似，而與Borio and Filardo (2007)「全球產出缺口削弱國內產出缺口對物價的影響效果」的論點不盡相同，反而較接近Bernanke(2007)、Kohn(2006)對Borio and Filardo研究的質疑，傾向認為全球產出缺口僅能短期對物價產生影響力。

圖11 向量誤差修正模型之國內產出缺口影響效果比較—擴充模組



說明：此係指長期物價方程式的國內產出缺口對物價之影響效果，在納入全球產出缺口前、後之比較，即共整合向量： $CPI_{t-i} = a_0 + a_1 GAP_{t-i} + a_2 MP_{t-i} + a_3 ULCM_{t-i}$ 中之 a_1 之變化。

表6、共整合向量之估計結果—擴充模組

(經標準化之共整合向量： $CPI_{t-i} = a_0 + a_1 GAP_{t-i} + a_2 MP_{t-i} + a_3 ULCM_{t-i}$)

起始期	EC	GAP	MP	ULCM	GAPW	GAPW(-2)	GAPW(-3)	GAPW(-5)	D(GAPW)	D(GAPW(-1))	D(GAPW(-3))	D(GAPW(-5))	AIC
1984Q3	-0.00001	0.029**	0.215	0.300									-6.64
	-0.004	0.024*	0.178	0.297					0.002			-0.005**	-6.68

1985Q1	-0.0006	0.030**	0.177	0.282								-6.62
	-0.004	0.032**	0.123	0.252					0.002		-0.005**	-6.65
1985Q2	-0.00004	0.029**	0.204	0.294								-6.61
	-0.003	0.023	0.200	0.303					0.002		-0.005**	-6.64
1985Q3	-0.001	0.028**	0.206	0.298								-6.67
	-0.002	0.026*	0.191	0.297						0.002	-0.004*	-6.70
1985Q4	-0.003	0.013	0.355	0.383								-6.67
	-0.005	0.015	0.341	0.372**					0.003		-0.004	-6.68
1986Q1	-0.009	0.014	0.380*	0.381**								-6.69
	-0.016	0.008	0.368*	0.369**					0.005*		-0.004	-6.73
1986Q3	-0.014	0.014	0.215	0.314*								-6.67
	-0.015	0.004	0.342	0.385**					0.003		-0.004	-6.68
1988Q3	-0.038**	0.002	0.362*	0.324**								-6.76
	-0.027	0.088**	0.214	0.020		-0.003*			0.003		0.007	-6.86
1991Q4	-0.096	0.013	0.358	0.118								-6.83
	-0.134**	0.027*	0.321**	0.044		-0.003	0.001	-0.003		0.003		-6.88
1992Q1	-0.138**	0.011**	0.348**	0.027								-6.87
	-0.158**	0.008**	0.374**	0.061						0.004		-6.91
1992Q2	-0.136**	0.011**	0.334**	0.018								-6.88
	-0.154**	0.008**	0.344**	0.039					0.004			-6.91
1993Q2	-0.268*	0.007**	0.346**	-0.060**								-7.10
	-0.116	0.006	0.366**	-0.039	-0.002	-0.002						-7.21
1993Q3	-0.242*	0.005**	0.325**	-0.071								-7.09
	-0.066	0.002	0.336**	-0.047	-0.004		-0.001					-7.19
1993Q4	-0.273*	0.007**	0.335**	-0.069**								-7.39
	-0.184	0.013**	0.361**	-0.066**					-0.004**			-7.42
1994Q1	-0.260	0.007**	0.322**	0.085**								-7.34
	-0.179	0.013**	0.346**	-0.084**					-0.004*			-7.42
1994Q2	-0.195	0.006**	0.278	-0.131								-7.27
	-0.203*	0.006**	0.235**	-0.165**						-0.008*		-7.41
1994Q4	-0.108	0.012**	0.175**	0.191**								-6.82
	-0.035	0.045**	0.458**	0.037			-0.003					-6.80
1995Q1	-0.152	0.010**	0.135**	-0.221								-6.89
	-0.151	0.011**	0.104*	-0.268**						-0.004	-0.003	-6.90
1995Q2	-0.154	0.010**	0.122*	-0.209**								-6.94
	-0.186*	0.009**	0.121*	-0.206**							-0.003	-6.97
1995Q3	-0.071	0.012**	0.133**	-0.180**								-6.91
	-0.160	0.009**	0.113*	-0.205**					0.003			-6.94
1996Q1	-0.021	0.012**	0.158**	-0.117**								-6.85
	-0.059*	0.015**	0.187**	-0.097*			-0.002					-6.87
1997Q2	-0.014	0.010**	0.173**	-0.094**								-6.74
	-0.120	0.009**	0.169**	-0.100**					0.004			-6.75
1997Q3	-0.036	0.009**	0.182**	-0.082**								-6.70
	-0.145	0.009**	0.182**	-0.008**					0.004			-6.71

說明：1. *及**分別表示在10%及5%顯著水準下拒絕虛無假設。

2. 表中同一樣本期之第1列為未納入全球產出缺口變數的結果，而第2列則為納入全球產出缺口變數的結果。

伍、結論與檢討

本文旨在探討全球產出缺口是否會削弱國內產出缺口對物價的影響效果。除以文獻討論貿易活動、進口物價及全球產出缺口對物價形成過程的影響管道及調整過程外，尚建構OLS及向量誤差修正兩種模型以釐清納入全球產出缺口變數後，國內產出缺口對我國物價的影響效果之變化。

首先，本文先就概念上將消費者物價的組成內涵界分為「進口消費品」、「國產內銷品」及「勞務投入」三個面向來討論。在「進口消費品」方面，可歸納為貿易開放對國內通膨的抑制效果、透過進口消費品價格波動的「直接效果」，以及進口財與國產財間的替代性所形成的「競爭比價效果」。在「國產原材料」方面，除透過進口原物料價格波動的「間接效果」及競爭調整過程外，本文尚強調全球產出缺口亦會透過國產原材料而對國內物價產生影響。而在「勞務投入」方面，由於外勞引入、網際網路及電子商務之發展，跨地域的勞務投入漸漸成形，以致受全球化衝擊最小的服務業也漸受影響。

至於全球產出缺口與物價之影響關係，文獻的看法相當分歧；雖然，一般咸認全球資源閒置(即全球產出缺口為負)，能多少減輕國內的通貨膨脹壓力，但對此種現象能持續多久，則有不同的看法。有些文獻認為

全球資源閒置能長期抑制物價，換言之，全球產出缺口會削弱國內產出缺口對物價的影響力，從而對物價形成過程產生結構性之變化。但另有文獻認為：由於釋出資源(包括要素面及商品面)的國家，終究會因貿易活動而獲益，在其經濟大幅躍進後，可能成為下一波全球通貨膨脹的始作俑者。因此，認為全球產出缺口僅能短期對物價產生影響力，並不會導致物價形成過程產生結構性之變化。

本文的實證顯示：雖然仿照Borio and Filardo (2007) OLS模型所得之實證結果，支持全球產出缺口削弱國內產出缺口對物價影響力之假說，但由於該模型的配適度及變數顯著性均不足，顯示實證結果的統計韌性不足，正與Bernanke(2007)、Kohn(2006)、Ball(2006)對Borio and Filardo(2007)的質疑一般。至於另建構之向量誤差修正模型的結果顯示：長期而言，國內產出缺口對物價的影響效果確實產生鈍化的現象，惟不論是基本模組(變數包括消費者物價、進口物價、國內產出缺口及全球產出缺口)或擴充模組(除基本模組之變數外，再加入單位產出勞動成本變數)，在納入全球產出缺口變數後，國內產出缺口的影響效果並不全然會因此而縮小，此與Borio and Filardo (2007)「全球產出缺口削弱國內產出缺口對物價的影響效果」

的結論不盡相同，反而較支持美國聯準會對 Borio and Filardo 研究的統計韌性提出質疑的觀點。

雖然本文的實證結果無法支持 Borio and Filardo 之「全球產出缺口會削弱國內產出缺口對物價的影響效果」之論點，但就長期來看，國內產出缺口對物價的影響效果確實存在鈍化現象，或許正如 Bernanke (2007) 所言：各國的產出缺口本來就難以測度，而在面對高度整合的全球經濟體，「全球產出缺口」的定義及測度就更具爭議性，以致有關

全球產出缺口對通貨膨脹的影響就無法得到確切的實證結果。未來的研究方向或可採用其它方式計算全球產出缺口，以重新加以驗證該實證結果。

此外，我國國內產出缺口的影響效果在長期上確有鈍化現象，顯示國內物價對本國供需產能的敏感度及依存度降低是無庸置疑的，因此，央行在考量影響通貨膨脹的因素時，就不應只侷限於國內供需因素，而需將全球化因素納入央行的資訊集中，定期加以檢視及更新，或許是一種較為審慎的作法。

附表：

附表1 單根檢定^{註27}

變數	樣本期間：1982Q1-2007Q3
消費者物價	T(5)=-1.7344 (-3.4549)
進口物價	T(2)=-0.5029 (-3.4536)
國內產出缺口	T(7)=-2.9992 (-3.4563)
單位產出勞動成本	T(6)=-0.2568 (-3.4573)
全球產出缺口	T(8)=-3.2881 (-3.4268)
D(消費者物價)	C(3)=-3.3671* (-2.8900)
D(進口物價)	C(4)=-4.5824* (-2.8903)
D(國內產出缺口)	C(7)=-4.9583* (-2.8916)
D(單位產出勞動成本)	C(3)=-3.6446* (-2.8912)
D(全球產出缺口)	C(2)=-4.8682* (-2.8900)

說明：1. 除國內產出缺口及全球產出缺口外，變數均取對數值。變數前加D表示取一階差分。

2. T(n)表示檢定統計量包含常數項及趨勢值，C(n)表示檢定統計量僅包含常數項，n為落後期數，*表示在5%顯著水準下拒絕單根虛無假設。括弧內為5%顯著水準之臨界值。

附表2 共整合分析檢定^{註28}

2-1 基本模組

樣本期間：1986Q4-2007Q3

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.201975	34.07834	29.79707	0.0151
At most 1	0.161328	15.35227	15.49471	0.0525
At most 2	0.008991	0.749662	3.841466	0.3866

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

2-2 基本模組—納入全球產出缺口外生變數

樣本期間：1986Q4-2007Q3

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.207240	34.51293	29.79707	0.0133
At most 1	0.167092	15.23747	15.49471	0.0546
At most 2	0.000751	0.062388	3.841466	0.8027

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

2-3 擴充模組—加入單位產出勞動成本變數

樣本期間：1984Q3-2007Q3

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.283312	56.39371	47.85613	0.0064
At most 1	0.135315	25.74711	29.79707	0.1365
At most 2	0.091347	12.37118	15.49471	0.1400
At most 3	0.037939	3.558285	3.841466	0.0592

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

2-4 擴充模組—加入單位產出勞動成本變數，並納入全球產出缺口外生變數

樣本期間：1984Q3-2007Q3

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.285134	50.45249	47.85613	0.0279
At most 1	0.118681	19.57172	29.79707	0.4524
At most 2	0.049871	7.948860	15.49471	0.4709
At most 3	0.034629	3.242336	3.841466	0.0718

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

附註

- (註1) 雖然通貨膨脹尚會受利率變化而影響，但本文主要在討論進口物價及全球產出缺口對物價之影響，而對全球化因素所引發的資金流動與利率變化的著墨較少。
- (註2) 雖然我國物價統計並無此種劃分細項，惟本文為接續之條列說明方便，而將其依據概念而作此種劃分。
- (註3) 有關進口品與國產品之替代性，係取決於該商品消費者需求彈性之大小。惟就我國消費者物價編製之實務。因係採拉式公式計算，在基期年末更新前，數量權數均相同。

- (註4) 廣義而言，投入國產內銷品的原材料亦可包含勞務投入。
- (註5) 由於國內廠商會因低廉進口品的競爭比價壓力而抑制國產商品價格，以致整體物價可能再下滑。此種現象易使估算進口物價對通貨膨脹的影響發生低估。
- (註6) 惟該全球產出缺口的定義，目前並無定論，文獻上所引用者並不一致。
- (註7) 本文捨棄OLS模型，另行建構向量誤差修正模型，主要係若以增加合理解釋變數，以提高模型的R-bar Square的考量來修正OLS模型，則必須先驗對加入變數的係數符號加以認定，如認定加入變數之係數符號為正，則極可能削弱原係數符號為正的「國內產出缺口」變數的影響效果，反之則否。因此，本文的修正方向，不執著於原OLS模型，而另行建構向量誤差修正模型，以免因新加入變數的符號認定，而影響實證結果。
- (註8) 為便與Borio and Filard (2007)的結果相比較，本節前段的OLS模型所選用之變數大抵維持與Borio and Filard相同，因此，將第貳節的全球化因素對物價的影響管道及調整過程簡化為「進口物價」及「全球產出缺口」兩個替代變數(見圖1)。至於本節後段的VECM模型因囿於變數增加會導致落後期數倍增，以致影響模型之自由度，因此，在變數選取上也不擬加以擴充，以避免模型自由度不足而引發統計韌性的問題。
- (註9) 本文主要以Borio and Filardo (2007)第10頁(1)式的模型為主體。惟本文全球產出缺口只採用該文的WG加權方式求得。
- (註10) 此即為Borio and Filardo (2007)第10頁的(1)式。
- (註11) 此時 π^* 係以 π 的以Hodrick-Prescott Filter估算而得。
- (註12) $GAP = (\hat{y}/\tilde{y}-1)*100$ ，其中， y 為實質GDP， $\tilde{y}$ 為潛在產出(係將實質GDP以Hodrick-Prescott Filter估算而得)。
- (註13) 全球產出缺口 $GAPW = (w/\hat{w}-1)*100$ ，其中， w 為世界所得，係以與我國外貿前10大國的實質GDP加權(權數為占我國外貿比重)， $\hat{w}$ 為潛在世界所得，係將 w 以Hodrick-Prescott Filter估算而得。
- (註14) 一般而言，Akaike criterion愈小，意謂模型的設定愈佳。
- (註15) 同註12。
- (註16) VAR方式的Granger Causality test，係Block Exogeneity Wald test，以 χ^2 統計量加以判定。
- (註17) 全球產出缺口外生性強，主要係因我國經濟規模不大，以致於我國之訂價及產出大抵

都不會影響全球產出的供需走勢，全球產出缺口的外生性自然較強。至於進口物價的外生性不受資料支持，可能係因台幣計價的進口物價會受到匯率變化而影響，因此，與國內其它經濟變數多少具關聯性，以致其外生性不如先驗強烈。

(註18) 全球產出缺口外生變數係以全球產出缺口當期項及落後項，以及其差分項當期項及落後項兩種形式加入，依據顯著性、AIC及殘差項接近白噪音等準則加以篩選模型，惟前提是共整合檢定必須成立。

(註19) 由於建構VECM模型，所需樣本期相當長，若要分段進行檢測，樣本數恐不足，因此，自1982年第1季起，由較早之樣本期間逐季捨卻，進行共整合檢定及建構VECM模型。惟當樣本起始期縮短至1999年第4季時，樣本數即不足，無法再進行檢測。

(註20) 此意謂通過共整合檢定(以跡統計量為準)，共整合向量個數為1之最大特性根向量經標準化之係數。有關之單根檢定及共整合檢定之結果詳見附表。至於落後期數則依據EViews內建的Lag Length Criteria。

(註21) 可能係因1988年以前我國匯率並未自由化(1989年4月3日廢止新台幣兌美元中心匯率制度，改由9家銀行輪值議訂小額結匯制度，為我國匯率自由化揭開序幕。同年12月29日停止議訂小額結匯匯率，匯率完全自由化。)，以台幣計價的進口物價效果可能因此而受到匯率因素影響而扭曲，以致係數影響與學理相悖且不顯著。

(註22) 同註18。

(註23) 同註13。

(註24) 此以製造業為代表。

(註25) 由於誤差修正模型的落後期數較多，因此所需樣本數需較多。而單位產出勞動成本指數為負的樣本多為近期樣本，有可能係因近期樣本的樣本數較少，從而自由度降低所致。

(註26) 同註18。

(註27) 限於篇幅的關係，無法列出所有樣本的單根檢定結果，僅列出最長樣本期為代表。

(註28) 同註27。

參 考 文 獻

- Ball, Laurence M. (2006), “Has Globalization Changed Inflation?” , *NBER Working Paper Series*, 12687.
- Bean, Charlie (2006), “Globalisation and Inflation” , *Quarterly Bulletin*, Bank of England, 2006 Q4, pp.468-475.
- Bernanke, Ben S. (2007), “Globalization and Monetary Policy” , *Speech at the Fourth Economic Summit Stanford Institute for Economic policy Research, Stanford, California*, March 2, 2007.
- Borio, Claudio and Andrew Filardo (2006), “Globalisation and Inflation” , BIS, March 2006.
- Borio, Claudio and Andrew Filardo (2007), “Globalisation and Inflation: New Cross-country Evidence on the global Determinants of Domestic Inflation” , *BIS Working Papers*, No. 227.
- Chen, N, J. Imbs and A. Scott (2004), “Competition, Globalisation and the Decline in Inflation” , *CEPR Discussion Paper*, no 4695, October.
- Gruben, W.C. and D. McLeod (2004), “The Openness-Inflation Puzzle Revisited” , *Applied Economic Letters*, 11, pp.465-68.
- Helbling, Thomas, Florence Jaumotte and Martin Sommer (2006), “How Has Globalization Affected Inflation?” , *World Economic Outlook - Globalization and Inflation*, IMF, April 2006, pp. 97-134.
- Kamin, Steven B., Mario Marazzi, and John W. Schindler (2006), “The Impact of Chinese Exports on Global Import Prices” , *Review of International Economics*, vol. 14, pp.179-201.
- Kohn, Donald L. (2006), “The Effect of Globalization on Inflation and Their Implications for Monetary Policy” , *Speech at the Federal Reserve Bank of Boston's 51st Economic Conference, Chatham, Massachusetts*, June 16, 2006.
- Razin, Assaf and Prakash Loungani (2005), “Globalization and Inflation-Output Tradeoffs” , *NBER Working Paper Series*, 11641.
- Spange, Morten and Chris Young (2007), “The Macroeconomic Impact of Globalisation: Theory and Evidence” , *Quarterly Bulletin*, Bank of England, 2007 Q1, pp.40-47.
- Tootell, G (1998), “Globalisation and US Inflation” , *Federal Reserve Bank of Boston New*

England Economic Review, July/August.