

# 國際油價轉嫁到通貨膨脹之再探討 -以分量迴歸實證分析

李政峰

國立高雄應用科技大學 企業管理系 教授

Email Address: jflee@cc.kuas.edu.tw

連春紅

崑山科技大學國際 國際貿易系 副教授

Email Address: chlien@mail.ksu.edu.tw

顧肇新

國立高雄應用科技大學 企業管理系 研究生

Email Address: yao11220302@hotmail.com

## 摘要

國際油價的上漲會直接或間接引起通貨膨脹率的上升，這個說法直到今天仍被廣泛的接受；然而近十年來的研究卻發現油價轉嫁至通貨膨脹率的程度微不足道，也就是說油價對通貨膨脹的影響是幾乎不存在的，其原因可能是文獻上多聚焦於變數的平均行為。因此本研究近幾年新發展的分量迴歸法（quantile regression），分析 OECD 國家的資料，欲探討不同分量下，重新檢視國際油價與通貨膨脹率的關係是否會隨著期間的長短而呈現不同的面貌。

實證結果發現，長期油價對通貨膨脹率的轉嫁係數值會比短期來的大，另外長期轉嫁係數在的變動幅度也會比短期還要明顯；短期轉嫁係數在每個分量間的變動幅度則比較和緩，甚至趨近於 0；這說明國際油價在短期上升或下降時，都未能立即且充分的反應到各國通貨膨脹率上，要經過一段時間的積累，才能比較容易能判斷國際油價轉嫁至通貨膨脹率的程度。

**關鍵字：**油價、通貨膨脹、分量迴歸

## 第一章 緒論

### 一、研究動機

石油是現在生活中不可或缺的原物料之一。石油最主要的用途是作為能源的使用，根據 BP 世界能源統計年鑑的資料指出，2011 年石油仍然是世界最主要的能源，佔全球能源消費量的 33.1%，高於煤炭的 30.3%；其他像塑膠、合成纖維、染料、合成橡膠、醫藥用品、瀝青等等也脫離不了石油的提煉。所以石油的價格成為牽動全球經濟發展的重要因素。2012 年在美國聯邦儲備委員會(Federal Reserve；Fed)宣佈推出第三輪債券購買計劃之後，原油期貨價格今年迄今為止已上漲了 81%並在 2012 年 10 月 21 日達到了每桶 82 美元，這也帶動了美國汽油價格至 2009 年 6 月以來的新高，占 CPI 的漲幅達 80%。

雖然國際能源署（International Energy Agency；IEA）依據全球經濟放緩及能源使用效率提高等因素，預估未來五年內國際油價將逐漸降低，但在中國等新興國家的帶動之下，長期而言石油的需求量仍將上升。根據 IEA 能源前景草案預測，在 2015 年油價將升至每桶 114 美元，2035 年則到達每桶 212 美元之譜。這些證據顯示廉價石油的時代已一去不復還，各國政府要為高油價的時代做好準備。

根據亞洲開發銀行的報告也指出，在未來 10 年內，國際油價仍會維持在高價位水準，而且

下修幅度有限。面對不斷攀升的油價，可能會再次引發金融危機。IEA 更進一步提出警告，指出高油價會引發高通貨膨脹、高失業率、低實質產出及低匯率等影響，對全球經濟造成嚴重傷害。

往年很多研究指出油價與通膨之間有著一定的連動性，但近年來許多研究發現，自第一次石油危機以來，油價轉嫁到通膨的程度有明顯的遞減趨勢。到底有哪些可能因素造成此種結果？Bernanke et al. (1997)認為，各國央行面對油價上漲，若採取緊縮貨幣政策，反而會加重經濟衰退；各國央行提升對抗通膨之決心，將有助於降低油價轉嫁至通膨的程度。

Chen (2009) 認為，隨著世界上許多自由貿易協定的簽訂，貿易開放的程度越高，將導致更多廉價的貿易財從新興工業國家流入，抵銷了油價對通膨的影響。

另外，能源開銷佔國內總消費份額的比例，反應出能源使用上的效率性。近年來能源使用的效率大幅提昇，對能源的依賴性較以往來的低，舉例來說，低油耗與節能的科技較過去普及，便有可能導致能源開銷佔國內總消費的比例下降，進而降低油價轉嫁通膨程度。

近年來的研究多是以普通最小平方法(ordinary least squares; OLS)或是最小絕對離差法(least absolute deviation; LAD)等傳統迴歸模型來估計油價轉嫁通膨之轉嫁係數，雖然平均數和中位數在條件分配上具有其重要意義，但仍然難以代表整體條件分配之全貌。以本研究將以分量迴歸法來探討油價轉嫁至通膨的程度，透過分量迴歸，可以估計出自變數(油價)對因變數(通膨)某個百分位數的邊際影響，可以更清楚的解釋因變數的整體條件分配。

## 二、研究目的

早期的學者探討關於油價的議題多半著墨於油價與總體市場相關的貨幣供給、景氣循環、就業率、國民生產毛額等連動關係，如Mork (1989)以VAR模型去分析美國二次大戰後油價與GNP之間的不對稱關係；近年來的學者開始關注於油價與股市、衍生性金融商品的連動關係，Basher and Sadorsky (2006)以多因子套利定價模型，分析油價震盪對新興國家股市的衝擊；也有部份國外學者開始研究油價與通膨之間的關聯，如Chen (2009)以狀態空間法，分析19個先進工業國家油價轉嫁通膨的程度；但是國內的相關研究比較缺乏，因此油價轉嫁到通膨的程度值得用不同的研究方法再深入去探討。

本研究將採用Koenker and Bassett (1978)所提出的分量迴歸法(quantile regression)，來估計油價對通貨膨脹在不同百分位上的轉嫁程度，相較一般常用的普通最小平方法(OLS)只能呈現因變數的平均行為，分量迴歸可以捕捉自變數對因變數整個條件分配中不同的分量行為。

本研究對象以經濟合作與發展組織(Organisation for Economic Co-operation and Development; OECD)中的二十一個國為主，去分析會員國中，國際油價轉嫁到各國通貨膨脹的程度。實證分析資料中國際油價、工業產出、消費者物價指數之來源為IFS資料庫，資料期間最大範圍為1980年第一季至2011第二季。

## 第二章 文獻探討

Hooker (2002)以菲利浦曲線(augmented Phillips Curve)和結構轉變(structure change)為基礎，探討石油價格變化對美國核心通膨的影響，樣本期間涵蓋1960年第二季至1999年第二季，實證結果發現1980年是結構轉變點，之後的油價轉嫁程度變顯得微不足道。

LeBlanc (2004)以菲利浦曲線為基礎，探討石油價格變化對G-5(美國、日本、法國、德國和日本)通膨的影響，樣本期間涵蓋1980年的第一季至2001年的第四季，實證結果發現油價

上漲約 10 個百分點時，將直接導致在美國和歐盟的通膨增加約 0.1-0.8 個百分點。其結論與 Hooker (2002) 一致，目前的美國、日本與歐盟油價上漲對通貨膨脹有遞減的影響。

van den Noord (2007) 以菲利浦曲線為基礎，探討油價轉嫁至核心 CPI 的影響，對象為 OECD 中的美國及歐元區國家。實證結果發現能源衝擊到核心通膨的溢出效應與 1970 年代相比有明顯的遞減趨勢，在一定的程度上可以解釋為世界平均的能源強度下降。

Gregorio (2007) 以菲利浦曲線和滾動的 VAR 模型，探討布蘭特油價轉嫁至一般物價水準的程度，對象為 34 個已開發和開發中國家。實證結果發現，油價轉嫁遞減已經是一個普遍性的特徵，石油強度的下降，降低了油價上漲在通膨和產出的影響，此外，匯率的變動對油價轉嫁至通膨有較低的影響，並認為現今高油價起因於全球的強勁需求，而非過去的供給短缺索引起。

Chen (2009) 以狀態空間法和菲利浦曲線為基礎，分析 19 個先進工業國家油價轉嫁至通膨因時而異 (time varying) 的程度，樣本期間涵蓋 1970 年第一季度到 2006 年第四季。實證結果發現相較於 1970 年，油價轉嫁的程度自 2000 年以來已有明顯的遞減趨勢。為了解釋轉嫁程度的因時變遷，Chen 列出了五種包涵經濟及金融面的解釋原因，包涵低的通膨環境、能源開銷佔國內總消費的比重、匯率變動、貿易開放程度與寬鬆的貨幣政策，其中本國的貨幣升值、各國央行積極的以貨幣政策應對通膨與貿易開放程度較高是油價轉嫁程度遞減的重要原因。

Bachmeier (2011) 以 VAR 模型和結構轉變模型為基礎，探討西德州原油 (WTI) 轉嫁到美國核心通膨的程度，樣本期間涵蓋 1973-1985 年和 1986-2006 年的月資料。實證結果發現，在 1973 至 1985 年 WTI 轉嫁至美國核心通膨的程度比較顯著，1986 至 2006 年轉嫁的程度大幅遞減，轉嫁程度遞減有三分之二的原因是因為節約能源式的生產方式，三分之一的原因是因為貨幣政策的變化。

曾翊恆與周國偉 (2012) 延續 Chen (2009) 的研究，以菲利浦曲線和門檻迴歸模型為基礎，探討油價轉嫁至台灣總 CPI、核心 CPI 以及分類 CPI 之不對稱關係，樣本期間涵蓋 1981 年第一季至 2011 年第一季。實證結果發現部份需求彈性較低較低之商品價格，出現向下僵固型態的不對稱油價轉嫁特徵。與 Chen (2009) 相對的是，並未發現到台灣的總 CPI 或各分類 CPI 的轉嫁程度呈現遞減的趨勢。

### 第三章 研究方法

#### 一、菲利浦曲線

本研究將使用 Chen (2009) 所提出的菲利浦曲線模型為架構，模型表示如下：

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(y_{t-1} - \tilde{y}_{t-1}) + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta O_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$  表示為 CPI 取 ln 之後的變化率，代表通貨膨脹

$y_t - \tilde{y}_t$  表示為產出缺口， $\tilde{y}_t$  表示為  $y_t$  的非線性趨勢 (non-linear trend)，根據奧肯法則 (Okun's Law)，失業率每增加 1%，國內生產總值 (GDP) 便會衰退 2%，亦即實質 GDP 會低於潛在 GDP 2%，故以產出缺口來替換失業率。

係數  $\theta$  則用以估計國際平均油價轉嫁通膨之程度； $\Delta O_{t-i}$  其中  $O_{t-i}$  代表國際平均油價， $\Delta$  為差分運算

因考慮到 Chen (2009) 和曾翊恆與周國偉 (2012) 曾檢測出 19 工業國家和台灣之通膨、產出缺口與國際油價之間存在單根與共整合關係。但傳統的共整合檢定中，一旦變數被檢定出為單根，就會被取差分，然後進行迴歸分析，這樣會使變數間的長期關係消失，只剩下短期關係，故

要使用誤差修正 (error correction model) 型式，如下：

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta o_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

在各項變數取 ln 轉換後，依照 Q 檢定的結果，決定納入作為自變數的落後因變數期數 k，以確保殘差項不發生序列相關，誤差修正項  $ECT_t$  是由各個變數的長期關係所估計，可表示為  $ECT_t = p_t - \beta_y y_t - \beta_o o_t$  (3)，短期轉嫁係數根據 Adolfson (2001) 定義為  $SRPT = \theta_1 + \varphi \beta_o$  (4)，長期轉嫁係數為  $p_t = \alpha + \beta_y y_t + \beta_o o_t + \varepsilon_t$  (5) 之  $\beta_o$ 。

## 二、單根檢定

在研究時間序列資料時，應先檢定變數是否具有恆定性 (stationary)。恆定性是指時間序列變數隨機之機率分配不會因時間不同而改變。恆定又分為強恆定 (strictly stationary) 與弱恆定 (weakly stationary)，強恆定是指一到四階動差不受時間所影響；而弱恆定則是指一時間序列的變數的一階、二階動差和共變異數不受時間影響。若要得知時間序列變數是否恆定，則需要做單根檢定 (unit root test)，若時間序列變數具有單根，即變數資料產生過程 (DGP) 之特性根方程式其中一個解為 1 時，則此變數為非恆定 (non-stationary)。非恆定指時間序列變數隨機之機率分配會受時間影響，發生外生衝擊後，無法回到長期平均水準 (mean reversion)。若時間序列資料為非恆定時，使用普通最小平方法 (OLS) 和傳統的 t 或 F 檢定統計量來判斷各變數的關係可能會有虛假迴歸 (spurious regression) 的後果。為了避免這種後果，通常會把非恆定變數取差分 (difference) 使資料具有恆定性。

本研究將以 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定法來檢定時間序列變數有無單根。傳統的 DF (Dickey-Fuller) 檢定是建立在假設殘差項為白噪音，然而時間數列的殘差項常存在自我相關 (autocorrelation)，為了修正這個問題，Said and Dickey (1984) 修正之 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定法，在原本的 DF 的檢定模型上加入因變數的落後期來消除自我相關 ADF 的模型如下：

1. 沒有截距項和時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

2. 有截距項無時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

3. 有截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中  $\alpha$  為漂移項， $y_{t-1}$  為檢定變數的落後一期， $p$  為使殘差項  $\varepsilon_t$  服從白噪音的最是落後期數，可利用 AIC 或 BIC 選取， $t$  為時間趨勢項。當有單根存在時，判斷臨界值要查 Dickey-Fuller Test 表。

ADF 之假設檢定為：

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : |\gamma| < 0$$

如果拒絕虛無假設，則代表  $y_t$  沒有單根，為恆定之時間數列。

## 三、共整合檢定

根據 Engle and Granger (1987) 對共整合 (cointegration) 的定義為一組非恆定時間序列變數的線性組合變成恆定，則可以稱這些變數具有「共整合」關係。假設有一非恆定變數  $\mu_t$  的資料產生過程 (DGP) 為隨機漫步 (random walk)，則 DGP 可表示為：

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_t \quad (9)$$

其中 $v_t$ 為白噪音，若有兩個變數 $y_t$ 和 $z_t$ ，其 DGP 可以寫為：

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_{yt} \quad (10)$$

$$z_t = \mu_t + \varepsilon_{zt} \quad (11)$$

其中 $\varepsilon_{yt}$ 和 $\varepsilon_{zt}$ 為白噪音， $y_t$ 和 $z_t$ 為整合階次為 $I(1)$ 的非恆定變數，這兩個變數的線性組合為：

$$\alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t = \alpha_1 (\mu_t + \varepsilon_{yt}) + \alpha_2 (\mu_t + \varepsilon_{zt}) \quad (12)$$

上式經整理合併後得：

$$\alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t = (\alpha_1 \mu_t + \alpha_2 \mu_t) + (\alpha_1 \varepsilon_{yt} + \alpha_2 \varepsilon_{zt}) \quad (13)$$

由上式等號右邊的兩個括號，第一個括號中為兩個 DGP 是隨機漫步的加權總和，同時也是 $\square(I)$ 變數，所以 $\alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t$ 也必然是 $\square(I)$ 變數；若存在一組特別的 $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ ，能使

$$\alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t = 0 \quad (14)$$

也就是 $\alpha_1 = -\alpha_2$ 時，即可形成相同整合階次為 $\square(I)$ 的非恆定變數之線性組合，變成整合階次為 $I(0)$ 的恆定變數條件，而這個條件就是所謂的共整合關係。

#### Johansen 共整合檢定

Johansen 共整合可以容許  $n-1$  個 ( $n$  為時間序列變數個數) 共整合的關係存在，其有兩種檢定方式如下：

##### (1) 跡檢定 (Trace Test)

檢定之假設為

$H_0$ ：最大共整合階次為  $r$  (最多只有  $r$  個共整合關係)

$H_1$ ：最大共整合階次為  $k$  (最多只有  $k$  個共整合關係)

跡檢定量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{j=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_j) \quad (15)$$

##### (2) 最大特性根檢定 (Max Test)

檢定假設為

$H_0$ ：最大共整合階次為  $r$  (最多只有  $r$  個共整合關係)

$H_1$ ：最大共整合階次為  $r+1$  (最多只有  $r+1$  個共整合關係)

最大特性根檢定量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (16)$$

依據 Johansen and Juselius (1990) 的建議，當跡檢定與最大特徵檢定出現結果不一致時，建議採用最大特性根檢定，再考慮變數之間可能同時存在截距項與時間趨式項，故模型設定如下：

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \delta_1 t + \alpha(\beta y_{t-1} - \gamma_2 - \delta_2 t) + \sum_{j=1}^{p-1} D_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (17)$$

其中 $\gamma_1$ 為VAR的截距項， $\gamma_2$ 為ECM的截距項

$\delta_1$ 為VAR的時間趨勢， $\delta_2$ 為ECM的時間趨勢

$\alpha$ 為ECM的修正係數， $\beta$ 為共整合向量所組成之矩陣

$D_j$ 為衡量短期的影響係數， $\varepsilon_t$ 為隨機趨勢

$\beta y_{t-1}$ 為誤差修正項

#### 四、分量迴歸

傳統上有兩種普通標準的參數迴歸模型估計函數之未知參數，第一種為普通最小平方法

(ordinary least squares ; OLS)，參數估計方法是藉由最小化殘差平方和，所得之參數為解釋變數對被解釋變數的平均邊際效果；第二種為最小絕對離差法 (least absolute deviation ; LAD)，透過最小化殘差絕對值和，所得之參數為解釋變數對被解釋變數的中央效果。條件平均數和中位數雖然在條件分配中佔有很重要的位置，但可能會有無法代表條件分配整體性的限制，特別在條件分配具有異質性時，分配的兩端與條件平均數和中位數地不同會更為顯著。為了突破此限制，Koenker and Bassett (1978)所提出之分量迴歸 (Quantile Regression) 以非對稱平均加權絕對誤差，相較於傳統上 OLS 估計之係數是解釋變數對被解釋變數的平均邊際效果，分量迴歸則能呈現解釋變數對被解釋變數某特定百分位的邊際效果。

分量迴歸的模型表示如下：

$$y_i = x_i' \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i} \quad i=1, 2, \dots, n \quad (18)$$

$$Q_\theta(y_i | x_i) = \inf\{y : F_i(y|x)\} = x_i' \beta_\theta \quad (19)$$

$$Q_\theta(\varepsilon_{\theta i} | x_i) = 0 \quad (20)$$

上式中  $Q_\theta(y_i | x_i)$ ，表示在向量  $x_i$  下，決定  $y_i$  在  $\theta_{th}$  的條件分量位置； $\beta_\theta$  是在估計不同  $\theta$  值 ( $0 < \theta < 1$ ) 下，未知參數的向量； $\varepsilon_{\theta i}$  為誤差項，假設微分連續累積機率密度函數  $F_{\varepsilon_\theta}(\cdot | x)$  且有一密度函數  $f_{\varepsilon_\theta}(\cdot | x)$ 。 $F_i(\cdot | x)$  為  $y$  的條件分配函數，可以藉由 0 到 1 不同  $\theta$  值的設定，表現出在  $x$  條件之下， $y$  的整體分配。

假設一線性模型， $y_i = x_i' \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i}$ ， $i=1, 2, \dots, n$ ，則迴歸參數  $\beta_\theta$  之估計式下：

$$\hat{\beta}_\theta = \min \left[ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right] \quad (21)$$

在此模型下給予正、負絕對值誤差不同的參數，即可獲得分量迴歸估計式。

分量估計參數  $\hat{\beta}_\theta$  可以透過最小化之樣本對應函數求得，即給予正的誤差  $\theta$  權重和負的誤差  $(\theta - 1)$  權重之平均非對稱加總誤差總和最小化的解：

$$S_N(\beta; \theta) = \frac{1}{N} \left[ \sum_{y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right]$$

$$= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho_{\theta}^{\beta}(y_i - x_i' \beta) \quad (22)$$

其中  $\rho_{\theta}$  為檢驗函數，當  $y_i > x_i' \beta$  時  $\rho_{\theta} = \theta$ ， $y_i \leq x_i' \beta$  時  $\rho_{\theta} = \theta - 1$ ，透過最小化便可求得  $\theta$  分量的  $\beta$  估計值  $\hat{\beta}_{\theta}$ ，其意義為當  $x_i$  變動一單位時，被解釋變數  $y_i$  的第  $\theta$  個分量會變動  $\hat{\beta}_{\theta}$  個單位。但由於式中之階條件不存在封閉解，且  $S_N$  在  $y_i = x_i' \beta$  處無法微分，故無法立用傳統之數值方法求解，Koenker and D'Orey (1987) 建議採用線性規劃法求解分量迴歸參數估計式。

隨後 Koenker and Machado (1999) 指出以線性規劃法求解的分量迴歸參數也是以非對稱的拉普拉斯分配為基礎的最大概似估計式。在適當的條件下，分量迴歸估計式  $\hat{\beta}_{\theta}$  是真實參數  $\beta_{\theta}$  的一致估計式，經標準化後具有極限常態分配：

$$\sqrt{T}(\hat{\beta}_{\theta} - \beta_{\theta})^A = N(0, G(\theta)^{-1} \Sigma(\theta) G(\theta)^{-1}) \quad (23)$$

其中  $\Sigma(\theta) = \theta(1 - \theta)E(x_i x_i')$ ，較容易從樣本對應函數中求得； $G(\theta) = -E \left[ x_i x_i' f(e(\theta)|x) \right]$  則比較難以估計，因為其與誤差項  $e(\theta)$  的條件機率密度函數  $f(e(\theta)|x)$  有關。然而分量迴歸法並未假設母體服從何種分配，因此  $\hat{\beta}_{\theta}$  之漸進共變異矩陣較不易估計。一般常見較為方便估計機率密度之方法為自體重複抽樣 (bootstrapping)，直接估計共變異數矩陣支元素值。在估計出變異數之後，便可以用來建構分量迴歸估計係數的信賴區間並進行假設檢定。

#### 第四章 實證結果

本章首先闡述樣本的資料來源和處理原始資料，隨後觀察樣本的基本統計量以初步了解資料之特性，並進行單根檢定以確認各國之消費者物價指數、通貨膨脹率、工業生產指數、產出缺口以及國際油價是否為恆定時間序列；再以共整合分析去驗證消費者物價指數、工業生產指數與國際油價間是否存在一個共整合關係，最後應用分量迴歸法分析國際油價與通貨膨脹率之間的關係。

##### 一、樣本資料來源與處理

本文由於樣本資料的可得性，主要研究的樣本國家為 OECD 的二十一個國家，關於樣本資料的來源，全部取自於國際貨幣基金 (IMF) 的國際金融統計資料庫 (IFS)，且所有資料頻率均為季資料，而各國之消費者物價指數均取自然對數計算，通貨膨脹率則是將本季之物價與上季之物價相除取自然對數；各國之工業生產指數均取自然對數計算，而產出缺口則是以工業生產指數取自然對數後，再以落後一期項藉由 HP 濾波分配估計之；最後，國際油價則是取自然對數計算之，各國資料研究期間和樣本個數如表 1 所示：

表 1 各國資料研究期間和樣本個數

國家	樣本期間	樣本個數	國家	樣本期間	樣本個數
奧地利	1980Q1~2011Q1	125	南韓	1980Q1~2011Q1	125
比利時	1980Q1~2011Q2	126	荷蘭	1980Q1~2011Q1	125
加拿大	1995Q1~2011Q1	65	挪威	1980Q1~2011Q1	125

丹麥	1980Q1~2011Q1	125	葡萄牙	1980Q1~2011Q1	125
芬蘭	1980Q1~2011Q1	125	俄羅斯	1995Q1~2011Q1	65
法國	1980Q1~2011Q1	125	西班牙	1980Q1~2011Q1	125
德國	1991Q1~2011Q1	81	瑞典	1980Q1~2011Q1	125
希臘	1995Q1~2011Q1	65	瑞士	1980Q1~2011Q1	125
愛爾蘭	1980Q1~2011Q1	125	英國	1988Q1~2011Q2	94
義大利	1980Q1~2011Q1	125	美國	1980Q1~2011Q2	126
日本	1980Q1~2011Q2	126			

## 二、單根檢定結果

自從 Nelson and Plosser(1982)指出大多數的時間序列資料具有非恆定的性質，因此為避免原始資料非恆定而直接建立計量模型而產生虛假迴歸的結果，因此需對時間序列資料進行單根檢定。

傳統上檢定時間序列是否具有單根常用 ADF 和 PP 檢定方法，在此本文以 ADF 單根檢定的方法嘗試檢驗六種變數為恆定序列或非恆定序列，在模型中僅選取含截距項與包含截距項和趨勢項，將實證結果彙整於表 2。

由表 2 可以得知各變數進行 ADF 單根檢定的結果，結果顯示國際油價無法拒絕有單根的虛無假設定，但是國際油價的差分項卻在 1% 以下的顯著水準拒絕有單根；消費者物價指數在比利時、丹麥、德國、希臘、愛爾蘭、荷蘭、挪威、葡萄牙等八國不論在含截距項或包含截距項和趨勢項都有在 1% 以下的顯著水準拒絕有單根，但剩下的十三國卻顯示存在單根；在通貨膨脹率的部份，只有葡萄牙、英國等兩國存在單根，剩下的十九國在含截距項或包含截距項和趨勢項都至少有在 5% 以下的顯著水準拒絕有單根。

接著來審視工業生產指數，除了奧地利、德國、挪威、瑞典、瑞士等五國在含截距項或包含截距項和趨勢項都至少有在 5% 以下的顯著水準拒絕有單根之外，剩餘的十六國都顯示工業生產指數存在單根；在產出缺口的部份比較整齊，全部的國家無論在含截距項或包含截距項和趨勢項都至少有在 10% 以下的顯著水準拒絕有單根，顯示產出缺口為恆定之時間序列變數。

綜合以上結果，可以發現消費者物價指數、工業生產指數和國際油價多為具有單根之非恆定時間序列變數，相反地，通貨膨脹率、產出缺口和國際油價差分項為恆定之時間序列變數，這是符合預期結果的，因為三項非恆定時間序列變數為本文的長期實證模型和誤差修正項中之變數，在下節中會以共整合分析來探討；另外的三項恆定之時間序列變數則進入菲利普曲線誤差修正模型來進行 OLS 與分量迴歸之分析。

表 2 ADF 單根檢定結果

ADF 單根檢定			
國家	變數	截距項	趨勢項和截距項
	國際油價	-0.278	-1.487
奧地利	消費者物價指數	-1.690	-2.489
	通貨膨脹率	-3.763***	-3.182**

	工業生產指數	0.042	-4.274***
	產出缺口	-6.740***	-6.720***
比利時	消費者物價指數	-4.113***	-5.839***
	通貨膨脹率	-5.936***	-6.774***
	工業生產指數	0.785	-1.552
	產出缺口	-6.261***	-6.236***
加拿大	消費者物價指數	-0.009	-1.887
	通貨膨脹率	-9.283***	-9.209***
	工業生產指數	-2.300	-1.501
	產出缺口	-2.813*	-2.785
丹麥	消費者物價指數	-3.486	-4.255***
	通貨膨脹率	-2.984**	-2.519
	工業生產指數	-1.968	-2.009
	產出缺口	-5.440***	-5.427***
芬蘭	消費者物價指數	-2.414	-2.798
	通貨膨脹率	-3.453***	-3.232*
	工業生產指數	-0.952	-2.462
	產出缺口	-6.133***	-6.111***
法國	消費者物價指數	-0.346	-14.652
	通貨膨脹率	-4.020***	-3.217*
	工業生產指數	-1.543	-1.154
	產出缺口	-7.292***	-7.268***
德國	消費者物價指數	-3.860***	-3.332*
	通貨膨脹率	-6.695***	-7.490***
	工業生產指數	-0.699	-3.599**
	產出缺口	-3.890***	-6.825***
希臘	消費者物價指數	-0.277	-5.250***
	通貨膨脹率	-3.576***	-2.897
	工業生產指數	-2.142	-0.296
	產出缺口	-3.954***	-3.341*
愛爾蘭	消費者物價指數	-1.743	-4.294***
	通貨膨脹率	-3.406***	-3.288*
	工業生產指數	-0.938	-0.650
	產出缺口	-4.602***	-4.590***
義大利	消費者物價指數	-2.229	-2.873
	通貨膨脹率	-3.094**	-3.627**

	工業生產指數	-1.782	-1.897
	產出缺口	-4.642***	-4.749***
日本	消費者物價指數	-2.131	-1.134
	通貨膨脹率	-3.596***	-3.932***
	工業生產指數	-2.489	-1.688
	產出缺口	-4.438***	-5.285***
南韓	消費者物價指數	-0.555	-1.409
	通貨膨脹率	-5.359***	-5.031***
	工業生產指數	-1.560	-1.847
	產出缺口	-7.115***	-7.084***
荷蘭	消費者物價指數	-0.136	-3.559**
	通貨膨脹率	-2.989**	-2.746
	工業生產指數	-0.888	-1.804
	產出缺口	-5.290***	-5.302***
挪威	消費者物價指數	-11.410***	-7.202***
	通貨膨脹率	-3.378***	-8.884***
	工業生產指數	-3.016**	0.931
	產出缺口	-5.328***	-4.196***
葡萄牙	消費者物價指數	-5.088***	-5.312***
	通貨膨脹率	-1.813	-1.398
	工業生產指數	-1.898	-1.141
	產出缺口	-4.887***	-4.872***
俄羅斯	消費者物價指數	-2.556	-1.687
	通貨膨脹率	-4.471***	-5.283***
	工業生產指數	-1.896	-2.488
	產出缺口	-4.012***	-3.967***
西班牙	消費者物價指數	-2.061	-3.177
	通貨膨脹率	-2.827**	-2.341
	工業生產指數	-1.789	-1.922
	產出缺口	-7.573***	-4.058***
瑞典	消費者物價指數	-2.339	-1.772
	通貨膨脹率	-2.916**	-3.083*
	工業生產指數	-1.399	-5.105***
	產出缺口	-7.208***	-7.189***
瑞士	消費者物價指數	-2.236	-1.447
	通貨膨脹率	-3.049**	-3.513**

	工業生產指數	-0.550	-3.930**
	產出缺口	-5.034***	-5.013***
英國	消費者物價指數	-0.345	-3.423
	通貨膨脹率	-1.644	-1.220
	工業生產指數	-1.206	-0.188
	產出缺口	-5.987***	-5.919***
美國	消費者物價指數	-2.149	-2.611
	通貨膨脹率	-5.062***	-5.262***
	工業生產指數	-1.094	-0.941
	產出缺口	-3.827***	-3.828***

註 1：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%顯著水準下顯著

註 2：國際油價以 1980 年 Q1~2011 年 Q2 為主

### 三、共整合分析結果

本節實證結果以 Johansen 共整合做分析，根據 Johansen 共整合的定義，根據變數 (n) 的個數不同，會出現 n-1 個共整合關係，根據表 2 的檢定得知，大多數國家的消費者物價指數、工業生產指數和國際油價這三項時間序列變數具有單根，最多有兩個共整合關係，但實證結果均顯示出三項時間序列變數只有一個共整合關係。

由表 3 的結果可得知，在 5%顯著水準之下，跡檢定只有丹麥、南韓、挪威、瑞士和英國沒有存在共整合關係，其餘的國家皆有一個共整合關係存在；另外在最大特性根檢定方面，則有奧地利、丹麥、德國、南韓、葡萄牙、俄羅斯、西班牙和瑞士等八國沒有存在共整合關係，其餘的國家皆有一個共整合關係存在。

綜合以上結果可以發現只有丹麥、南韓和瑞士這三國在 5%顯著水準之下，跡檢定和最大特性根檢定均沒有發現存在共整合關係，但本研究仍視這三國存在一個共整合關係，進行 OLS 和分量迴歸分析。

表 3 Johansen 共整合分析

國家	最適落後期	跡檢定	最大特性根
奧地利	2	19.781**	11.591
比利時	2	21.610**	21.605**
加拿大	2	28.392**	21.794**
丹麥	1	5.150	5.149
芬蘭	2	25.643**	21.233**
法國	2	19.442**	19.267**
德國	3	18.858**	12.616
希臘	2	17.365**	15.023**
愛爾蘭	1	29.033**	23.346**
義大利	2	26.826**	26.572**
日本	2	14.332**	14.144**

南韓	2	11.945	10.728
荷蘭	2	20.137**	15.117**
挪威	2	12.677	12.677**
葡萄牙	2	29.082**	18.121
俄羅斯	4	23.747**	14.459
西班牙	2	27.221**	17.085
瑞典	2	16.472**	16.031**
瑞士	6	11.065	10.761
英國	2	14.913	14.835**
美國	2	30.442**	22.603**

註：\*\*表示在 5%顯著水準下顯著

#### 四、分量迴歸分析結果

本文運用 Koenker and Bassett(1978)提出的分量迴歸法 (quantile regression)，估計各種條件分量之分量函數，本研究所選定之分量係數為 0.1、0.2、...0.9 共計九分量，共分為二種實證方式；第一，以長期的觀點檢視國際油價位於不同分量上，對各國消費者物價指數的長期轉嫁程度；第二，以 Chen(2009)所題出的菲利浦曲線誤差修正模型為基礎，檢視國際油價位於不同分量上，對各國通貨膨脹率的短期轉嫁程度。

實證結果 (圖 1~圖 21) 發現長期轉嫁( $\beta_0$ )與短期轉嫁係數 (SRPT)，比較在 OLS 和分量迴歸之下，大多數國家在對轉嫁係數取絕對值的情況下，長期的係數值會較短期來的大，換句話說，也就是在正值時比短期轉嫁之係數值大，相對的，在負值時則比短期轉嫁係數值小；另外，長期轉嫁係數的變動幅度會比短期轉嫁係數大，在 0.1 到 0.9 分量可以分為對稱型、不對稱型這兩種模式，對稱型有奧地利、加拿大、希臘、挪威、瑞士等五國，在相對分量 (0.1 和 0.9、0.2 和 0.8...) 等等的長期轉嫁係數值較為接近，不對稱型則是呈現在大多數的國家中，以絕對值的量來區分，第一種是高分量 (0.7~0.9) 的長期轉嫁係數值相較於其他分量來的大，在丹麥、法國、義大利、南韓、荷蘭、葡萄牙、西班牙、美國等八國都能觀察到這種現象，第二種是低分量 (0.1~0.3) 的長期轉嫁係數值相較於其他分量來的大，在比利時、芬蘭、德國、愛爾蘭、日本、俄羅斯、瑞典和英國等八國能觀察到這種現象；短期轉嫁係數的變動幅度則比較不明顯，每個分量之間的變動較小，甚至趨近於 0，亦即相鄰兩分量之間的係數值非常接近，這種情形比較一致，在全部的國家都呈現這樣的情況。綜合以上所述，國際油價在短期上升或下降時，都未能立即且充分的反應到各國通貨膨脹率上，要經過一段時間的積累，才能比較容易判斷國際油價對通貨膨脹率的影響性。

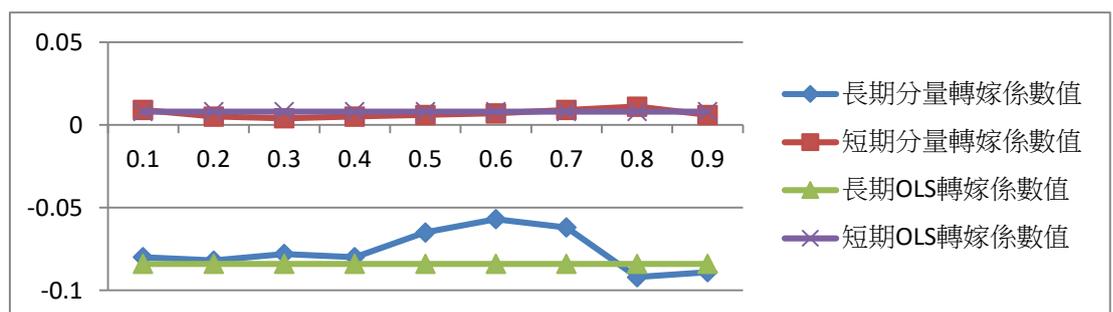


圖 1 奧地利 OLS 與分量長短期係數值

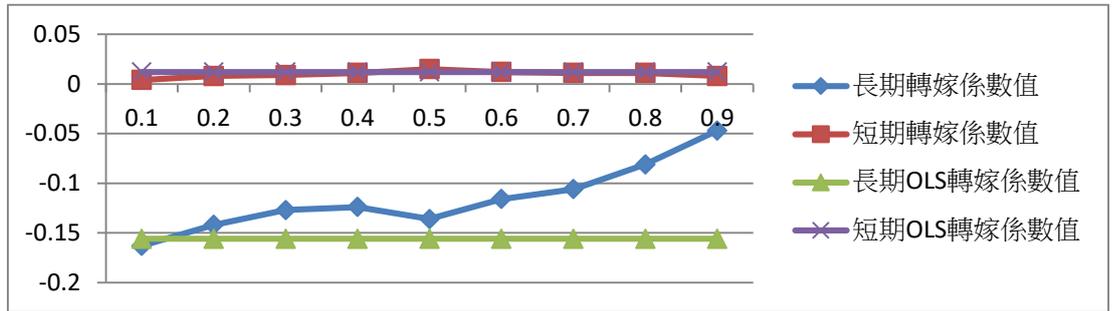


圖 2 比利時 OLS 與分量長短期係數值

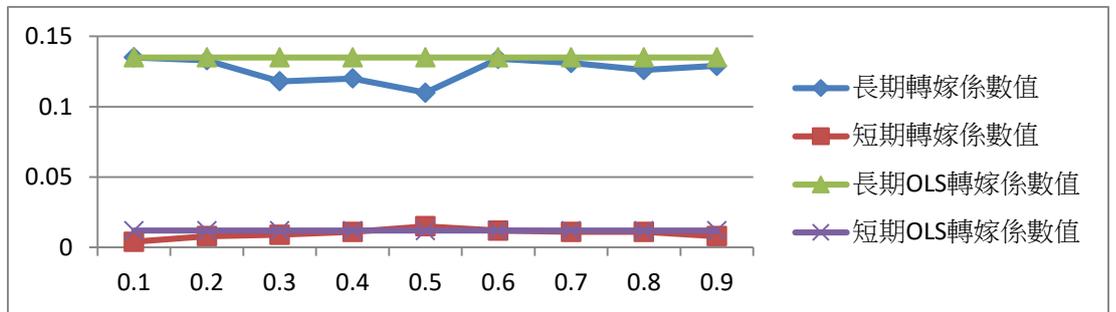


圖 3 加拿大 OLS 與分量長短期係數值圖 4 丹麥 OLS 與分量長短期係數值

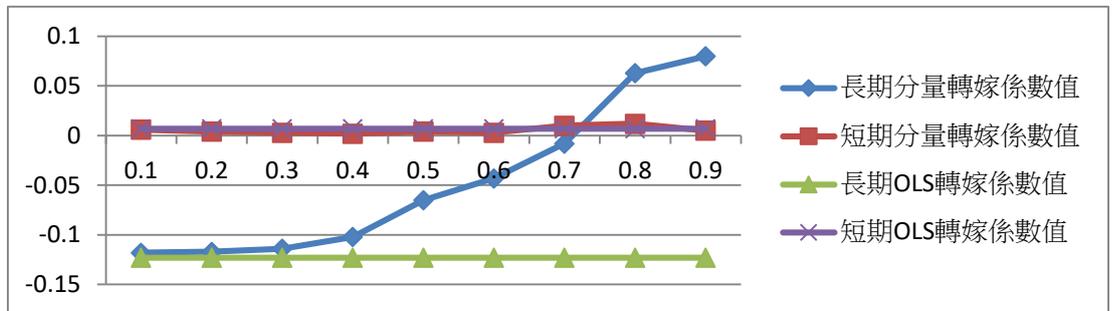


圖 5 芬蘭 OLS 與分量長短期係數值

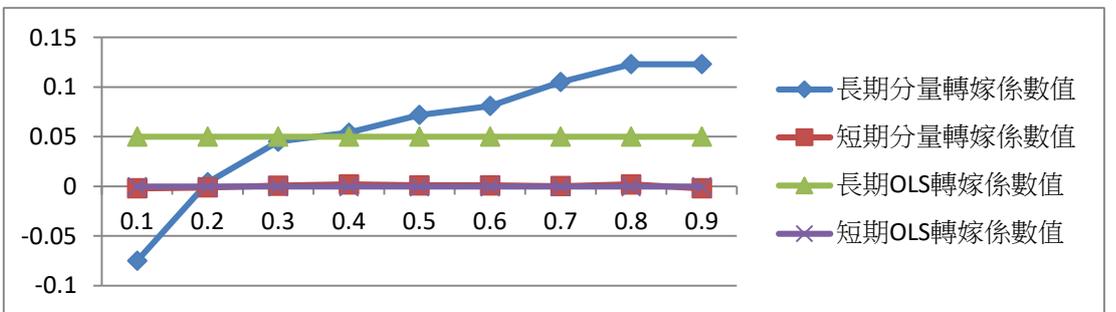


圖 6 法國 OLS 與分量長短期係數值

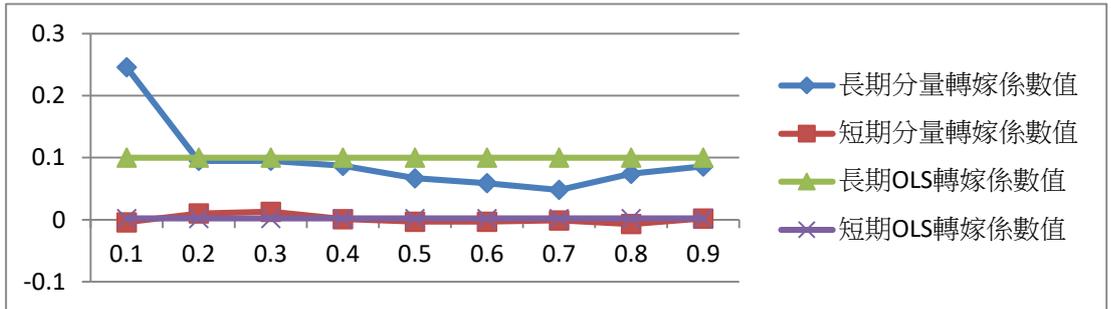


圖 7 德國 OLS 與分量長短期係數值

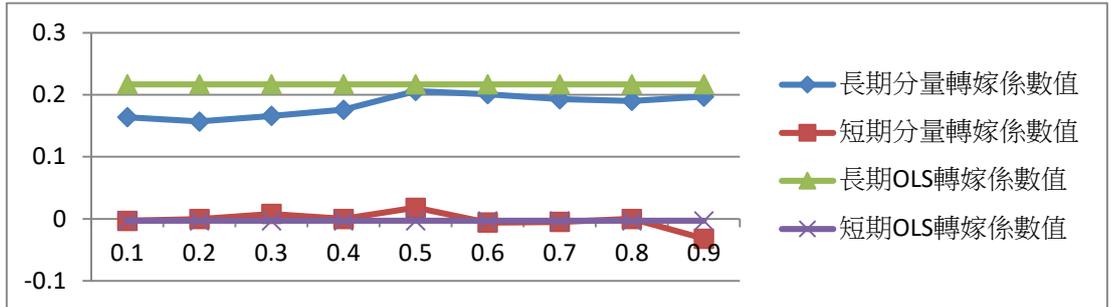


圖 8 希臘 OLS 與分量長短期係數值

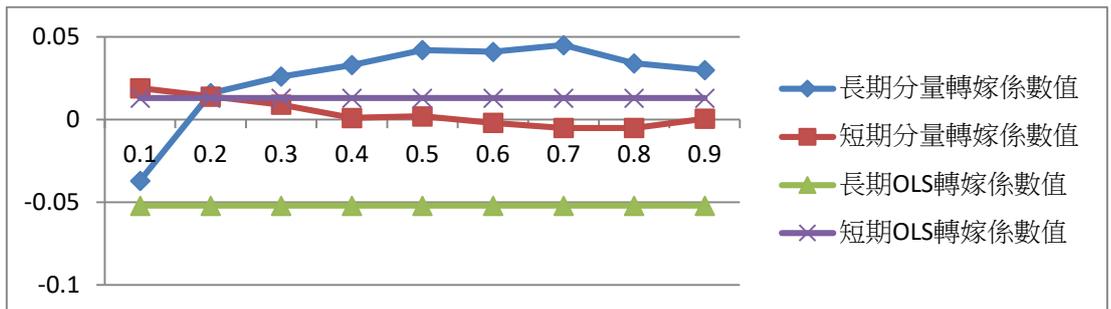


圖 9 愛爾蘭 OLS 與分量長短期係數值

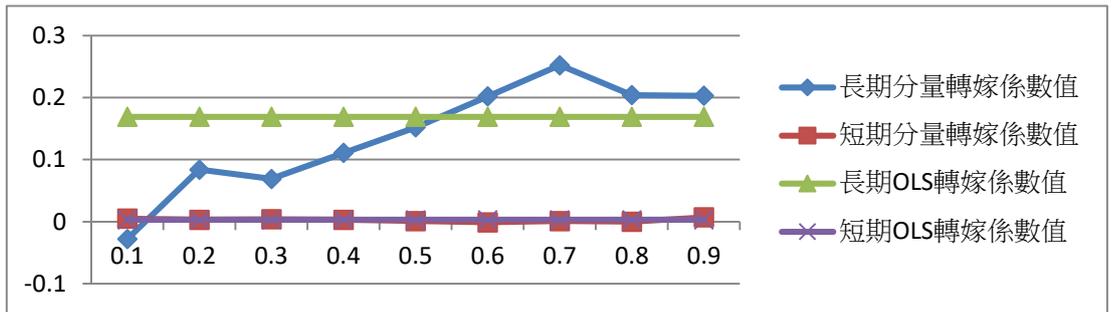


圖 10 義大利 OLS 與分量長短期係數值

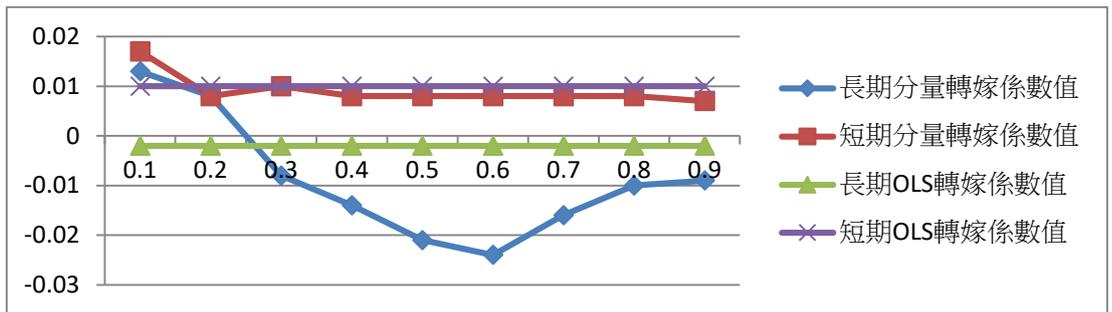


圖 11 日本 OLS 與分量長短期係數值

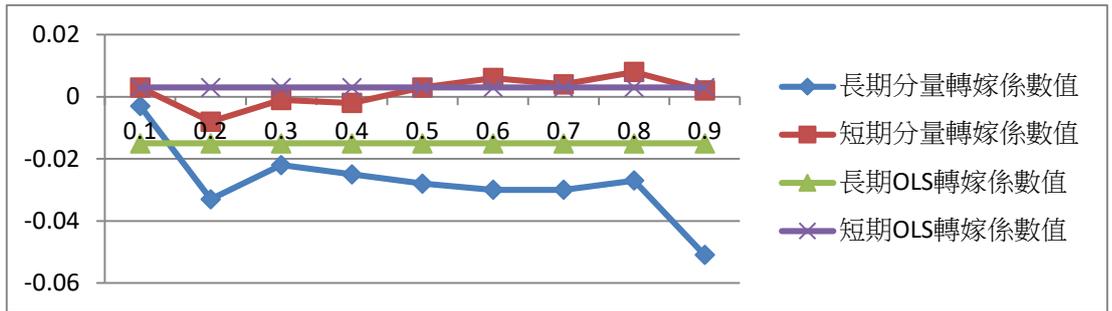


圖 12 南韓 OLS 與分量長短期係數值

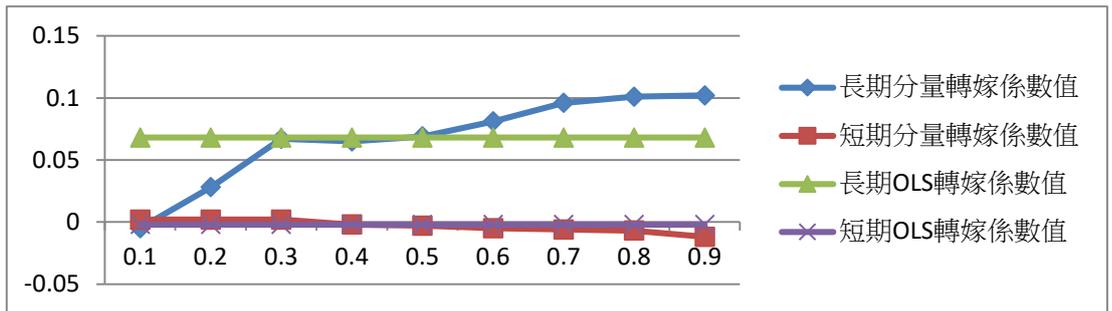


圖 13 荷蘭 OLS 與分量長短期係數值



圖 18 瑞典 OLS 與分量長短期係數值

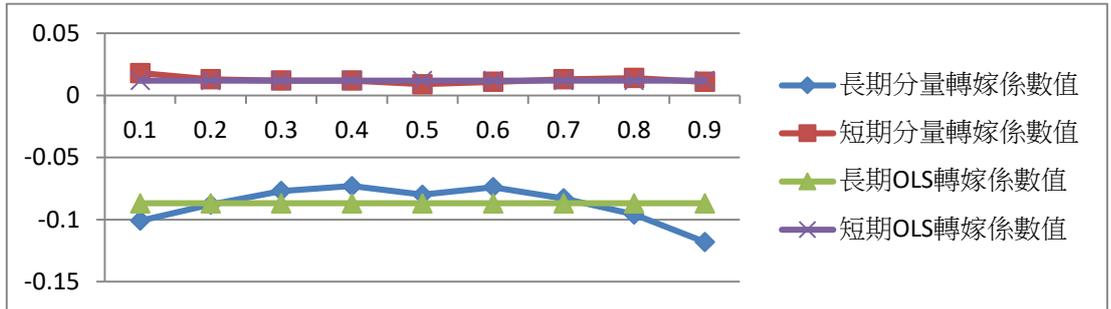


圖 19 瑞士 OLS 與分量長短期係數值

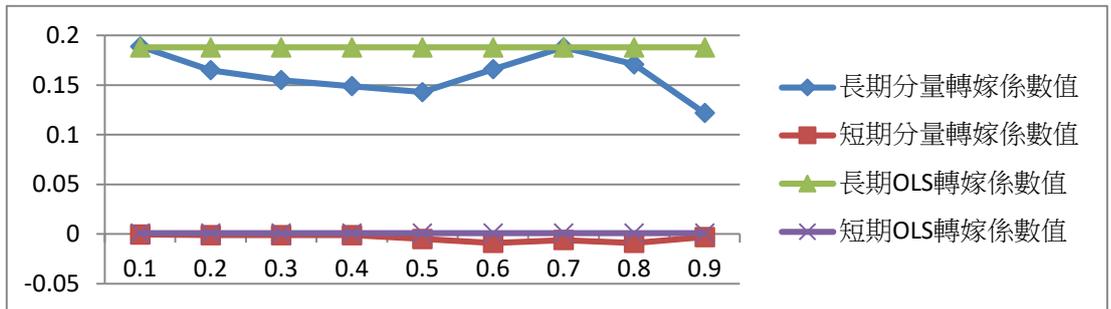


圖 20 英國 OLS 與分量長短期係數值

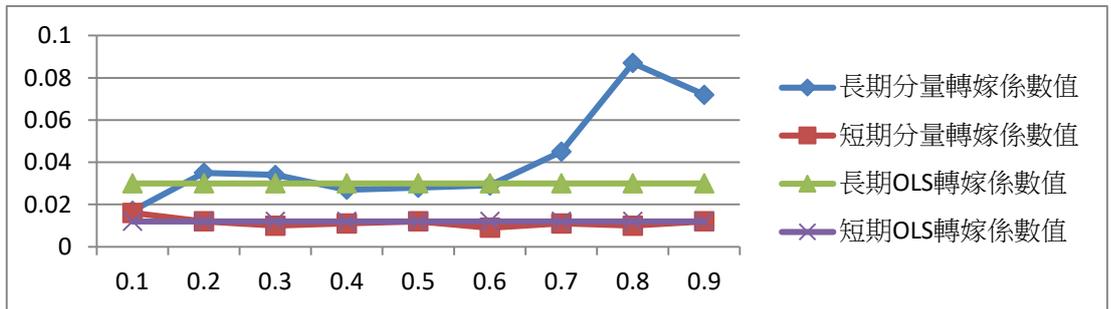


圖 21 美國 OLS 與分量長短期係數值

## 第五章 結論

在現今的年代，許多國內外的大型金融機構仍將國際油價視為影響通貨膨脹的重要因素之一；在 Hooker (2002) 驗證了 1980 年是結構轉變點，此後國際油價轉嫁至通膨的程度變得微不足道後，近十年來有一些學者也注意到了這個議題，用不同的國家與不同的實證模型去分析，均也得出國際油價轉嫁至通貨膨脹有大幅下降的趨勢，不同於以往的文獻著重在分配的平均數上，本研究運用 Koenker and Bassett(1978)提出的分量迴歸法 (quantile regression)，旨在觀察分配兩端的表現，審視國際油價與通貨膨脹之間的相關性。

本文分析 OECD 中的二十一個國家資料，透過 OLS 及分量迴歸方法探究在不同的分量下，國際油價與通貨膨脹率之間隨著不同經濟衝擊的大小與符號產生不同的關係，比較在 OLS 和分量迴歸之下的長短期轉嫁係數，大多數國家在對係數取絕對值的情況下，長期的係數值會較短期來的大，換句話說，也就是在正值時比短期轉嫁之係數值大，相對的，在負值時則比短期轉嫁係

數值小；另外，長期轉嫁係數的變動幅度會比短期轉嫁係數大，在 0.1 到 0.9 分量可以分為對稱型、不對稱型這兩種模式，對稱型有奧地利、加拿大、希臘、挪威、瑞士等五國，在相對分量（0.1 和 0.9、0.2 和 0.8...）等等的長期轉嫁係數值較為接近，不對稱型則是呈現在大多數的國家中，以絕對值的量來區分，第一種是高分量（0.7~0.9）的長期轉嫁係數值相較於其他分量來的大，在丹麥、法國、義大利、南韓、荷蘭、葡萄牙、西班牙、美國等八國都能觀察到這種現象，第二種是低分量（0.1~0.3）的長期轉嫁係數值相較於其他分量來的大，在比利時、芬蘭、德國、愛爾蘭、日本、俄羅斯、瑞典和英國等八國能觀察到這種現象，短期轉嫁係數的變動幅度則比較不明顯，每個分量之間的變動較小，甚至趨近於 0，亦即相鄰兩分量之間的係數值非常接近，這種情形比較一致，在全部的國家都呈現這樣的情況。

國際油價在短期上升或下降時，都未能立即且充分的反應到各國通貨膨脹率上，要經過一段時間的積累，才能比較容易判斷國際油價轉嫁至通貨膨脹率的影響性，因此，就短期而言，國際油價對通貨膨脹的影響是可以忽略不計的，但就長期來說，國際油價轉嫁至通貨膨脹的影響仍舊不容忽視；在面對目前美國量化寬鬆貨幣政策，以美元為計價的國際油價勢必持續上漲，各國政府應擬定相關財經政策，以減輕通貨膨脹所帶來的高失業率、低經濟成長率等負面影響。

#### 參考文獻

- 楊奕農，2009，《時間序列分析：經濟與財務上之應用》，台北市，雙葉書廊。
- BP石油公司，2012，《BP世界能源統計年鑑》
- 曾翊恆與周國偉，2012，《國際油價振盪轉嫁台灣分類物價指數--轉嫁程度估計及其非線性特徵》
- Adolfson, M. (2001), "Export Price Responses to Exogenous Exchange Rate Movements," *Economics Letters*, 71, 91-96.
- Basher S.A. and P., Sadorkey. (2006) "Oil Price Risk and Emerging Stock Markets", *Global Finance Journal*, 224-251.
- Bernanke, B.S., M. Gertler, M.W. Watson (1997), "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 91-157.
- Bachmeier, Lance J. and Cha.(2011) , "Why Don't Oil Shocks Cause Inflation? Evidence from Disaggregate Inflation Data " *Journal of Money, Credit and Banking*, 43, 1165-1183
- Chen, S.S. (2009), "Oil Price Pass-Through into Inflation," *Energy Economics*, 31, 126-133
- Gordon, R.J. (1977), "The Theory of Domestic Inflation," *American Economic Review*, 67, 128-134.
- Gregorio, J.D, L. Oscar, and C. Neilson (2007), "Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation," *Journal of LACEA Economia*, 008640.
- Hooker, M.A. (2002), "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specification versus Changes in Regime," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34, 540-561.
- LeBlanc, M. and M.D. Chinn (2004), "Do High Oil Prices Presage Inflation?" *Business Economics*, 39, 38-48.
- Leduc, S. and K. Sill (2004), "A Quantitative Analysis of Oil-Price Shocks, Systematic Monetary Policy, and Economic Downturns," *Journal of Monetary Economics*, 51, 781-808.
- Mork, Knut A., (1989) , "Oil and the macroeconomy when prices go up and down: An extension of

- Hamilton's results." *Journal of Political Economy*, 91, 740–744.
- Noureddine Krichene (2008), "Recent Inflationary Trends in World Commodities Markets," IMF Working Paper.
- Olivier J. Blanchard and Jordi Galí (2008), "The Macroeconomic Effect of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s," NBER Working Paper.
- Taylor, J. B. (2000), "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, 44, 1389-1408.
- van den Noord, Paul, Andre, Christophe (2007) , "Why has core inflation remained so muted in the face of the oil shock? " Working Paper, Economics Department, OECD.