

# 匯率轉嫁到通貨膨脹之探討-以分量迴歸實證分析

李政峯

國立高雄應用科技大學 企業管理系 教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

連春紅

崑山科技大學 國際貿易系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

林毓茹

國立高雄應用科技大學 企業管理系 研究生

1101335108@kuas.edu.tw

## 摘要

匯率的貶值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匯率轉嫁至通貨膨脹率的程度微不足道，也就是說匯率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，無法估計數列在其他條件分量下的行為，因此本研究使用Koenker and Bassett(1978)所提出之分量迴歸法(Quantile Regression)，以OECD國家為主要分析對象，欲探討不同分量下，重新檢視匯率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。

實證結果發現有二，第一，兩種統計方法的估計係數都非常的小，且長期係數較短期大，這意味著匯率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，才能比較容易判斷匯率轉嫁至通貨膨脹率的影響性。第二，不論長短期，當國家處於正面衝擊時(如景氣繁榮)，多數國家在匯率貶值(升值)時會導致物價及通膨上揚(下降)，此時中央銀行可以採行匯率升值或緊縮性貨幣政策，用來抑制國內物價；相同地，面臨負面衝擊時(如經濟蕭條)，多數國家結果表現為匯率貶值(升值)時會導致通貨膨脹率上揚(下降)。因此實證結果驗證了目前日本在不景氣時，首相安倍透過貨幣寬鬆政策，使日圓大幅貶值以增加通貨膨脹率。

**關鍵字：**轉嫁、匯率、通貨膨脹、分量迴歸

## 1. 緒論

### 1.1 研究動機

歷經 2008 年金融海嘯後，美國聯準會開始推出寬鬆量化政策(Quantitative easing, QE)，通過公開市場買入證券、債券，增加貨幣流通量，進而刺激銀行借貸，以重振經濟。再者，2012 年底日本的第 36 任首相安倍晉三上任後實施一系列的刺激經濟政策稱為安倍經濟學(Abenomics)「三支箭」，目的是透過這「三支箭」改變日本自 1999 年因泡沫經濟引發的通貨緊縮問題。

首相安倍上任至今已一年多，從經濟成長的數字來看，日本經濟成長率已經連續三季正成長。雖然目前第一箭看似見效，日圓貶值確實使日本的 GDP 與出口大幅增加，但卻發現民間消費成長較為緩慢，且企業投資第二季不增反減，表示在銀行借貸零利率的借貸成本之下，雖然多數企業獲利增加，仍不出手增加投資。這些現象，是否會阻擋執政首相希望透過日圓貶值，改善長期通貨緊縮問題，使日本實質 GDP 有所增長？

而日圓大幅貶值後，必然牽動周邊亞洲國家敏感的匯率變動。在歐美市場需求疲弱下，日幣貶值近 18%，亞洲各個國家為了提升出口競爭力，紛紛相競貶值，引發一陣亞洲「貨幣戰爭」。但站在中央銀行的立場，央行匯率政策是以全民利益為依歸。倘若一國經濟成長高度依賴出口，當一國貨幣匯率偏高，勢必影響出口及經濟成長的表現。另一方面，若某一國家高度依賴進口能源、原物料及小麥、玉米、牛奶等重要民生物資，輸入型通貨膨脹如影隨形，一國貨幣匯率偏低，勢將影響國內物價及民生安定。所以匯率變動不只是影響進口與出口價格之競爭力，更會影響民生與社會之安定。

世界各國普遍以通貨膨脹目標制為主要政策目標，匯率波動對進口價格、出口價格及物價水準的影響，是和各國政府、生產者和消費者息息相關。在完全匯率轉嫁的情況下，國內貨幣貶值提高進口價格，轉化為國內消費價格通貨膨脹。然而，許多近期的實證文獻表明，進口價格的匯率轉嫁為不完整的。進口價格匯率轉嫁程度越小，維持通膨目標所需調息的幅度就會較低；貨幣政策因而變得更加有效。因此，可以了解到匯率轉嫁機制的關鍵要素為中央銀行的決策。

目前全球 194 個國家已有 159 國加入世界貿易組織 WTO (如圖 1.1)，全球化(globalization)經貿互動頻繁之下，貿易是一個開放經濟的重要經濟活動之一，匯率則是影響貿易的重要因素，進出口又受到匯率的影響，例如日圓貶值，有利出口，不利進口，使貿易逆差擴大，企業收益增加。所以匯率的波動，造成物價改變，都有可能導致國家經濟甚至企業帶來不同幅度的影響。

張瑞娟、樞清全(2009)指出匯率轉嫁 (exchange rate pass-through) 為進口國與出口國間，因匯率變動引起目的地通貨定價之進口價格的反應幅度，一直是國際經濟學家所矚目的焦點之一。究其原因，若一個高度開放國家的匯率轉嫁很大，表示其進口價格受匯率變動的影響非常敏感；一旦某種經濟因素使該國貨幣大幅貶值，將造成進口物價大幅上揚，進而使該國的物價水準提高。

往年很多研究匯率轉嫁至物價的議題。Taylor(2000)提出，低通貨膨脹環境將使匯率轉嫁到國內物價的程度降低。針對此假說，Choudhri and Hakura(2001)實證發現匯率轉嫁程度與通貨膨脹率關係非常顯著。即通貨膨脹率愈高，匯率轉嫁程度愈高；反之，通貨膨脹率低，轉嫁程度愈低。但也有研究顯示通貨膨脹與轉嫁程度並無關係，例如Steel and King (2004)研究紐西蘭的匯率轉嫁效果，其結果為匯率轉嫁程度的不同歸因於匯率制度的變遷，與通貨膨脹環境不具顯著的相關性。由上述可知，實證上匯率轉嫁與通貨膨脹環境尚未有一致的結論。所以貨幣貶值(升值)是否能成功使通貨膨脹(通貨緊縮)?是本文重要的研究課題。

## 1.2 研究目的

匯率轉嫁問題的研究，基本上可以分為三部分，分別為進口價格、特定產業轉嫁至進口價格以及國內通貨膨脹率的轉嫁。自從1980年代中以後既有許多相關研究在探討匯率轉嫁的問題，少數以理論模型加以分析外，其餘大多數的研究都著重於實證分析。且實證結果顯示，關於匯率轉嫁程度的高低與通貨膨脹環境的關係大多研究得到正向關係。有關匯率轉嫁效果研究，國內多數主要的研究重點皆著重在進口價格的轉嫁問題或是特定產業轉嫁至進口價格的探討，鮮少研究匯率變動對物價的影響，因此匯率轉嫁到通膨的程度值得用不同方法深入探討。

本研究將採用Koenker and Bassett (1978)所提出的分量迴歸法 (quantile regression)，來估計匯率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 (Organization for Economic Co-operation and Development; OECD) 中的十個國為主，包含捷克、丹麥、匈牙利、冰島、以色列、墨西哥、波蘭、俄羅斯、南韓及瑞典，分析會員國中，匯率轉嫁到各國通貨膨脹的程度。實證分析資料中名目匯率、消費者物價指數、工業生產指數(Industrial Production Index)之資料來源為IFS資料庫，資料期間最大範圍為1980年01月至2012年12月。

## 2. 文獻探討

### 2.1 匯率轉嫁定義

Kreinin (1977) 定義匯率轉嫁為名目匯率變動所造成進出口價格波動的程度。而進口價格以及出口價格的改變，會進一步的影響國內物價的波動，造成通貨膨脹或通貨緊縮。

實證研究指出，一個匯率的變動不會一對一的反應在國內物價上，主要不是在短期(Velasco, 1999)。當設計貨幣政策時，匯率轉嫁到物價的程度變成重要的變數(Rowland, 2004)。匯率轉嫁的研究可以被分作三類：(1)第一個分類研究為檢驗特定產業匯率轉嫁至進口價格 e.g. Feinberg (1989) and Goldberg (1995)，(2)第二種研究為檢驗匯率轉嫁到總合進口價格 e.g. Hooper and Mann (1989) and Campa and Goldberg (2005)，(3)審視匯率轉嫁至躉售物價指數 (wholesale price index, WPI)與消費者物價指數(consumer price index, CIP) e.g. McCarthy (2000) and Kim (1998)。本

文研究主題為第三類，利用分量迴歸探討匯率轉嫁至消費者物價指數之實證分析。

## 2.2 匯率轉嫁相關文獻

### 2.2.1 線性方法

Ki-Ho Kim (1998) 以向量誤差修正模型為基礎，運用單根共整合檢定與 Granger 因果關係檢定美國 1973 年 1 月至 1995 年 12 月間，通貨膨脹與美元匯率之間的關係。實證結果顯示，匯率和通貨膨脹有一個顯著的因果關係。

劉宗欣、張銘仁 (2000) 估計臺灣自 1986 年 1 月至 1998 年 6 月間，運用向量自我迴歸(VAR)探討新台幣的升值與貶值時長短期的匯率轉嫁至進口物價的效果是否具有不對稱性。其結果顯示，新台幣升值與貶值時轉嫁效果長短期匯率轉嫁效果皆頗高，但為不完全轉嫁。無論新台幣升值或貶值，短期匯率轉嫁效果皆為 0.83，無顯著差異，且皆低於長期轉嫁效果。新台幣升值時長期轉嫁效果較大，約為 0.87，貶值時約為 0.84 呈現不對稱性，顯示長期而言，新台幣升值比貶值對貿易的影響效果大。

McCarthy (2007) 本研究利用 1976 年 1 月至 1998 年 1 月的月資料運用 VAR 模型在 9 個工業化國家，檢定匯率轉嫁(Exchange Rate Pass-through, ERPT)和進口物價對國內通貨膨脹的影響。研究得出的結論表示，ERPT 有適度的影響國內物價通貨膨脹，包括美國。此外發現 ERPT 與一個國家的開放程度和持續的匯率變化程度呈現正相關；ERPT 和匯率的波動呈現負相關。

F. Naz et al. (2012) 研究巴基斯坦 1982 Q1 至 2010 Q4 利用 SVAR 來估計匯率轉嫁到通貨膨脹的比率。主要發現針對消費者物價而言，短期匯率轉嫁彈性約 0.042，長期為 0.137，轉嫁程度非常低且為不完全轉嫁。

R. Brun-Aguerre et al. (2012) 以線性動態誤差修正模型為基礎，利用 37 個國家 1980Q1 - 2009Q3 為樣本，將資料分成 18 個新興市場(Emerged Markets, EMs)與 19 個已開發市場(Developed Markets, DMs)做為分組(panel)資料，探討匯率轉嫁至進口物價的。結果顯示，證據不支持普遍認為進口匯率轉嫁在已開發國家通常會下降的現象，也不是遠大於新興國家，且新興國家的定價能力可能被低估。新興市場的轉嫁影響因素中，通貨膨脹、匯率變動、經濟開放程度、相對財富(wealth)、產出缺口及保護主義呈顯著影響。

以上五篇研究的共同點為匯率轉嫁與通貨膨脹之間的因果關係是成立的，以及資料期間均包含1990年至1991年經濟衰退環境。並且找到Ki-Ho Kim(1998)、劉宗欣、張銘仁(2000)、McCarthy(2007)、F. Naz et al. (2012)的研究皆使用VAR模型為實證方法，R. Brun-Aguerre et al. (2012)的方法則使用Panel Regression。實證結果部分並沒有得到一致的結論。其中，劉宗欣、張銘仁 (2000)與F. Naz et al. (2012) 得到結論相同，顯示長期匯率轉嫁彈性較短期大。McCarthy (2007)與R. Brun-Aguerre et al. (2012)也得到匯率變動和經濟開放程度對匯率轉嫁有顯著影響的共同結論。

### 2.2.2 非線性方法

Y.F. Takhtamanova (2010) 以開放經濟菲利浦曲線 (open economy Phillips curve) 分析1980Q1-2007Q4，14個OECD國家，提出匯率變動轉嫁至物價程度減少的現象，歸因於1990年代的低通貨膨脹環境。長期間，低通貨膨脹環境不僅造成匯率轉嫁減少，也會使廠商定價力降低。另外，證實了1990 年代實質匯率與CPI通貨膨脹間存在結構改變。研究分析結果表示，低的實質匯率轉嫁不可能永不變，未來將可能發生通貨膨脹，並且實質匯率轉嫁增加。

黃恩恩、藍青玉、郭炳伸 (2007) 以門檻迴歸模型檢驗臺灣自1985年1月至2005年12月間，進口物價是否因匯率變動幅度不同，而產生不同程度的匯率轉嫁。實證結果顯示，當匯率變動幅度小於3%時，有顯著的匯率轉嫁；反之則匯率轉嫁不顯著。另外，也說明因菜單成本的存在，使出口商在匯率變動幅度夠大，時才會進行調價。

徐健豪 (2011) 以擴充菲利浦曲線為基礎，探討臺灣1990年Q1至2010年Q1間，存在非線性的匯率轉嫁效果是否顯著，以及短期匯率轉嫁效果是否具有不對稱性，證實結果顯示，臺灣確實存在非線性匯率轉嫁效果，且在實質產出缺口高於門檻變數之門檻值-0.903%時，短期匯率轉嫁效果大，且為不對稱。

林柏君、吳中書 (2013) 採用門檻迴歸模型探討臺灣1981年1月至 2008年12月的通貨膨脹與通縮環境對整體進口物價及各產業匯率轉嫁程度的影響。實證結果顯示，通貨膨脹與通貨緊縮環境對匯率轉嫁的程度明顯不同。更進一步發現，通貨緊縮與低通貨膨脹環境之匯率轉嫁效果存在顯著差異，且通貨緊縮環境的匯率轉嫁程度普遍大於低通貨膨脹。

以上研究的共同處為國內研究方法皆以門檻模型進行匯率轉嫁至通貨的探討，研究對象皆為臺灣。其中黃恩

恩、藍青玉、郭炳伸(2007)與徐健豪(2011)的實證結論得到的相同的結果，顯示臺灣匯率轉嫁為非完全轉嫁，且長短期轉嫁效果均為不對稱，但兩篇研究的相異點分別為，黃恩恩、藍青玉、郭炳伸(2007)估計出匯率變動幅度的門檻值；徐健豪(2011)則是估計實質產出缺口的門檻值。而林柏君、吳中書(2013)研究重點則是加入通貨緊縮變數探討匯率轉嫁程度，研究表示通貨緊縮與低通貨膨脹環境的匯率轉嫁程度統計上存在顯著差異。

### 3. 實證模型與研究方法

#### 3.1 模型設定

本研究分析匯率變動時國內物價的轉嫁效果。匯率變動透過進口的價格影響國內通貨膨脹。國內通貨膨脹是一個典型的消費者購買貨物或服務的總成本變化。這些產品包含在海外生產及國內銷售(進口)，而貨物的價格會隨著匯率波動，特別是國內貨幣貶值會導致於進口價格高漲。

進口價格轉嫁的文獻有記載，進口價格與匯率的關係並不是一對一的。且這種關係的強度是取決於廠商的獨佔力。而進口物價與匯率關係的文獻也相當多，但卻較少文獻會聚焦在消費者物價通貨膨脹與匯率之間的關係。

匯率不是唯一影響通貨膨脹的力量，例如通貨膨脹也受經濟榮衰程度的影響，若錯誤控制經濟蕭條程度可能導致研究者會錯估在發生匯率轉嫁減少導致通貨緊縮的效果(或轉嫁增加導致通貨膨脹效果)。因此，我們的基礎實證模型參照 R. Brun-Aguerre et al.(2012)所提出的線性動態誤差修正模型(linear dynamic error correction model)，將模型設定如下：

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

以上等式(1)中，

$\pi$ ：通貨膨脹

$y$ ：工業生產指數

$S$ ：名目匯率

$p$ ：消費者物價指數

$\varepsilon$ ：殘差

$\Delta$ ：差分運算

$\alpha, \gamma, \beta, \omega, \varphi$  均為常數，所有變數都已經取 log。

誤差修正模型可以捕捉到消費者物價指數、名目匯率及工業生產指數偏離長期均衡的調整機制，其中  $p_t = \mu + \beta_y y_t + \beta_s S_t + \varepsilon_t$  為消費者物價指數、名目匯率與工業生產指數之長期均衡關係。誤差修正模型的誤差修正項  $\varphi(p_{t-1} - p_{t-1}^*)$  項可以被寫成  $ECT_{t-1} = p_{t-1} - p_{t-1}^* = p_{t-1} - \mu - \beta_y y_{t-1} - \beta_s S_{t-1}$ ；因此模型可以由 OLS 法估計

出不偏且一致的估計量  $\alpha, \beta_y, \beta_s$ 。在此架構中(採用例如 Campa et al.(2008)； Frankel et al.(2005))，短期與長期彈性分別給定為  $\theta$  與長期共整合式中之  $\beta_s$ 。舉例來說， $\theta = 0.4$  說明本國匯率貶 1% 時 ( $\Delta S_t > 0$ )，短期將會導致通貨膨脹率上升 0.4%。這是相對較精簡的誤差修正模型(ECM)，因為名目匯率及工業生產指數沒有落後項，但誤差修正模型仍可透過結合落後的依變數作為自變數以捕捉通貨膨脹慣性(persistence)。

#### 3.2 研究方法

##### 3.2.1 單根檢定

根據陳旭昇的《時間序列分析》一書中定義，所謂的趨勢(trend)係指時間序列資料持續而長期性的移動，而時間序列資料則沿著它的趨勢上下波動。在時間序列分析中，有兩種可能的趨勢使時間序列為非恆定：固定趨勢(deterministic trend)與隨機趨勢(stochastic trend)。而非恆定數列又可以分為兩種，一是趨勢恆定(trend stationary)，是指在迴歸式中加入固定的時間趨勢項(deterministic trend)後，可使該數列在去除趨勢項後呈現恆定狀態；另一為差分恆定(difference stationary)，指的是對變數取一階差分時，可以去除其隨機趨勢(stochastic trend)，再檢定該數列使否已恆定，若仍不為恆定，再取一次差分，反覆取至數列呈現恆定為止。

要如何得知時間序列變數是否恆定，可以透過單根檢定 (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，則此變數為非恆定 (non-stationary)。假設時間序列具有單根而未將趨勢予以處理，並以普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 繼續分析，就會面臨到迴歸係數有小樣本向下偏誤 (small-sample downward bias)、誤用標準常態的 t-統計量 (t-statistic) 的臨界值，以及各變數的關係可能有虛假迴歸 (spurious regression) 的大問題。故單根檢定 (unit root test) 是非常重要的，可避免實證研究得到錯誤的統計推論。

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。因傳統的 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 ( $\Delta y_t$ ) 來消除自我相關。

ADF 的模型如下：

1. 模型一：沒有截距項和時間趨勢項

$$\text{第一節 } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

2. 模型二：有截距項無時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

3. 模型三：有截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中， $\alpha$  為截距項 (drift term)， $y_{t-1}$  為欲檢定變數的落後一期， $p$  為使殘差項  $\varepsilon_t$  服從白噪音的最適落後期數，可利用 AIC 或是 BIC (SIC) 決定之， $t$  為時間趨勢項， $\varepsilon_t \sim^{iid} (0, \sigma^2)$ 。

ADF 的假設檢定為：

$$H_0: \gamma = 0 \text{ vs. } H_1: |\gamma| < 0$$

統計上若不拒絕  $H_0$ ，則表示  $y_t$  具有單根；若拒絕  $H_0$ ，則表示  $y_t$  沒有單根。

### 3.2.2 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：

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_t \quad (5)$$

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：

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_{yt} \quad (6)$$

$$z_t = \mu_t + \varepsilon_{zt} \quad (7)$$

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：

$$\alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t = \alpha_1 (\mu_t + \varepsilon_{yt}) + \alpha_2 (\mu_t + \varepsilon_{zt}) \quad (8)$$

上式經整理合併後得：

$$\alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t = (\alpha_1 \mu_t + \alpha_2 \mu_t) + (\alpha_1 \varepsilon_{yt} + \alpha_2 \varepsilon_{zt}) \quad (9)$$

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  $I(1)$  變數，所以  $\alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t$  也必然是  $I(1)$  變數；若存在一組特別的  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$ ，能使

$$\alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t = 0 \quad (10)$$

也就是  $\alpha_1 = -\alpha_2$  時，即可形成相同整合階次為  $I(1)$  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：

$$\lambda_{\text{Trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (11)$$

#### (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：

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (12)$$

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：

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \delta_1 t + \alpha(\beta y_{t-1} - \gamma_2 - \delta_2 t) + \sum_{j=1}^{p-1} D_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

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

### 3.2.3 分量迴歸

實證過程通常是觀察一組自變數透過某一函數模型解釋依變數，並透過估計參數、檢定參數，來論述變數之間的關係。傳統實證中有兩種普通估計方法，第一種為普通最小平方方法(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佔重要位置，但觀察到的只是中央趨勢或平均趨勢，並無法代表條件分配整體性的限制，因為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)，是傳統最小平方迴歸的延伸，以最小絕對離差在不同條件分量下進行估計。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；在進行分量迴歸前，先將所有變數平均數去除後再進行估計，迴歸截距項可用來衡量衝擊大小。

分量迴歸的模型表示如下：

$$y_i = x_i' \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i} \quad i=1, 2, \dots, n \quad (14)$$

$$Q_\theta(y_i | x_i) = \inf\{y : F_1(y | x)\} \theta = x_i' \beta_\theta \quad (15)$$

$$Q_\theta(\varepsilon_{\theta i} | x_i) = 0 \quad (16)$$

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  $f_{\varepsilon_\theta}(\cdot | x)$ 。 $F_1(\cdot | x)$  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， $y_i = x_i'\beta_\theta + \varepsilon_i$ ， $i=1, 2, \dots, n$ ，則迴歸參數  $\beta_\theta$  之估計式如下：

$$\beta_\theta = \text{ArgMin} \left[ \sum_{i: y_i \geq x_i'\beta} \theta |y_i - x_i'\beta| + \sum_{i: y_i < x_i'\beta} (1 - \theta) |y_i - x_i'\beta| \right] \quad (17)$$

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  $\beta_\theta$  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：

$$\begin{aligned} S_N(\beta; \theta) &= \frac{1}{N} \left[ \sum_{i: y_i \geq x_i'\beta} \theta |y_i - x_i'\beta| + \sum_{i: y_i < x_i'\beta} (1 - \theta) |y_i - x_i'\beta| \right] \\ &= \frac{1}{N} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[ \theta - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \text{sgn}(y_i - x_i'\beta) \right] \right\} (y_i - x_i'\beta) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho_\theta(y_i - x_i'\beta) \quad (18) \end{aligned}$$

其中  $\rho_\theta$  為檢驗函數，當  $y_i \geq x_i'\beta$  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  $\beta_\theta$ ，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  $\beta_\theta$  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  $\beta_\theta$  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：

$$\sqrt{T}(\hat{\beta}_\theta - \beta_\theta) \xrightarrow{d} N(0, G(\theta)^{-1} \Sigma(\theta) G(\theta)^{-1}) \quad (19)$$

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； $G(\theta) = -E[x_i x_i' f_{\varepsilon_i(\theta)}(0)]$  則比較難以估計，因為其與誤差項  $\varepsilon(\theta)$  的條件機率密度函數  $f_{\varepsilon_i(\theta)}(0)$  有關。然而分量迴歸法並未假設母體服從何種分配，因此  $\beta_\theta$  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。

#### 4. 實證結果

本章首先闡述樣本資料來源和原始資料處理方式，檢視樣本的基本統計量，以了解資料之特性，隨後對變數：消費者物價指數、工業生產指數、匯率及通貨膨脹率進行單根檢定，了解樣本是否為恆定 (stationary) 時間序列；再用共整合分析法驗證消費者物價指數、工業生產指數及匯率間是否存在一個共整合關係。最後應用分量迴歸法分析匯率與通貨膨脹率之間的關係。

##### 4.1 資料來源與處理

由於樣本資料的可得性，本文資料皆以 OECD 中之十個國家為主要研究對象，所選取的資料為季資料，資料區間橫跨 1980Q1 至 2013Q2，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)。各變數均取自然對數，而通貨膨脹率、工業生產指數變動率及名目匯率變動率等三個變數均以本季指數除以上季指

數後取自然對數處理之。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

OECD 國家	樣本期間	樣本個數	OECD 國家	樣本期間	樣本個數
Czech	1993Q2-2013Q2	81	Mexico	1980Q2-2013Q2	133
Denmark	1980Q2-2013Q2	133	Poland	1982Q2-2012Q1	120
Hungary	1985Q2-2013Q2	113	Russia	1995Q2-2013Q2	73
Iceland	1998Q2-2012Q4	59	South Korea	1980Q2-2013Q2	133
Israel	1980Q4-2013Q2	131	Sweden	1980Q2-2013Q2	133

#### 4.2 單根檢定

過去人們對於總體經濟之時間序列均認為具有固定趨勢，而一般的做法是將固定趨勢模型去掉總體經濟時間序列的固定趨勢後，序列就成恆定之時間序列。然而，Nelson and Plosser (1982) 發現僅去掉總體經濟時間序列的固定趨勢，並無法去除時間序列的隨機趨勢(stochastic trend)，所以 Nelson and Plosser (1982) 指出大多數的時間序列資料具有非恆定的性質，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，將實證結果描述於下段。

各變數進行 ADF 單根檢定的結果，在消費者物價指數中，捷克、丹麥、匈牙利、以色列、墨西哥、俄羅斯、瑞典等 7 國不論在截距項或截距項與趨勢項，均於顯著水準 5% 以下拒絕數列具有單根之假說，剩下的 3 國統計上顯示數列存在單根；在通貨膨脹率的部分，只有匈牙利與以色列兩國之通貨膨脹率數列在統計上並未能顯著拒絕數列具有單根之假說，表示此兩國通貨膨脹率數列存在單根，另外的 8 個國家不論在截距項或截距項與趨勢項，皆在顯著水準 10% 以下拒絕數列存在單根之假說。

接下來審視名目匯率(本國幣/美元)指數，除了丹麥、以色列、墨西哥、俄羅斯、瑞典等 5 國之名目匯率指數不論於截距項或截距項與趨勢項，均在顯著水準 10% 以下顯著拒絕數列具有單根之假說，而另外 5 國未能拒絕數列具有單根之假說；名目匯率變動率之部分，所有國家截距項或截距項與趨勢項之設定下，數列皆在 5% 顯著水準下顯著拒絕數列存在單根之假說。

在工業生產指數的單根檢定部分，僅墨西哥和瑞士 2 國的工業生產指數數列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之外，其餘 8 國之工業生產指數數列，在統計上皆不能拒絕有單根之假說；在工業生產指數變動率這部分，所有國家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數列存在單根之假說。

綜合以上觀察結果，可以發現名目匯率指數及工業生產指數多為具有單根之時間序列變數，反之，消費者物價指數、通貨膨脹率、名目匯率變動率、工業生產指數變動率，多為恆定之時間序列變數，雖然有些國家的單根檢定結果與其他國家有些出入，但因為 ADF 單根檢定之可信度較低，此結果仍符合預期，三項非恆定時間序列變數(消費者物價指數、名目匯率指數及工業生產指數)為本文的長期實證模型和誤差修正項的變數，以下會以共整合分析來探討；另外三項(通貨膨脹率、名目匯率變動率、工業生產指數變動率)則會進入誤差修正模型進行 OLS 與分量迴歸分析。

#### 4.3 共整合分析

本節實證結果以 Johansen 共整合做分析，根據 Johansen 共整合的定義，根據變數的個數 (n) 不同，最多會出現 n-1 個共整合關係。本文首先以項量自我迴歸(VAR)落後其數的選擇，使殘差項符合時間序列無自我相關，本文項量自我迴歸落後期數的選擇是以 BIC 為選定準則，得到最適落後期數整理於表 3 中，再以 LM 檢定殘差序列不存在自我相關，最後以跡檢定及最大特性跟檢定來判定消費者物價指數、工業生產指數及匯率指數三個變數間是否存在共整合關係。

在 10%顯著水準之下，不管在跡檢定統計量或最大特性跟統計量，所有國家均拒絕共整合向量為零的虛無假說，說明了變數間具有一個共整合關係存在，亦即變數間具有長期的均衡關係。

#### 4.4 分量迴歸

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、0.25、0.5、0.75、0.9 共計五個分量，此五個分量為文獻上觀察分配常用的位置，分別四分位數對應的三個分量位置(0.25、0.5、0.75)與左右兩個極端分量位置(0.1、0.9)。執行分量迴歸分析前，本文將各個變數均減去其平均值，目的是想了解當一國面臨正衝擊或負衝擊時，匯率轉嫁到通貨膨脹的程度為何。

本章節以 Brun-Aguerre et al (2012) 所提出的誤差修正模型為基礎，以下共分為三種實證步驟；第一，以最小平方方法 (OLS) 審視在平均數上名目匯率對各國通貨膨脹率長期與短期之轉嫁效果；第二，以分量迴歸 (Quantile Regression) 分析在不同分量上匯率對通貨膨脹之長短期轉嫁效果；第三，比較 OLS 與分量迴歸之長短期轉嫁效果。

##### 4.4.1 以 OLS 法估計長短期轉嫁效果

表4為匯率對物價之長期轉嫁效果，表中第一欄為OECD國家名稱、第二欄為變數名稱、第三欄為OLS分析數據、第四欄至第八欄為分量迴歸估計結果，各國長期轉嫁估計數值可由表3中第三列得知。由於是以非恆定之三個變數進行迴歸分析，故只有係數之點估計值為正確，不考慮p-value值；如表3所示，在長期效果方面，名目匯率對物價指數之估計結果顯示，十個國家中，只有丹麥的估計係數值為負，代表匯率貶值（升值）時，通貨膨脹率會有下降（上升）的趨勢，與預期結果不一致；另外九個OECD國家中，有十四個國家係數估計值為正，其值介於0.0583至1.4071，代表匯率貶值（升值）時，通貨膨脹率也會有上升（下降）的趨勢，與預期結果相符合。

在短期效果面，表4至表13為OECD十國匯率對通膨之短期轉嫁效果，而OLS之短期轉嫁係數為模型中之 $\theta$ (呈現於表中第二欄第三列)，統計分析顯示，十個國家中，沒有國家之匯率對通膨轉嫁係數為負值，表示全部十個國家名目匯率轉嫁係數皆為正值，與預期結果相符合；而在顯著性方面，OECD十個國家中，在顯著水準10%以下，只有瑞典不顯著，其它九個國家均顯著。

整體而言，大多數OECD國家，匯率對通貨膨脹之長期與短期轉嫁係數皆為正，且短期效果在10%顯著水準下大多呈顯著，OLS法估計結果是與本文預期相符的。

##### 4.4.2 以分量迴歸法估計長短期轉嫁效果

###### (1) 長期

表3為長期效果之估計結果，包括常數項、各估計數值及其所代表的t值，其中，常數項的t值是以t檢定來檢視各系數是否顯著異於零。分量迴歸0.1至0.9分量之估計結果呈現在表第四欄至第八欄，目的是要更詳細地了解這些OECD國家在不同分量下之長期轉嫁效果。

以下探討迴歸估計結果，首先我們觀察常數項在不同分量下的估計結果，常數項表示在第 $\tau$ 個分量下，物價受到外在衝擊的影響程度，常數項為負號(正號)時，表示負面(正面)衝擊。在較高的分量下，常數項的分量係數值也會愈大，然而，這些國家衝擊的大小也不盡相同，在這些國家中，只有瑞典的衝擊大小最為分散，其範圍從-4.4157至0.9882，其他的九個國家各分量的衝擊量都相距不大。

其次觀察長期轉嫁係數項 $\beta$ ，表示各個分量在面對第 $\tau$ 個分量的衝擊(shock)下，匯率對物價之影響程度。以下分為正面衝擊(positive shock)及負面衝擊(negative shock)做說明；第一，正面衝擊普遍呈現在高分量(0.5~0.9)，結果顯示，OECD十個國家在面臨正向衝擊時，名目匯率貶值(升值)會導致該國物價上漲(下跌)。除了丹麥外，其於國家結果都與OLS結果都相同，符合本文的預期；第二，負面衝擊普遍呈現在低分量(0.1~0.25)，結果顯示，長期在面臨負面衝擊時，全部十個國家的名目匯率貶值(升值)會導致該國物價上漲(下跌)，與預期結果一致。

歸納長期分量迴歸估計結果，各分量的轉嫁係數值都相距不大；在面對正面衝擊時，所有10國的轉嫁係數為正，與預期相符；負面衝擊方面，所有10國面臨負面衝擊時，名目匯率貶值(升值)會導致該國物價上漲(下跌)，與預期相符。

## (2) 短期

表 4 至表 13 為短期轉嫁之估計結果，包括常數項、各估計數值及其所代表的 t 值，其中常數項的 t 值是以 t 檢定來檢視各係數是否顯著異於零。各變數的分量迴歸 0.1 至 0.9 分量係數估計值呈現在表第三欄至第七欄，短期轉嫁係數為模型中之  $\beta$  (呈現於各表中的第三列)。

迴歸估計結果，首先我們觀察常數項(各表的第一列)在不同分量下的估計結果，常數項表示在第  $\tau$  個分量下，通貨膨脹率受到外在衝擊的影響程度，常數項為負號(正號)時，表示負面(正面)衝擊。在較高的分量下，常數項的分量係數值也會愈大，此外，在 0.5 分量時，除了匈牙利、及南韓二國外，剩下的八個國家在 5% 的顯著水準下其衝擊的影響都沒有顯著異於零，然而，在這些國家中，波蘭衝擊大小最為分散，其範圍從 -0.0491 至 0.0628，且這些國家衝擊的大小都非常小，表示短期的衝擊對通貨膨脹率影響並不明顯。

其次觀察短期轉嫁係數項  $\beta$ ，表示各個分量在面對衝擊(shock)下，匯率對物價之影響程度。如同長期效果，將結果分為正面衝擊(positive shock)及負面衝擊(negative shock)做說明；第一，正面衝擊普遍呈現在高分量(0.5~0.9)，結果顯示，只有瑞典短期在面臨正面衝擊時，名目匯率貶值(升值)會使該國物價下跌(上漲)，與本文預期不符；十個國家中的另外九個國家則為名目匯率貶值(升值)會導致該國物價上漲(下跌)，與本文預期相符。第二，負向衝擊部分普遍呈現在低分量(0.1~0.25)，只有以色列短期在面臨負面衝擊時，名目匯率貶值(升值)會使該國物價下跌(上漲)，與預期不相符；其他的九個國家在面臨負面衝擊時，名目匯率貶值(升值)會使該國物價上漲(下跌)，是與預期相符的。

總體而言，短期的匯率對通貨膨脹之轉嫁效果為在各分量的轉嫁係數值都相距不大，且轉嫁係數值都非常小；在面對正面衝擊時，大多國家的轉嫁係數為正，與預期相符；負面衝擊面，多數國家的結果為，名目匯率貶值(升值)會使該國物價上漲(下跌)，亦與預期相符。

### 4.4.3 比較 OLS 與分量迴歸

長期效果方面，從表 3 可以得知，OLS 法與分量迴歸法的轉嫁效果估計值差異不大的有匈牙利、冰島、以色列、墨西哥、波蘭、俄羅斯、南韓等七國，比例占近 70%，表示七成的國家，使用平均數來估計就能看出長期轉嫁效果；而另外三個國家的 OLS 與分量迴歸估計結果有較大的差異，可以清楚看到在高分量或低分量有不同的轉嫁效果。以丹麥為例，OLS 估計係數為 -0.2593；各分量 0.1、0.25、0.5、0.75、0.9 估計係數分別為 0.3470、0.5036、0.9481、0.9544、0.8967 這意味在低分量轉嫁效果較大，且對通膨為正向影響；而高分量位置對通膨為負向影響。另外，隨著分量位置增加，轉嫁效果越來越大，藉此，透過分量迴歸我們細看到平均數所不能呈現的估計結果。

短期效果方面，從表 4 至表 13 得知，OLS 法與分量迴歸法的轉嫁效果估計結果差異不大且非常小。顯著性方面，轉嫁係數在 10% 顯著水準下，全數十國都透過 OLS 法或分量迴歸法顯著。而十國中，只有瑞典在 OLS 下都無顯著的轉嫁效果，但是透過分量迴歸法估計後，我們捕捉到了在某些特定分量位置上，才具有轉嫁效果的特性；反之，波蘭只在 OLS 法下顯著，剩下八個國家在兩種方法下都有顯著表現。

總結以上，有三個重點，第一，兩種統計方法的估計係數都非常的小，且長期係數較短期大。第二，兩種方法的短期顯著性部分，大多數國家的轉嫁係數同時在兩種方法都顯著，且分量迴歸觀察到兩個極端分量位置不對稱的轉嫁效果。第三，分量迴歸法的估計係數符號未必完全與 OLS 法相同，表示在不同分量下，匯率對物價及通貨膨脹的影響方向不完全一致。

表 3 名目匯率對物價之長期效果  $P_t = \mu + \beta_1 Y_t + \beta_2 S_t + \varepsilon_t$

OECD 國家	變數	OLS	分量( $\tau$ )				
			0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Czech	常數項	-2.9559	-0.1490	-0.0456	0.0124	0.0783	0.1111
	$Y_t$	1.3914	1.6942	1.4302	1.3912	0.9512	0.7795
	$S_t$	0.3728	0.7408	0.4530	0.3424	0.1153	-0.0050
Denmark	常數項	-0.3628	-0.0842	-0.0540	0.0072	0.0496	0.0907
	$Y_t$	1.1933	1.2536	1.2175	1.2760	1.1764	1.1960
	$S_t$	-0.2593	0.3470	0.5036	0.9481	0.9544	0.8967
Hungary	常數項	-5.9555	-0.3872	-0.1747	0.0227	0.2327	0.3241
	$Y_t$	0.6622	1.5804	0.9047	0.6353	0.6451	0.9437
	$S_t$	1.4071	1.1572	1.4150	1.5525	1.3051	0.9812
Iceland	常數項	1.7866	-0.0632	-0.0231	-0.0029	0.0321	0.0563
	$Y_t$	0.5593	0.5533	0.5699	0.5663	0.5598	0.5355
	$S_t$	0.0583	0.0629	0.0528	0.0402	0.0492	0.0758
Israel	常數項	-0.1702	-0.1739	-0.0955	0.0154	0.0935	0.1343
	$Y_t$	0.7187	0.7806	0.8070	0.6399	0.6780	0.6605
	$S_t$	1.0532	1.0867	1.0448	1.0825	1.0445	1.0351
Mexico	常數項	-5.3753	-0.1481	-0.0863	-0.0198	0.0574	0.1372
	$Y_t$	1.6684	1.8599	1.6392	1.5879	1.6055	1.3513
	$S_t$	0.9720	0.9675	0.9935	0.9753	0.9569	0.9763
Czech	常數項	-2.9559	-0.1490	-0.0456	0.0124	0.0783	0.1111
	$Y_t$	1.3914	1.6942	1.4302	1.3912	0.9512	0.7795
	$S_t$	0.3728	0.7408	0.4530	0.3424	0.1153	-0.0050
Denmark	常數項	-0.3628	-0.0842	-0.0540	0.0072	0.0496	0.0907
	$Y_t$	1.1933	1.2536	1.2175	1.2760	1.1764	1.1960
	$S_t$	-0.2593	0.3470	0.5036	0.9481	0.9544	0.8967
Hungary	常數項	-5.9555	-0.3872	-0.1747	0.0227	0.2327	0.3241
	$Y_t$	0.6622	1.5804	0.9047	0.6353	0.6451	0.9437
	$S_t$	1.4071	1.1572	1.4150	1.5525	1.3051	0.9812
Iceland	常數項	1.7866	-0.0632	-0.0231	-0.0029	0.0321	0.0563
	$Y_t$	0.5593	0.5533	0.5699	0.5663	0.5598	0.5355
	$S_t$	0.0583	0.0629	0.0528	0.0402	0.0492	0.0758
Israel	常數項	-0.1702	-0.1739	-0.0955	0.0154	0.0935	0.1343
	$Y_t$	0.7187	0.7806	0.8070	0.6399	0.6780	0.6605
	$S_t$	1.0532	1.0867	1.0448	1.0825	1.0445	1.0351
Mexico	常數項	-5.3753	-0.1481	-0.0863	-0.0198	0.0574	0.1372
	$Y_t$	1.6684	1.8599	1.6392	1.5879	1.6055	1.3513
	$S_t$	0.9720	0.9675	0.9935	0.9753	0.9569	0.9763
	常數項	-0.6612	-0.2805	-0.1380	0.0545	0.1657	0.2128

Poland	$Y_t$	0.8484	1.0640	0.8622	0.7760	0.7914	0.8024
	$S_t$	1.1063	1.1507	1.1537	1.0916	1.0740	1.0701
	常數項	-10.3337	-0.1916	-0.0672	0.0201	0.0890	0.1766
Russia	$Y_t$	2.3368	2.2469	2.3679	2.3445	2.3806	2.2396
	$S_t$	1.2686	1.3100	1.2331	1.2407	1.2553	1.2551
	常數項	0.9741	-0.0682	-0.0349	-0.0007	0.0389	0.0604
South Korea	$Y_t$	0.4913	0.5271	0.5106	0.4991	0.4662	0.4660
	$S_t$	0.1969	0.2284	0.1885	0.1231	0.1741	0.1909
	常數項	-3.9219	-4.4157	-4.3578	-4.9060	-0.9365	0.9882
Sweden	$Y_t$	1.7561	1.8134	1.8134	2.0096	1.2198	0.8298
	$S_t$	0.2775	0.3107	0.3094	0.1887	0.0330	-0.0297

註1：此實證模型為  $p_t = \mu + \beta_1 Y_t + \beta_2 S_t + \varepsilon_t$ 。

註2：長期轉嫁係數為  $\beta_2$ 。

註3：表格中之數值為常數項、工業生產指數及名目匯率指數之係數  $\mu$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 。

表4 捷克誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta Y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-2}) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0092*** (5.4229)	-0.0098*** (-9.0526)	-0.0068*** (-4.9801)	-0.0014 (-0.8845)	0.0065** (2.5741)	0.0129*** (4.9144)
$\Delta Y_t$	0.0441 (1.0056)	0.0781** (2.4638)	0.0361 (0.6221)	-0.0391 (-0.6098)	0.0703 (0.6774)	0.1593* (1.8594)
$\Delta S_t$	0.0500** (2.0886)	0.0184 (1.0649)	0.0268 (0.9800)	0.0561* (1.8151)	0.0870* (1.8256)	0.1101** (2.1815)
$\Delta p_{t-1}$	0.1293 (1.2001)	0.1713** (2.1468)	0.0899 (0.8980)	-0.0115 (-0.1115)	0.1918 (0.7670)	0.0962 (0.4135)
$(p_{t-1} - p_{t-2})$	-0.0519*** (-3.7215)	-0.0408*** (-3.5252)	-0.0419*** (-3.1948)	-0.0531*** (-3.2674)	-0.0658*** (-2.7965)	-0.0869** (-2.6410)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數  $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數  $\gamma$ 、匯率變動率之係數  $\theta$  及誤差修正項之係數  $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為  $\theta$ 。

註3：各係數下方括號內為 t 值，\*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下顯著。

表 5 丹麥誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-1}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0050*** (5.7215)	-0.0077*** (-11.3712)	-0.0053*** (-6.6756)	-5.21E-05 (-0.0621)	0.0040*** (5.8793)	0.0068*** (10.5693)
$\Delta y_t$	0.0098 (0.7584)	0.0133 (0.7346)	0.0131 (0.7529)	0.0151 (0.9261)	-0.0057 (-0.4467)	0.0052 (0.4060)
$\Delta S_t$	0.0230* (1.8857)	0.0082 (0.5920)	0.0289* (1.8067)	0.0179 (0.9562)	0.0099 (0.6408)	0.0153 (1.1344)
$\Delta p_{t-1}$	0.3694*** (4.6918)	-0.0840 (-0.6271)	-0.0486 (-0.3261)	0.3462*** (2.8687)	0.6336*** (6.5081)	0.6209*** (7.0876)
$(p_{t-1} - p_{t-1}^e)$	-0.0119* (1.8972)	-0.0047 (-0.8871)	-0.0080 (-1.2582)	-0.0115 (-1.6192)	-0.0099 (-1.3244)	-0.0043 (-0.5605)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。

註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 6 匈牙利誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-1}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0162*** (4.7995)	-0.0227*** (-6.7259)	-0.0132*** (-7.2672)	-0.0051*** (-2.7105)	0.0092** (2.4045)	0.0310*** (7.2934)
$\Delta y_t$	-0.0767 (-1.0597)	-0.0009 (-0.0070)	-0.0482 (-0.8716)	0.0165 (0.2864)	0.0264 (0.1638)	-0.4936** (-2.3921)
$\Delta S_t$	0.1037** (2.3783)	0.0091 (0.1681)	-0.0136 (-0.4522)	0.0290 (0.8344)	0.1428 (1.2279)	0.3083** (2.3544)
$\Delta p_{t-1}$	0.3956*** (4.5386)	0.2924 (1.4296)	0.4208*** (8.5001)	0.4119*** (6.4845)	0.4938 (1.4407)	0.3844 (0.5278)
$(p_{t-1} - p_{t-1}^e)$	0.0008 (0.0988)	-0.0046 (-0.5353)	-0.0114* (-1.6838)	-0.0011 (-0.1636)	0.0151 (1.1176)	0.0028 (0.1175)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。

註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 7 冰島誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-1}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0086*** (5.2531)	-0.0078*** (-6.1644)	-0.0045*** (-3.6406)	0.0005 (0.3318)	0.0050*** (3.4315)	0.0090*** (5.0803)
$\Delta y_t$	0.0529*** (4.1978)	0.0696*** (3.0045)	0.0421** (2.1706)	0.0447** (2.6580)	0.0420** (2.6585)	0.0573** (2.0822)
$\Delta S_t$	0.0504*** (3.3930)	0.0568*** (3.7851)	0.0577*** (2.8082)	0.0586*** (3.5050)	0.0469*** (3.3868)	0.0368* (1.7033)
$\Delta p_{t-1}$	0.3754*** (3.8088)	0.2627** (2.6115)	0.2388** (2.0080)	0.3808 (1.5640)	0.5455*** (3.2452)	0.6277*** (3.2812)
$(p_{t-1} - p_{t-1}^e)$	-0.0356 (-1.0892)	-0.0861** (-2.3464)	-0.0551 (-1.3555)	-0.0171 (-0.3087)	0.0235 (0.4097)	0.0036 (0.0449)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。

註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 8 以色列誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-1}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0101** (2.1219)	-0.0300*** (-2.7406)	-0.0185*** (-7.7727)	-0.0032 (-0.4774)	0.0088*** (3.9908)	0.0335** (2.5766)
$\Delta y_t$	-0.1130 (-0.6728)	-0.0270 (-0.2649)	-0.1290 (-1.4712)	0.0151 (0.1328)	0.0303 (0.3180)	-0.0135 (-0.0697)
$\Delta S_t$	0.2832*** (5.9048)	-0.0047 (-0.0251)	0.0508 (0.7273)	0.1004** (2.2659)	0.1368** (2.3846)	0.1308** (2.0257)
$\Delta p_{t-1}$	0.5916*** (9.9066)	0.6483*** (4.6238)	0.7548*** (12.6344)	0.8165*** (7.5574)	0.8310*** (11.4815)	1.1134*** (4.4957)
$(p_{t-1} - p_{t-1}^e)$	-0.0676** (-1.9207)	0.0321 (0.9576)	0.0356 (1.3964)	-0.0121 (-0.2413)	-0.0171 (-0.7531)	-0.0742 (-1.1522)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。

註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 9 墨西哥誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-2}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0101*** (2.8761)	-0.0248*** (-9.1102)	-0.0140*** (-4.2805)	0.0003 (0.0890)	0.0110*** (4.6863)	0.0252*** (7.6035)
$\Delta y_t$	0.1633 (1.0919)	0.0875 (0.3304)	0.1798 (0.9501)	0.0412 (0.2676)	-0.0114 (-0.0660)	-0.1040 (-0.5991)
$\Delta S_t$	0.2183*** (7.4301)	0.1428** (2.4240)	0.1769*** (6.2827)	0.1645*** (4.2184)	0.1475*** (3.8758)	0.1147*** (2.9544)
$\Delta p_{t-1}$	0.6110*** (12.8281)	0.4646*** (9.4572)	0.5229*** (5.8615)	0.7617*** (7.8596)	0.9098*** (11.7293)	1.1333*** (12.3488)
$(p_{t-1} - p_{t-2}^e)$	-0.0982*** (-4.0323)	-0.0703 (-1.1099)	-0.0820** (-2.0870)	-0.0596** (-2.1874)	-0.0358** (-2.6105)	-0.0451*** (-3.0249)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。

註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 10 波蘭誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-2}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0259*** (3.2754)	-0.0491*** (-14.5407)	-0.0414*** (-9.2687)	-0.0017 (-0.6276)	0.0134 (0.9531)	0.0628*** (5.4056)
$\Delta y_t$	-0.2987 (-1.4264)	-0.1799 (-0.8752)	-0.1308 (-0.5371)	-0.0288 (-0.2259)	0.0059 (0.0292)	0.0692 (0.1755)
$\Delta S_t$	0.2922*** (7.2515)	0.0110 (0.2607)	0.0477 (0.8348)	0.0479 (0.7571)	0.0336 (0.5517)	0.1880 (0.9804)
$\Delta p_{t-1}$	0.3661*** (5.2027)	0.1735*** (5.9269)	0.1848*** (4.3429)	0.8479*** (10.2250)	0.9326*** (2.9379)	1.2231** (2.4664)
$(p_{t-1} - p_{t-2}^e)$	-0.1251*** (-4.0069)	-0.0421* (-1.9091)	-0.0340 (-1.1495)	-0.0404** (-1.9857)	-0.0529*** (-2.7198)	-0.1036** (-2.7754)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。

註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 11 俄羅斯誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-2}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0132*** (4.3590)	-0.0200*** (-8.8438)	-0.0162*** (-6.7432)	-0.0049 (-0.5517)	0.0132*** (4.6717)	0.0192*** (8.3268)
$\Delta y_t$	0.1538*** (3.8383)	-0.0168 (-0.2530)	0.0052 (0.0625)	0.0372 (0.4515)	-0.0305 (-0.4353)	0.0058 (0.0862)
$\Delta S_t$	0.3223** (13.0994)	0.0845 (0.6712)	0.1234 (0.9998)	0.1671 (1.0551)	0.3534*** (20.5823)	0.3442*** (29.1032)
$\Delta p_{t-1}$	0.4584*** (9.7384)	0.3796*** (5.1558)	0.3552** (4.8363)	0.5024 (1.2679)	0.6627*** (9.9133)	0.6232*** (11.1790)
$(p_{t-1} - p_{t-2}^e)$	-0.0945*** (-4.6694)	-0.0675*** (-4.2291)	-0.0712*** (-3.3659)	-0.0969* (-1.9378)	-0.0789*** (-3.5512)	-0.0823*** (-4.6495)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 12 南韓誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-2}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0039*** (3.0013)	-0.0098*** (-11.9999)	-0.0058*** (-6.9989)	-0.0023** (-2.0785)	0.0045*** (3.4401)	0.0116*** (6.8791)
$\Delta y_t$	0.0673** (2.3181)	0.0449 (1.6274)	0.0349 (1.0707)	0.0010 (0.0287)	0.0435 (1.0056)	0.1168** (2.1315)
$\Delta S_t$	0.0822*** (4.6749)	0.0164 (0.7434)	0.0450* (1.8410)	0.0793 (1.5151)	0.0969* (1.6794)	0.1170*** (4.9478)
$\Delta p_{t-1}$	0.4896*** (7.8297)	0.1861 (1.4948)	0.3619** (2.0204)	0.3203** (2.0670)	0.4284** (5.4290)	0.6655*** (5.1965)
$(p_{t-1} - p_{t-2}^e)$	-0.0372** (-2.4298)	-0.0282* (-1.7506)	-0.0284* (-1.7129)	-0.0272 (-1.5350)	-0.0353 (-1.5183)	-0.0296 (-1.3228)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。

註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 13 瑞典誤差修正模型之 OLS 及分量迴歸效果分析

$$\pi_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \theta \Delta S_t + \omega \Delta p_{t-1} + \varphi (p_{t-1} - p_{t-2}^e) + \varepsilon_t$$

變數	OLS	分量( $\tau$ )				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
常數項	0.0046*** (4.5521)	-0.0097*** (-11.5672)	-0.0062*** (-6.2586)	-0.0006 (-0.5822)	0.0056*** (5.1481)	0.0092*** (7.8077)
$\Delta y_t$	0.0420 (1.5840)	0.0957** (2.2904)	0.0896* (1.8119)	0.0068 (0.2349)	0.0344 (1.4278)	-0.0092 (-0.1692)
$\Delta S_t$	0.0185 (1.2470)	0.0155 (0.6421)	0.0209 (0.8763)	-0.0087 (-0.3494)	0.0315* (1.6669)	0.0240 (1.1932)
$\Delta p_{t-1}$	0.4573*** (5.9472)	0.4590*** (3.7688)	0.5039*** (6.0985)	0.3373*** (4.5792)	0.4016** (2.4507)	0.5018*** (3.5510)
$(p_{t-1} - p_{t-2}^e)$	-0.0158*** (-3.0381)	-0.0115* (-1.8986)	-0.0150** (-2.3843)	-0.0220*** (-3.4549)	-0.0193** (-2.2258)	-0.0165** (-2.3437)

註1：此表格中之數值分別為截距項之係數 $\alpha$ 、工業生產指數變動率之係數 $\gamma$ 、匯率變動率之係數 $\theta$ 及誤差修正項之係數 $\varphi$ 。

註2：短期匯率轉嫁係數為 $\omega$ 。

註3：各係數下方括號內為t值，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

## 5. 結論

匯率變動影響進口價格及物價的議題直到現在已有大量文獻研究此主題，而匯率變動的問題，已經從產業及組織間的問題演變為在一般均衡模型中找出最佳的匯率政策及貨幣政策。然而，自從 Hooker(2002)驗證了1980年確實存在結構改變點後，許多探討匯率轉嫁的文獻發現，在多個國家中，不管是轉嫁到進口物價或是轉嫁到通貨膨脹，匯率轉嫁的效果是非常低且是不完全轉嫁的，近幾十年來，學者也發現這個問題，紛紛用不同國家或不同的實證方法分析，均也得到匯率轉嫁至通貨膨脹效果是非常低。而本文主要研究貢獻在於，不同於以往的文獻著重在分配的平均數上，本研究運用 Koehler and Bassett(1978)提出的分量迴歸法 (quantile regression)，旨在觀察分配兩端的表現，審視匯率與通貨膨脹之間的相關性。

本文分析 OECD 中的10個國家資料，透過 OLS 及分量迴歸方法探究在不同的分量下，匯率與通貨膨脹率之間隨著期間長短的不同和轉嫁係數值的大小而產生不同的關係，實證結果可以歸納為二，第一，OLS法估計長短期轉嫁效果，結果顯示10個 OECD 國家中，全數10國短期轉嫁效果為正的，長期轉嫁效果為正的有9個國家，表示大多數 OECD 國家，匯率對通貨膨脹之長期與短期轉嫁係數皆為正，且短期效果在10%顯著水準下大多呈顯著，估計結果與本文預期相符。第二，分量迴歸法之結果分析，長期面，各分量的轉嫁係數值都相距不大，且10個國家中，在面對正面衝擊時，有9個國家在名目匯率貶值(升值)會導致該國物價上漲(下跌)；負面衝擊方面，所有國家面臨負面衝擊時，名目匯率貶值(升值)會導致該國物價上漲(下跌)。短期面，10個國家中，在面對正面衝擊時，全數10國在名目匯率貶值(升值)會導致該國物價上漲(下跌)；負面衝擊方面，有8個國家面臨負面衝擊時，名目匯率貶值(升值)會導致該國物價上漲(下跌)，結果呈現出長短期轉嫁效果多與預期相符。

從政策的觀點來看，我們的實證結果建議有二點，第一，兩種統計方法的估計系數都非常的小，且長期係數較短期大，這意味著匯率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，才能比較容易判斷匯率轉嫁至通貨膨脹率的影響性。第二，不論長短期，當國家處於正面衝擊時(如景氣繁榮)，多數國家在匯率貶值(升值)時會導致物價及通膨上揚(下降)，此時中央銀行可以採用匯率升值或緊縮性貨幣政策，用來抑制國內物價；相同地，面臨負面衝擊時(如經濟蕭條)，多數國家結果表現為匯率貶值(升值)時會導致通貨膨

脹率上揚(下降)，因此實證結果驗證了目前日本在不景氣時，首相安倍透過貨幣寬鬆政策，使日圓大幅貶值以增加通貨膨脹率。

## 參考文獻

### 中文部分

- 陳旭昇 (2009)，《時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用》，台北市：東華書局。
- 徐健豪 (2011)，「匯率轉嫁之不對稱性：臺灣實證研究」，國立中山大學經濟研究所碩士論文。
- 顧肇新 (2013)，「國際油價轉嫁至通貨膨脹之再探討-以分量迴歸實證分析」，國立高雄應用科技大學企業管理系季碩士班論文。
- 張瑞娟與權清全 (2009)，「貨幣政策與匯率轉嫁之探討-臺灣之實證分析」，經濟論文，86，31-67。
- 林柏君與吳中書 (2013)，「通貨膨脹與通縮之匯率轉嫁」，臺灣經濟預測與政策，43:2，51-81。
- 曾翊恆與周國偉 (2012)，《國際油價震盪轉嫁臺灣分類物價指數-轉嫁程度估計及其非線性特徵》。
- 黃恩恩、藍青玉與郭炳伸(2007)，「菜單成本與不對稱匯率轉嫁-以台灣進口物價為例」，經濟論文，35:4，439-472。
- 劉宗欣、張銘仁 (2000)，「進口物價的匯率轉嫁與不對稱性：臺灣的實證研究」，經濟論文，28:4，369-396。

### 英文部分

- Chen, S.S. (2009), "Oil Price Pass-Through into Inflation," *Energy Economics*, 31, 126-133.
- 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.
- K.-H. Kim (1998), "US inflation and the dollar exchange rate," *Applied Economics*, 30, 613-619.
- McCarthy, J. (2007), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies," *Eastern Economic Journal*, 33, No. 4.
- E.U. Choudhri et al. (2005), "Explaining the exchange rate pass-through in different prices," *Journal of International Economics*, 65, 349-374.
- F. Naz et al.(2012), "Exchange rate pass-through in to inflation: New insights in to the cointegration relationship from Pakistan," *Economic Modelling*, 29, 2205-2221.
- R. Brun-Aguerre et al. (2012), "Exchange rate pass-through into import prices revisited: What drives it?" *Journal of International Money and Finance*, 31, 818-844.
- Y.F. Takhtamanova (2010), "Understanding changes in exchange rate pass-through," *Journal of Macroeconomics*, 32, 1118-1130.
- Taylor, M.P. and Peel, D.A. (2000), "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals," *Journal of International Money and Finance*, 19, 33-53.