

航空燃油價格與上市國籍航空公司股價長期關係之研究

An empirical study on the long-run relationship of the jet fuel price and stock price of Taiwan listed domestic civilian airliners.

李政峯¹

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²

崑山科技大學 國際貿易系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

劉淳毅³

國立高雄應用科技大學 企業管理系碩士在職專班 研究生

2103335117@gm.kuas.edu.tw

摘要

本文旨在探討航空燃油價格對於上市國籍航空公司股價之關係，並輔以利率與匯率變數加入研究；研究期間自 2001 年 9 月至 2016 年 1 月，以台灣中油公司航空燃油價格、中華航空股價、長榮航空股價、金融業隔夜拆款平均月利率與美元對台幣匯率月資料各 173 筆進行探討。實證結果顯示：首先，JB 統計量的結果顯示，資料為非常態分配，其次以單根統計量(ADF、DF-GLS 與 Ng-Perron)檢定後發現所有變數均具有單根；再者，以 Johansen 共整合檢定後發現，上市國籍航空公司股價、利率、匯率與航空燃油價格存在一個長期均衡關係；最後向量誤差修正模型(VECM)分析發現，長期下，航空燃油價格與航空公司股價具負向影響關係；短期內，國際航空燃油價格、利率與匯率對上市國籍航空公司股價均無顯著關係，影響效果不明顯。

關鍵字：單根檢定、共整合檢定、股價、航空燃油價格、匯率、利息

第一章 前言

航空業對台灣經濟成長有極大影響，以航空運輸產業貨運部分而言，臺灣空運主要出口貨品最大宗為 IC(integrated circuit)電子產品，2014 年出口產值達 999.9 億美元，較 2013 年成長 13.5%，占出口比重 31.9%；在客運方面，除國際航線陸續增加外，載運量最顯著的增加即屬兩岸空運部分；2008 年 11 月 4 日簽署之「海峽兩岸空運協議」，12 月 15 日實施平日包機。行政院大陸委員會表示航路截彎取直，民眾赴內地不再意識形態繞道香港，平均節省飛行時間約 62 分鐘，更節省航空公司燃油成本 40-45%，估計旅客及航空公司雙方面共約可省下每年新臺幣 30 億元以上；航空運輸產業對航空燃油價格具高度敏感性而有別於其他產業，且航空燃油價格對於營運績效也有相當程度的關係。

航空公司營運成本中，燃油成本支出相對佔了相當大比例；臺灣大學財金系教授李存修指出，燃油成本平均約佔航空業者營運成本 40%；燃油成本 2006 年第一季佔上市國籍航空公司總成本約 39%，中華航空公司直接成本中其燃油成本約佔 40%-44.7%，而長榮航空公司則佔了約莫 40%-45%，因而對營運績效產生影響。

在高燃油成本比重下，導致航空公司業者營運成本提高造成獲利衰退，航空公司雖以徵收燃油附加費與提高票價作為因應，但仍造成航空業股價下跌；反之航空燃油價格下跌，產業營運成本降低，理應使利潤明顯提升。在過去文獻上，影響航運類股股價主因多以國際原油價格來評定與分析產業股價與其聯動性，鮮少有文獻討論航空燃油價格與航空公司股價的關係。航空燃油價格與華航與長榮運載量的關係以 Pearson 相關係數來衡量，其相關係數分別為 0.608 與 0.505，高於西德州原油價格與華航與長榮運載量的關係(相關係數分別為 0.578 與 0.454)，故以航空燃油價格加入其他解釋變數，如利率與匯率等，用來解釋航空運輸產業股價，可能較原油價格妥適。

本研究在航空運輸產業對象之選定上以企業經營績效與股價報酬率之關聯，規模大小對企業經營績效好壞有顯著解釋效果，經營績效與景氣波動對股價報酬率有顯著解釋效果。臺灣前二大上市國籍航空公司，在企業規模或企業經營績效上皆有航空類股指標性意義；以 2014 年載運量而言，目前臺灣載運量排名第一並於民國 82 年 2 月 26 日掛牌上市的中華航空公司(載客人數為 1,328 萬人，占 49.7%)；載運量排名第二並於民國 90 年 9 月 17 日掛牌上市的長榮航空公司(載客人數 890 萬人，占 33.3%)為研究對象。本研究主體採用與上市國籍航空公司相關性密切的航空燃油價格作為分析基準，並加入利率、匯率等解釋變數，與上市國籍航空公司股價一併探討。行文順序如下:第二章文獻回顧、第三章研究方法、第四章實證結果與第五章結論與建議。

第二章 文獻回顧

油價上漲便直接或間接影響生產成本，連帶影響企業獲利能力以及產業生產力。若依據產業生產特性以及產業對石油依存度之間的差異，即發現油價對於不同產業有不同影響，例如有別於多數產業，石油、石油氣產業與礦業便可能從油價上漲中得利。多數學者認定原油價格變動是造成經濟景氣循環主因，研究中指出原油價格與景氣循環有其相關性。如 Hamilton(1983)與 Dotsey et al.(1992)皆證實原油價格與產出間具有重要相關性，研究發現在總體經濟變數中只有一些貨幣性變數與股價之間關係較為顯著；部分研究顯示油價與總體經濟活動間並非有直接關聯，油價上漲時對股價影響相對比油價下跌時影響更為明顯(Hamilton, 2003; Zhang, 2008; Lardic and Mignon, 2008)；股價藉由貨幣變數的媒介仍會遵循實質變數趨勢。換言之，股價走勢仍遵循著經濟景氣循環的基本面；分析領先於股價之經濟變數，可以做為增加對預測股價變數。Hilliard(1979)在 OPEC 石油禁運時期，對各國證券交易所股價指數之間相互關係作一研究。研究結果指出位於同一大陸板塊的股市指數有同時間移動現象；油價得影響股價卻有地域關聯性。Jones and Kaul(1996)研究結果顯示加入油價變數後能增加模型解釋能力，股價對於油價衝擊能反映在當期與預期未來實質現金流量。Sadorsky(1999)研究發現原油價格與油價變動對實質股價報酬有重大影響。Hondroyannis and Papapetrou(2001)實證結果指出油價衝擊反應得以解釋大部分的股價變化。Papaoertrou(2001)研究顯示，衝擊反應則油價上漲會影響股價報酬減少。Nandha and Faff(2008)檢定全球 35 種產業股價指數與國際原油價格間相互影響，實證結果顯示油價變動僅對石油、天然氣與礦業類股指數有正向顯著影響。Nandha and Brooks(2009)實證發現，油價確實與運輸單位股票報酬有負向顯著影響。曾家煒(2005)研究結果顯示油價與塑膠類股價指數、鋼鐵類股價指數，存在長期均衡關係；林建智(2006)實證指出在共整合檢定中，原油價格和美國及臺灣兩地股價指數具有共整合關係，原油價格上漲時，其對股價指數影響性稍大，莊皓潔(2009)實證發現，國籍航空公司營運績效受到油價影響，油價在延遲兩季到三季後對於航空公司營運績效影響將達到高峰，影響程度高於當期油價。劉芷茜(2011)實證結果，中華航空客運與貨運，營收受到原油價格影響顯著。而長榮航空，其原油價格對客運營收影響不顯著，對貨運營收影響顯著。唐臆如(2012)研究結果顯示在衝擊反應分析中受原油價格衝擊美國六家航空公司，股價自初期開始皆有幅度不大負向反應。Granger 因果關係與衝擊反應分析則顯示原油價格是影響美國七家航空公司股價重要變數。陳冠洲(2015)研究顯示，三家航空公司不論短期或長期營運盈餘，皆受到西德州原油價格負向影響；長榮航和華航受油價波動影響相對明顯。

經營國際航線航空公司，除了油價影響外，仍需考慮其他變數，國家為穩定經濟發展與繁榮，透過利率或匯率政策交互實施，使與經濟發展密切且相互影響。當利率上升，投資人取得股票成本提高，融資成本增加，購買力與投資股市意願降低而使股價下跌，資金從股市回流銀行體系以趨避風險；就企業經營立場，企業取得資金成本與利息負擔因利率上升而提高，降低設廠投資意願降低進而影響企業獲利，不利經濟成長，在假設其他條件不變下股價與利率有負向關係。Mcmillan(2005)實證指出短期可預期工業生產與三個月短期利率與股市收益率呈現負相關。Honda & Kuroki(2006)實證發現貨幣政策顯著影響中期與長期利率；目標利率調降 1% 股價將會上升 3%。Alper & Atilla (2007)實證指出利率影響較早反映在股票價格上。Boyer and Fillion(2007)實證顯示原油價格、市場報酬、天然氣價對股票報酬有正向影響，但利率與匯率則為負向影響。Ratanapakorn & Sharma(2007)實證發現股票價格與長期利率有負向關係。Alam and Uddin (2009)實證顯示研究中所有國家股價皆與利率有負向顯著關係。國

內學者翁小蘅(2009)研究發現利率變動率與股價報酬率具有負向關係。顏嘉良(2009)實證發現台灣加權股價指數與長、短期利率三個變量間具有長期均衡關係且短期利率不會影響長期利率，長期利率則影響短期利率。邱惲傑(2012)實證指出當利率波動劇烈時，將會同程度導致金融機構股價報酬波動。

綜合上述實證得知利率與股市有負向關係，然台灣是為進出口導向國家，除利率對股價有所影響，匯率變動也直接牽動著了企業獲利能力；國與國資本市場往來交易亦是透過匯率變化形成相互密切的影響，外資進出牽動本國匯率，當本國貨幣貶值時，投資人將資金抽離國內股票市場匯往國外以避免匯兌損失，而使國內股價下跌呈現反向變動關係。國內外學者與文獻探討指出，股價與匯率具有負相關，且匯率會引導股價；但仍有部分限制導致負相關現象不顯著，如金融危機或政治因素等非預期性事件發生。Phylaktis & Ravazzolo(2005)研究實證指出，股市和外匯市場具有正向關係，而美國股市正是連接該關係的重要因素且與外匯限制無關，研判應與地緣政治有關。Mun(2007)實證結果指出匯率變動對美國與本地市場具有負向影響，匯率變動對本地股票市場波動有顯著影響。Chkili & Nguyen(2012)研究實證指出法國和德國股票與外匯市場之間關係非常顯著。Andreou & Savvides (2013)研究發現，股票和外匯市場之間雙向顯著的外溢效應。國內學連春紅和李政峯(2005) 探討美國和日本股市對台灣股市、匯市和之間關聯性，經 Johansen 共整合檢定發現，樣本不存在長期均衡關係；因果檢定方面，台灣股市變動會領先匯率變動且為負相關。蔡明章(2009)實證發現，匯率對臺灣股市具雙向因果關係，且匯率變動在下跌區段裡才有顯著影響。林政隆(2008)檢定實證結果，匯率變動率和股價報酬率為雙向反饋因果關係。任明軒(2008) 研究檢定後發現，現貨、期貨與匯率間存在長期穩定均衡關係。孫光夏(2014)實證臺灣加權股價指數、股價指數期貨與匯率變數間存在有長期穩定均衡關係。我國航空運輸業以中華航空與長榮航空為前二大航空公司¹，藉由航空燃油價格佐以總體經濟面變數，金融業隔夜拆款利率與美元兌換台幣匯率進行探討。

第三章 研究方法

資料擷自經濟部能源局油價資訊管理系統與 MOPS²航空燃油牌價自 2001 年 9 月至 2016 年 1 月之月資料，以及由中央銀行公布之利率與匯率資料；本研究採共整合(Co-integration)分析來探討航空燃油價格、利率與匯率及上市國籍航空公司平均月股價各變數長期關係，由單根檢定 (Unit Root Test) 檢驗本研究航空燃油價格、利率與匯率及上市國籍航空公司平均月股價，若序列呈現非定態 (Non-stationary)，接著以共整合檢定方法檢測變數間是否有長期穩定均衡之關係，並以向量誤差修正模型 (VECM) 來觀察變數間之短期互動，下列各節分別介紹本研究欲使用之模型。

3.1 單根檢定(Unit Root Test)

本研究採用傳統之 ADF 單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller Test)及 DF-GLS 單根檢定法，並輔以檢定力較高之 NP 單根檢定法來進行單根檢定，以提昇檢定正確性。

3.1.1 ADF 單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller Test)

Dickey-Fuller test(DF 檢定)為單根檢定之始祖，其重要假設為殘差項須符合白噪音 (white noise)，依有無常數項及時間趨勢項，提出下列三條不同迴歸式用來檢定時間數列是否存在單根：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(1)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3)$$

¹ 據 103 年民航統計年報，總飛行 246,301 架次，華航 73,214 架次(29.73%)，長榮航 50,382 架次(20.46%)；載客人數 31,965,596 人，華航 13,280,871 人(41.55%)，長榮 8,902,005 人(27.85%)。

² MOPS(the arithmetic average of the high and low price assessments of Platt's Singapore for kerosene /JET A-1 under the heading Singapore as published in Platt's Asia Pacific).

其中 α 為常數項， t 為時間趨勢項， $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$

$$H_0: \rho = 0 \quad (y_t \text{ 具有單根，為非恆定的時間數列})$$

$$H_1: \rho < 0 \quad (y_t \text{ 不具有單根，為恆定的時間數列})。$$

但 DF 檢定限定時間數列僅能以自我迴歸方式形成，若數列中含有自我迴歸與移動平均時，模型的差就會存在序列自我相關現象，違反殘差項須符合白噪音 (white noise)，其假設時間序列在經過一次差分之後，就能得到為白噪音的誤差項，但這樣的假設易產生自我相關的現象。為修正此情況，Said and Dickey(1984)允許殘差項為恆定、可逆(invertible)的 ARMA(p, q) 過程，使得 DF 單根檢定的迴歸式中納入了應變數的差分落後項，以期使殘差項符合白噪音，消除殘差項的序列相關(serial correlation)。這種假設似乎較 Dickey-Fuller(1979)假設，更符合時間序列本身及殘差項特性。因此建議在迴歸式中加入 p 期落後項形成擴充的 DF 檢定，即一最常被使用的 Augmented Dickey-Fuller 檢定 (ADF test)，ADF 單根檢定加入了 Δy_t 的落後項來消除數列相關其估計模型有下列三種類型來檢定時間數列是否存在單根：

1. 不含截距項(drift term 或稱漂浮項)及時間趨勢項(time trend)，即為一純隨機漫步模型：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(4)$$

2. 含截距項，即為一漂浮隨機漫步模型：

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(5)$$

1. 含截距項及時間趨勢項，即為一趨勢漂浮隨機漫步模型：

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(6)$$

模型中 Δ 表一次差分運算因子， α 表示截距項， t 表示時間趨勢項， r 為最適落後期數， ε 為殘差項。

$$H_0: \rho = 0 \quad (y_t \text{ 具有單根，為非恆定的時間數列})$$

$$H_1: \rho < 0 \quad (y_t \text{ 不具有單根，為恆定的時間數列})$$

在進行單根檢定之前，需對模型設定最適落後期數，以使得殘差項通過白噪音檢定，而後再對其 ρ 水準值進行檢定。模型檢定結果若 ρ 顯著異於零，則為拒絕單根虛無假設，或說拒絕變數為非穩定之虛無假設，亦即變數為穩定的數列；反之，則為無法拒絕單根的虛無假設，即變數為非穩定數列。如果變數水準值為非穩定的數列，我們將對變數取一階差分，再予以檢定，結果若拒絕虛無假說，則認定變數為 I(0) 時間數列。ADF 檢定法對於最適落後期數選定亦非常重要，若期數較長，size 會較穩健，但 power 會降低；反之若期數較短，則但 power 會較高，一般期數之選定，有下列三種準則：

1. AIC 準則：Engle & Yoo 建議以 AIC (Akaike Information Criterion) 值最小者為最適落後期。
2. SBC 準則：選取 SBC (Schwarz Bayesian Criterion) 值最小者為最適落後期。
3. Ng-Perron 法(1995)：以係數顯著性(t-value)來決定。

ADF 檢定法透過適當落後期數的選擇，可以消除殘差項序列相關問題。

航空燃油價格、利率、匯率與上市國籍航空公司股價及呈現一種固定時間趨勢，故本研究 ADF 單根檢定所採用的模型為含截距項模型來分析：

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(7)$$

3.1.2 DF-GLS 單根檢定

由 Elliott, Rothenberg, and Stock (1996) 提出 DF-GLS 檢定，與 ADF 檢定不同之處，DF-GLS 檢定首先去除固定趨勢，之後，採用下列 ADF 迴歸式進行估計：

$$\Delta y_t^d = \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \dots\dots\dots(8)$$

其中： d 代表序列去除趨勢。

虛無假設為序列存在非恆定現象，即是：

$$H_0 : \pi = 0, H_a : \pi < 0 \text{ (左尾檢定)}$$

以 t -統計量檢定上述假設，其中最適落後期選擇需搭配修正 AIC (modified AIC, MAIC) 或修正 SIC(modified SIC, MSIC)，DF-GLS 檢定漸近分配與 ADF 檢定相同。

3.1.3 Ng-Perron 單根檢定

ADF 檢定雖然是最常用的單根檢定，但其檢定力在真正 AR(1) 係數很接近 1 時非常低，即 ADF 檢定犯型 II 誤差的機率很高，實際為恆定時間數列，卻無法拒絕具有單根的虛無檢定。一般而言傳統的單根檢定法中，可能會產生兩個問題：其一 DeJong et al. (1992) 提出的當自我迴歸多項式 AR (p) 的解 (root) 相當接近且數值接近 1 時，將導致檢定力(power)不足；其二 Ng and Perron (1996) 提到在一階差分序列的移動平均多項式 MA (1) 的殘差項為負根且數值很大時，會使得單根檢定遭受嚴重的誤差扭曲 (size distortions)。因此，NP 單根檢定法解決了傳統單根檢定可能發生的問題。Ng and Perron(1996) 建構了三個檢定統計值 MZ_α ， MZ_t ， MSB 。

Ng-Perron 之檢定統計量如下：

$$MZ_\alpha = (T^{-1} y_T^2 - S_{AR}^2) [2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2]^{-1} \dots\dots\dots(9)$$

$$MZ_t = MZ_\alpha \times MSB \dots\dots\dots(10)$$

$$MSB = [T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2]^{1/2} \dots\dots\dots(11)$$

虛無假設 H_0 ：數列非恆定，

對立假設 H_1 ：數列為恆定。

以上三式之檢定統計量都是根據 S_{AR}^2 ，而 MZ_α 與 MZ_t 的統計量可以視為 Phillips(1987) 與 Phillips and Perron(1988) 的 Z_u 與 Z_T 檢定之統計量進一步修正。

本研究擬採用上述 ADF 單根檢定、DF-GLS 單根檢定及 Ng-Perron 單根檢定來推估變數之單根情形。若接受變數具有單根的虛無假設(即不穩定的時間數列)，則可以下一小節共整合檢定，來確定變數間是否存在共整合關係與共整合向量的個數。

3.2 共整合檢定 (Co-integration test)

共整合檢定方法主要為兩種，第一種為 Engle-Granger(1987) 兩階段分析法，假設變數之間最多只存在一個共整合關係，並且採取兩階段程序，以第一階段的殘差在第二階段檢定共整合關係，並建立誤差修正模型。第二種方法為 Johansen (1990) 所提出最大概似估計法(Maximum Likelihood Approach)。由於 Engle-Granger 的兩階段分析法，不管變數有幾個，只能允許一個共整合關係，亦無法檢定共整合係數是否符合理論值，且單條方程式估計，須先區分何者為內生何者為外生變數，會產生內生性問題。而 Johansen 最大概似檢定法是在假設誤差項為常態分配的前提

下，考慮了所有可能影響變數的因素，Gonzalo(1994)也指出，Johansen「最大似估計法」所估得參數估計值，具有不偏性、效率性，分配具對稱性。故本研究在此即以 Johansen「最大似估計法」為共整合分析方法。

共整合分析步驟為：

1. 以單根檢定量確定所有變數均為 I(1)。
2. 執行共整合檢定 (Johansen)，確定具有共整合關係，與共整合的個數。
3. 對所有 I(1)變數(水準值不是差分)配適向量誤差修正式(VECM)，並估計之。
4. 在 VECM 中解釋並檢定變數的長短期關係。
5. 以 LR 統計量檢定共整合係數是否符合理論值(選擇性)。

N 個 I(1)變數可寫成下式：

$$\Delta Y_t = \phi D_t + \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (12)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

長期矩陣 $\Pi = \alpha\beta'$ ， Π 為所有落遲項係數的線性組合， $\alpha\beta'$ 為 $n \times r$ 矩陣， α 為調整係數，表回復均衡的速度，當係數越大，代表變數在失衡的狀態下，往均衡水準的調整速度越快；而 β 是 r 個行向量， β 也就是共整合向量， ΠY_{t-1} 為誤差修正項，表示變數間的長期關係，當 $\Pi = \alpha\beta'$ 時，即使 Y_t 中所有變數皆為單根，但是經過線性組合後形成恆定關係， $\Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k}$ 為各變數短期動態關係，當個體受到干擾時，各變數脫離均衡時的動態調查情形。為了得知共整合向量的個數，將利用 Π 的(rank)來檢定變數間共整合向量的個數，是 Johansen 最大似法中估計與檢定核心，共有以下三種：(1)若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則 Π 為零矩陣，代表 VAR 模型中，沒有共整合關係，意即各變數間不存在長期均衡關係，直接以 ΔY_t 估計 VAR 模型。(2)若 $\text{rank}(\Pi) = n$ ，則 Π 為全秩(full rank)矩陣， Y_t 為一的恆定數列，直接以 Y_t 估計 VAR 模型。(3)若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，存在有 r 個共整合向量，使得 Y_t 線性組合變成平穩的時間序列。Johansen and Juselius(1990)提出兩種不同決定共整合向量個數的檢定統計量：一為跡檢定(Trace test)，另一為最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)。

1. 跡檢定(Trace test)

(1)檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0 : \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1 : \text{最大共整合階次為 } k \text{ (最多只有 } k \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2)跡檢定量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln[1 - \hat{\lambda}_i] \dots \dots \dots (13)$$

$\hat{\lambda}_i$ ：特徵根的估計值

T ：觀察值的個數

r ：共整合向量個數

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_{r+k}$ 都會很接近零，則跡檢定量 $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。

2. 最大特性根檢定

(1)檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0 : \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1 : \text{最大共整合階次為 } r + 1 \text{ (最多只有 } r + 1 \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2)最大特性根檢定量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln[1 - \hat{\lambda}_{r+1}] \dots\dots\dots (14)$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會很接近零，最大特性根檢定量 $\lambda_{max}(r, r+1)$ 會很小；反之，在對立假設成立時，此兩種檢定量會較大。本文使用 Johansen(1988, 1990)最大概似法為共整合檢定航空燃油油價、利率、匯率與上市國籍航空公司股價間是否具有共整合現象，以避免 Engle—Granger 兩階段共整合檢定法缺失，並提高檢定力。

3.3 向量誤差修正模型(VECM)

Engle and Granger (1987) 提出共整合 (cointegration) 理論。共整合關係主要是在描述時間序列變數間長期均衡關係，雖然短期可能因為衝擊導致偏離現象(即短期有偏離長期均衡之情況)，但長期而言偏離的序列終會回到均衡，這個造成偏離長期均衡得以逐漸縮小的機制，即所謂的誤差修正機能。若變數間存在共整合關係，且兩個變數為一階整合的情形下，勢必存在誤差修正模型，故將共整合加入 VAR 模型中，即為向量誤差修正模型(vector error correction model, VECM)。因此本研究 VECM 模型代替傳統差分模型，其模型如(15)式表示：

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{kt} \dots\dots\dots (15)$$

其中： α_1 為截距項

α_2 為長期誤差修正項的調整係數

Y_{t-1} 為誤差修正項

θ_i 為短期的動態調整

ε_{kt} 為白噪音

誤差修正模型為藉由誤差修正項(ECT)來將長期實際值與理想值之間各期失衡狀況作調整，以使短期動態的模型能夠同時具有變數間的長期訊息。由於包括了變數的差分項與誤差修正項，誤差修正模型可以將變數間的長短期資訊均納入，如此不但可以解決假性迴歸問題，還可避免若變數間存在共整合關係時，利用向量自我迴歸模型(AVR)會造成模型設定錯誤，而漏失長期重要之訊息。

第四章 實證分析

0.1 基本資料分析

表 4-1 統計敘述所示，華航平均股價為每股 14.06 元，最高來到每股 27.72 元(2010 年 10 月)，最低每股 6.33 元(2008 年 10 月)；長榮航平均股價為每股 15.90 元，最高來到每股 35.42 元(2010 年 12 月)，最低來到每股 6.14 元(2001 年 10 月)；航空燃油價格平均每桶為 90.89 美元，最高來到每桶 175.65 美元(2008 年 8 月)，最低每桶 26.60 美元(2001 年 12 月)，標準差 36.04 大於其他變數標準差許多，顯示航空燃油價格離散幅度較大。華航股價與長榮航股價以及利率三變數在峰態係數(>3)中呈現高狹峰；而華航股價、長榮航股價、航空燃油價格與利率在峰態係數中(>0)皆呈現右偏型態分配，僅匯率在峰態係數中(<0)呈現左偏型態分配。Jarque-Bera 常態檢定部分，在 5% 顯著水準下，所有變數皆拒絕虛無假設，為非常態分配。

表 4-1 華航股價、長榮股價與航空燃油價格之敘述統計量表(原始資料)

變數	華航股價(元)	長榮航股價(元)	航空燃油價格(桶/美元)	利率(%)	匯率(美元兌新台幣)
平均數	14.04532	15.89751	90.88914	1.973266	32.02411
中位數	14.18000	15.10000	88.42680	1.875000	32.30700
最大值	24.72000	35.42000	175.6454	3.625000	35.06600
最小值	6.330000	6.140000	26.59800	1.2s50000	28.81400
標準差	3.372284	5.001877	36.04179	0.596523	1.749462
偏態係數	0.426564	1.162423	0.039086	1.174313	-0.071899

峰態係數	3.482613	5.367708	2.036350	3.791794	1.870440
Jarque-Bera	6.925344**	79.37057***	6.737866**	44.28063***	9.346208***
Probability	0.031346	0.000000	0.034426	0.000000	0.009343
觀察值	173	173	173	173	173

註：

1. ***表在 1%顯著水準下顯著、**表在 5%顯著水準下顯著、*表在 10%顯著水準下顯著。
2. Jarque-Bera 統計量之虛無假設為常態分配，故拒絕虛無假設為非常態分配。

4.2 單根檢定

檢定結果如表 4-2，華航股價在 ADF、DF-GLS 與 NP 檢定(t 值分別為為-2.98、-2.97 與-16.81)均拒絕單根；而長榮航股價在 ADF 檢定(t 值為-3.21)亦拒絕單根；拒絕單根的結果可能是在小樣本時，單根檢定有過度拒絕(oversize)虛無假設的現象，許多文獻均發現股價具有單根，因此以下的分析仍然維持股價具有單根的假設；其餘變數無法拒絕有單根之虛無假設，故須對各變數資料進行一階差分單根檢定；經一階差分後(表 4-3)，長榮航股價、航空燃油價格與匯率均拒絕單根虛無假設，呈現定態序列，符合預期。

表 4-2 各變數水準值之單根檢定表

單根檢定	ADF		DF-GLS		NP	
	SC Lag	t-值	SC Lag	t-值	SC Lag	MZ _α
華航股價	1	-2.975783**	1	-2.971642***	1	-16.8052***
長榮航股價	1	-3.211243**	1	-1.541385	1	-5.19151
航空燃油價格	1	-2.076977	1	-1.224047	1	-3.00047
利率	2	-2.385420	6	-1.578058	4	-5.16037
匯率	1	-2.216417	1	-1.399106	1	-3.93798

1. *、**與***分別表示在 10%、5%與 1%顯著水準下，拒絕H₀：單根之虛無假設。
2. 最適落後期數以SC準則選取最小值。

表 4-3 各變數水準值之單根檢定表(一階差分)

單根檢定	ADF		DF-GLS		NP	
	SC Lag	t-值	SC Lag	t-值	SC Lag	MZ _α
長榮航股價	0	-9.558109***	0	-8.012965***	0	-68.0960***
航空燃油價格	0	-8.651922***	0	-8.672388***	0	-73.1153***
利率	3	-5.103970***	2	-1.668027*	2	-5.60168
匯率	0	-8.555670***	0	-8.579775***	0	-72.7047***

1. *、**與***分別表示在 10%、5%與 1%顯著水準下，拒絕H₀：單根之虛無假設。
2. 最適落後期數以SC準則選取最小值。

4.3 共整合檢定

各研究變數經過差分，呈現定態後進行共整合分析，本研究採用 Johansen 共整合檢定得容許同時存在多個共整合關係，以最大特性根檢定(Max eigenvalue test) 方式分析，實證如表 4-4，觀察變數拒絕 H₀ 無共整合現象(r=0)，但無法拒絕存有一條共整合(r≤1)，顯示上市國籍航空公司股價、航空燃油價格與利率、匯率變數存在一個長期均衡關係。

表 4-4 Johansen 共整合檢定分析結果

觀察變數	(華航股價)最大特性根檢定				(長榮航股價)最大特性根檢定		
	H ₀	統計值	5%臨界值	P 值	統計值	5%臨界值	P 值

股價、利率、匯率與航空燃油價格	r=0	35.69181**	27.58434	0.0037	35.31751**	27.58434	0.0042
	r≤1	14.39328	21.13162	0.3336	11.80391	21.13162	0.5671
	r≤2	9.143121	14.26460	0.2744	7.159605	14.26460	0.4704
	r≤3	3.429293	3.841466	0.0640	3.580644	3.841466	0.0585

註:

1. **表示在 5% 顯著水準下拒絕 H_0 虛無假設。
2. 本研究依據 SC 準則選定落後期華航與長榮航皆為 2 期。

4.4 向量誤差修正模型(VECM)

藉由上結共整合檢定發現各變數間存在長期均衡關係，本節進一步採用向量誤差修正模型檢視修正項是否顯著，此模型可明瞭短期失衡下變數間之調整。

本節根據 SC 最小選擇共整合模型，估計結果如下(參閱表 4-4)：

華航股價共整合關係：

$$CAL(-1)=1058.485C-1.468780FUEL(-1)-30.04428EX(-1)+26.08230IR(-1)\dots\dots\dots(16)$$

誤差修正項：

$$ECT(-1)=CAL(-1)+1.468780FUEL(-1)+30.04428EX(-1)-26.8230IR(-1)-1058.485C\dots\dots\dots(17)$$

結果指出，在長期下，航空燃油價格與匯率對華航股價為負向關係(表 4-5)，與經濟理論假設相符；利率對股價呈現正向關係，與經濟理論假設不符。

相對的，短期條件下，航空燃油價格方程式中誤差修正項之估計係數呈負向顯著關係，航空燃油價格方程式校正後判定係數為 35.89% 為四條方程式中最高，華航股價模型校正後判定係數僅 8.54% 為四條方程式中最低；此外，落後 2 期之華航股價與利率、航空燃油價格呈現顯著正向關係；落後 1 期利率與航空燃油價格有正向顯著關係；落後 1 期匯率與航空燃油價格有負向顯著關係；利率對落後 1、2 期航空燃油價格有正向顯著關係皆係短期過渡關係。

表 4-5 華航股價(CAL)、利率(IR)、匯率(EX)與航空燃油油價(FUEL)估計結果

共整合方程式				
	CAL _{t-1}	1.000000		
	IR _{t-1}	-26.08230***		
		[-4.18941]		
	EX _{t-1}	30.04428***		
		[6.34675]		
	FUEL _{t-1}	1.468780***		
		[6.17345]		
	常數項	-1058.485		
	ΔCAL _t	ΔIR _t	ΔEX _t	ΔFUEL _t
誤差修正項	[2.30011]**	[-1.56949]	[-3.85453]***	[-3.55722]***
ΔCAL _{t-1}	[3.28142]***	[0.18211]	[-1.45853]	[-1.68530]**
ΔCAL _{t-2}	[-0.62017]	[2.85782]***	[0.24428]	[2.30188]**
ΔIR _{t-1}	[1.01287]	[2.52458]**	[-2.62634]**	[2.55933]**
ΔIR _{t-2}	[-0.74112]	[1.78767]*	[-0.50526]	[-2.40408]**
ΔEX _{t-1}	[1.35626]	[0.11326]	[5.39396]***	[-4.10567]***
ΔEX _{t-2}	[-0.65392]	[0.50578]	[0.14483]	[1.26580]
ΔFUEL _{t-1}	[-0.49424]	[4.24603]***	[0.82259]	[3.59199]***
ΔFUEL _{t-2}	[-0.56403]	[1.79983]**	[0.95631]	[1.44815]
常數項	[-0.04382]	[-0.43703]	[-0.28019]	[0.15388]
R-squared	0.134150	0.400389	0.272749	0.393049
Adj. R-square				
d	0.085446	0.366661	0.231842	0.358908

註： []內之數值為 t 值統計量，*、**和***分別代表 10%、5%和 1%顯著水準。

長榮航股價共整合關係(表 4-5)：

$$EVA(-1)=669.9207C-0.847735FUEL(-1)-18.75645EX(-1)...+12.08309IR(-1) \dots\dots\dots(17)$$

誤差修正項：

$$ECT(-1)=EVA(-1)+0.847735FUEL(-1)+18.75645EX(-1)-12.08309IR(-1) - 669.9207 \dots\dots\dots(18)$$

實證發現，長期下，航空燃油價格與匯率對長榮航股價(表 4-6)為負向關係，與經濟理論假設相符；利率對股價呈現正向關係，與經濟理論假設不符，恐係航空公司股價使利率有變數干擾，研判可能為利率在 2008 年大幅滑落有關，前者受影響變數相對多於後者單一變數。

相對的，短期下，航空燃油價格方程式中誤差修正項之估計係數呈負向顯著關係，該模型校正後判定係數達 36.63%為四條方程式中最高，長榮航股價模型校正後判定係數僅 9.57%為四條方程式中最低；此外，落後 2 期長榮股價與利率、航空燃油價格有正向顯著關係；落後 1 期利率與航空燃油價格有正向顯著關係；落後 1 期航空燃油價格與利率有正向顯著關係；落後 1 期匯率與航空燃油價格有負向顯著關係皆係短期過渡關係。

表4-6長榮航股價(EVA)、利率(IR)、匯率(EX)與航空燃油油價(FUEL)估計結果共整合方程式

	EVA _{t-1}	1.000000		
		-12.08309**		
	IR _{t-1}	*		
		[-3.45943]		
	EX _{t-1}	18.75645***		
		[6.99078]		
	FUEL _{t-1}	0.847735***		
		[6.26465]		
	常數項	-669.9207		
	Δ EVA(t)	Δ IR(t)	Δ EX(t)	Δ FUEL(t)
			[-3.96497]	[-3.52910]
誤差修正項	[1.35511]	[-1.61781]	***	***
Δ EVA _{t-1}	[4.40333] ***	[0.12099]	[-1.51591]	[-2.36871] **
Δ EVA _{t-2}	[-1.99295] **	[2.31946] **	[0.14962]	[1.80332] *
		[2.61472]	[-2.61390]	
Δ IR _{t-1}	[0.60038]	***	***	[2.73869] ***
Δ IR _{t-2}	[-0.87318]	[1.99138] **	[-0.32985]	[-2.18646] **
				[-4.31565]
Δ EX _{t-1}	[0.61837]	[0.10977]	[5.43023] ***	***
Δ EX _{t-2}	[-0.74373]	[0.56424]	[0.14383]	[1.25693]
		[4.26873]		
Δ FUEL _{t-1}	[-0.51903]	***	[0.84837]	[3.62833] ***
Δ FUEL _{t-2}	[0.19068]	[1.46692]	[0.94869]	[1.16504]
常數項	[0.38279]	[-0.55381]	[-0.20827]	[0.17606]
R-squared	0.143815	0.391965	0.280676	0.400045
Adj. R-squared	0.095655	0.357763	0.240214	0.366298

註： []內之數值為 t 值統計量，*、**和***分別代表 10%、5%和 1%顯著水準。

本章在敘述統計中顯示，自 2001 年 9 月至 2016 年 1 月間，航空燃油價格最高來到每桶 175.65 美元，平均油價每桶 90.89 美元，標準差高達 36.04，油價離散程度甚鉅；華航股價最高來來每股 24.72 元，最低來到美股 6.33 元，平均股價每股 14.05 元，標準差 3.37；而長榮航股價最高來來每股 35.42 元，最低來到美股 6.14 元，平均股價每股 15.90 元，標準差達 5.00，可知華航股價震盪幅度相對長榮股價穩定；而航空公司股價、利率與匯率變數 Jarque-Bera 值皆呈顯著關係，為非常態分配；經由單根檢定一階差分後，所有變數呈現定態；Johansen 共整合檢定顯示航空公司股價、航空燃油價格、利率與匯率存有長期均衡關係；在共整合方程式中得知，長期航空燃油價格對二家上市航空公司股價有負向顯著影響，對華航股價影響程度相對大於長榮航股價(航空燃油價格對華航股價與長榮航股價共整合係數為 1.47 與 0.85)；匯率對二家航空公司股價亦為負向顯著關係，對華航股價影響程度相對大於長榮股價(匯率對華航股價與長榮航股價共整合係數為 30.04 與 18.76)。在 VECM 下，落後期油價對二家航空公司股價影響關係皆不顯著，顯示短期油價對股價漲跌影響有限；短期利率與匯率等變數對股價影響亦無顯著關係。

第五章 結論與建議

5.1 結論

本文主旨在探討航空燃油價格對於上市國籍航空公司股價之關係，並輔以利率與匯率變數討論；先行敘述統計後透過單根檢定各變數，差分後確認所有變數為定態再採 Johansen 共整合與向量誤差修正模型(VECM)分析其長短期關係，研究結果如下：(1)長期而言，航空燃油價格對上市國籍航空公司股價影響經本研究證實為負向關係，航空燃油價格下跌對航空公司股價有提升效果，與文獻相符；短期則無顯著影響，但仍須留意短期間油價向上回彈，或低油價下所隱含的低經濟成長率對航空公司股價產生影響。(2)匯率對上市國籍航空公司影響由本研究證實為負向關係，即匯率下跌有助本研究航空公司股價上漲，與文獻相符。(3)本研究二航空業者股價在短期內受其他變數影響關係皆不顯著。

5.2 建議

航空燃油油價漲跌，影響各國航空公司經營績效，業界常以油料期貨選擇權或燃油交換避險；在油價低時，採取交換選擇權；高油價時期，油價區域預測加上選擇權成為首要條件；亞洲航空公司則仰賴更為複雜的避險機制，除油價波動外，業者尚須考慮不同貨幣之間匯率起伏；此外產油國家缺乏即時詳盡的數據，使全球原油供需不透明，據國際能源署(IEA)與美國能源資訊局(EIA)表示在國際市場需要 18 個月時間方能獲知原油供需詳情，綜合上述。

本研究建議如下：

- 一、航空燃油價格與上市國籍航空公司股價有長期均衡關係，利用短期航空燃油價格預測股價仍力有未逮，建議以三到四季期間進行觀察，對於長期均衡關係應較具解釋力。
- 二、利率變數在共整合方程式中，與過去文獻實證不符，應另行探討。
- 三、建議投資人在投資上市國籍航空公司股票時，將匯率因素與中長期航空燃油價格因素併入考慮，在低油價期間與匯率貶值時購入上市國籍航空公司股票以期產生投資效益。

參考文獻

中文部分

1. 王秀齡(2007)航空客運業資源與競爭優勢價值之轉變-以中華航空公司為例。國立中山大學企業管理所碩士論文。
2. 任明軒(2008)，台灣股價指數期貨、現貨與匯率之動態關聯-VECM 與 VECM-GARCH 之應用，國立中央大學產業經濟研究所碩士論文。
3. 呂旻娟(2013)國際原油價格與美元匯率變動-對國籍航空公司財務績效影響之研究。臺北大學國際財務金融碩士在職專班學位論文, 1-61。
4. 吳貞瑩, & 汪進財.(2001).國籍航空公司成本結構之研究(Doctoral dissertation)。
5. 余惟茵(2009)因應燃油價格變動之航空網路航線機型與頻次規劃。國立交通大學運輸科技與管理學系碩士班。
6. 林心滢(2004)考量景氣因素下企業經營績效與股價報酬率關聯性之研究—以上市櫃光電產業為例。屏東科技大學企業管理系碩士班碩士論文。
7. 林若蘋(2009)原油價格變動對台灣總體經濟之影響。國立屏東商業技術學院國際企業所碩士論文。
8. 林政隆(2008)探討匯率變動率和股價報酬率之間的因果關係—以台灣產業為例。國立中正大學國際經濟所。
9. 林建智(2006)原油價格與股價關係之探討-以美國及臺灣為例。世新大學管理學院財務金融學系。
10. 邱暉傑(2012)，「探討金融機構股價報酬率之市場、利率、匯率風險以及金融機構股價報酬變異數之利率、匯率條件變異敏感性」，臺北商業技術學院財務金融學系碩士論文。
11. 翁小蘅(2009) 新臺幣匯率、利率與股價報酬率關聯性之研究。國立臺北大學／國際財務金融碩士在職專班。
12. 唐臆如(2012)原油價格與股價關係之探討—以美國航空業為例。大葉大學管理學院碩士在職專班碩士論文。

13. 孫光夏(2014)臺灣加權股價指數, 股價指數期貨與匯率關聯性之研究. 國立高雄應用科技大學財富與稅務管理系碩士在職專班。
14. 張勻芄(2007)。臺灣地區匯率與股價連動性之研究。銘傳大學經濟學系碩士班之碩士論文。
15. 連春紅(2005), 「台灣股市與美日股市連動性之探討」, 《台灣銀行季刊》, 56, 258-268。
16. 莊皓潔(2009)油價與航空公司營運績效相關性之研究。國立臺灣海洋大學航運管理學系碩士論文。
17. 陳虹均、郭炳伸、林信助(2012)。能源價格衝擊與臺灣總體經濟。臺灣經濟預測與政策(編號:42:2, 1-36)。臺北市:中央研究院經濟研究所。
18. 陳冠洲(2015)總體經濟因素對臺灣三大航空公司每股盈餘之影響。中原大學國際經營與貿易研究所。
19. 曾家煒(2005)油價與分類股價指數關聯性探討。國立高雄第一科技大學金融研究所。
20. 劉芷茜(2011)石油價格對我國航空業營收影響分析。輔仁大學科技管理學程碩士在職專班碩士論文。
21. 蔡明章(2009)影響台灣股市波動因素之探討, 國立臺北大學國際財務金融碩士在職專班碩士論文。
22. 顏嘉良(2009)長、短期利率與台灣加權股價指數之關聯性。國立中正大學國際經濟所碩士論文。

外文部分

1. Abdelghany, K., Abdelghany, A., & Raina, S. (2005). A model for the airlines' fuel management strategies. *Journal of Air Transport Management*, 11(4), 199-206.
2. Alam, M. M. and M. G. S. Uddin, (2009), "Relationship between interest rate and stock price: Empirical evidence from developed and developing countries", *International Journal of business and Management*, vol.4(3), pp.36-42.
3. Alper, O. & Atilla C. (2007), Time-scale Effects of International Risk Factors on Emerging Equity Markets: The Case of Turkey, *Bulletin of Statistics & Economics*, Vol. 1, pp.12-23.
4. Andreou, E., M. Matsi, and A. Savvides (2013), Stock and foreign exchange market linkages in emerging economies, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.27, 248-268.
5. Boyer, M. M., & Filion, D. (2007). Common and fundamental factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. *Energy Economics*, 29(3), 428-453.
6. Chkili, W., C. Aloui, and D. K. Nguyen, 2012, Asymmetric effects and long memory in dynamic volatility relationships between stock returns and exchange, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.22, 738-757.
7. Dotsey, M., & Reid, M. (1992). Oil shocks, monetary policy, and economic activity. *FRB Richmond Economic Review*, 78(4), 14-27.
8. Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series, by Walter. *Technometrics*, 46(2), 264.
9. Hayashi, P. M., & Trapani, J. M. (1987). The impact of energy costs on domestic airline passenger travel. *Journal of Transport Economics and Policy*, 73-86.
10. Hilliard, J. E. (1979). The relationship between equity indices on world exchanges. *The Journal of Finance*, 34(1), 103-114.
11. Hondroyannis, G., & Papapetrou, E. (2001). Macroeconomic influences on the stock market. *Journal of Economics and Finance*, 25(1), 33-49.
12. Honda & Kuroki (2006) Financial and Capital Markets' Responses to Changes in the Central Bank's Target Interest Rate: The Case of Japan, *Economic Journal*, Vol. 116, No. 513, pp. 812-842, July 2006.
13. Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures Markets*, 16(1), 1-27.
14. Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491.

15. Lardic, S., & Mignon, V. (2008). Oil prices and economic activity: an asymmetric cointegration approach. *Energy Economics*, 30(3), 847-855.
16. Mcmillan, D. (2005), Time variation in the cointegrating relationship between stock prices and economic activity, *International Review of Applied Economics*, Vol. 19, Issue 3, pp.359-368.
17. Mork, K. A., Olsen, Ø., & Mysen, H. T. (1994). Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries. *The Energy Journal*, 19-35.
18. Mun, K. C. (2007), "Volatility and correlation in international stock markets and the role of exchange rate fluctuations", *Journal of International Financial Markets Institutions & Money*, 17, 25-41.
19. Nandha, M., & Faff, R. (2008). Does oil move equity prices? A global view. *Energy Economics*, 30(3), 986-997.
20. Nandha, M., & Brooks, R. (2009). Oil prices and transport sector returns: an international analysis. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 33(4), 393-409.
21. Papapetrou, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. *Energy Economics*, 23(5), 511-532.
22. Phylaktis, K. and F. Ravazzolo, 2005, Stock prices and exchange rate dynamics, *Journal of international money and finance*, Vol.24, 1031-1053.
23. Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, 57, 1361–1401.
24. Ratanapakorn, O. & Sharma, S. C.(2007), Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables, *Applied Financial Economics*, Vol. 17, Issue 5, pp.369-377.
25. Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449-469.
26. Urbain, J. P. (1992), "On weak exogeneity in error correction models," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 187-207.
27. Woodcock, J., Banister, D., Edwards, P., Prentice, A. M., Roberts, I., (2007). "Energy and Transport," *The Lancet*, Vol.370, No. 9592, pp. 1078-1088.
28. Zhang, D. (2008). Oil shock and economic growth in Japan: A nonlinear approach. *Energy Economics*, 30(5), 2374-2390