

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

政治風險對資產價格的影響：異質性認定法的應用 研究成果報告(精簡版)

計畫類別：個別型
計畫編號：NSC 96-2416-H-004-022-
執行期間：96年08月01日至97年12月31日
執行單位：國立政治大學財務管理學系

計畫主持人：杜化宇

處理方式：本計畫可公開查詢

中華民國 98年05月25日

異質性認定法的應用

——探討政治風險對於油價變動的影響

杜化宇

臺灣政治大學財管系

摘 要

傳統方法研究經濟變數之間的關係，較少考慮變數間同期的相互作用，且不能消除潛在因素的影響。異方差識別法利用事件衝擊帶來的波動性差異，建立聯立方程研究變數間同期的相互作用關係，比傳統方法更具優勢。本文以探討油價變動對股票價格的影響為例，闡述異方差識別法的實際應用。考慮戰爭事件和能源市場新聞對油價產生的衝擊，本文選取三個可行的樣本期間，研究油價變動對中國和美國股票市場的影響。研究結果表明，油價與 S&P500 指數存在同期的負相關關係，油價與上證綜指不存在顯著的相關關係。研究方法的比較表明，異方差識別法在研究變數間同期的相關關係方面比傳統方法更具優勢。

關鍵字：異方差識別法；聯立方程；石油價格；S&P500 指數；上證綜指

1 引言

研究經濟變數之間的關係，是學術界和實業界關注的一個重要課題。傳統方法一般採用回歸分析和向量自回歸（VAR）。回歸分析法建立單方程模型，使用 OLS 方法展開分析。但經濟變數間一般存在相互作用、相互影響的關係，回歸分析法未考慮這種關係，可能存在偏誤。向量自回歸（VAR）、向量誤差修正模型（VECM）等時間序列方法考慮了變數的內生性（即相互影響關係），但無法考察變數間同期的相互作用。另外，回歸分析法、VAR 方法均需選取相關的影響因素作為控制變數，但實際上我們無法找到所有合理的控制變數，特別是相關因素無法觀測且難以量化時。

考慮到經濟變數的相互影響，建立聯立方程模型是一個合適的選擇。傳統聯立方程模型的識別和估計，要求的假設較強，不易於實施。針對聯立方程模型的識別問題，Rigobon (2003)^[1]提出了異方差識別（Identification through Heteroskedasticity）方法。這種方法利用事件衝擊帶來的波動性差異，考察變數間同期的相互作用。異方差識別法考慮了變數的內生性和潛在因素的影響，比傳統方法更具優勢。

目前異方差識別法的應用研究還較少。Rigobon and Sack (2003)^[2]利用異方差識別法研究了股票市場價格變動對貨幣政策的影響。Rigobon and Sack (2004)^[3]同樣利用這種方法，從相反的角度考察了貨幣政策對資產價格的影響，發現異方差識別方法比傳統事件研究法（Event Study）更具優勢。Rigobon and Sack (2005)^[4]採用異方差識別法研究了 2003 年伊拉克戰爭期間戰爭風險對美國金融市場的影響。Caporale et al. (2005)^[5]則研究了亞洲金融危機期間貨幣政策與匯率之間的關係。Bohl et al. (2007)^[6]擴展異方差識別法考察

了股票市場價格變動對歐洲中央銀行（Bundesbank）貨幣政策的影響¹。

本文從探討石油價格變動對股票市場價格影響的角度，闡述異方差識別法的應用。石油價格與股票市場存在相互作用的關係，且油價受到諸多因素的影響，受事件衝擊會產生波動性差異，這滿足異方差識別法的應用條件。因此，我們可以建立油價和股價的聯立方程，選取存在波動性差異的可行樣本期間，利用異方差識別法研究油價變動對股票市場的影響。

鑒於石油在經濟中的重要作用，近年來石油價格的不斷攀升使得油價問題頗受關注。從油價與經濟的關係來看，經濟增長推動石油價格上漲，石油價格攀升又進一步抑制經濟的發展。一般而言，經濟反應存在一定的滯後性，這使油價波動對經濟的短期作用難以考察，而作為經濟的晴雨錶，股票市場能夠很好的反映未來經濟形勢的變化，並及時傳遞和釋放資訊。因此，可以通過油價與股票市場的關係來考察油價對經濟的影響（Jones and Kaul，1996^[1]；Jones et al.，2004^[8]）。油價與股票市場通常會存在相互作用的關係。一方面，石油價格通過影響未來經濟狀況對股票市場產生影響，股票市場狀況又會影響投資者對未來經濟的預期，進而影響對石油的需求，使油價產生波動；另一方面，石油價格波動本身是一種風險來源，需要作為定價因素反映在股票價格中，從這個意義上講，油價波動也會影響股票市場價格。

關於油價與股票市場關係的研究，大多採用回歸分析法^[7, 15, 16, 18, 19]和 VAR 方法^[9, 11-13]。這兩種傳統方法不能考察油價與股價同期的相互作用，且無法消除所有潛在因素的影響，使得研究結果存在偏差。為了考察油價變動對股票市場價格的影響，特別是同期的相互作用，我們需要應用異方差識別法。Rigobon and

¹ Bohl et al.(2007)对异方差识别法的扩展在于：一是使用马尔科夫转换(Markov Switching)区分波动率范围；二是使用 Bootstrap 方法计算 t 统计量，判断参数的显著性。

Sack (2005) 的研究發現在伊拉克戰爭期間，戰爭風險對石油價格沒有顯著的影響。此外，尚未見應用異方差識別法分析油價與股票市場關係的研究，本文希望填補這一空白。

本文以探討油價變動對股票市場的影響為例，闡述異方差識別法的應用。異方差識別法要求油價受事件衝擊產生波動性差異，因此，本文分別考慮戰爭事件和能源市場新聞對油價產生的衝擊，選取三個可行的樣本期間（海灣戰爭期間、伊拉克戰爭期間、能源市場新聞發佈期間），採用異方差識別法研究了油價變動對中國和美國股票市場的影響。研究結果顯示，在海灣戰爭期間和能源市場新聞發佈期間，事件衝擊使油價產生波動性差異，可應用異方差識別法；在伊拉克戰爭期間，事件衝擊未使油價產生波動性差異，不能應用異方差識別法。伊拉克戰爭之前，投資者對戰爭具有強烈預期，油價反映了這種預期，波動劇烈；伊拉克戰爭發生之後，由於戰爭結束時間不確定，油價仍然劇烈波動。這使得伊拉克戰爭期間油價沒有波動性差異，異方差識別法不可用。這與 Rigobon and Sack (2005) 得到的研究結果相符。從油價變動對股票市場的影響來看，油價與 S&P500 指數存在同期的負相關關係，油價與上證綜指不存在顯著的相關關係。研究方法的比較表明，異方差識別法在研究變數間同期的相關關係方面比傳統方法更具優勢。

本文其餘內容組織如下：第二部分介紹異方差識別法，第三部分將異方差識別法應用於探討油價變動對股票市場的影響並介紹實證資料，第四部分是實證結果及分析，第五部分得到研究結論。

2 異方差識別法

本部分以油價和股價為例介紹異方差識別法。關於石油價格與股票市場關係的研究，一般僅關注油價衝擊對股票市場產生的影響，建立單方程模型展開分析。石油價格與股票市場的關係會受到相關事件的影響，一般在回歸模型中加入虛擬變數處理。單方程模型形式如下：

$$\Delta S_t = a + b\Delta O_t + cZ_t + dD_t + \mu_t \quad (1)$$

其中， ΔS_t 為股票價格變動， ΔO_t 為石油價格變動， Z_t 為相關影響因素形成的控制變數（包括油價變動和股價變動的滯後項）， D_t 為虛擬變數，用於考察相關事件的影響。 $t=1,2,\dots,T$ ， T 為樣本數。

這種方法研究油價對股價的衝擊，可能存在偏誤，主要表現為：

①內生性偏誤 (Simultaneity Bias)：未考慮油價與股價的相互作用和交互效應；

②異方差偏誤 (Heteroskedastic Volatility Bias)：未考慮由事件所引起的波動性差異；

③遺漏變數偏誤 (Omitted Variables Bias)：不能找到所有合理的控制變數納入回歸方程，特別是當相關因素無法觀測且難以量化時。

傳統的時間序列方法，如向量自回歸 (VAR)、向量誤差修正模型 (VECM) 等將油價作為內生變數，消除了內生性偏誤，但其同樣存在異方差偏誤和遺漏變數偏誤，且未考慮變數間的同期回饋效應 (feedback) 和交互作用 (interreaction)。因此，研究油價與股票市場的關係需要消除上述三種偏誤。本文建立油價與股價的聯立方程模型，應用 Rigobon (2003) 的異方差識別法開展研究。

異方差識別法考察了變數間回饋效應，考慮了潛在影響油價和股價的因素，比以往模型更有優勢。將油價和股價作為內生變數，允許二者之間的回饋效應，建立聯立方程模型。

$$\Delta O_t = \beta \Delta S_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta S_t = \alpha \Delta O_t + Z_t + \eta_t \quad (3)$$

式中， ΔO_t 為石油價格變動， ΔS_t 為股票價格變動， Z_t 為其他潛在影響油價和股價的變數構成的向量（包括不可量化的因素、油價變動和股價變動的滯後項）， ε_t 為石油價格變動的隨機干擾項， η_t 為股票價格變動的隨機干擾項， Z_t 、 ε_t 、 η_t 相互獨立。 $t=1,2,\dots,T$ ， T 為樣本數。方程（3 中 Z_t 的係數標準化為 1¹。

方程（2 為油價方程，表示石油價格對股票價格的反應，方程（3 為股價方程，表示股票價格對石油價格的反應。聯立方程模型中， α 代表油價對股價的同期影響， β 代表股價對油價的同期回饋效應²。

Rigobon and Sack (2004) 指出，如果油價與股價存在回饋效應，則建立聯立方程是合理的。若僅採用方程（3 OLS 估計參數 α ，由於 ΔO_t 和 η_t 存在相關，得到的估計量 $\hat{\alpha}$ 將是有偏的，偏誤如下式：

$$E[\hat{\alpha}] = \alpha + (1 - \alpha\beta) \frac{\beta\sigma_\eta}{(\beta + \gamma)^2\sigma_z + \beta^2\sigma_\eta + \sigma_\varepsilon} \quad (4)$$

式中， σ_x 代表變數 x 的波動（即方差）， $x = \{\varepsilon, \eta, z\}$ ，證明見附錄。當 $\beta \neq 0$ 且 $\sigma_\eta > 0$ 時，內生性偏誤存在；當 $\gamma \neq 0$ 且 $\sigma_z > 0$ 時，遺漏變數偏誤存在。

採用異方差識別法估計參數 α ，將油價的波動性差異作為識別條件，因此，需要考慮一些可行的樣本期間，利用樣本期間內石油價格波動的差異提供資

¹ 系数标准化之后，方程（3 才是恰好识别（exact identification）的。

² β 表征相互影响的效果，若 $\beta = 0$ ，则联立方程模型退化到单方程模型或 VAR 模型。

訊，得到參數的估計量。

石油價格會受到很多因素的影響，諸如戰爭、OPEC 政策等都會增加石油價格波動。因此，當這些事件發生或預期會發生時，石油價格的波動較大；這些事件未發生或不存在預期時，石油價格波動較小。這種波動的差異也是一種資訊的來源。我們將全樣本期間分成兩個子樣本：事件期間（記為 F ）和非事件期間（記為 $-F$ ）。異方差識別法要求兩個子樣本期間的油價波動存在差異，因此本文劃分兩個子樣本的原則如下：

$$\begin{aligned}\sigma_{\varepsilon}^F &> \sigma_{\varepsilon}^{-F} \\ \sigma_{\eta}^F &= \sigma_{\eta}^{-F} \\ \sigma_z^F &= \sigma_z^{-F}\end{aligned}\quad (5)$$

式中， σ_x^F 代表 x 在事件期間的波動， σ_x^{-F} 代表 x 在非事件期間的波動， $x = \{\varepsilon, \eta, z\}$ 。式 (5) 表明，事件期間的油價波動大於非事件期間油價的波動，而股價波動和其他潛在變數的波動在兩個子樣本期間不變。

將式 (2) 和 (3) 組成的聯立方程模型轉化為簡化形式：

$$\begin{aligned}\Delta O_t &= \frac{1}{1-\alpha\beta}[(\beta+\gamma)Z_t + \beta\eta_t + \varepsilon_t] \\ \Delta S_t &= \frac{1}{1-\alpha\beta}[(1+\alpha\gamma)Z_t + \eta_t + \alpha\varepsilon_t]\end{aligned}\quad (6)$$

定義事件期間變數的協方差矩陣為 $\Omega^F = E[[\Delta O_t, \Delta S_t]'[\Delta O_t, \Delta S_t] | t \in F]$ ，非事件期間變數的協方差矩陣為 $\Omega^{-F} = E[[\Delta O_t, \Delta S_t]'[\Delta O_t, \Delta S_t] | t \in -F]$ 。根據前文的假設，計算可得：

$$\Omega^F = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} (\beta+\gamma)^2\sigma_z^F + \beta^2\sigma_{\eta}^F + \sigma_{\varepsilon}^F & (\beta+\gamma)(1+\alpha\gamma)\sigma_z^F + \beta\sigma_{\eta}^F + \alpha\sigma_{\varepsilon}^F \\ \cdot & (1+\alpha\gamma)^2\sigma_z^F + \sigma_{\eta}^F + \alpha^2\sigma_{\varepsilon}^F \end{bmatrix}\quad (7)$$

$$\Omega^{-F} = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} (\beta+\gamma)^2\sigma_z^{-F} + \beta^2\sigma_{\eta}^{-F} + \sigma_{\varepsilon}^{-F} & (\beta+\gamma)(1+\alpha\gamma)\sigma_z^{-F} + \beta\sigma_{\eta}^{-F} + \alpha\sigma_{\varepsilon}^{-F} \\ \cdot & (1+\alpha\gamma)^2\sigma_z^{-F} + \sigma_{\eta}^{-F} + \alpha^2\sigma_{\varepsilon}^{-F} \end{bmatrix}\quad (8)$$

根據式 (5) 的假設，計算兩個子樣本的協方差矩陣之差：

$$\Delta\Omega = \Omega^F - \Omega^{-F} = \frac{\sigma_\varepsilon^F - \sigma_\varepsilon^{-F}}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} \quad (9)$$

上式表明，參數 α 與協方差矩陣之差有關，可以根據協方差矩陣之差識別參數 α ，研究油價對股價的影響。根據事件劃分子樣本，通過實際資料計算得到協方差矩陣之差 $\Delta\Omega$ 的樣本估計值 $\hat{\Delta\Omega}$ ，就可以推導出參數 α 的估計量。由式

(9)可知，在事件期間的選擇上，必須確保事件期間的油價波動 σ_ε^F 大於非事件期間的油價波動 σ_ε^{-F} ，否則式(2)和(3)構成的聯立方程模型是無法估計的。這是應用異方差識別法的前提。Rigobon和Sack(2004)指出，可以使用兩種方法估計參數：工具變數法和GMM法。

2.1 工具變數法

定義虛擬變數 D_t^F 在事件期間的樣本上取1，其他取0；虛擬變數 D_t^{-F} 在非事件期間的樣本上取1，其他取0；將樣本劃分為兩個子樣本。記事件期間的樣本數為 T^F ，非事件期間的樣本數為 T^{-F} ，則事件期間的樣本記為 ΔO_F 和 ΔS_F ($T^F \times 1$ 的向量)，非事件期間的樣本為 ΔO_{-F} 和 ΔS_{-F} ($T^{-F} \times 1$ 的向量)，將原來的變數表示為：

$$\begin{aligned} \Delta O &= \begin{bmatrix} \Delta O_F \\ \Delta O_{-F} \end{bmatrix} \\ \Delta S &= \begin{bmatrix} \Delta S_F \\ \Delta S_{-F} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (10)^1$$

在這種形式下，計算協方差矩陣之差的樣本估計值。

$$\hat{\Omega}^F = \begin{bmatrix} \Delta O_F' \Delta O_F & \Delta O_F' \Delta S_F \\ \Delta S_F' \Delta O_F & \Delta S_F' \Delta S_F \end{bmatrix} \quad (11)$$

¹ 这里只是一种数据的表示方式，并未改变原始数据序列的顺序，子样本仍是以虚拟变量区分的。

$$\hat{\Omega}^{-F} = \begin{bmatrix} \Delta O'_{-F} \Delta O_{-F} & \Delta O'_{-F} \Delta S_{-F} \\ \Delta S'_{-F} \Delta O_{-F} & \Delta S'_{-F} \Delta S_{-F} \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$\Delta \hat{\Omega} = \hat{\Omega}^F - \hat{\Omega}^{-F} = \begin{bmatrix} \Delta O'_F \Delta O_F - \Delta O'_{-F} \Delta O_{-F} & \Delta O'_F \Delta S_F - \Delta O'_{-F} \Delta S_{-F} \\ \Delta S'_F \Delta O_F - \Delta S'_{-F} \Delta O_{-F} & \Delta S'_F \Delta S_F - \Delta S'_{-F} \Delta S_{-F} \end{bmatrix} \quad (13)$$

根據式 (9 和式 (13)，即可得到參數 α 的兩個估計量。

$$\hat{\alpha}_1 = \frac{\Delta O'_F \Delta S_F - \Delta O'_{-F} \Delta S_{-F}}{\Delta O'_F \Delta O_F - \Delta O'_{-F} \Delta O_{-F}} \quad (14)$$

$$\hat{\alpha}_2 = \frac{\Delta S'_F \Delta S_F - \Delta S'_{-F} \Delta S_{-F}}{\Delta S'_F \Delta O_F - \Delta S'_{-F} \Delta O_{-F}}$$

定義兩個新的變數：

$$W_o = \begin{bmatrix} \Delta O_F \\ -\Delta O_{-F} \end{bmatrix} \quad (15)^1$$

$$W_s = \begin{bmatrix} \Delta S_F \\ -\Delta S_{-F} \end{bmatrix}$$

式 (14) 可以改寫成：

$$\hat{\alpha}_1 = (W'_o \Delta O)^{-1} W'_o \Delta S$$

$$\hat{\alpha}_2 = (W'_s \Delta O)^{-1} W'_s \Delta S \quad (16)$$

這正是工具變數回歸的參數估計量。因此，異方差識別法可以用工具變數回歸的方法得到參數 α 的估計量。以股價為因變數，油價為引數，根據兩種不同的工具變數（見式 15）可得到參數 α 的兩個估計量（見式 16）。工具變數法可以得到參數 α 的一致估計量。

2.2 GMM 法

利用“協方差矩陣之差的樣本估計量等於真實值”作為矩條件，異方差識別法可以用 GMM 法估計參數。

令式 (9 中的 $\frac{\sigma_\varepsilon^F - \sigma_\varepsilon^{-F}}{(1-\alpha\beta)^2} = \lambda$ ，將式 (9) 改寫為：

¹ 这里的表示与式 (8) 相同，仍未改变原始序列的顺序，仅将非事件日的变量取负号。

$$\Delta\Omega = \lambda \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} \quad (17)$$

GMM 法用 3 個矩條件估計兩個參數 α 和 λ 。根據前文的設定，

$$\hat{\Omega}^F = \frac{1}{T^F} \sum_{t=1}^T D_t^F \begin{bmatrix} \Delta O_t^2 & \Delta O_t \Delta S_t \\ \Delta S_t \Delta O_t & \Delta S_t^2 \end{bmatrix} \quad (18)$$

$$\hat{\Omega}^{-F} = \frac{1}{T^{-F}} \sum_{t=1}^T D_t^{-F} \begin{bmatrix} \Delta O_t^2 & \Delta O_t \Delta S_t \\ \Delta S_t \Delta O_t & \Delta S_t^2 \end{bmatrix} \quad (19)$$

$$\Delta \hat{\Omega} = \hat{\Omega}^F - \hat{\Omega}^{-F} = \left(\frac{T}{T^F} D_t^F - \frac{T}{T^{-F}} D_t^{-F} \right) \begin{bmatrix} \Delta O_t^2 & \Delta O_t \Delta S_t \\ \Delta S_t \Delta O_t & \Delta S_t^2 \end{bmatrix} \quad (20)$$

式中 T 為總樣本數，其餘變數與前文相同。因此，3 個矩條件為：

$$E \left[\left(\frac{T}{T^F} D_t^F - \frac{T}{T^{-F}} D_t^{-F} \right) \Delta O_t^2 - \lambda \right] = 0 \quad (21)$$

$$E \left[\left(\frac{T}{T^F} D_t^F - \frac{T}{T^{-F}} D_t^{-F} \right) \Delta O_t \Delta S_t - \lambda \alpha \right] = 0 \quad (22)$$

$$E \left[\left(\frac{T}{T^F} D_t^F - \frac{T}{T^{-F}} D_t^{-F} \right) \Delta S_t^2 - \lambda \alpha^2 \right] = 0 \quad (23)$$

根據 3 個矩條件，進行 GMM 估計，即可得參數估計量 $\hat{\alpha}_{GMM}$ 和 $\hat{\lambda}$ 。3 個矩條件，估計兩個參數，存在過度識別的問題，需要進行檢驗¹。

α 表示油價對股價的影響， λ 表示油價的波動性差異²。根據異方差識別法的假設，只有當 $\lambda > 0$ 時， α 的估計才有意義。因此，我們需要在結果中檢驗 λ 的顯著性。GMM 法利用了更多的資訊，可同時得到 $\hat{\alpha}_{GMM}$ 和 $\hat{\lambda}$ ，而工具變數法只能得到 $\hat{\alpha}$ ，因此當兩種方法的結果存在差異時，以 GMM 法的結果為準。

¹ GMM 使用 J 統計量檢驗過度識別問題， $J = \left[\sum_{t=1}^T m_t \right] \Sigma^{-1} \left[\sum_{t=1}^T m_t \right]$ ，其中 m_t 為 3 個矩條件形成的向量， Σ 為矩條件的協方差矩陣的估計值， T 為總樣本數。在所有矩條件均成立的原假設下， $T \times J$ 服從 $\chi^2(1)$ 。

² 當 $\alpha\beta \neq 1$ 時， λ 代表事件期間油價波動與非事件期間油價波動的差異。異方差識別法不能同時估計 α 、 β ，檢驗 $\alpha\beta = 1$ 需要發展新的方法，這也是我們未來研究的方向之一。

3 異方差識別法的應用—探討油價對股市的影響

異方差識別法可以消除內生性偏誤、異方差偏誤和遺漏變數偏誤，在研究經濟變數間同期的相互影響關係上比傳統回歸分析法和 VAR 方法更具優勢。我們以探討油價對股票市場的影響為例，闡述異方差識別法。油價與股票市場存在相互影響的關係，特別是同期的交互作用。油價受事件衝擊會產生波動性差異，這使得異方差識別法具有可行性。我們首先回顧了研究油價與股價關係的相關文獻，然後介紹實證研究資料。

3.1 文獻回顧

Jones and Kaul (1996) 指出股票市場可以反映石油價格對經濟的影響，此後大量研究開始關注油價與股票市場的關係。從整個股票市場的角度看，Jones and Kaul (1996) 分析了油價衝擊對美國、加拿大、日本和英國 4 個國家股票市場的影響，研究表明油價增長對股票市場具有負作用。Sadorsky(1999)^[9]使用 GARCH、向量自回歸 (VAR) 等時間序列方法研究了油價和油價波動對股票市場的影響，也發現油價衝擊對股票市場的負作用。Papapetrou (2001)^[10]對希臘市場的研究表明，油價是影響股價變動的重要因素，油價上漲，股價下跌。Huang et al. (2005)^[11]研究了油價衝擊對經濟和金融市場（特別是股票市場）的不對稱效應。Park and Ratti (2008)^[12]對美國和 13 個歐洲國家的研究表明，油價衝擊對當月和下個月的股價具有顯著作用。油價對股票市場的影響取決於該國是石油進口國還是石油出口國，若為進口國，則油價增長，股價下跌；反之，若為出口國，則油價增長。股價上漲。不同的是，Huang et al. (1996)^[13]研究發現石油期貨只會影響部分石油企業的股價，而不會對整個市

場產生顯著作用。Ciner (2001)^[14]的結論卻與之相對，發現石油期貨與股票價格之間存在非線性關係。從行業的角度看，Faff and Brailsford (1999)^[15]對澳大利亞市場的研究發現油價衝擊對石油、天然氣行業股價具有正影響，對其他行業(如造紙、包裝、銀行、運輸等行業)股價具有負影響。Sadorsky (2001)^[16]、Boyer and Filion (2007)^[17]對加拿大市場的研究發現油價與石油、天然氣行業股價之間存在正相關關係。El-Sharif et al. (2005)^[18]則發現英國市場上油價與石油、天然氣行業股價的正相關關係。Nandha and Faff (2008)^[19]從國際視角研究了油價衝擊對股票市場的影響，利用 35 個行業指數的研究發現，油價增長對採礦、石油、天然氣等行業具有正影響，對其他行業具有負影響，即油價對行業的影響取決於該行業內石油是投入還是產出。此外，還有部分研究關注相關事件對油價和股價的影響。Guidi et al. (2006)^[20]檢驗了 OPEC 政策對油價和英國、美國股票市場的影響。

以上關於油價與股價關係的研究，所關注的市場不同，所用的樣本期間和資料頻率(日資料、月資料或季度資料)不同，多採用回歸分析和 VAR 方法¹，所得結論也不盡一致。由於油價與股價存在同期回饋(feedback)效應和交互作用(interreaction)，傳統方法的研究結果存在偏差。建立油價和股價的聯立方程，應用異方差識別法研究油價變動對股票市場的影響，是一個合理的選擇。

3.2 資料說明

本文採用原油價格指數和股票市場指數資料探討石油價格變動對股票市場

¹ 採用回歸分析方法的文獻有：Jones 和 Kaul (1996)、Faff 和 Brailsford (1999)、Sadorsky (2001)、El-Sharif et al. (2005)、Nandha and Faff (2008) 等；採用 VAR 方法的文獻有：Sadorsky (1999)、Huang et al. (2005)、Park 和 Ratti (2008)、Huang et al. (1996) 等。

價格的影響，關注中國和美國兩個市場。石油價格資料採用布蘭特原油價格¹，股票市場資料採用 S&P 500 指數和上證綜合指數。油價和 S&P500 指數資料來源於 DataStream 資料庫，上證綜指數據來源於 CSMAR 資料庫。

異方差識別法要求油價受事件衝擊產生波動性差異，本文選取了對石油價格具有較大影響的兩類事件：戰爭事件和能源市場新聞。戰爭事件的特徵在於戰爭的發生時間不確定，戰爭的持續時間不確定，戰爭的結果也不確定。而能源市場新聞屬於常規事件，僅存在新聞內容的不確定性。分別考慮戰爭事件和能源市場新聞對油價產生的衝擊，本文選取了三個可行的樣本期間（海灣戰爭期間、伊拉克戰爭期間、能源市場新聞發佈期間）研究油價與股價同期的交互作用，探討油價變動對股票市場的影響。戰爭時間來源於互聯網，能源市場新聞來源於美國能源資訊署（EIA）提供的每月能源大事記（Monthly Energy Chronology）²。

3.3 資料描述

為描述石油價格與股價指數資料，我們描繪了二者的歷史走勢圖，圖 1 是布蘭特原油與 S&P 500 指數的走勢圖。

¹ 我们也使用西德洲原油数据进行了研究，研究结果与布兰特原油的结果一致，故本文只给出了使用布兰特原油的结果。

² EIA 网站（<http://www.eia.doe.gov/>）的每月能源大事记搜集了能源市场发生的重大事件，涵盖能源政策、能源生产、能源需求、能源进出口状况等信息，如 OPEC 会议、某个国家的能源政策、能源企业行为等。每月能源大事记的信息来源于 Bloomberg、Dow Jones (DJ)、Los Angeles Times (LAT)、The New York Times (NYT)、Reuters、USA Today (USA)、The Wall Street Journal (WSJ)、The Washington Post (WP)、World Markets Research Centre (WMRC)等。

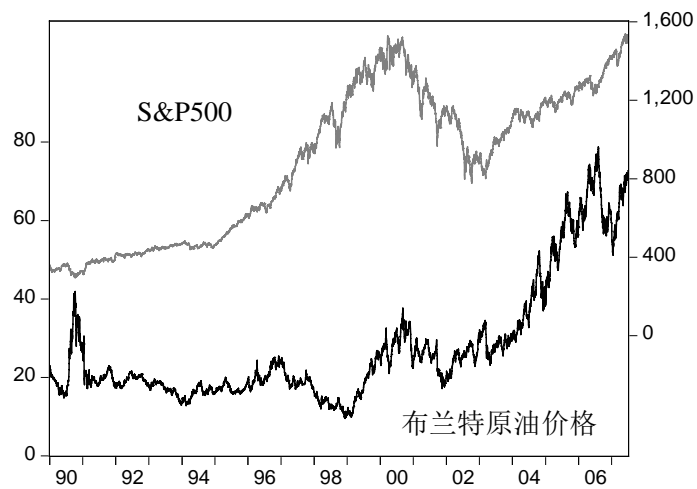


圖 1 布蘭特原油與 S&P500 指數走勢圖

注：橫坐標為時間，左邊縱坐標為布蘭特原油價格，右邊縱坐標為 S&P500 指數。

圖 2 是布蘭特原油與上證綜指的走勢圖。

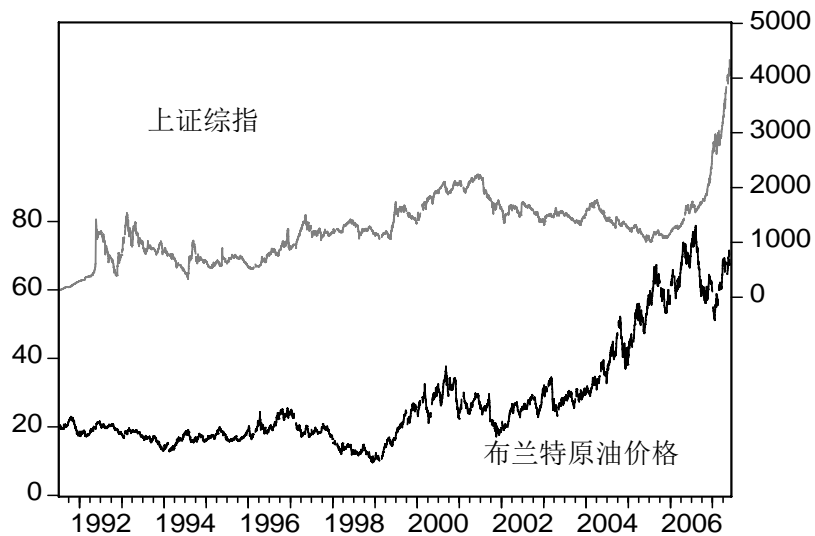


圖 2 布蘭特原油與上證綜指走勢圖

注：橫坐標為時間，左邊縱坐標為布蘭特原油價格，右邊縱坐標為上證綜指。

下面對油價和股價指數的報酬率（對數報酬率）進行描述性統計，同時計算油價與 S&P500 指數、油價與上證綜指的相關係數。

表 1 油價與股價指數的描述性統計 (單位：%)

	油價報酬率	S&P500 報酬率	上證綜指報酬率
均值	0.032	0.036	0.088
中位數	0.000	0.022	0.074
最大值	12.998	5.573	71.915
最小值	-15.007	-7.113	-17.905
標準差	2.168	0.994	2.688
偏度	-35.602	-10.019	589.006
峰度	694.675	773.290	14676.590
相關係數		-3.137	-0.666

注：1. 數據期間：1991 年 7 月 15 日—2007 年 5 月 31 日

2. 表中相關係數為油價報酬率與 S&P500 報酬率、油價報酬率和上證綜指報酬率的相關係數。

從描述性統計和油價與股價的相關係數可見，油價與股價指數總體呈現上升趨勢，油價與股價指數呈現負相關關係(相關係數分別為-3.137%、-0.666%)。

4 實證結果及分析

4.1 研究結果與分析

本文應用異方差識別法研究油價變動對股票市場的影響，要求在兩個子樣本期間（事件期間和非事件期間）油價的波動性存在差異，利用這種差異所提供的資訊估計參數。由於無法精確測度油價的波動水準，我們採用嘗試法來劃分事件期間子樣本和非事件期間子樣本。戰爭事件和能源市場新聞具有不同的特徵，需要採取不同的子樣本劃分方法。對戰爭事件，由於無法確定戰爭因素對油價發揮作用的具體日期，我們將戰爭期間作為事件期間子樣本，其他日期（戰爭發生之前和戰爭結束之後）為非事件期間子樣本，通過 GMM 估計中 λ 的顯著性確定合理的子樣本期間¹。對能源市場新聞，考慮到新聞資訊的提前洩漏和市場的延遲反應，我們以新聞宣告日為基準，將日期向前或向後移動，計入事件期間子樣本，其他日期為非事件期間子樣本，同樣利用 λ 的顯著性確定合理的子樣本期間。

三個可行樣本期間的估計結果見表 2、表 3，其中表 2 為油價變動對美國股票市場影響的估計結果，表 3 為油價變動對中國股票市場影響的估計結果。

¹ 若 λ 是顯著的，表明油價在事件期間和非事件期間的波動存在差異，從而說明子樣本的劃分方法是合理的。

表 2 油價變動對美國股票市場影響的估計結果

可行 樣本 期間	子樣本劃分方法		工具變數法						GMM 法		過度識別檢驗	
	宣告日 提前 天數	宣告日 延後 天數	$\hat{\alpha}_1$		$\hat{\alpha}_2$		$\hat{\alpha}_{GMM}$		$\hat{\lambda}$		統計量 ^b	
			估計值	P 值	估計值	P 值	估計值	P 值	估計值 ^a	P 值	統計量 ^b	P 值
海灣 戰爭期間			-0.097***	0.000	-0.254***	0.000	-0.100***	0.000	2.510**	0.022	2.139	1.000
伊拉克 戰爭期間			-0.396***	0.005	-0.367**	0.047	-0.379***	0.003	0.381	0.240	0.131	1.000
	3	0	-0.008	0.404	-28.292	0.404	0.107	0.306	0.138*	0.070	76.321	1.000
	2	0	-0.012	0.238	-18.767	0.238	-0.123*	0.064	0.157**	0.014	77.712	1.000
能源市場 新聞發佈 期間	1	0	-0.010	0.433	-22.345	0.433	-0.028	0.672	0.149***	0.009	35.334	1.000
	0	0	-0.068	0.213	-5.045	0.211	-0.542*	0.082	0.053	0.240	14.541	1.000
	0	1	-0.026**	0.050	-9.251**	0.050	-0.251***	0.005	0.147**	0.013	50.108	1.000
	0	2	-0.013	0.233	-18.477	0.233	-0.102	0.104	0.168***	0.008	72.585	1.000
	0	3	-0.010	0.304	-23.241	0.304	-0.018	0.761	0.208***	0.002	113.226	1.000

注：1. 海灣戰爭期間為 1990 年 1 月 29 日到 1991 年 9 月 26 日，其中事件期間為 1990 年 7 月 2 日到 1991 年 4 月 30 日，其他為非事件期間；

2. 伊拉克戰爭期間為 2002 年 10 月 23 日到 2003 年 7 月 18 日，其中事件期間為 2003 年 1 月 1 日到 2003 年 5 月 9 日，其他為非事件期間；

3. 能源市場新聞發佈期間為 1995 年 12 月 15 日到 2007 年 7 月 4 日，在劃分子樣本時，將新聞宣告日記為 0，計入事件期間子樣本；將宣告日分別提前 1、2、3 天或延後 1、2、3 天，分別計入事件期間子樣本，其他為非事件期間；

4. $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 使用工具變數法估計，方法見式 (16)； $\hat{\alpha}_{GMM}$ 使用 GMM 方法估計；

5. 當 $\alpha\beta \neq 1$ 時 λ 可以表示事件期間子樣本油價波動 σ_{ϵ}^F 與非事件期間子樣本油價波動

σ_{ϵ}^{-F} 的差異，異方差識別法要求 σ_{ϵ}^F 大於 σ_{ϵ}^{-F} ，故需檢驗 λ 的顯著性，只有 λ 是顯著的，異方差識別法才是合理的。

6. 表中 (a) 因參數估計值偏小，此處將原數值乘以 1000 後列示；

7. GMM 的過度識別檢驗結果表明，不能拒絕矩條件成立的原假設，即不存在過度識別。

表中 (b) 因統計量偏小，此處將原數值乘以 10^{13} 後列示。

8. * 代表 10% 的水準下顯著，** 代表 5% 的水準下顯著，*** 代表 1% 水準下顯著。

表 3 油價變動對中國股票市場影響的估計結果

可行 樣本 期間	子樣本劃分方法		工具變數法						GMM 法		過度識別檢驗	
	宣告日 提前	宣告日 延後	$\hat{\alpha}_1$		$\hat{\alpha}_2$		$\hat{\alpha}_{GMM}$		$\hat{\lambda}$		過度識別檢驗	
	天數	天數	估計值	P 值	估計值	P 值	估計值	P 值	估計值 ^a	P 值	統計量 ^b	P 值
伊拉克 戰爭期間			0.238	0.108	0.349	0.310	0.206*	0.065	0.484	0.193	6.261	1.000
	3	0	-0.011	0.467	-42.834	0.467	-0.100	0.758	0.091	0.384	1298.329	1.000
	2	0	-0.008	0.657	-63.859	0.657	-0.028	0.878	0.102	0.223	1.760	1.000
能源市場 新聞發佈 期間	1	0	0.012	0.589	36.812	0.589	0.115	0.532	0.101	0.139	164.880	1.000
	0	0	0.049	0.555	9.691	0.555	0.381	0.351	0.057	0.287	39.832	1.000
	0	1	0.013	0.520	33.522	0.520	0.147	0.248	0.152**	0.023	11.193	1.000
	0	2	0.014	0.407	33.637	0.407	0.195	0.197	0.179**	0.013	129.478	1.000
	0	3	0.004	0.775	108.970	0.775	0.122	0.322	0.233***	0.002	1222.987	1.000

- 注：1. 在海灣戰爭期間，我國股票市場處於初創階段，上市公司較少，缺乏市場代表性，因此，我們未研究此期間油價對我國股票市場的影響；
2. 伊拉克戰爭期間為 2002 年 10 月 23 日到 2003 年 7 月 21 日，其中事件期間為 2003 年 1 月 1 日到 2003 年 5 月 12 日，其他為非事件期間；
3. 能源市場新聞發佈期間為 1995 年 12 月 15 日到 2007 年 5 月 31 日，在劃分子樣本時，將新聞宣告日記為 0，計入事件期間子樣本；將宣告日分別提前 1、2、3 天或延後 1、2、3 天，分別計入事件期間子樣本，其他為非事件期間；
4. $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 使用工具變數法估計，方法見式 (16)； $\hat{\alpha}_{GMM}$ 使用 GMM 方法估計；
5. 當 $\alpha\beta \neq 1$ 時 λ 可以表示事件期間子樣本油價波動 σ_ε^F 與非事件期間子樣本油價波動 σ_ε^{-F} 的差異，異方差識別法要求 σ_ε^F 大於 σ_ε^{-F} ，故需檢驗 λ 的顯著性，只有 λ 是顯著的，異方差識別法才是合理的。
6. 表中 (a) 因參數估計值偏小，此處將原數值乘以 1000 後列示；
7. GMM 的過度識別檢驗結果表明，不能拒絕矩條件成立的原假設，即不存在過度識別。表中 (b) 因統計量偏小，此處將原數值乘以 10^{13} 後列示。
8. * 代表 10% 的水準下顯著，** 代表 5% 的水準下顯著，*** 代表 1% 水準下顯著。

表 2、表 3 的結果顯示，在海灣戰爭期間和能源市場新聞發佈期間， λ 是顯著的，說明事件期間的油價波動大於非事件期間的油價波動，符合異方差識別法的適用條件；而在伊拉克戰爭期間， λ 不顯著，事件期間的油價波動並非大於非事件期間的油價波動，此時異方差識別法是不適用的，所得的 α 的估計值也是不

可信的。伊拉克戰爭期間的結果與 Rigobon and Sack (2005) 的研究結果一致，均未發現油價在兩個子樣本期間的波動性差異。這是因為在伊拉克戰爭爆發前，諸多跡象表明戰爭可能發生但其具體時間不確定，這種預期會對石油價格產生影響，使油價產生劇烈波動。戰爭爆發後，因戰爭持續時間和最終結果不確定，油價仍保持劇烈波動。戰爭結束後伊拉克地區仍不穩定，油價的波動仍未減小。由於我們需在事件期間前後選取非事件期間子樣本¹，這樣事件期間與非事件期間的油價波動沒有顯著差異，不能使用異方差識別法研究油價對股票市場的影響。

海灣戰爭期間和能源市場新聞發佈期間的估計結果表明，在美國股票市場上油價變動對 S&P500 指數具有負作用，油價上漲，股票指數下跌；在中國股票市場上油價變動對上證綜指沒有顯著影響。對美國股票市場的研究結果符合經濟理論的預示，同時證實了以往的實證研究結論。從前文的文獻回顧可知，油價衝擊對不同行業具有不同影響。對石油、天然氣等能源行業來說，油價增長是好消息，股票市場會有積極反應。對其他行業則是壞消息，會導致股價下跌。從國家層面而言，油價增長對石油出口國是好消息，對石油進口國是壞消息，股票市場必然會有不同的反應。美國是石油進口國，故油價與股票市場之間存在負向關係。而對中國股票市場而言，國內油價實行價格管制，不能隨國際油價自由變動，這樣國際原油價格變動對中國股票市場的衝擊不是很明顯，因此我們未發現油價變動對我國股票市場的顯著影響。

能源市場新聞發佈期間的研究表明，新聞資訊在宣告日的第二天對石油價格產生影響。這與現實情況相符，休市之後的新聞只能在第二天對市場發揮作用。

¹ 若非事件期間與事件期間在時間上的差距較大，其他因素的波動在兩個子樣本期間就不能保持一致，破壞了異方差識別法的假設。

將事件期間設置為新聞宣告日的第二天，油價在子樣本之間存在波動性差異，異方差識別法的結果發現油價對股票市場具有負作用。

4.2 估計結果的比較

傳統方法對油價和股票市場關係的研究，可能存在內生性偏誤、異方差偏誤和遺漏變數偏誤，使研究結果的可信度下降。公式（4）說明了偏誤的來源並進行了證明，得到理論結果。從實證角度，我們需要將異方差識別法的研究結果與其他方法的研究結果相比較，以體現異方差識別法在處理此類問題上的優勢。

本文通過異方差識別法研究油價對股票市場的影響，而傳統方法一般用回歸分析、聯立方程模型、Granger 因果關係檢驗、VAR、向量誤差修正模型（VEC）研究。本文未考察油價與股價之間的因果關係，僅考察二者的同期相關關係，而 VAR、VEC 等方法以變數間的因果關係為基礎，不能有效識別變數間同期的相關關係，研究結果與本文不具有可比性。因此，本文僅將研究結果與單方程模型的 OLS 回歸分析、聯立方程的兩階段最小二乘（TSLS）回歸分析相比較。單方程模型形式如下：

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha \Delta O_t + u_t \quad (24)$$

式中， ΔS_t 為股票價格變動， ΔO_t 為石油價格變動。

對式 $\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha \Delta O_t + u_t$ （24）進行 OLS 回歸分析，得到 OLS 方法下的估計值 $\hat{\alpha}_{OLS}$ 。分別使用 ΔO_{t-1} 和 ΔS_{t-1} 作為 ΔO_t 的工具變數，對式 $\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha \Delta O_t + u_t$

（24）進行 TSLS 回歸分析，得到 TSLS 方法下的估計值 $\hat{\alpha}_{TSLS}^1$ 和 $\hat{\alpha}_{TSLS}^2$ 。

不同方法的估計結果見表 4、表 5。

表 4 不同方法下 α 的估計結果（美國資料部分）

研究方法		海灣		伊拉克		能源市場	
		戰爭期間		戰爭期間		新聞發佈期間	
		估計值	P 值	估計值	P 值	估計值	P 值
OLS	$\hat{\alpha}_{OLS}$	-0.083 ^{***}	0.000	-0.118 ^{***}	0.005	-0.010	0.300
TSLS	$\hat{\alpha}_{TSLS}^1$	-0.150	0.177	-0.547	0.433	-0.244	0.528
	$\hat{\alpha}_{TSLS}^2$	-0.141 [*]	0.084	-2.055	0.716	-0.208	0.510
	$\hat{\alpha}_1$	-0.097 ^{***}	0.000	-0.396 ^{***}	0.005	-0.026 ^{**}	0.050
異方差 識別法	$\hat{\alpha}_2$	-0.254 ^{***}	0.000	-0.367 ^{**}	0.047	-9.251 ^{**}	0.050
	$\hat{\alpha}_{GMM}$	-0.100 ^{***}	0.000	-0.379 ^{***}	0.003	-0.251 ^{***}	0.005
	$\hat{\lambda}$	2.510 ^{**}	0.022	0.381	0.240	0.147 ^{**}	0.013

注：1. 能源市場新聞發佈期間的異方差識別法估計結果為新聞宣告日延後 1 天作為事件期間時的估計結果；

2. *代表 10% 的水準下顯著，**代表 5% 的水準下顯著，***代表 1% 水準下顯著。

表 5 不同方法下 α 的估計結果（中國資料部分）

研究方法		伊拉克		能源市場	
		戰爭期間		新聞發佈期間	
		估計值	P 值	估計值	P 值
OLS	$\hat{\alpha}_{OLS}$	0.000	0.999	-0.007	0.604
TSLS	$\hat{\alpha}_{TSLS}^1$	-3.503	0.876	-0.443	0.714
	$\hat{\alpha}_{TSLS}^2$	-0.342	0.741	0.344	0.856
	$\hat{\alpha}_1$	0.238	0.108	0.013	0.520
異方差 識別法	$\hat{\alpha}_2$	0.349	0.310	33.522	0.520
	$\hat{\alpha}_{GMM}$	0.206 [*]	0.065	0.147	0.248
	$\hat{\lambda}$	0.484	0.193	0.152 ^{**}	0.023

注：1. 中國資料部分不含海灣戰爭期間的估計結果；

2. 能源市場新聞發佈期間的異方差識別法估計結果為新聞宣告日延後 1 天作為事件期間時的估計結果；
3. *代表 10%的水準下顯著，**代表 5%的水準下顯著，***代表 1%水準下顯著。

從不同方法下 α 估計結果的比較可知，在中國資料部分，三種方法均未發現油價對股票市場的顯著影響；在美國資料部分，異方差識別法發現油價對股票市場具有顯著的負作用，而 OLS 方法在能源市場新聞發佈期間的估計結果不顯著，TSLS 方法在三個可行樣本期間的估計結果均不顯著。結果的差異在於，OLS 方法存在內生性偏誤¹和遺漏變數偏誤，TSLS 方法也存在遺漏變數偏誤，異方差識別法則消除了這些偏誤，因而具有明顯優勢。

4.3 穩健性檢驗

在穩健性檢驗部分，我們主要探討事件期間子樣本和非事件期間子樣本的錯誤設定是否對研究結果產生影響。異方差識別法要求油價的波動在事件期間子樣本和非事件期間子樣本之間存在差異。由於無法精確測度油價的波動水準，我們採用了嘗試法劃分子樣本，通過檢驗 λ 的顯著性完成子樣本的設定。本部分也在探討這種方法是否合理。

基於 Rigobon and Sack (2005) 的研究，假設事件期間子樣本和非事件期間子樣本被正確設定時，事件期間真實的協方差矩陣為 Ω^F ，非事件期間真實的協方差矩陣為 Ω^{-F} ，我們採用的事件期間和非事件期間的協方差矩陣分別為 $\hat{\Omega}^F$ 和 $\hat{\Omega}^{-F}$ 。若我們的子樣本設定有誤，事件期間子樣本中包含了 ω 部分的真實事件期間和 $1-\omega$ 部分的真實非事件期間， $\hat{\Omega}^F$ 就成為 Ω^F 和 Ω^{-F} 的線性組合，公式如下：

$$\hat{\Omega}^F = \omega\Omega^F + (1-\omega)\Omega^{-F} \quad (25)$$

非事件期間為其餘資料，則有：

¹ 内生性偏誤的判定需要檢驗 $\beta = 0$ ，但目前的異方差識別法無法同時估計 α 、 β ，這是我未來需要研究的問題。

$$\hat{\Omega}^{-F} = (1-\omega)\Omega^F + \omega\Omega^{-F} \quad (26)$$

兩個子樣本的協方差矩陣之差為：

$$\hat{\Omega}^F - \hat{\Omega}^{-F} = (2\omega-1)(\Omega^F - \Omega^{-F}) \quad (27)$$

在前文中我們根據公式 (17) 估計參數 α 和 λ ，在子樣本錯誤設定下，公式改為：

$$\hat{\Omega}^F - \hat{\Omega}^{-F} = (2\omega-1)\lambda \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} \quad (28)$$

只要 $\omega \neq 0.5$ ，在子樣本的錯誤設定下，仍可得到參數 α 的一致估計量。子樣本錯誤設定引起的偏差只會發生在 λ ，而不會對 α 的估計產生影響。

當 $\omega = 0.5$ 時，異方差識別法無法估計參數。只要我們的子樣本設定發現油價存在波動性差異（即 λ 顯著），所得的 α 的估計就具有一致性。從這個角度講，異方差識別法本身具有穩健性。因此，我們不需要進行資料分析就可以得出結論，當 λ 顯著時，結果具有穩健性，子樣本的錯誤設定不會對結果產生影響。

5 研究結論

傳統方法研究經濟變數之間的關係，可能存在內生性偏誤、異方差偏誤和遺漏變數偏誤，使研究結果缺乏可信度。作為識別和估計聯立方程的一種新方法，異方差識別法基於事件衝擊帶來的波動性差異，可研究變數間同期的相互作用。這種方法消除了上述三種偏誤，比傳統方法更具優勢。本文以探討油價變動對股票市場價格的影響為例，闡述了異方差識別法的應用。利用戰爭事件和能源市場新聞產生的油價波動性差異，本文考慮三個可行的樣本期間（海灣戰爭期間、伊拉克戰爭期間、能源市場新聞發佈期間），應用異方差識別法研究了油價變動對中國和美國股票市場的影響，主要關注油價與 S&P500 指數、油價和上證綜指之間的交互作用。研究結果表明，在美國股票市場上，油價對 S&P500 指數具有負影響，油價上漲，S&P500 指數下跌，這與美國的石油進口國地位有關，符合經濟理論的預示和以往實證研究結論。在中國股票市場上，油價對上證綜指沒有顯著影響，這與我國的石油價格管制有關。不同方法的比較及穩健性檢驗表明，異方差識別法的結果具有一致性，且本身存在穩健性。

未來的研究需要進一步擴展異方差識別法，並應用於更多的領域。通過瑪律科夫轉換（Markov Switching）識別波動率範圍劃分子樣本、通過 Bootstrap 方法判斷參數的顯著性等都是未來需要探討的問題。

附錄

A 證明公式 (4: $E[\hat{\alpha}] = \alpha + (1 - \alpha\beta) \frac{\beta\sigma_\eta}{(\beta + \gamma)^2\sigma_z + \beta^2\sigma_\eta + \sigma_\varepsilon}$)

證明：

對於聯立方程模型及其簡化形式：

$$\Delta O_t = \beta \Delta S_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \quad (29)$$

$$\Delta S_t = \alpha \Delta O_t + Z_t + \eta_t \quad (30)$$

$$\begin{aligned} \Delta O_t &= \frac{1}{1 - \alpha\beta} [(\beta + \gamma)Z_t + \beta\eta_t + \varepsilon_t] \\ \Delta S_t &= \frac{1}{1 - \alpha\beta} [(1 + \alpha\gamma)Z_t + \eta_t + \alpha\varepsilon_t] \end{aligned} \quad (31)$$

傳統方法只針對方程 (30) 估計得到 α 的估計，可得：

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum \Delta O_t (\Delta S_t - Z_t)}{\sum (\Delta O_t)^2} = \frac{\sum \Delta O_t (\alpha \Delta O_t + \eta_t)}{\sum (\Delta O_t)^2} = \alpha + \frac{\sum \Delta O_t \eta_t}{\sum (\Delta O_t)^2}$$

根據聯立方程的簡化形式及 Z_t 、 ε_t 、 η_t 相互獨立，可得：

$$\begin{aligned} E[\hat{\alpha}] &= \alpha + E \left[\frac{\sum \Delta O_t \eta_t}{\sum (\Delta O_t)^2} \right] \\ &= \alpha + E \left[\frac{\sum \frac{1}{1 - \alpha\beta} [(\beta + \gamma)Z_t + \beta\eta_t + \varepsilon_t] \eta_t}{\sum \left(\frac{1}{1 - \alpha\beta} [(\beta + \gamma)Z_t + \beta\eta_t + \varepsilon_t] \right)^2} \right] \\ &= \alpha + (1 - \alpha\beta) \frac{\beta\sigma_\eta}{(\beta + \gamma)^2\sigma_z + \beta^2\sigma_\eta + \sigma_\varepsilon} \end{aligned}$$

其中， σ_x 為變數 x 的方差， $x = \{\varepsilon, \eta, z\}$ 。

參考文獻

- [1] Rigobon R. Identification through heteroskedasticity [J]. Review of Economics and Statistics, 2003, 85(4): 777-792
- [2] Rigobon R, Sack B. Measuring the reaction of monetary policy to the stock market [J]. Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(2): 639-669
- [3] Rigobon R, Sack B. The impact of monetary policy on asset prices [J]. Journal of Monetary Economics, 2004, 51(8): 1553-1575
- [4] Rigobon R, Sack B. The effect of war risk on US financial markets [J]. Journal of Banking and Finance, 2005, 29(7): 1769-1789
- [5] Caporale G M, Cipollini A, Demetriades P O. Monetary policy and the exchange rate during the Asian Crisis: identification through heteroskedasticity [J]. Journal of International Money and Finance, 2005, 24(1): 39-53
- [6] Bohl M T, Siklos P L, Werner T. Do central banks react to the stock market? The case of the Bundesbank [J]. Journal of Banking and Finance, 2007, 31(3): 719-733
- [7] Jones C M, Kaul G. Oil and the stock markets [J]. Journal of Finance, 1996, 51(2): 463-491
- [8] Jones D W, Leiby P N, Paik I K. Oil price shocks and the macroeconomy: what has been learned since 1996 [J]. Energy Journal, 2004, 25(2):

- [9] Sadorsky P. Oil price shocks and stock market activity [J]. *Energy Economics*, 1999, 21(5): 449-469
- [10] Papapertrou E. Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece [J]. *Energy Economics*, 2001, 23(5): 511-532
- [11] Huang B N, Hwang M J, Peng H P. The asymmetry of the impact of oil price shocks on economic activity: an application of the multivariate threshold model [J]. *Energy Economics*, 2005, 27(3): 455-476
- [12] Park J, Ratti R A. Oil price shocks and stock markets in the U. S. and 13 European countries [J]. *Energy Economics*, 2008, forthcoming
- [13] Huang R D, Masulis R W, Stoll H R. Energy shocks and financial markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 1996, 16(1): 1-27
- [14] Ciner C. Energy shocks and financial markets: Nonlinear linkages [J]. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2001, 5(3): 203-212
- [15] Faff R, Brailsford T. Oil price risk and the Australian stock market [J]. *Journal Energy Finance and Development*, 1999, 4(1): 69-87
- [16] Sadorsky P. Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies [J]. *Energy Economics*, 2001, 23(1): 17-28
- [17] Boyer M M, Filion D. Common and fundamental factors in stock returns of Canadian oil and gas companies [J]. *Energy Economics*, 2007, 29(3): 428-453

- [18] El-Sharif I, Brown D, Burton B, Nixon B, Russell A. Evidence on the nature and extent of the relationship between oil price and equity values in the UK [J]. *Energy Economics*, 2005, 27(6): 819-830
- [19] Nandha M, Faff R. Does oil move equity prices? A global view [J]. *Energy Economics*, 2008, 30(3): 986-997
- [20] Guidi M, Russell A, Tarbert H. The effect of OPEC policy decisions on oil and stock prices [J]. *OPEC Review*, 2006, 30(1): 1-18