事件研究

技術文件

台灣經濟新報文化事業(股)公司

前言

事件研究法(Event Study)乃近代財經領域，被廣泛運用的研究設計之一。事件研究的目的乃針對特定事件，探討是否會造成證券的**異常報酬率(Abnormal Return)**或是**超額報酬(Excess Return)**。然而，事件研究的特定事件(Specific Event)可以區分為影響某個證券市場、市場產業或個別證券等情況，例如政府機構政策的變化、總體經濟數據跌升造成的衝擊、某種特定產業的經濟事件或是個別證券的財務資料發布等等事件。

實證分析上，事件研究主要是探討證券的價格變化是否會受到特定事件的揭露而改變，亦即**檢定異常報酬率是否為零**，因此統計上定義虛無假設為:

$$H_0 : R_{jt} - E(R_{jt}) = 0$$

$$H_1 : R_{jt} - E(R_{jt}) \neq 0$$

其中，R_{jt} 為第 j 證券於第 t 期的實際報酬率，$E(R_{jt})$ 則為第 j 證券於第 t 期的預期報酬率。選擇不同的預期模式將會導致不同的預期報酬率、不同性質的事件或是分配的報酬率資料也都將影響統計結果與檢定績效。Brown 與 Warner(1980)利用模擬分析探討事件研究，在重複的實驗之下，檢驗各種模式的表現與檢定力。模式的**檢定力為當證券確實有異常報酬率的假設下，偵測出異常報酬率的能力**。一個好的模式，型一錯誤與顯著水準應該是差不多且檢定力越高越好，若差異太大或檢定力太小，則表示模式可能

存在偏誤。國內文獻有周賓凰與蔡坤芳(1996)，以台灣股票市場為研究標的使用模擬方法探討各種模式以及檢定方法的優劣。結果顯示，市場模式具有不錯的表現;檢定方面，由於台灣股市資料**嚴重偏離常態分配**，使得虛無假設下的抽樣分配可能異於實際分配，導致檢定統計量會出現拒絕過多或是過少的結果，不需分配假設的無母數檢定反而有不錯的表現。

使用市場模式進行估算，計算異常報酬率使用最小平方法來估計模式參數，乃假設殘差項的變異數為**齊質變異(Homoscedastic)**，但許多文獻指報酬率的殘差項變異數並不是固定常數，而有**異質變異(Heteroscedasticity)的現象**。Brown 與 Warner(1985) 認為若股票報酬確實存在異質變異數的特性，事件研究法結果將會變的不確定。Bera、Bubnys 與 Park(1988)使用Engle(1982)的**自我回歸異質條件變異數 (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity;簡稱 ARCH) 模式**，除了可解決傳統上變異數為固定常數的假設、允許條件變異數受到過去殘差項的影響，並且可以增強風險係數β估計的有效性(efficiency)。Ghosh(1992)建議模式應考慮此特性，否則可能會高估風險係數。國內文獻方面，林炯圭與沈中華(1996)應用Bollerslev(1986)的**一般化 ARCH(簡稱 GARCH)模式**描述台灣股票市場的報酬率殘差項的變異數，並探討上市公司出售資產事件與股價的反應，並定義推導異常報酬率的變異數以及估計期與事件期同時考慮$GARCH$ 模式。

異常報酬率

　　異常報酬率(Abnormal return 簡稱 AR)定義為特定的證券在特定時間點的實際報酬率與預期報酬率之間的差異，因此也稱作**超額報酬率(Excess return)**或者是**預測誤差(Prediction error)**:

$$AR_{jt} = R_{jt} - E(R_{jt})$$

其中，

AR_{jt}: 證券於第 t 期的異常報酬率;

R_{jt}: 證券於第 t 期的實際報酬率;

$E(R_{jt})$: 證券於第 t 期的預期報酬率。

AR_{jt} 除了受到預期的事件影響之外，仍會受到其他干擾事件的影響，因此必須消除或是降低此種事件對報酬率的影響程度。將所有樣本的異常報酬率平均且假設干擾事件彼此是獨立的，當樣本夠大時干擾事件將可以互相抵銷或是降低影響程度[1]。定義**平均異常報酬率**為:

$$AAR_{jt} = \frac{\sum_{j=1}^{N} AR_{jt}}{N}$$

其中代表相對於事件日的特定交易日，例如，代表以事件日為基準($t = 0$)的前三十個交易日。有時，吾人無法得知反應異常報酬率的精準日期或確實時間，僅能知道發生事件的時間範圍，因此考慮從事件期第一期到第 t 期的**累積平均異常報酬率**定義為:

---

[1]預期事件對各樣本報酬率的影響必須是同向的，否則平均化過程會一併消除預期事件的影響。

$$CAAR_t = \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}\sum_{k=1}^{t} AR_{jk}$$

有關的預期模式有**市場模式(Market model)**、**平均調整模式(Mean Adjusted Return Model)**與**市場指數調整模式(Market Adjusted Return Model)**，有關事件研究的探討、各種模式與統計檢定的討論與回顧可參考 Peterson(1989)，Boehmer、Musumeci 與 Poulsen(1991)以及 Binder(1998)。

事件研究模式

風險調整模式 ：OLS 估計法

假設個別證券報酬率服從以下模式:

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt}$$

其中，為證券第 t 期的報酬率；則為市場指數於第 t 期的報酬率;則為隨機誤差項。β_j 為**迴歸係數**或是**風險係數**，代表**證券報酬率對於市場指數的敏感程度**。定義證券於時間的預期報酬率為:

$$E(R_{jt}) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j R_{mt}$$

其中，與為**最小平方法估計值(Ordinary Least Squares)**。由於市場模式僅使用一個市場指數當作因子，稱為單因子市場模式(Single Index Model)。

若模式具有二種市場指標，稱為雙指標市場模式(Two Index Model)定義為:

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \beta_{xj} R_{xt} + \varepsilon_{jt}$$

其中，R_{xt} 為與個別證券有相關的產業指數。若模式僅考慮一個指標，模式即為一般的單指標模式。

風險調整模式：Scholes - Williams 估計法

Scholes 與 Williams (1977)指出以一般最小平方法估計的 $\hat{\beta}_j$ 估計值，會產生偏誤[2]。亦即使得交易相對**不頻繁**的股票，風險係數被**低估**；而交易次數過於**頻繁**者，風險係數被**高估**。針對此種**非經常交易(Thin Trading)**或是**非同步交易(Non-synchronous)**[3]，建議使用下式調整風險係數:

$$\hat{\beta}_j^* = \frac{\hat{\beta}_j^- + \hat{\beta}_j + \hat{\beta}_j^+}{1 + 2\hat{\rho}_m} ,$$

其中，$\hat{\beta}_j$ 為同期間報酬率的最小平方法估計值; $\hat{\beta}_j^-$ 則為個股報酬率與前期市場報酬率的最小平方法估計值;$\hat{\beta}_j^+$ 則為個股報酬率與後期市場報酬率的最小平方法估計值。$\hat{\rho}_m$ 為市場報酬率的一階自我相關係數。最小平方法模式中的截距項估計值為:

$$\hat{\alpha}_j^* = \overline{R}_j - \hat{\beta}_j^* \overline{R}_m$$

其中，$\overline{R}_j$ 為證券 j 的估計期報酬率平均數；$\overline{R}_m$ 則為市場報酬率平均數。

有關 Scholes-Williams 估計模式應用於事件研究與模型回顧，可參考 Peterson(1989)以及 Cowan 與 Sergeant(1996)。

[2]一般而言，日頻率資料會產生較大的偏誤，股票月頻率則偏誤較小。

[3]非同步交易係指個股交易時間與指數不同，使得風險係數產生偏誤。

風險調整模式：GARCH 估計法

Bollerslev，Chou 與 Kroner(1992)認為 GARCH(1,1)模式已能充分描述股票報酬率異質變異的情況。考慮以下 GARCH(1,1)模式:

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt} \ ,$$

$$\varepsilon_{jt} \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{jt}) \ ,$$

$$h_{jt} = \omega_j + \delta_j h_{jt-1} + \gamma_j \varepsilon_{jt-1}^2 \ ,$$

其中，$\omega_j > 0$、$\delta_j \geq 0$ 與 $\gamma_j > 0$，Ψ_{t-1} 為到達第 t 期之前的訊息集合，h_{jt} 為 t 第期的條件異質變異數以及為 $N(\bullet)$ 常態分配。為滿足模式為一個**穩定(stationary)**的數列，$Var(\varepsilon_{jt}) < \infty$ 且必須滿足 $\gamma_j + \delta_j < 1$。估計參數時，使用**最大概似估計法**。有關 GARCH 模式的特性與限制以及估計方式可參考 Bollerslev(1986)以及張揖平、洪明欽與賴柏志(2001)。

假設資料區分為估計期與事件期，設定估計期的期間為 t_1 至 t_2 期，事件期則為 t_3 至 t_4 期且 $\hat{\alpha}_j$ 與 $\hat{\beta}_j$ 為估計期得到的最大概似估計值，預期報酬率與 OLS 模式相同為[4] $E(R_{jt}) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j R_{mt}$。根據林炯圭與沈中華(1996)，證券 j 於事件期 t 期的異常報酬率 AR_{jt} 的變異數為:

$$Var(AR_{jt}) = Var(\hat{\alpha}_j) + R_{mt}^2 Var(\hat{\beta}_j) + 2R_{mt} Cov(\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j) + Var(\varepsilon_{jt}) \ ,$$

其中，$Var(AR_{jt})$ 為 t 期的條件變異數。Baillie 與 Bollerslev(1992)定義:

$$Var(\varepsilon_{j,t_3+k}) = \sigma_L^2 + (\delta_j + \gamma_j)^k (h_{j,t_3} - \sigma_L^2) \ ,$$

[4]此時，估計值為最大概似估計值，市場模式則為最小平方法估計值。

其中，σ_L^2為長期平均變異數:

$$\sigma_L^2 = \frac{\omega_j}{1-\delta_j-\gamma_j} \text{，}$$

$k = 1,\ldots,t_4 - t_3$ 。h_{j,t_3}為以估計期t_2期的資訊預測事件期t_3期的變異數。

當證券的第期異常報酬率為已知，則可以推算累積異常報酬率的變異數。其中，第p期與第q期的異常報酬率的共變異數為:

$$Cov(AR_{jp}, AR_{jq}) = Var(\hat{\alpha}_j) + R_{mp}R_{mq}Var(\hat{\beta}_j) + R_{mp}Cov(\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j) + R_{mq}Cov(\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j)$$

因此，證券j的累積異常報酬率變異數為:

$$Var(CAR_{jt^*}) = \sum_{p=t_3}^{t^*} Var(AR_{jp}) + 2\sum_{q<p} Cov(AR_{jp}, AR_{jq}) \text{ 。}$$

平均調整模式

定義證券 j 的估計期報酬率的樣本平均數為 $\overline{R}_j$ ，則事件期 t 期的預期報酬率為

$$E(R_{jt}) = \overline{R}_j$$

值得注意的是，此方法並未考慮到事件期證券報酬率的風險資訊。

市場指數調整模式

定義市場指數 t 期的報酬率為 R_{mt} ，則事件期 t 期的預期報酬率為

$$E(R_{jt}) = R_{mt}$$

假設檢定

事件研究主要是探討某一事件的發佈，對於證券的股價是否造成異常影響；若僅對個別證券的異常報酬率是無法作出結論的，吾人應該將事件期的異常報酬加以平均與累積，並利用統計檢定偵測平均異常報酬率或是累積平均異常報酬率是否顯著異於零。檢定異常報酬率主要區分為以下作法:

無相關調整檢定法(No Dependence Adjustment Test)

無相關調整法由 Brown 與 Warner(1980)推出，Boehmer、Musumeci 與 Poulsen(1991)稱呼為**傳統法(Traditional method)**。假設事件期的個別證券**異常報酬率變異數為估計期殘差的變異數**且橫斷面之間的證券殘差為**無關(uncorrelated)**，定義第期的平均異常報酬率變異數為:

$$\hat{\sigma}^2_{AAR_t} = \frac{1}{N^2}\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T-p}\sum_{t=1}^{T}(AR_{jt} - \overline{AR_j})^2$$

其中，T 為估計期的長度， p 為模式中的未知參數數量且 N 為證券的總數量。在虛無假設的假設之下，事件期 t 的平均異常報酬率檢定統計量為:

$$t_{AAR} = \frac{AAR_t}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{AAR_t}}} \sim N(0,1)$$

其中，統計量服從常態分配[5]。令 $Cov(AR_{jp}, AR_{jq}) = 0$，累積平均異常報酬率的檢定統計量為:

---

[5]此常態分配為一個漸近分配(Asymptotic Distribution)，亦即當樣本數趨近無窮大時，統計量將趨近於常態分配，以下篇幅類似情況則不再贅述。

$$t_{CAAR} = \frac{CAAR_t}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{CAAR_t}}} \sim N(0,1)$$

其中，$\hat{\sigma}^2_{CAAR_t} = \tau\hat{\sigma}^2_{AAR_t}$ 且 τ 為事件期第一期累積到第 t 期的期數。GARCH 模式則因與傳統法的假設相互牴觸，無法使用。

橫斷面標準差檢定法(Cross-sectional standard deviation test)

若證券受到事件的影響，使得事件期股票報酬率的變異數明顯增加(Event-induced variance)，使用估計期資訊去推估事件期的異常報酬率變異數可能沒有太大的意義。因此，**忽略估計期殘差的資訊**，以事件期橫斷面的個別證券的異常報酬率計算變異數且假設不同證券間的異常報酬率為無關，定義期的平均異常報酬率的變異數為:

$$\hat{\sigma}^2_{AAR_t} = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{j=1}^{N}(AR_{jt} - \overline{AR_t})^2$$

假設，事件期 t 的平均異常報酬率檢定統計量為:

$$t_{AAR} = \frac{AAR_t}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{AAR_t}}} \sim N(0,1)$$

累積平均異常報酬率的檢定統計量則定義為:

$$t_{CAAR} = \frac{CAAR_t}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{CAAR_t}}} \sim N(0,1)$$

其中，

$$\hat{\sigma}^2_{CAAR_t} = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{j=1}^{N}(CAR_{jt} - \overline{CAR_t})^2$$

其中，假設不同證券間，同期的異常報酬率或累積異常報酬率彼此無相關性，$Cov(AR_{it}, AR_{jt}) = 0$，$Cov(CAR_{it}, CAR_{jt}) = 0$ 且 $i \neq j$。值得注意的是，若事件並未導致事件期變異數增加，橫斷面檢定法的檢定力將會較差(Brown 與 Warner 1985)。

橫斷面檢定法 - GARCH(Cross-sectional test - GARCH)

假設報酬率符合 GARCH 模式，與橫斷面標準差檢定的差異在於異常報酬率的變異數乃使用 GARCH 模式預測的變異數:

$$\hat{\sigma}^2_{AAR_t} = \frac{1}{N^2}\sum_{j=1}^{N} Var(AR_{jt})$$

$$\hat{\sigma}^2_{CAAR_t} = \frac{1}{N^2}\sum_{j=1}^{N} Var(CAR_{jt})$$

其中，不同證券間的異常報酬率或累積異常報酬率假設彼此無關，亦即 $Cov(AR_{it}, AR_{jt}) = 0$ ，$Cov(CAR_{it}, CAR_{jt}) = 0$ 且 $i \neq j$ 。

標準化殘差檢定法(Standardized residual test or Patell test)

相同於傳統法，Patell(1976)使用風險調整模式-OLS 估計法探討標準化殘差法[6]，藉由標準化過程，使標準化異常報酬率同為單一常態分配(Unit Normal Distribution)，定義事件期 t 的異常報酬率的變異數為[7]:

$$s^2_{AR_{jt}} = s_j^2 \left[1 + \frac{1}{T_j} + \frac{(R_{mt} - \overline{R_m})^2}{\sum_{k=1}^{T_j} (R_{mk} - \overline{R_m})^2} \right]$$

其中，T_j 為證券 j 的估計期樣本數，為 R_{mt} 第 t 期的指數報酬率，$\overline{R_m}$ 則為指數報酬率的估計期平均數且 s_j^2 為估計期的殘差變異數:

$$s_j^2 = \frac{\sum_{t=1}^{T_j} \hat{\varepsilon}_{jt}^2}{T_j - p}$$

其中，p 為模式的未知參數數量。定義時間 t 的標準化異常報酬率為[8]:

$$SAR_{jt} = \frac{AR_{jt}}{\sqrt{s^2_{AR_{jt}}}}$$

Patell 定義平均標準化異常報酬率的檢定統計量為:

$$t = \frac{\sum_{j=1}^{N} SAR_{jt}}{\sqrt{\sum_{j=1}^{N} \frac{T_j - p}{T_j - p - 2}}} \sim N(0,1)$$

Patell 亦定義平均標準化累積異常報酬率的檢定統計量為:

[6]此檢定法亦稱為橫斷面獨立法(Cross-section Independence)。

[7]無論 OLS 估計法或是 Scholes-Willams 估計法，皆使用此方式計算(Cowan 與 Sergeant 1996)。

[8]由於指數調整模式不使用估計期資訊，無法使用此檢定；平均調整模式使用估計期變異數當作事件期的變異數(且為固定常數)進行標準化；GARCH 模式則使用事件期的預測變異數進行標準化。

$$t=\frac{\sum_{j=1}^{N}\frac{\sum_{k=1}^{\tau}SAR_{jk}}{\sqrt{\tau}}}{\sqrt{\sum_{j=1}^{N}\frac{T_j-p}{T_j-p-2}}}\sim N(0,1)$$

其中，τ 為事件期第一期累積到第 t 期的期數。有關分母的調整項隨著證券樣本數的增加會趨近於證券數量 N 。

標準化橫斷面檢定法(Standardized cross-sectional test)

Boehmer、Musumeci 與 Poulsen(1991)提出標準化橫斷面檢定，以解決橫斷面檢定法檢定力較不足的情形。檢定的基本精神與橫斷面檢定法相同，必須先將異常報酬率標準化之後，再計算橫斷面的標準化異常報酬率的變異數，檢定統計量為:

$$t = \frac{\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N} SAR_{jt}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{SAR_t}}} \sim N(0,1)$$

其中，

$$\sigma^2_{SAR_t} = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}\left(SAR_{it} - \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N} SAR_{jt}\right)^2 。$$

令

$$SCAR_{jt} = \sum_{k=1}^{t} SAR_{jk}$$

則標準化累積異常報酬率的檢定統計量為:

$$t = \frac{SCAR_{jt}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{SCAR_t}}} \sim N(0,1)$$

其中，

$$\hat{\sigma}^2_{SCAR_t} = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}\left(SCAR_{it} - \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N} SCAR_{jt}\right)^2 。$$

進行事件研究檢定時，可採用前述的母數檢定偵測異常報酬率，但當證券報酬率偏離**偏離常態分配**時，將使得虛無假設下的抽樣分配可能異於實際分配，導致檢定統計量會出現拒絕過多或是過少的結果。因此，可使用不需要強烈分配假設的無母數檢定。

符號檢定法(Sign test)

符號檢定是依據事件期，證券彼此之間的異常報酬率正負號決定，亦即檢定事件期的異常報酬率為正值的比率是否為 50%。檢定統計量為:

$$S = \frac{p_0 - \hat{p}}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{N}}} \sim N(0,1)$$

其中，N 為證券數量、 $p = 50\%$ 以及 p_0 為異常報酬率大於零的觀察值，佔所有證券的比例(Frequency of Positive Residuals)。若拒絕虛無假設，亦即橫斷面證券間異常報酬率的正負比例明顯異於 50%，即可懷疑該事件期的股價確實受到影響，事件具有資訊內涵。

一般化符號檢定法(Generalized Sign test)

符號檢定法假設異常報酬率為正值的證券數量(N^+)佔全證券數量(N)的比例為 $p=50\%$ 可能並不合理；因此，Cowan、Nayar 與 Singh(1990)以及 Cowan(1992)使用一般化符號檢定，針對證券估計期的觀察樣本，並依照實際狀況估計出 N^+，並計算比率 $\hat{p}$。檢定統計量為:

$$S=\frac{p_0-\hat{p}}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{N}}}\sim N(0,1)$$

其中，$\hat{p}$ 估計方式為:

$$\hat{p}=\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T_j}\sum_{t=1}^{T_j}S_{jt}$$

$$S_{jt}=\begin{cases}1 & if\ \ AR_{jt}>0\\ 0 & otherwise\end{cases}$$ 。

統計量

Durbin Watson 檢定

此檢定是利用殘差來檢定資料是否有自身相關的特性，亦即檢定自我先關係數ρ是否大於零。假設虛無假設為$H_0:\rho=0$，統計量為:

$$D=\frac{\sum_{t=2}^{T}(\hat{\varepsilon}_t-\hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_t{}^2}$$

其中，T為樣本數，$\hat{\varepsilon}_t$為第t期的殘差項。透過 Durbin-Watson 檢定可以得到上界d_U與下界d_L，判斷D值是否超界限而得到決策法則。

$H_1:\rho>0$，Durbin-Watson 檢定的決策法則為:

若$D<d_L$，拒絕虛無假設，序列存在正向的自身相關。

若$D>d_U$，不拒絕虛無假設，自身相關不存在。

若$d_L\le D\le d_U$，檢定無結論。

$H_1:\rho<0$，此檢定的決策法則為:

若$4-D<d_L$，拒絕虛無假設，序列存在負向的自身相關。

若$4-D>d_U$，不拒絕虛無假設，自身相關不存在。

若$d_L\le 4-D\le d_U$，檢定無結論。

$H_1:\rho\ne 0$，此檢定的決策法則為:

若$4-D<d_L$或$D<d_L$，拒絕虛無假設，序列存在自身相關。

若$4-D>d_U$或$D>d_U$，不拒絕虛無假設，自身相關不存在。

若 $d_L \le D \le d_U$ 或 $d_L \le 4-D \le d_U$ ，檢定無結論。

其中，d_L 與 d_U 分別為檢定的下限與上限臨界值，必須查詢 DW 檢定表[9]，查詢時需要提供估計時使用的樣本數 T 、回歸模式的參數數量 K (含截距項)與顯著水準。

白噪音檢定

Box 與 Pierce(1970)假設虛無假設 $H\ :\rho_1=\rho_2=\cdots=\rho_m=0$ 來檢定序列自我相關，統計量為:

$$Q^*(m)=T\sum_{l=1}^{m}\hat{\rho}_l^2 \sim \chi^2(m)$$

其中，m 為落後期數，T 為樣本數且

$$\hat{\rho}_l=\frac{\sum_{t=l+1}^{T}(r_t-\bar{r})(r_{t-l}-\bar{r})}{\sum_{t=1}^{T}(r_t-\bar{r})^2}$$

其中，$0\le l<T-1$ ，r_t 為第 t 期的報酬率。Ljung 與 Box(1978)推出修正型的 $Q(m)$ 統計量:

$$Q(m)=T(T+2)\sum_{l=1}^{m}\frac{\hat{\rho}_l^2}{T-l} \sim \chi^2(m)$$

Tsay(2002)建議可以使用 $m=\ln(T)$ ，將有較佳的檢定力。

ARCH 檢定

假設 ε_t 為 $ARCH(p)$ 模式，則 ε_t^2 滿足以下方程式:

---

9 Durbin-Watson 臨界值參考: Stanford Econometric Benchmarks Web Site: http://www.stanford.edu/~clint/bench/ 或顏月珠(2001)

$$\varepsilon_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \varepsilon_{t-p}^2$$

序列的 ARCH 效果檢定即檢定上述方程式中的β是否全為零，亦即檢測需無假設$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$，且檢定統計量為:

$$L = T \cdot R^2 \sim \chi^2(p)$$

其中，T為樣本數，R^2則為判定係數。若序列確實存在 ARCH 效果，則要拒絕虛無假設。

常態性檢定

Jarque 與 Bera(1987) 提出以下的統計量來檢定序列的常態性，令虛無假設虛無假設為H_0:序列為常態分配。檢定統計量定義為:

$$JB = \frac{T}{6}\hat{S}^2 + \frac{T}{24}(\hat{K}-3)^2 \sim \chi^2(2)$$

其中，T為樣本數。令$x_1, x_2, \ldots, x_T$為序列觀察樣本，則以平均數為中心的r次動差為

$$m_r = \sum_{i-1}^{T} \frac{(x_i - \hat{\mu}_x)^r}{T}$$

其中，

$$\hat{\mu}_x = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} x_i$$

$\hat{S}$為樣本偏態係數定義為

$$\hat{S} = \frac{m_3}{m_2\sqrt{m_2}}$$

$\hat{K}$則為樣本峰態係數定義為

$$\hat{K} = \frac{m_4}{m_2^2}$$

缺適值(Missing Returns)

缺適值係指大盤有交易日紀錄，個股卻無成交價格或是暫停交易缺漏，導致無法計算報酬率的交易日稱為**缺適值**。處理方式分為估計期與事件期二種處理方式：

估計期:

估計期間若發生缺適值時，將直接刪除該期資料。剔除估計期的缺適值之後，證券的資料數量若不滿足模式的**最小需求筆數**，此證券將丟出樣本錯誤。該證券將直接刪除且無法計算。最小需求筆數可根據使用者選擇，設定證券樣本必須滿足一定的數量才有資格納入事件研究樣本清單中。

事件期:

若證券在事件期出現缺適值時，可考慮自動刪除證券或是以零取代該期的異常報酬率方可計算平均異常報酬率。

平均異常報酬率:

若出現無法運算或是非數值的情況，該數值將會以字元 ”–“ 置換。譬如證券數量僅有一筆時，計算平均異常報酬率的變異數可能就會出現除以分母為零的問題，此時就會以字元 ”–“ 置換。

非交易日:

若證券的事件日並不是交易日(譬如星期日)，將以未來最近的一次交易日期作為事件日。倘若未來無交易日或是事件期區間已跨越最新的交易日，該證券將被刪除。

參考文獻

Akaike, H., “A New Look at the Statistical Model Identification,” *IEEE Transactions on Automatic Control*, 1974, AC-19, 716-723.

Bera, A., Bubnys E. and Park H., ”Conditional Heteroscedasticity in The Market Model and Efficient Estimates of Betas”, *Financial Review*, 1988, 23, 201-214.

Binder, John J., ”The Event Study Methodology Since 1969”, *Review of Quantitative and Accounting*, 1998, 11, 111-137.

Bollerslev, T., ”Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 1986, 31, 307-327.

Bollerslev, T., R. Chou and K. Kroner., ” ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Econometrics*, 1992, 52, 5-59.

Box, G. E. P. and Pierce, D. , ”Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving average Time Series Models”, *Journal of the American Statistical Association*, 1986, 31, 307-327.

Brown, S. J. and Jerold B. Warner, ”Measuring Security Price Performance”, *Journal of Financial Economics*, 1980, 8(3), 205-258.

Brown, S. J. and Jerold B. Warner, ”Using Daily Stock Returns: The Case Of Event Studies”, *Journal of Financial Economics*, 1985, 14(1), 3-31.

Corrado, C. J., ”A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies”, *Journal of Financial Economics*, 1989, 23, 385-395.

Cowan, A. R., ”Nonparametric Event Study Tests”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 1992, 2(4), 343-358.

Cowan, A. R., N. Nayar, and A. K. Singh, ”Stock Returns Before And After Calls of Convertible Bonds”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1990, 25, 549-554.

Cowan, A. R. and A. M. A. Sergeant, ”Trading Frequency and Event Study Test Specification”, *Journal of Banking and Finance*, 1996, 20, 1731-1757.

Engle R. F., ”Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the variance of United Kingdom Inflations”, *Econometrica*, 1982, 50, 987-1007.

Ghosh, A. K. , ”Market Model Corrects For Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and the Small Firm Effect”, *The Journal of Financial Research*, 1992, 15, 277-283.

Jarque, C. M. and Bera, A. K., ”A test for normality of observations and regression residuals”, *International Statistics Review*, 1987, 55, 163-172.

Ljung, G. and Box G.E.P., ”On a Measure of Lack fit in Time Series Models”, *Biometrika*, 1978, 66, 67-72.

Patell, J. M., “Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests”, *Journal of Accounting Research*, 1976, 14(2), 246-274.

Peterson, P. P., “Event Studies: A review of Issues and Methodology”, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 1989, 28(3), 36-66.

Tsay, R.S., *Analysis of Financial Time Series*, 2002, Wiley.

沈中華與李建然，事件研究法 財務與會計實證研究必備，2000，華泰文化事業公司。
林炯圭與沈中華，「上市公司出售資產事件之宣告效果-GARCH 模型之應用」，證券市場發展季刊，1996，第八卷第四期，第 1-21 頁。
周賓凰與蔡坤芳，「台灣股市日資料特性與事件研究法」，證券市場發展季刊，1997，第九卷第二期，第 1-27 頁。
顏月珠，應用數理統計學，2001，三民書局。

聯絡資訊

廠商資訊

台灣經濟新報文化事業(股)公司

Taiwan Economic Journal Co. Ltd

地址

台灣臺北市東興路 57 號 11 樓

電話

02 - 87681088

傳真

02- 87681436

設計

台灣經濟新報文化事業(股)公司

EventStudy@tej.com.tw