



## 美國資本市場之效率性檢定

鄒易凭

淡江大學 財務金融研究所研究生

TEL : 0921933247

E-mail : yeipin@so-net.net.tw

蘇榮斌

中華技術學院 財務金融學系講師

/淡江大學 財務金融研究所博士候選人

台北市南港區研究院路3段245號..

TEL : (02)2784501 ; 0931365126

E-mail : jungbinsu@cc.chit.edu.tw

蘇欣玫

淡江大學 財務金融研究所研究生

TEL : 0937485176

E-mail : shinmeisu0728@yahoo.com.tw

高淑華

華南銀行 行政管理部專員

台北市重慶南路一段38號

TEL : 0953773968

E-mail: k23516789@yahoo.com.tw

### 摘要

本文採用Lo and Mackinlay (1988、1989)[1]、[2]之傳統變異數比率、Wright (2000)[3]的無母數變異數比率及Chow and Denning (1993)[4]之複合變異數比率共三種變異數比率檢定法分別對美國股票、外匯、原油與黃金等四個主要資本市場作市場效率性之檢定，樣本依各標的資產之經濟環境特性或產業結構改變時間點，分割為二個子樣本期間。實證結果顯示，各市場以全樣本作效率性之檢定下，不同變異數比率檢定法無法獲得一致

性的結果；而分別以二個子樣本期間來作市場的效率性檢定時，發現除了匯率在2天的交易區間內是不具效率性，但在其他持有期間下，四個資本市場皆具有效率性，亦即美國市場具有隨機漫步行為。因此分別以二個子樣本期間來作市場的效率性檢定下，可獲得較佳的結果。

關鍵字：市場效率、傳統變異數比率檢定、無母數變異數比率檢定、複合式變異數比率檢定、隨機漫步。

## 一、緒論

效率市場假說(Efficient Market Hypothesis)自從Fama[5]於 1960 年代提出後，便成為財務學界中一個被廣為討論與研究的理論。所謂效率市場 (efficient market) 是指在一個資訊傳遞無障礙的市場中，資產價格皆能正確、即時及充分地反映所有攸關訊息，投資人無論進行何種交易策略皆無法獲得超額報酬或稱異常報酬 (abnormal return)。換言之，市場永遠處於均衡的狀態，無人能以特殊的交易策略擊敗市場。在目前的文獻中，檢定弱勢效率市場的方法或亦即檢定資產價格是否具隨機漫步之性質，因此弱勢效率市場假說亦可轉變為隨機漫步假說。一般而言，若資產價格呈現均數復歸 (mean reversion) 現象，則拒絕隨機漫步假說，代表價格具有序列相關，因此在長期下價格將具有可預測性。而透過檢定資產價格是否具有自我相關及白噪音(white-noise)現象，亦即資產價格是否符合隨機漫步之假說時，即可進一步探討市場的效率性。若市場具有高度效率，投資人

會採取較為消極或是被動的投資管理策略，例如購買指數型基金...等；相反的，若市場的效率性不高，則投資人將會積極地尋找新資訊，隨時調整其投資組合，此時積極性的投資管理策略將會比消極性的投資管理策略更有助於賺取超額報酬，因此市場效率的高低可作為投資人選擇投資管理策略的重大考量因素。

早期關於效率市場研究的文獻中，大部分實證研究發現股票長期具有異常報酬現象，亦即股價行為並非隨機漫步(random walk)，亦即股價報酬率具有可預測性，因此造成效率市場假說(efficient market hypothesis, EMH)遭受質疑。Fama and French (1988)[6]利用多期遞延迴歸係數法研究美國紐約證交所的股票市場，得到3到5年的股票持有期間之報酬率呈現負自我相關。Lo and Mackinlay (1988、1989)[1]、[2]以 NYSE 的週報酬率為研究標的，利用變異數比率檢定(Variance ratio test)法，結果發現價格取對數的週報酬率呈現正自我相關，長期則是呈現負自我相關。Hsieh (1991)[7]、Eldridge and Bernhardt (1993)[8]以

S&P500指數、Peter(1994)[9]以道瓊工業指數、Greene and Fielitz (1977)[10]則以紐約證券交易所上市之200家公司股價報酬率為研究對象，結果皆顯示出美國股票市場報酬長期具有自我相關性，拒絕了弱勢效率市場假說。而在其他國家的方面，Poterba and Summer (1988)[11]利用變異數比率檢定 (Variance ratio test)研究1971年到1986年New York Stock Exchange 17個其他國家的股市，實證發現股票報酬在長期具有負的自我相關，在短期確具有正的自我相關的結論；Beveridge and Oickle (1997)[12]以加拿大股市；Sewell et al. (1993)[13]以日本、香港、韓國、新加坡及台灣股價指數、Opong and Sprevak (2000)[14]以愛爾蘭股價指數報酬為研究標的，亦得到股價報酬行為並非隨機漫步，且Chelley-Steeley (2001)[15]更進一步指出英國股市短期報酬率具有均數復歸。然而，Ayadi and Pyun (1994)[16]在分析韓國股票市場時，無論是日、週、月、60或是季資料，實證結果皆顯示出無法拒絕隨機漫步假說；Kohers

et al. (1997)[17]亦發現香港、日本和美國的股市報酬上存在非線性相依而無法拒絕市場為非弱勢效率。綜論之，股票市場的效率性似乎無一致的結果。在國內文獻方面，顏錫銘(1991)[18]以台灣股票週報酬；沈中華、何中達與陳江明(1995)[19]以台灣股票月報酬皆發現存在強烈的非隨機漫步，且依資本額加權的股價報酬率較等權股價報酬率更加明顯。

在外匯市場方面，Mollick (1999)[20]利用自我迴歸時間序列分析 (Autoregressive time series) 探討1855年到1990年巴西的英鎊與美金之間的匯率具有均數復歸的現象。Gil and Luis (2000)[21]利用Robinson (1994)[22]的單變數因素檢定 (Univariate tests)探討1914年到1983美國與五國間實質匯率，推斷均數復歸的現象存在所有的國家間，亦即匯率行為非隨機漫步。

隨著金融市場自由化後，市場間往往存在著某種程度的互動關係，早期有關於市場效率性的相關研究，大多以單一市場為主，卻缺乏對主要資



本市場之價格行為作一整合性探討，因此本研究針對全球金融發展程度最高的美國，探討美國境內股票、外匯、原油與黃金四個主要資本市場的市場效率性，以期增加投資人對美國金融市場效率的了解及價格改變是否具有可預測性，提供投資人瞭解不同期間長度的投資風險，進而擬定適當的投資策略來獲得超額報酬。而根據過去的文獻，在探討市場效率時皆未嚴謹考慮資產價格是否存在序列相關及異質變異數之現象，而造成檢定力之效果不彰、結果不一致的問題。本研究延伸過去之不足，除採用Lo and Mackinlay (1988、1989)[1]、[2] 所提之傳統變異數比率檢定，並加入Wright (2000)[3]所提出的無母數變異數比率檢定-ranks and signs，分別考量資產價格存在齊質變異數、異質變異數下進行檢定，並根據各個市場的經濟環境或政策改變等，進行次樣本分析，以避免資料在全樣本期間下可能會受到時間移動的影響，而抵消掉不具效率性的因素及效果，使其提升市場效率之檢定力。然而採用Lo and Mackinlay (1988、1989)[1]、[2]與Wright (2000)[3]

的檢定，在不同的交易期間下，將可能造成結果不一致的現象，本文進一步應用Chow and Denning (1993)[4]所提出之複合變異數比率檢定，以便在所有變異數比率檢定下，具有更一致的檢定結果。

本文首先採用傳統變異數比率法檢定四個市場的效率性，為了確保完善的效率性檢定結果，本文以無母數變異數比率檢定及複合變異數比率檢定為基礎，探討道瓊工業股價指數、英磅兌美元即期匯率、原油現貨及黃金現貨市場是否具有隨機漫步行為。

本文第二部分介紹三種變異數比率法檢定模型的研究方法；第三部分為資料來源與處理及實證結果與分析；第四部分為本文結論。

## 二、研究方法

本文首先使用傳統的變異數比率及Wright (2000)[3]無母數變異數比率檢定(nonparametric based test)分別對道瓊工業股價指數、英鎊對美元之即期匯率、紐約商品交易所(New York Mercantile Exchange, NYMEX)之西德



州原油現貨及黃金現貨等四個不同標的在全樣本下之資產報酬序列作效率性檢測。以下簡述本文所使用三種變異數比率檢定法的相關理論。

### 2.1 傳統變異數比率檢定

傳統變異數比率檢定法係由 Lo 與 Mackinlay (1988,1989) [1]、[2]所提出，檢定一次差分後資產報酬序列 k 期的變異數比率，對於一個具隨機漫步序列，此 k 期的變異數將會是其持有期間為 1 單位時變異數的 k 倍，因此，變異數比率 VR(k)應會等於 1。例如若一序列服從一隨機漫步過程，則四天期的變異數將為一天期的變異數之四倍。其虛無假設為  $H_0$ : 資產價格報酬序列為一隨機漫步； $H_1$ : 資產價格報酬序列為非隨機漫步。定義  $\{z_t\}$  為具有  $z_1, K, z_T$  共 T 筆觀察值之資產報酬率時間序列。第 k 期的變異數比率 VR(k) 定義為

$$VR(k) = \frac{\sigma^2(k)}{\sigma^2(1)} \quad (1)$$

其中 VR(k) 為資產價格第 k 期的變異數比率； $\sigma^2(k)$  為在虛無假設下，資產價

格持有期間為 k 單位時變異數的 1/k 倍之不偏估計值； $\sigma^2(1)$  為資產價格在持有期間為 1 單位時變異數；k 為觀察值間隔或差異間隔的天數。根據 Lo 與 Mackinlay (1988,1989) [1]、[2]，k 期變異數的估計式  $\sigma^2(k)$  表示如下

$$\sigma^2(k) = \frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (z_t + L + z_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2 \quad (2)$$

$$\text{其中 } \hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_t$$

持有期間為 1 單位時變異數的不偏估計式  $\sigma^2(1)$  如下式所示

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (z_t - \hat{\mu})^2 \quad (3)$$

$M_1(k)$  係在齊質的假設下之檢定統計量以下式表示

$$M_1(k) = \frac{VR(k) - 1}{\phi(k)^{1/2}} \quad (4)$$

為一漸近常態分配  $N(0,1)$ ，其中漸近變異數  $\phi(k)$  為

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \quad (5)$$

$M_2(k)$  係在異質性下具備頑強性之檢定統計量為以下式所示

$$M_2(k) = \frac{VR(k) - 1}{\phi^*(k)^{1/2}} \quad (6)$$

$$\phi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1} \left[ \frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta(j) \quad (7)$$

$$\delta(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^T (z_t - \hat{\mu})^2 (z_{t-j} - \hat{\mu})^2}{\left[ \sum_{t=1}^T (z_t - \hat{\mu})^2 \right]^2} \quad (8)$$

## 2.2 無母數變異數比率檢定

無母數變異數比率檢定法係由 Wright (2000)[2]所提出，建議使用 signs 及 ranks 取代 Lo and MacKinlay[1]、[2]的檢定。因 Wright 所提出之無母數變異數比率檢定是基於 ranks( $R_1$  及  $R_2$ ) 與 signs( $S_1$  及  $S_2$ )，較 Lo 與 MacKinlay[1]、[2]所用的檢定過程更有能力拒絕非隨機漫步假說。Wright 的檢定基於報酬率之 ranks 之統計檢定量  $R_1$  及  $R_2$  如以下兩式所示

$$R_1 = \left( \frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{1t} + L + r_{1t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2} \quad (9)$$

$$R_2 = \left( \frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{2t} + L + r_{2t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2} \quad (10)$$

其中  $r_{1t} = \left[ r(z_t) - \frac{T+1}{2} \right] / \sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}$ ，

$r_{2t} = \Phi^{-1}(r(z_t)/(T+1))$ ， $\phi(k)$  為漸近變異數如(5)式； $r(z_t)$  為  $z_{1,L}, z_T$  之秩數

(rank)； $\Phi^{-1}$  為標準常態累積分配的反函數。檢定基於報酬率的 signs 之統計檢定量  $S_1$  及  $S_2$  如以下兩式所示

$$S_1 = \left( \frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (s_t + L + s_{t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2} \quad (11)$$

$$S_2 = \left( \frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (s_t(\bar{\mu}) + L + s_{t-k+1}(\bar{\mu}))^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t(\bar{\mu})^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2} \quad (12)$$

其中  $S_t = 2u(z_t, 0)$ ,  $S_t(\bar{\mu}) = 2u(z_t, \bar{\mu})$

$$u(z_t, q) = \begin{cases} 0.5 & \text{if } z_t > q \\ -0.5 & \text{otherwise} \end{cases}$$

因此統計檢定量  $S_1$  係假設漂浮值為 0。若漂浮參數的值為未知，Campbell and Dufour (1997)[23]建議使用統計檢定量  $S_2$ ，其處理過程見 Luger (2003)[24]。

## 2.3 複合變異數比率檢定

複合變異數比率檢定法係由 Chow and Denning (1993)[4]所提出，本文使用此變異數比率檢定法，探討四個市

場報酬的自我相關及異質性程度。基於 Lo and MacKinlay (1988) [1]、[2] 提出之單一變異數比率檢定，Chow and Denning (1993)[4] 所計算之變異數比率包含所有可能因素，因此複合變異數比率將可解釋所有變異數比率集合之結果，可檢定市場是否具效率性。

考慮一個集合中具有  $m$  個變異數比率檢定， $\{h(k_j) | j=1, 2, \dots, m\}$ ，其隨機漫步虛無假設如下：

$$H_{0,j} : h(k_j) = 0 \quad \text{for } j=1, \Lambda, m$$

$$H_{1,j} : h(k_j) \neq 0 \quad \text{for } j=1, \Lambda, m$$

在所有變異數比率檢定統計量之最大值下，若有拒絕  $H_{0,j}$  則隨機漫步假說亦被拒絕。

Chow and Denning (1993)[4] 複合變異數比率檢定結果如下：

$$\text{PR} \left[ \max(|h(k_1)|, L, |h(k_m)|) \leq \text{SMM}(\alpha; m; T) \right] \geq 1 - \alpha \quad (13)$$

其中

$$h(k_q) = \{M_1(k_q), M_2(k_q), R_1(k_q), R_2(k_q), S_1(k_q)\}$$

， $\text{SMM}(\alpha; m; T)$  為  $\alpha$  為標準化絕對值之極大值 (standardized maximum modulus;

SMM) 的上界，有  $m$  個參數 (此指變異數比率的個數) 與自由度  $T$  (樣本大小)，當  $T$  無限大時，其 SMM 定義如下：

$$\text{SMM}(\alpha; m; T) = Z_{(1-(1-\alpha)^{1/m})/2} \quad (14)$$

其中  $Z_{(1-(1-\alpha)^{1/m})/2}$  服從常態分配。

複合變異數比率檢定大小受

Miller (1981)[25] 提出之 SMM 標準檢定統計量之臨界值所影響；在大樣本下將演變成常態分配如 (14) 式所示，若  $h(k_q)$  之絕對值極大是大於 SMM 所定義臨界水準，則表示隨機漫步假說是被拒絕的。

### 三、實證結果分析

#### 3.1 資料來源與處理

本研究針對目前全球金融發展程度最高之國家-美國，進行不同市場效率性之探討，分別選定美國股票市場-道瓊工業股價指數、外匯市場-英鎊對美元之即期匯率、黃金市場與原油市場-紐約商品交易所 (New York Mercantile Exchange, NYMEX) 之西德州原油現貨及黃金現貨等四個不同的資本市場之日資料進行分析。樣本期



間分別為道瓊工業股價指數1988年1月5日至2006年7月18日，共計4676筆日資料，英鎊對美元之即期匯率1988年1月5日至2006年7月18日，共計4836筆日資料，西德州原油現貨1988年1月5日至2006年7月18日與紐約交易所黃金現貨1988年1月5日至2006年7月18日，共計4652與4777筆日資料，資料取自於yahoo網站(www.finance.yahoo.com)及AREMOS資料庫。

本研究利用道瓊工業股價指數(DJ)、英鎊對美元之即期匯率(UK)、紐約商品交易所之西德州原油現貨(OIL)與黃金現貨(GOLD)等日資料取對數(ln)來計算，定義如下：

$$LDJ=\ln(DJ) \quad (15)$$

$$LUK=\ln(UK) \quad (16)$$

$$LOIL=\ln(OIL) \quad (17)$$

$$LGOLD=\ln(GOLD) \quad (18)$$

其中，DJ為道瓊工業股價指數，UK為英鎊對美元之即期匯率，OIL為西德州原油現貨價格，GOLD為紐約交易所黃金現貨價格。

### 3.2 基本統計量分析

將股票市場-道瓊工業股價指數、外匯市場-英鎊對美元之即期匯率、黃金及原油市場-紐約商品交易所之黃金現貨價格與西德州原油現貨價格四個標的資產先取對數後，再分別以各市場所發生之重大事件或產業結構的改

變，而區分成次樣本期間，圖一為各標的資產的原始序列圖，其次樣本區分之說明如下：

1. 美國股票市場-道瓊工業股價指數(DJ)：由於管理方式及科技上的創新，在1995年之後生產力快速成長，指數開始劇烈變動、向上攀升。因此，樣本期間由此區分成前後兩段，分別為1988年1月5日~1994年12月30日及1995年1月3日~2006年7月18日。

2. 美國外匯市場-英鎊對美元之即期匯率(UK)：1985年，雷根政府面臨國會因貿易赤字升高所生的保護主義的壓力，因此美日德等5大工業國財長與央行總裁在紐約簽訂「廣場協議」(The Plaza Agreement)，導致了日圓和其他貨幣的大幅升值。因此，樣本期間由此區分成前後兩段，分別為1988年1月5日~1994年12月30日及1995年1月3日~2006年7月18日。

3. 美國原油市場-西德州原油現貨(OIL)：在國際經濟變動快速和氣候變遷加劇的二十世紀末，石油需求變化過大，加上產油國常未遵守產油國組織協議，造成油價暴漲暴跌。因此，樣本期間由此區分成前後兩段，分別為1988年1月5日~1998年12月29日及1998年12月30日~2006年7月18日。

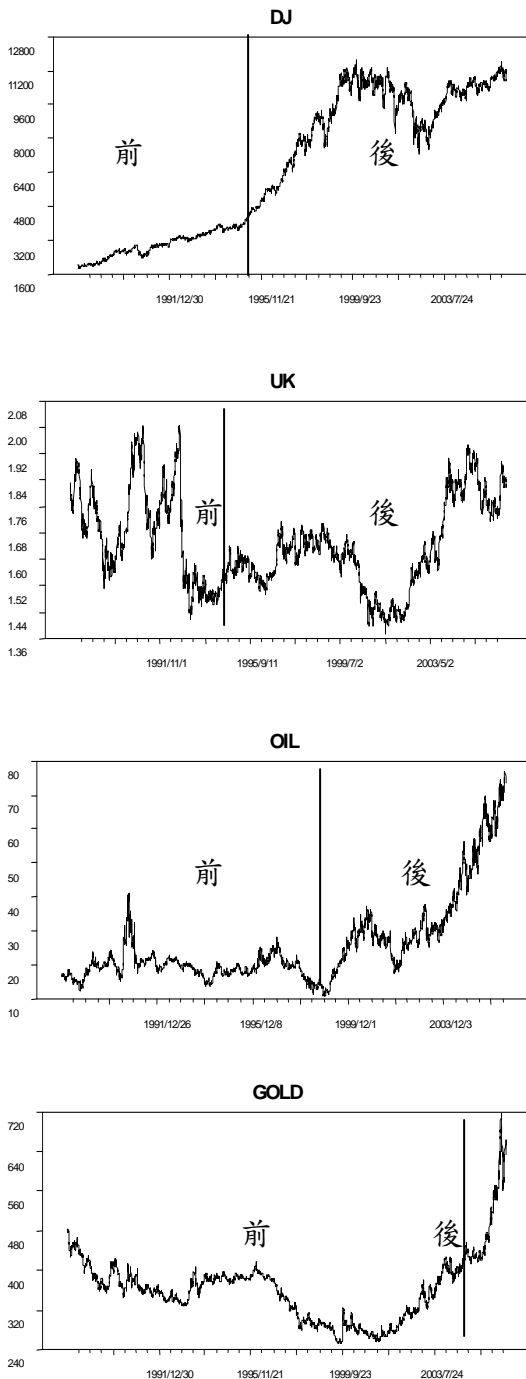




4. 黃金市場-紐約交易所黃金現貨(GOLD): 2004年中由於全球經濟復甦、通貨膨脹壓力上升、原油和貴金屬價格走高、黃金供需持續不平衡以及技術突破等多個因素，造成國際金價連續上揚。因此，樣本期間由此區分成前後兩段，分別為1988年1月5日~2004年6月14日及2004年6月15日~2006年7月18日。

圖一 各標的資產原始序列圖

其對次樣本期間之敘述統計量整理於表一。在平均值方面，除英鎊對美元之即期匯率為前樣本期間較後樣本期間為大外，其餘各標的資產在次樣本期間為後樣本期間比前樣本期間為大，進一步分析各現貨之標準差，僅西德州原油現貨為後樣本期間較前樣本期間大外，其他標的資產前後樣本期間標準差並無太大差異。另外，除黃金現貨在前、後樣本期間呈現顯著不同的偏態外，其餘道瓊工業股價指數在前、後樣本期間皆為顯著左偏，英鎊兌美元之即期匯率與原油現貨價格則為顯著右偏，而超額峰態係數(excess kurtosis)，英鎊兌美元之即期匯率次樣本期間均為顯著小於零、道瓊工業股價指數後樣本期間與原油現貨前樣本期間顯著大於零，表示具有高峰厚尾(leptokurtic)的現象。本文再由Jarque-Bera常態檢定發現各標的資產現貨都在1%水準下顯著拒絕常態分配的虛無假設，證明時間序列資料不服從常態分配。



表一 各標的資產之基本統計量

LDJ		
	成長前	成長後
平均數	7.9765	9.0601
標準差	0.2013	0.2777
偏態係數	-0.3770***	-1.2853***
峰態係數	-0.9366***	0.5876***
最小值	7.5386	8.2512
最大值	8.2886	9.3693
JB	106.5514***	842.2230***
LUK		
	協定前	協定後
平均數	0.5111	0.4853
標準差	0.0839	0.0803
偏態係數	0.3034***	0.1595***
峰態係數	-0.9473***	-0.6857***
最小值	0.3492	0.3168
最大值	0.6963	0.6661
JB	106.4749***	67.1330***
LOIL		
	變動前	變動後
平均數	2.9490	3.3068
標準差	0.1823	0.4387
偏態係數	0.3602***	0.4216***
峰態係數	1.9270***	-0.3695***
最小值	2.3758	2.3758
最大值	3.7141	4.3442
JB	3.7141	4.3442
LGOLD		
	上揚前	上揚後
平均數	5.8427	6.1548
標準差	0.1454	0.1531
偏態係數	-0.3663***	0.9531***
峰態係數	-0.8745***	-0.2928
最小值	5.5316	5.9523
最大值	6.1819	6.5720
JB	229.4983***	84.6152***

附註：1.\*、\*\*與\*\*\*分別表示10%、5%及1%之顯著水準。

2.峰態係數為超額峰態係數(Excess Kurtosis)。

3. JB為Jarque-Bera之常態分配檢定。

4. LDJ、LUK、LOIL與LGOLD分別為道瓊工業股價指數、英鎊對美元之即期匯率、西德州原油現貨及紐約商品交易所黃金現貨之序列取對數。

### 3.3 實證結果分析

首先，檢定道瓊工業股價指數、英鎊對美元之即期匯率、紐約商品交易所之黃金現貨價格與西德州原油現貨之隨機漫步假說。全樣本期間，在  $k=2、5、10、30$  下，使用 Lo and Mackinlay (1988、1989)[1]、[2]所提傳統的變異數比率檢定，並加入 Wright (2000)[3]所提出的無母數變異數比率檢定-Rank and Sign，結果列於表二。M1 表示齊質假設之傳統變異數比率檢定，在所有區間  $k=2、5、10、30$  下，除英鎊對美元之即期匯率均在 5%顯著水準下拒絕虛無假設為隨機漫步行為外，道瓊工業股價指數、紐約商品交易所之黃金現貨與西德州原油現貨並無強烈拒絕序列具有隨機漫步。在任何拒絕隨機漫步行為下，可能是由於序列具有異質性，故由 M2 檢定在異質性假設下之傳統變異數比率，檢定結果除黃金現貨在  $k=2$  之變異數比率、原油現貨在  $k=10、k=30$  之變異數比率外，均不能拒絕具隨機漫步行為假說，其原因為黃金現貨在 2 天、原油現貨在 10、30 天中序列具有自我相關而非異質性現象。本文進一步採用 Wright(2000)[2]無母數檢定-ranks、



signs, ranks、signs 檢定在任何條件異質性形式下，較 M1、M2 有較佳的檢定能力。rank、signs 檢定 R1、R2、S1 之結果顯示，黃金現貨與道瓊工業股價指數皆強烈拒絕隨機漫步行為之虛無假設，而其他標的資產在所有的 k 值下，並不完全具隨機漫步行為。

由表二全樣本下之變異數比率發現並無法獲得具有一致性的結果，可能因素為全樣本期間下，可能牽涉到產業結構改變或是經濟環境因素等影響，導致效率性不具一致性結論，使之評估市場是否具有效率可能不是非常具有可靠性。因此本文將全樣本期間依各標的資產之經濟環境特性或產業結構改變時點，分割為二個子樣本期間來探討市場的效率性，以求其準確性。

表二 全樣本下之變異數比率檢定

	LDJ	LUK	LGOLD	LOIL
	M1			
k=2	-0.16	0.03 *	-3.41 *	1.23
k=5	-1.49	0.25 *	-1.82	-2.73 *
k=10	-2.50 *	0.64 *	-0.22	-4.60 *
k=30	-2.30 *	0.70 *	-0.99	-3.04 *
	M2			
k=2	-0.11	0.03	-2.13 *	0.67
k=5	-1.04	0.21	-1.22	-1.49
k=10	-1.78	0.52	-0.15	-2.64 *
k=30	-1.72	0.58	-0.74	-1.97 *

	R1			
k=2	-0.46	-2.67	-5.21 *	0.63
k=5	-2.60 *	-2.01	-3.95 *	-1.36
k=10	-3.41 *	-0.92	-3.39 *	-2.10 *
k=30	-2.68 *	-0.05 *	-2.55 *	-0.87
	R2			
k=2	0.11	-1.27	-4.50 *	0.69
k=5	-2.05 *	-1.02	-3.04 *	-1.59
k=10	-2.94 *	-0.38	-2.02 *	-2.95 *
k=30	-2.41 *	0.08 *	-1.83	-1.68
	S1			
k=2	-2.03 *	-3.64	-5.32 *	0.48
k=5	-2.72 *	-2.94	-4.62 *	-0.40
k=10	-3.03 *	-1.77	-4.16 *	-0.57
k=30	-2.18 *	-0.86 *	-2.75 *	0.00

附註：1. \*為 5%顯著水準

2. LDJ、LUK、LOIL 與 LGOLD 分別為道瓊工業股價指數、英鎊對美元之即期匯率、西德州原油現貨及紐約商品交易所黃金現貨之序列取對數。

3. ranks-R1、R2，sings-S1

現再分別針對道瓊工業股價指數、英鎊對美元之即期匯率、紐約商品交易所之黃金現貨價格與西德州原油現貨四個標的資產之次樣本作隨機漫步假說檢定，依據各市場的經濟環境或產業結構改變區分成前、後樣本，檢定市場效率是否有顯著的改變。在 k = 2、5、10、30 下，運用 Lo and Mackinlay (1988、1989)[1]、[2]所

提傳統的變異數比率檢定，並加入 Wright (2000)[3]所提出的無母數變異數比率檢定-Rank and Sign，結果列於表三及表四。由傳統的變異數比率檢定結果發現，無論是在齊質的假設下 M1 或是在異質性假設下的 M2 傳統變



異數比率檢定，在所有區間  $k=2、5、10、30$  下，可看出除原油現貨外，其他三個市場的變異數比率統計檢定絕對值，在事件發生或制度改變後都有變小的現象，而愈無法拒絕隨機漫步之虛無假設，此顯示出樣本前、後市場效率的提升。進一步採用 Wright (2000)[2] 無母數變異數比率檢定 -ranks、signs 時，根據 R1、R2、S1 的檢定結果顯示，外匯市場-英鎊對美元之即期匯率及黃金市場-紐約商品交易所之黃金現貨價格分別在  $k=5、10、30$  及  $k=2、5、10、30$  下，制度改變或經濟環境改變前、後的次樣本變異數比率在 5% 顯著水準下由拒絕隨機漫步之虛無假設轉變成無法拒絕，亦即市場由無效率而提升到有效率。其由分析市場可得知，外匯市場在 1985 年時美英日等 5 大工業國財長與央行總裁在紐約簽訂「廣場協議」(The Plaza Agreement)，導致了日圓和其他貨幣的大幅升值後，5 大工業國因而放棄了對外匯市場的干預，改由市場機制自由浮動，此一干預的解除因而造成外匯市場的效率提升；而針對黃金市場來說，由於 2004 年中全球經濟復

甦、通貨膨脹壓力上升、原油和貴金屬價格走高、黃金供需持續不平衡以及技術突破等多個因素綜合作用的結果，造成國際金價連續上揚，而市場充分反應了目前的經濟狀況，顯示出市場的有效率。

此外，道瓊工業股價指數及原油現貨市場之效率性方面，道瓊工業股價指數於後樣本期間， $k=5、10$  拒絕隨機漫步之虛無假設，原油現貨於後樣本期間， $k=10、30$  拒絕隨機漫步之虛無假設，表示兩市場並無強烈顯著異於 1 之平均數復歸現象，其由分析市場可得知，道瓊工業股價指數及原油現貨市場於後樣本期間包含了 911 事件及第二次波灣戰爭，根據戰爭事件可能造成市場之不效率性之論點，且美國為戰爭事件之直接受害國，因此對於其工業及原油市場皆有直接正面之衝擊影響，並反應於資本市場上。

表三 次樣本下道瓊工業指數及英鎊對美元之即期匯率之變異數比率檢定

	LDJ		LUK	
	前樣本	後樣本	前樣本	後樣本
	M1			
k=2	0.40	-0.38	0.42	-0.70
k=5	-0.71	-1.28	0.75	-0.87
k=10	-1.98*	-1.76	0.69	-0.07



表五 次樣本下之複合變異比率檢定

SMM	LDJ		LUK	
	前樣本	後樣本	前樣本	後樣本
k=2	-1.09	-1.78	-2.36**	-2.79**
k=5	-1.81	-2.21	-2.54*	-1.77
k=10	-2.52	-2.42	-1.89	-0.83
k=30	-2.86	-1.58	1.17	-0.81

SMM	LOIL		LGOLD	
	前樣本	後樣本	前樣本	後樣本
k=2	1.15	0.47	-5.03***	-1.93
k=5	-2.88**	-1.38	-4.56***	-1.05
k=10	-4.57***	-2.18	-4.33***	-0.3
k=30	-2.67	-1.98	-2.8	-0.53

附註：1.\*、\*\*與\*\*\*分別表示10%、5%及1%之顯著水準。

2. LDJ、LUK、LOIL與LGOLD分別為道瓊工業股價指數、英鎊對美元之即期匯率、西德州原油現貨及紐約商品交易所黃金現貨之序列取對數。

3. SMM為複合變異數比率檢定統計值

#### 四、結論

本研究採用 Lo and Mackinlay[1]、[2] 之傳統變異數比率檢定、Wright[3]的無母數變異數比率檢定及 Chow and Denning[4]之複合變異數比率檢定，探討美國境內原油現貨、黃金現貨、道瓊工業股價指數及英鎊兌美元即期匯率市場是否具隨機漫步行為，以期增加投資人對美國金融市場效率的了解及價格改變是否具有可預測性，提供投資人瞭解不同期間長度的投資風險，進而擬定適當的

投資策略來獲得超額報酬。實證步驟分成全樣本與次樣本兩階段，而次樣本是依各標的資產之經濟環境特性或產業結構改變時間點而分割為二個子樣本期間。

在全樣本下用傳統變異數比率檢定及無母數變異數比率檢定我們可得到以結論及貢獻：

1. 在齊質假設下之傳統變異數比率.M1檢定：在所有區間k=2、5、10、30下，除英鎊兌美元之即期匯率為均在5%顯著水準下拒絕隨機漫步行為之虛無假設外，道瓊工業股價指數、紐約商品交易所之黃金現貨與西德州原油現貨並無強烈拒絕序列具有隨機漫步。
2. 在異質性假設下之傳統變異數比率M2檢定：檢定結果除黃金現貨在k=2之變異數比率、原油現貨在k=10、k=30之變異數比率外，均不能拒絕具隨機漫步行為假說，全樣本期間支持不同變異數比率的結果，可能由於序列具有自我相關而非異質性現象。
3. 無母數變異數比率檢定：結果顯示，黃金現貨與道瓊工業股價指數皆強烈拒絕隨機漫步行為之虛無假設，而其他標的資產在所有的k值下，並不完全

具隨機漫步行為。

在次樣本下用傳統變異數比率檢定、無母數變異數比率檢定及複合變異數比率檢定我們可得到以下結論及貢獻：由次樣本期間檢定結果指出，在經濟環境或產業結構改變後，除英鎊兌換美元之即期匯率在2個交易日的區間內為不具效率性外，所有資本市場在多個期間下皆具有隨機漫步特性，亦即市場皆具有效率性。也就是說美國金融市場的未來趨勢及價格改變皆無法預測性，投資人無論進行何種交易策略皆無法取得超額報酬或稱異常報酬，充分反應美國市場具有弱勢效率性。

### 參考文獻

- [1] A. W. Lo, A. C. Mackinlay, "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies*, vol. 1, pp. 41-66, 1988.
- [2] A. W. Lo, A. C. Mackinlay, "The STZE and Power of the Variance ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Econometrics*, vol. 40, pp. 203-238, 1989.
- [3] J. H. Wright, "Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 18, pp. 1-9, 2000.
- [4] K. V. Chow, K. Denning, "A Simple Multiple Variance ratio Test," *Journal of Econometrics*, vol. 58, no. 3, pp. 385-401, 1993.
- [5] E. Fama, "Efficient Capital Markets: Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, May, pp. 383-417, 1970.
- [6] E. F. Fama, K. R. French, "Common Factors in the Serial Correlation of Stock Returns," Center for Research in Security Prices Working Paper, no. 200, 1988.
- [7] D. A. Hsieh, "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets," *Journal of Finance*, vol. 46, pp. 1839-1877, 1991.
- [8] M. R. Eldridge, C. Bernhardt, Mulvey I., "Evidence of Chaos in the S&P 500 Cash Index," *Advances in Futures and Options Research*, vol. 6, pp. 179-192, 1993.
- [9] E. E. Peter, "Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics," New York: John Wiley and Sons, 1994.
- [10] M. T. Greene, B. D. Fielitz, "Long Term Dependence in Common Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, vol. 4, pp. 339-349, 1977.
- [11] J. M. Poterba, L. H. Summers, "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications," *Journal of Financial Economics*, vol. 22, pp.



- 27-59, 1988.
- [12] S. Beveridge, C. Oickle, "Long Memory in the Canadian Stock Market," *Applied Financial Economics*, vol. 7, pp. 667-672, 1997.
- [13] S. P. Sewell, S. R. Stansell, I. Lee & M. S. Pan, "Nonlinearities in Emerging Foreign Capital Markets," *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 20, pp. 237-248, 1993.
- [14] K. K. Opong, D. Sprevak, "The Behaviour of the Irish ISEQ Index: Some New Empirical Tests" *Applied Financial Economics*, vol. 10, pp. 693-700, 2000.
- [15] P. Chelly-Steeley, "Mean Reversion in the Horizon Returns of UK Portfolios," *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 28, pp. 107-126, 2001.
- [16] O. F. Ayadi, C. S. Pyum, "The Application of the Variance Ratio Test to the Korean Securities Market," *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, pp. 643-658, 1994.
- [17] Kohers, T., V. Pandey and G. Kohers (1997), "Using nonlinear dynamics to test for market efficiency among the major US stock exchanges," *Quart. Rev. Economics Finance*, Vol. 37, pp 523-545.
- [18] 顏錫銘, "亞太盆地股票市場價格行為之比較研究", *管理科學學報*, 第八卷, 第一期, 頁1-18, 1991年。
- [19] 沈中華、何中達、陳江明, "台灣股票市場報酬率之預測模型—平均數復歸行為之應用", *管理科學學報*, 第12卷, 第1期, 頁43-61, 1995年。
- [20] A. V. Mollick, "The Real Exchange Rate in Brazil Mean Reversion or Random Walk in the Long Run?" *International Review of Economics and Finance*, vol. 8, pp. 115-126, 1999.
- [21] A. Gil, A. Luis, "Mean Reversion in the Real Exchange Rates," *Economics Letters*, vol. 69, pp. 285-288, 2000.
- [22] P. M. Robinson, "Efficient Tests of Nonstationary hypotheses," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 89, pp. 1420-1437, 1994.
- [23] B. Campbell, J. M. Dufour, "Exact Non-parametric Tests of Orthogonality and Random Walk in the Presence of a Drift Parameter," *International Economic Review*, vol. 38, pp. 151-173, 1997.
- [24] G. F. Luger, "Structures and Strategies for Complex Problem Solving: Artificial intelligence," 4e, Addison Wesley, 2003.
- [25] R. G. Miller, *Simultaneous Statistical Inference* (2<sup>nd</sup> edition), New York: Wiley, 1981.





# The Efficiency Tests of American Capital Markets

Yi-Pin Tzou

Graduate Student, Department of Banking and  
Finance,  
TamKang University  
TEL : 0921933247  
E-mail : [yeipin@so-net.net.tw](mailto:yeipin@so-net.net.tw)

Hsin-Mei Su

Graduate Student, Department of Banking and  
Finance,  
TamKang University  
TEL : 0937485176  
E-mail : [shinmeisu0728@yahoo.com.tw](mailto:shinmeisu0728@yahoo.com.tw)

Jung-Bin Su

Lecturer, Dept. of Finance and Banking, China  
Institute of Technology  
/Ph.D. Candidate, Department of Banking and  
Finance, TamKang University  
245, Yen-Chiu-Yuan(Academia)RD. Sec3,  
Nankang, Taipei.  
TEL : (02)2786-4501,0931365126  
E-mail : [jungbinsu@cc.chit.edu.tw](mailto:jungbinsu@cc.chit.edu.tw)

Shu-Hua Kao

Senior Associate, General Administration Dept.,  
Hua Nan Commercial Bank, LTD.  
38, Ching-King S. Rd. Sec. 1, Taipei, Taiwan  
TEL : 0953-773-968  
E-mail: [k23516789@yahoo.com.tw](mailto:k23516789@yahoo.com.tw)

## Abstract

In this paper, we apply the traditional variance ratio(VR) test , non-parametric VR test and multiple VR test which are presented by Lo and Mackinlay (1988、1989), Wright (2000), and Chow and Denning (1993) respectively, to test the efficiency of the four different financial markets(stock, exchange, crude oil and gold markets) in America. The sample is divided into two sub-sample by the change time of economic environment or industrial structure. From the empirical results, we find that the different VR tests can't obtain the consistent results when we use the full samples. However, as we further use the sub-sample to test the market efficiency respectively, we can get the more consistent results that the market is efficient except for the exchange market for two days interval. So we can conclude that the four different financial markets in America are efficient.

**Keywords** : Traditional variance ratio test; Non-parametric variance ratio test;  
Multiple variance ratio test; Market efficiency; Random walk.