財金論文叢刊
2010 年 6 月，第十二期，70-87

共整合分析在策略資產配置上之應用

An Application of Cointegration Analysis on Strategic Asset Allocation

張健邦 (Jiahn-Bang Jang)
朝陽科技大學財金系副教授

賴伊婷(Yi-Ting Lai)*
朝陽科技大學財務金融系研究生

摘要

本研究以 12 檔避險基金指數及代表傳統資產的標準普爾五百指數(S&P 500)、那斯達克指數(NASDAQ)與 J.P.摩根債券指數(J.P. Morgan bond)爲研究對象，採用共整合分析法，探究經共整合測試後的策略資產配置之效率前緣。實證結果顯示，具有共整合的資產在長期上有動態共同移動的現象，因此當有外在衝擊時，具共整合的資產所形成之投資組合會有較大幅度的波動。本研究同時考慮在平均數—變異數(M-V)及平均數—條件風險值(M-CVaR)之報酬風險架構下衡量策略性資產配置發現以不具共整合的資產爲選取標的之策略資產配置能有較高報酬，且風險較低。

關鍵字：共整合、策略資產配置、條件風險值、效率前緣
Key word：Cointegration、Strategic Asset Allocation、Conditional Value at Risk、Efficient Frontier

---

*通訊作者：賴伊婷，朝陽科技大學財務金融系，41349 台中縣霧峰鄉吉峰東路 168 號。

壹、 前言

所謂策略資產配置(Strategic Asset Allocation)是基於長期績效的觀點，其權重由長期預測決定，所以投資組合不需要時常變動，此配置法是利用條件資訊(conditional information)和非條件資訊(unconditional information)去決定權重。很多研究都曾將不同理論模型運用在策略資產配置上，如：多變量模型(Campbell et al.(2003))、動能交易策略(Bange and Thomas(2004))、行爲投資理論(Brouwer and Philippe(2009))等。策略資產配置是源自 Markowitz(1952)的投資組合理論之平均數-變異數(Mean-Variance, M-V)投資組合模型，此模型的風險衡量指標「變異數」之統計意義在於反映組內個體間的離散程度，隱含投資者對平均值以上、以下的報酬有一樣的風險態度，此與實際投資者只關切的風險或不願承擔下方風險(Downside Risk)的行爲相異。因此 Duarte and Alcantara(1999)提出平均數-風險值效率前緣(Mean-VaR Efficient Frontier)觀念，以衡量下方風險的指標—風險值取代變異數，按極小化投資組合風險或極大化投資組合報酬來找出效率投資集合；然而 Artzner and et al.(1999)認爲風險值並不是一個具連貫性(coherent)的風險衡量指標，因風險值不符合次可加性(sub-additive)，在包含多種投資標的的投資組合衡量上，不會產生風險分散的效果，故 Artzner and et al. (1999)、Rockafellar and Uryasev(2000)建議用條件風險值(Conditional Value at Risk, CVaR)來替代風險值，產生 Mean-CVaR(M-CVaR)效率前緣讓投資者有更完善的投資依據可參考。

傳統 M-V 投資組合模型前提假設條件中，包含資產爲定態、報酬須呈常態分配和資產間共變數矩陣爲常數矩陣，這些條件皆與實際投資市場差異甚多，且 M-V 模型的風險分散投資的準則—相關係數只有在變數爲常態分配時才能取信(Kat, 2003)。共整合最早由 Engle and Granger(1987)所提出，至今運用甚廣，Corhay et al. (1993)發現在許多歐洲國家中(義大利例外)的股價存在長期關係，Arshanapalli and Doukas(1993)使用 Engle-Granger(1987)的二變量方法找到美國市場和歐洲市場間的連結，Sanju$_{\acute{a}}$n et al.(2009)研究出日本土地價格與租金間的關係，Andros and Kontonikas (2010)找出股價與商品價格間的長期關係。Lucas(1997)認爲共整合會影響戰略(Tactical)和策略(Strategic)上的財務決策，F$_{\ddot{u}}$ss and Kaiser(2007)認爲具有共整合的資產在長期上有動態共同移動的現象，即共整合降低不確定性達風險分散效果，所以風險趨避投資者較偏好具共整合資產，本研究同時考慮在平均數—變異數(M-V)及平均數—條件風險值(M-CVaR)之報酬風險架構下衡量策略性資產配置，實證結果顯示具共整合資產的投資組合比不具共整合資產的投資組合報酬低且高風險。

全文架構，第一部分前言概述策略資產配置背景，而 M-V 模型不合實務假設致使本文想進一步探討共整合在資產配置上的應用，第二部分是研究方法，主要說明本研究相關檢定理論，第三部分爲實證結果，呈現本研究資料操作結果並進一步分析，第四部分做總結。

貳、 研究方法

一、單根檢定與共整合

(一) Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法

由於 Dickey and Fuller(1979)提出的 DF 檢定只適用在時間序列爲 AR(1)的前提下，如果時間序列落後期數超過 1 期，將會違反殘差項爲白噪音(white noise)[1]的假設，殘差會有自我相關的現象產生，此將影響 DF 的檢定能力。爲解決這個問題，Said and Dickey (1984)提出 ADF(Augmented Dickey-Fuller)，允許時間序列存有落後更多期的 ARMA(p,q)過程，使得殘差項成爲白噪音，形式有三：

1. 無漂浮項、無趨勢項

$$\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_i \qquad (1)$$

2. 有漂浮項、無趨勢項

$$\Delta X_t = \mu + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_i \qquad (2)$$

3. 有漂浮項、有趨勢項

$$\Delta X_t = \mu + \gamma t + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_i \qquad (3)$$

其中，μ爲漂浮項(drift)，t爲時間趨勢項(deterministic trend)，ε爲殘差項，γ, α, β爲係數。而上列式子中，當 p=0 時即爲 DF 檢定，三種模型皆在驗證X_{t-1}的係數是否爲零，即虛無假設爲$H_0 : \alpha = 0$，若 α 顯著異於零，拒絕虛無假設，則爲定態序列，也就是不具有單根；反之，若統計值無法拒絕虛無假設，即爲非定態的序列，即有單根存在。

(二) Phillips and Perron (PP)單根檢定法

ADF 檢定加入落後項，雖可解決殘差項間自我相關的問題，但仍未解決殘差項變異數齊一的假設，對此 Phillips and Perron(1988)將 DF 的檢定統計量加以調整，使用無母數校正檢定法(non-parametric correction)來修正 DF 檢定統計量，使得允許殘差項存在序列相關與異質性(heteroscedasticity)時也能檢定時間數列是否具單根。下列公式源自黃佳雯(2004)。

若時間趨勢項不存在($\gamma = 0$)時，檢定統計量爲：

---

[1] 凡殘差符合以下特性，稱爲白噪音(white noise)：$E(\varepsilon_t)=0$, $Var(\varepsilon_t)=\sigma$, t=1,2,3...., $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s)=0$, $t \neq s$。

$$Z(\tau_\mu) = \frac{\hat{s}}{\hat{s}_{Nm}}\tau_\mu - \frac{1}{2}(\hat{s}_{Nm}^2 - \hat{s})N\left[\hat{s}_{Nm}^2 \sum_{n=2}^{N}(Y_t - \overline{Y_{-1}})^2\right]^{-1/2} \qquad (4)$$

其中，N 爲樣本數，$\overline{Y_{-1}} = (N-1)^{-1}\sum_{n=2}^{N} Y_{n-1}$，$\hat{s}$爲樣本變異數，$\hat{s}_{Nm}$爲其所對應虛無假設成立下的殘差變異數。

若時間趨勢項不存在($\gamma \neq 0$)時，檢定統計量爲：

$$Z(\tau_\mu) = \frac{\tilde{s}}{\tilde{s}_{Nm}}\tau_\tau - \frac{1}{2}(\tilde{s}_{Nm}^2 - \tilde{s})N^3\left[4\tilde{s}_{Nm}(3D_{xx})^{1/2}\right]^{-1} \qquad (5)$$

其中，$\tilde{s}_{Nm}$、$\tilde{s}$的定義與$\hat{s}_{Nm}$、$\hat{s}$相同，D_{xx}爲解釋變數交叉積矩陣的行列值(determinant of the regressor cross-product matrix)。

(三)共整合

Engle and Granger(1987)提出兩階段(two-step)最小平方法來估計共整合向量，乃利用檢定共整合迴歸的殘差項是否具有單根，來判斷變數之間是否存在共整合的關係，而其對共整合定義如下：

1. n 維向量中所有變數皆爲 I (d)，$d > 0$，式中 I (d)代表整合階次(integrated order) 爲 d。
2. 若存在一個 n 維向量β，使得線性組合$\beta' X_t \sim I(d-b)$，$d > b > 0$，則此向量被稱爲存有 d 階 b 次的共整合關係，以 CI (d, b) 符號表示。

Engle and Granger 的方法雖易於估計，但 Engle and Granger 檢定只適用於變數間的共整合向量只有一個，即兩變數的整合關係檢定，故當變數多於兩個時，共整合關係可能不只一個時，可能會產生檢定結果拒絕共整合關係的存在，但這並不表示一定不存在共整合關係。

Johansen(1991)與 Johansen and Juselius(1990)建議用最大概似估計檢定法(maximum likelihood estimation，MLE)來檢定多變數間的共整合關係，取代之前的 Engle and Granger 二階段檢定法，此法透過一階差分後的 VAR(Vector Autoregressive)模型，利用所對應的誤差修正模型會產生一衝擊矩陣，並用兩種概似比統計量來檢定矩陣的秩(rank)，即多變數間的共整合向量關係，其優點在於可找出所有共整合向的個數，以及經濟理論對變數關係的限制均可直接估計，因此，本研究採用 Johansen 的方法進行共整合分析，針對 Johansen 最大概似估計法之理論基礎及相關的估計與檢定內容說明如下：

假設一向量$X_t = (X_1, X_2, \ldots, X_n)$，爲 n 維的 I(1)向量，落後 k 期之 VAR 模型如下：

$$X_t = \mu + \mathcal{A}_1 X_{t-1} + \mathcal{A}_2 X_{t-2} + \cdots + \mathcal{A}_k X_{t-k} + \varepsilon_t \qquad t = 1,2,\cdots,T$$

(6)

其中，μ爲$n \times 1$常數向量

$\mathcal{A}_1$、$\mathcal{A}_2$、…、$\mathcal{A}_k$爲$n \times n$階係數矩陣

ε_t爲$n \times 1$階的誤差項，且$\varepsilon_t \sim WN(0, \Omega)$，$\Omega$爲共變異數矩陣

根據 Granger Representation 定理，上式 VAR 模型對應的向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)爲：

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{7}$$

上式可改寫成

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{8}$$

其中，$\Gamma_i = -\left(\sum_{i=1}^{k-1} \mathcal{A}_i\right)$，$\Pi = -\left(I - \sum_{i=1}^{k} \mathcal{A}_i\right)$，I 爲單位矩陣

上式中的$\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$即爲$X_t$中各變數之間的短期動態關係，表示當受到外生衝擊致使各個變數偏離均衡時的動態調整情形，即Γ_i衡量短期影響；ΠX_{t-1}爲誤差修正項(Error Correction Item)，即若X_t有過度差分時可利用此項將喪失的長期訊息調整回來，Π爲所有落後項的線性組合，又稱衝擊矩陣(Impact Matrix)，能反映出各變數間長期均衡關係，即Π衡量長期影響，此一誤差修正項即爲 Johansen 最大概似估計法中共整合向量估計與檢定的中心項目，而Π的秩(rank)決定了共整合向量個數，亦即決定了變數間具有多少個長期關係，依據 rank(Π)有三種不同的情況：

1. rank(Π)＝n，表Π爲全秩(Full Rank)則X_t爲定態的時間序列，即$X_t \sim I(0)$，此時可直接以X_t估計 VAR。

2. rank(Π)＝0，表Π爲零矩陣則沒有任何一個X_{t-1}的線性組合爲定態時間序列，即$X_t \sim I(1)$，X_t各變數間不存在共整合關係，此時直接以ΔX_t估計 VAR。

3. rank(Π)＝r，0＜r＜n，表X_{t-1}部分的線性組合爲定態時間序列，X_t各變數間存在 r 個共整合關係。

所以，上述檢定過程在於確定Π的秩，若爲第三種情況則此時Π可分解成$\alpha\beta'$，α與β均爲(n×r)矩陣，表示雖然X_{t-1}向量非定態，但經過與向量β的線性組合後，$\beta' X_{t-1}$變成一定態時間序列，故β稱爲共整合矩陣，α稱爲短期調整係數矩陣，用來衡量整體調整至長期均衡的速度。

rank(Π)判斷共整合向量個數，而爲決定Π矩陣的秩，須檢定該向量有多少個顯著異於零的特性根(Characteristic roots)，Johansen(1991)提出兩種概似比統計量，用以檢定變數間的共整合關係個數，分述如下：

1. 軌跡檢定(trace test)

H_0：最多有 r 個共整合向量$(\text{rank}(\Pi) \leq r)$

H_1：至少有 r + 1 個共整合向量$(\text{rank}(\Pi) > r)$

其檢定統計量爲：$\lambda_{trace} = -T\sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\hat{\lambda}_i)$

2. 最大特性根檢定(maximal eigenvalue test)

H_0：有 r 個共整合向量$(rank(\Pi) = r)$

H_1：有 r + 1 個共整合向量$(rank(\Pi) = r+1)$

其檢定統計量爲：$\lambda_{max} = -T\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1})$

其中，T：觀察值個數

$\hat{\lambda}_i$：Π矩陣中的特性根估計值

r：共整合向量個數

檢定步驟由虛無假設爲 r＝0 開始，若有足夠證據拒絕虛無假設，表示變數間存在一組共整合關係，接下來重複檢定虛無假設，直到無法拒絕虛無假設爲止，則可以決定 r 的個數，即變數之間共整合關係個數。而 Johansen(1991)也證明了以上兩種檢定統計量並不如一般的概度比檢定統計量呈現卡方分配，而是布朗運動(Brownian motion)的函數，故，Cheung and Lai(1993)認爲當殘差項存有偏態及超額峰態時，亦或 Serletis(1993)認爲特性根的分配不均勻時，使用軌跡檢定統計量較最大特性根統計量穩定。

依 Granger Representation 定理，若變數間具共整合關係則可用一誤差修正模型來表示，藉著誤差修正項可得到長期實際值與理想值間的失衡情形，即(8)式中，Johansen 共整合長期關係估計式之落後一期的誤差修正項ΠX_{t-1}結合了短期動態調整過程與長期均衡關係的訊息；然對許多經濟財務研究而言，感興趣的是共整合式中係數大小值或正負號是否符合理論所預期，因此對共整合係數的檢定採用概似比檢定的方法；如上所述，若Π的秩介於 0 和 n 之間，則此時Π 可分解成 $\alpha\beta'$，則估計出來的誤差修正項爲：

$$\Pi X_{t-1}^{*} = \alpha\beta' X_{t-1}^{*} \tag{9}$$

其中α稱爲短期調整係數矩陣，β稱爲共整合矩陣，若此時三個變數中有兩組共整合向量存在，則共整合矩陣以第一個變數係數爲 1 的方式標準化後，上式可表示成：

$$\alpha\beta' X_{t-1}^{*} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \beta_{11} & \beta_{12} \\ 1 & \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}$$

如果要判斷一變數適不適合放入共整合模型中，例如y_t變數，則此時的限制式爲H_0：$\beta_{11} = \beta_{21} = 0$(m=2)，然後令未加入限制式前所估得的最大概似值爲L_U，而加入限制式後所估得之最大概似值爲L_R，接著計算

$$LR = -2(L_R - L_U) \sim \chi^2(m) \tag{10}$$

或是利用未受限和加入限制式的模型所估計出來之特性根計算

$$LR = T\sum_{i=1}^{r}\left[\ln(1-\lambda_i^R) - \ln(1-\lambda_i^U)\right] \sim \chi^2(m) \tag{11}$$

其中，λ_i^R爲受限模型的特性根，λ_i^U爲未受限模型的特性根

當$LR > \chi^2(m)$，表示拒絕限制式成立的虛無假設，即未受限模型較佳，y_t變數適合放入共整合模型中，反之，當$LR < \chi^2(m)$，代表加入限制式的模型較好，y_t變數不適合放入共整合模型中，應以加入限制式後的模型重新估計；同樣的方法亦可用來檢定短期調整係數矩陣。

二、M-V 與 M-CVaR 模型之效率前緣

接下來要介紹的是 M-V 與 M-CVaR 模型效率前緣的步驟。

(一) M-V 模型效率前緣(源自許倫維(2006)Mean-Variance 模型)

Markowitz(1952)的 M-V 模型是將風險以標準差加以量化，並規畫出效率投資組合，其假設如下：

- 假設投資組合內有 n 項資產，沒有無風險資產，資產報酬率爲常態分配。
- 所有的投資人爲風險驅避者，亦是價格接受者無法影響市場，且對未來有同質性的預期。
- 市場爲完全市場，無稅、無交易成本、無通貨膨脹且資產亦可以做無限分割；

  投資期間爲單期，投資沒有任何借貸行爲。其模型爲

$$\min \quad \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\sigma_{ij}w_iw_j = W\Sigma W^T \tag{12}$$

$$\text{s.t.} \quad W\mu^T = \mu_p \tag{13}$$

$$WI^T = 1 \tag{14}$$

其中，W：最適投資組合權重，$W = [w_1, w_2, \ldots, w_n]$

$\Sigma_{n\times n}$：投資組合內所有資產的共變異數矩陣

μ：投資組合內各個資產的預期報酬，$\mu = [\mu_1, \mu_2, \ldots, \mu_n]$

μ_p：投資組合的預期報酬，爲外生給定

$I = [1,1,\ldots,1]$

Step1：利用 Lagrange 法，引入兩個參數λ_1與λ_2，將有條件限制式化成無條件限制式，令爲 L，如下式：

$$\{L = W\Sigma W^T + \lambda_1(W\mu^T - \mu_p) + \lambda_2(WI^T - 1)\} \qquad (15)$$

進行偏微分且令爲零：

$$\frac{\partial L}{\partial W} = 0 \text{，} \quad 2W\Sigma + \lambda_1\mu + \lambda_2 I = 0 \qquad (16)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_1} = 0 \text{，} \quad W\mu^T - \mu_p = 0 \qquad (17)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_2} = 0 \text{，} \quad WI^T - 1 = 0 \qquad (18)$$

接著找出最適投資組合權重 W 以滿足上列三式。

Step2：在給定一μ_p後，便可進一步計算出這組最適權重 W 對應的最適標準差σ_p，故帶入由小至大不同的μ_p就可得到一組相對應的σ_p，將其畫在座標圖上就能得到 M-V 模型之效率前緣。

(二) M-CVaR 模型效率前緣

此處源自張肇育(2002)之 CVaR 不符合常態分配下的投資機會集合模型建立方法，將以歷史模擬法找出投資集合中最有效率的點來畫出 CVaR 的效率前緣。Rockafellar and Uryasev(2000)定義 CVaR 爲衡量〝在給定損失超過 VaR 的條件期望值〞，公式如下：

$$CVaR_\alpha(X) = -E[X|X < -VaR_\alpha(X)]$$

其中，X爲一特定投資組合獲利-損失的值，該值爲隨機變數

Step1：計算投資組合的 CVaR

將一投資組合中 n 種資產的歷史報酬率寫成下列 R 矩陣形式：

$$R = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & r_{13} & \cdots & r_{1n} \\ r_{21} & r_{22} & r_{23} & & r_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{m1} & r_{m2} & r_{m3} & \cdots & r_{mn} \end{bmatrix}_{m\times n}$$ ，其中 m 爲資料序列長度

再對這 n 種資產的權重隨機模擬 t 次，得到一權重矩陣 W，然後將權重矩陣轉秩爲 W^T，報酬矩陣乘以轉秩矩陣可得 t 個不同的投資組合報酬向量(m×1)，如下：

$$R_p^i = R \times W^T = \begin{bmatrix} \hat{r}_{11} & \hat{r}_{12} & \hat{r}_{13} & \cdots & \hat{r}_{1m} \\ \hat{r}_{21} & \hat{r}_{22} & \hat{r}_{23} & & \hat{r}_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{r}_{t1} & \hat{r}_{t2} & \hat{r}_{t3} & \cdots & \hat{r}_{tm} \end{bmatrix}_{m\times t} = \begin{bmatrix} \hat{r}_1^i \\ \hat{r}_2^i \\ \vdots \\ \hat{r}_m^i \end{bmatrix} \qquad i = 1,2,3,\cdots,t$$

將上述 t 個投資組合報酬向量分別由小至大排序後取一百分比的報酬，此即爲 VaR[2]值，再將向量內小於 VaR 值的報酬率取平均，就是 CVaR 值了，因此便可得到一欄 t×1 的 CVaR 向量。

Step2：計算投資組合的預期報酬

同上一步驟計算到 R_p^i 矩陣，再將每一欄報酬平均後得到一欄 t×1 的投資組合預期報酬向量 R_p，如下：

$$R_p = \begin{bmatrix} E(R_1) \\ E(R_2) \\ \vdots \\ E(R_i) \\ \vdots \\ E(R_t) \end{bmatrix} \quad \text{其中 } E(R_i) = \text{average}\left(\hat{r}_1^i, \hat{r}_2^i, \ldots, \hat{r}_m^i\right)，\ i = 1,2,3,\cdots,t$$

Step3：畫出 CVaR 下的投資機會集合

用一樣的權重矩陣 W 計算出投資組合的 CVaR 與對應的預期報酬後，便可以繪出以 CVaR 爲基礎的投資機會集合(Investment Opportunity Set)，再以最大報酬最小風險準則篩選出效率投資組合，即 CVaR 相同時取預期報酬最大者、預期報酬相同時取 CVaR 最小者，最後這些效率投資組合描繪出來的便是 M-CVaR 效率前緣。

[2] 原 VaR 單位爲最大損失金額，本文改爲最大損失報酬率，即 VaR 不與投資金額相乘。

叁、 實證資料與結果分析

一、資料來源

本研究 12 檔避險基金策略指數資料爲瑞士信貸避險基金指數(Credit Suisse／Tremont Hedge Fund Index)公司所編製，並依格林威治另類投資機構(Greenwich Alternative Investments)對避險基金投資策略的分類，將 12 檔指數分爲市場中立、作多/作空股權、方向性交易及特殊策略四個群組，傳統財務資產指數以標準普爾 500、那斯達克和 J.P. 摩根債券指數爲標的，資料期間爲 1993 年 12 月至 2009 年 12 月，以 1993 年 12 月爲基期年，共計 193 筆月報酬指數。

二、敘述統計

表 1 是避險基金策略與股票、債券指數的敘述統計量。可發現除了作多/作空股權群組的放空型指數報酬爲負(-2.53%)，其餘指數都顯示高報酬率，其中以方向性交易群組的全球宏觀指數最高(11.7%)，市場中立群組的危難證券指數次之(10.62%)；報酬變異最大的則是傳統資產的那斯達克指數(25.82%)，最小的是傳統資產的 J.P. 摩根債券指數(4.03%)；而除了作多/作空股權群組的放空型指數爲右偏，其餘指數皆成左偏型態，且全部指數分配皆爲高峽峰，因此 J.B.常態性測試，除了管理期貨指數以外，其餘各指數都呈現非常態分配，因此，以常態分配爲前提之相關係數矩陣資產配置法在本研究資料上是不適宜的。

表 1. 樣本資料敘述統計

指數	平均值	標準差	偏態	超額峰態	J.B. 測試
市場中立群組					
△ln(可轉換證券套利)	7.40	7.40	-3.05	17.71	2805.04***
△ln(固定收益套利)	4.71	6.28	-4.54	30.68	8190.61***
△ln(股權市場中立)	5.33	13.57	-12.50	164.24	220793.50***
△ln(事件導向)	9.75	6.16	-2.86	16.57	2458.42***
△ln(風險套利)	7.09	4.21	-1.24	5.80	318.77***
△ln(危難證券)	10.62	6.80	-2.59	14.24	1838.11***
作多/作空股權群組					
△ln(作多/作空股權)	9.81	9.98	-0.24	3.57	103.99***
△ln(放空型)	-2.53	16.73	0.55	0.87	15.53***
方向性交易群組					
△ln(全球宏觀)	11.70	10.23	-0.26	3.36	92.24***
△ln(管理期貨)	6.10	11.74	-0.08	0.13	0.33
特殊策略群組					
△ln(新興市場)	7.72	15.81	-1.21	6.44	379.10***
△ln(多重策略)	9.33	6.52	-2.26	12.21	1355.29***
股票證券市場					
△ln(標準普爾 500)	5.45	15.73	-0.95	1.70	51.84***
△ln(那斯達克)	6.70	25.82	-0.70	1.39	31.15***
△ln(J.P. 摩根債券指數)	6.04	4.03	-0.18	1.08	10.41***

註：期間 1993/12~2009/12，193 筆月資料；平均值與標準差皆轉換爲年報酬；超額峰態 = 峰態值 – 3；Δ表一階差分，ln 表取自然對數；J.B. test 之 H_0：資料符合常態分配；***表在顯著水準 1%下顯著。

表 2. ADF 及 PP 單根檢定

	ADF text					PP text				
	決定項	延遲期	統計量	臨界值 1%	臨界值 5%	決定項	延遲期	統計量	臨界值 1%	臨界值 5%
可轉換證券套利	常數、趨勢	1	-2.10	-4.01	-3.43	常數、趨勢	0	-0.88	-4.01	-3.43
△(可轉換證券套利)	常數	0	-7.09***	-3.46	-2.88		0	-6.74***	-2.58	-1.94
固定收益套利	常數、趨勢	2	-2.01	-4.01	-3.43	常數	1	-1.75	-3.46	-2.88
△(固定收益套利)		1	-7.20***	-2.58	-1.94	常數	0	-7.61***	-3.46	-2.88
股權市場中立	常數	0	-1.79	-3.46	-2.88	常數	0	-1.79	-3.46	-2.88
△(股權市場中立)	常數	0	-12.95***	-3.46	-2.88		0	-12.83***	-2.58	-1.94
事件導向	常數、趨勢	2	-2.45	-4.01	-3.43	常數	1	-1.33	-3.46	-2.88
△(事件導向)	常數	1	-6.75***	-3.46	-2.88	常數	0	-9.22***	-3.46	-2.88
風險套利	常數、趨勢	2	-1.80	-4.01	-3.43	常數、趨勢	0	-1.41	-4.01	-3.43
△(風險套利)	常數	0	-10.01***	-3.46	-2.88	常數	0	-10.01***	-3.46	-2.88
危難證券	常數	2	-1.30	-3.46	-2.88	常數	0	-1.88	-3.46	-2.88
△(危難證券)	常數	1	-6.62***	-3.46	-2.88	常數	0	-9.01***	-3.46	-2.88
作多/作空股權	常數	1	-1.14	-3.46	-2.88	常數	0	-1.24	-3.46	-2.88
△(作多/作空股權)	常數	0	-11.04***	-3.46	-2.88	常數	0	-11.04***	-3.46	-2.88
放空型	常數、趨勢	1	-3.80	-4.01	-3.43	常數、趨勢	0	-3.29	-4.01	-3.43
△(放空型)		0	-12.36***	-2.58	-1.94		0	-12.36***	-2.58	-1.94
全球宏觀	常數	3	-1.56	-3.46	-2.88	常數	1	-1.00	-3.46	-2.88
△(全球宏觀)	常數	2	-7.26***	-3.46	-2.88	常數	0	-12.45***	-3.46	-2.88
管理期貨	常數、趨勢	1	-3.85	-4.01	-3.43	常數、趨勢	0	-3.56**	-4.01	-3.43
△(管理期貨)	常數	1	-10.99***	-3.46	-2.88	常數	0	-13.01***	-3.46	-2.88
新興市場	常數、趨勢	1	-2.88	-4.01	-3.43	常數、趨勢	0	-1.96	-4.01	-3.43
△(新興市場)		0	-9.92***	-2.58	-1.94		0	-9.92***	-2.58	-1.94
多重策略	常數、趨勢	2	-2.91	-4.01	-3.43	常數、趨勢	1	-1.64	-4.01	-3.43
△(多重策略)	常數	1	-6.98***	-3.46	-2.88	常數	0	-9.80***	-3.46	-2.88
標準普爾 500	常數	1	-2.16	-3.46	-2.88	常數	0	-2.28	-3.46	-2.88
△(標準普爾 500)		0	-12.01***	-2.58	-1.94		0	-12.01***	-2.58	-1.94
那斯達克	常數	0	-2.01	-3.46	-2.88	常數	0	0.88	-3.46	-2.88
△(那斯達克)		0	-12.20***	-2.58	-1.94		0	-12.20***	-2.58	-1.94
J.P. 摩根債券指數	常數、趨勢	3	-2.47	-4.01	-3.43	常數、趨勢	1	-2.22	-4.01	-3.43
△(J.P. 摩根債券指數)	常數	2	-7.44***	-3.46	-2.88	常數	0	-12.02***	-3.46	-2.88

註：各序列決定項與延遲期皆選自 Akaike's information criterion(AIC)或 Schwartz's criterion(SC)最小者；本研究爲縮小各指數間的差 距比例，上表爲所有變數取自然對數後所做的檢定，Δ表一階差分；單根檢定之 H_0：資料存在單根，爲一非定態序列；***表在顯著水準 1%下顯著，**表在顯著水準 5%下顯著。

三、單根檢定

表 2 爲 ADF 與 PP 單根檢定之測試結果。除放空型策略指數和管理期貨策略指數以外，各避險基金策略指數的原始序列都呈現非定態，經過一階差分後，序列皆呈定態，即判定爲 I(1)的非恆定(Non-stationary)序列[3]，因此全部時間序列可進行共整合分析。

四、共整合測試

由單根檢定可知所有變數經過一階差分後皆呈現定態，因此可藉由 Johansen 最大概似法(Johansen 1991; Johansen and Juselius 1990)測試代表傳統資產的股票和債券指數與四種避險基金策略指數群組所形成的投資組合是否具有共整合關係。先依據 AIC 準則(Akaike's information criterion)與 SC 準則(Schwarz's criterion)決定向量誤差修正模型(VECM)自我相關的延遲期數；如表 3 所示。

[3] 原序列在顯著水準 1%下呈非定態，經一皆差分後爲定態者，本研究皆判定爲 I(1)

表 3.　向量誤差修正模型延遲期數選取

延遲期數	0	1	2	3	4
混合市場中立群組					
AIC	-21.80	-48.76	-49.59	-49.74	**-49.75****
SC	-21.65	**-47.19****	-46.61	-45.36	-43.96
混合作多/作空股權群組					
AIC	-6.07	-22.52	**-22.53****	-22.43	-22.35
SC	-5.99	**-22.00****	-21.57	-21.03	-20.52
混合方向性交易群組					
AIC	-5.86	**-21.35****	-21.34	-21.33	-21.22
SC	-5.78	**-20.83****	-20.38	-19.94	-19.39
混合特殊策略群組					
AIC	-5.61	-22.69	**-22.89****	-22.80	-22.77
SC	-5.52	**-22.16****	-21.93	-21.41	-20.94

註：本研究爲縮小各指數間的差距比例，所有變數先取自然對數然後檢定 AIC 及 SC；**表在顯著水準 5%下顯著

表 3 可知混合市場中立群延遲 4 期的 AIC 顯著，其餘混合策略群組最適延遲期數依序爲 2、1、2。

各混合策略群組最適延遲期數選定後，接著檢定共整合向量的個數。軌跡檢定及最大特性根檢定的共整合向量個數結果如表 4 所示，當兩種檢定結果不一致時則採用軌跡檢定的結果爲共整合個數。表 4 可知軌跡檢定在顯著水準 5%之下，混合市場中立群組有三個共整合關係，其餘三組混合策略群組各有一個共整合關係，而最大特性根檢定在 5%的顯著水準下，四種混合策略群組皆只有一個共整合關係。總結以上結果可知標準普爾 500、那斯達克和 J.P. 摩根債券指數和 12 種避險基金策略指數之間存在共整合關係，因此可用向量誤差修正模型進一步分析各變數相互間的關係。

表 4. 共整合個數檢定結果

	特徵值	軌跡檢定-λ_{trace} 估計統計量	5% 臨界值	1% 臨界值	P值	最大特性根檢定-λ_{max} 估計統計量	5% 臨界值	1% 臨界值	P值
混合市場中立群組(變數：標準普爾500，那斯達克，J.P.摩根債券指數，可轉換證券套利，固定收益套利，股權市場中立，事件導向，風險套利，危難證券)									
r = 0	0.30	249.63	197.37	210.05	0.00***	67.52	58.43	65.00	0.01***
r ≦ 1	0.23	182.11	159.53	171.09	0.00***	49.99	52.36	58.67	0.09*
r ≦ 2	0.19	132.12	125.62	135.97	0.02**	40.66	46.23	52.31	0.18
r ≦ 3	0.16	91.46	95.75	104.96	0.10*	32.43	40.08	45.87	0.28
r ≦ 4	0.11	59.03	69.82	77.82	0.27	21.33	33.88	39.37	0.66
混合作多/作空股權群組(變數：標準普爾500，那斯達克，J.P.摩根債券指數，作多/作空股權，放空型)									
r = 0	0.18	74.80	69.82	77.82	0.02**	38.15	33.88	39.37	0.01**
r ≦ 1	0.09	36.65	47.86	54.68	0.36	17.01	27.58	32.72	0.58
r ≦ 2	0.06	19.64	29.80	35.46	0.45	12.01	21.13	25.86	0.55
混合方向性交易群組(變數：標準普爾500，那斯達克，J.P.摩根債券指數，全球宏觀，管理期貨)									
r = 0	0.18	65.16	60.06	67.64	0.02**	37.65	30.44	35.73	0.01***
r ≦ 1	0.07	27.51	40.17	46.57	0.49	14.72	24.16	29.06	0.53
r ≦ 2	0.04	12.79	24.28	29.51	0.64	7.85	17.80	22.25	0.72
混合特殊策略群組(變數：標準普爾500，那斯達克，J.P.摩根債券指數，新興市場，多重策略)									
r = 0	0.19	69.62	60.06	67.64	0.01***	39.12	30.44	35.73	0.00***
r ≦ 1	0.08	30.49	40.17	46.57	0.33	16.40	24.16	29.06	0.39
r ≦ 2	0.05	14.10	24.28	29.51	0.53	8.85	17.80	22.25	0.61

註：本研究爲縮小各指數間的差距比例，上表爲所有變數取自然對數後所做的檢定；***表在顯著水準 1%下顯著，**表在顯著水準 5%下顯著，*表在顯著水準 10%下顯著。

五、向量誤差修正模型(VECM)之變數係數檢定

由前述的共整合結果可知，本研究選取的傳統財務資料與避險基金策略指數之間存在著長期關係，故此進一步利用向量誤差修正模型探討傳統資產(標準普爾 500、那斯達克和 J.P. 摩根債券指數)與四種避險基金策略群組之間在長期均衡狀態下的調整係數，下述將只呈現各群組與傳統資產共整合之α與β結果，接著進行各變數概似比檢定；測試結果則可表示這幾個共整合關係中，有關決定成分的正確說明，即一個或更多共同隨機趨勢的存在並不表示說所有資產在一般趨勢中皆有強勁的影響，因爲可能有一些財務或避險基金指數的序列沒有進入共同隨機趨勢裡，而長期風險分散獲利的關鍵正是找出那些沒有進入共同隨機趨勢的資產進行投資，以其達到風險分散，而如果報酬對共同趨勢不能顯著反應的話，則趨勢調整速度(α)對風險分散亦影響不大。

由表 4 可知軌跡檢定在顯著水準 5%之下，混合市場中立群組有三個共整合關係，該群組含有三個傳統資產和六種避險基金指數，本研究檢視六種避險基金指數與傳統資產的長期共同趨勢與朝共同趨勢的調整速度。表 5 可看出，在顯著水準 5%之下，標準普爾 500、J.P.摩根債券指數、股權市場中立指數和事件導向指數沒有落入隨機共同趨勢，因此推測長期投資者可藉由增加這些沒有落入共整合向量的資產到投資組合內來降低風險水準。

表 5. 混合市場中立群組變數係數檢定

混合市場中立群組	β 估計係數			χ^2(m)	Prob.		α 估計係數			χ^2(m)	Prob.
$\beta_{那斯達克}=0$	1	0	0	8.52**	0.036	$\alpha_{那斯達克}=0$	-0.08	0.09	0.22	9.78*	0.021
$\beta_{標準普爾500}=0$	0	1	0	2.99	0.394	$\alpha_{標準普爾500}=0$	-0.02	0.03	0.15	8.30**	0.040
$\beta_{J.P.摩根債券指數}=0$	0	0	1	1.92	0.590	$\alpha_{J.P.摩根債券指數}=0$	0.00	0.00	-0.01	1.68	0.640
$\beta_{可轉換證券套利}=0$	-7.02	-10.24	2.34	10.65**	0.014	$\alpha_{可轉換證券套利}=0$	-0.01	0.00	-0.02	15.81***	0.001
$\beta_{固定收益套利}=0$	20.15	26.54	-4.24	12.65***	0.005	$\alpha_{固定收益套利}=0$	-0.01	0.01	0.00	15.24***	0.002
$\beta_{股權市場中立}=0$	4.18	5.71	-1.06	6.88*	0.076	$\alpha_{股權市場中立}=0$	-0.01	0.03	0.05	24.63***	0.000
$\beta_{事件導向}=0$	24.18	26.61	-3.75	7.70*	0.053	$\alpha_{事件導向}=0$	-0.01	0.01	0.02	3.72	0.294
$\beta_{風險套利}=0$	-3.27	-0.56	-2.53	9.11**	0.028	$\alpha_{風險套利}=0$	0.02	-0.01	0.01	14.41***	0.002
$\beta_{危難證券}=0$	-27.65	-33.19	5.40	10.24**	0.017	$\alpha_{危難證券}=0$	-0.02	0.02	0.03	7.51*	0.057

註：***表在顯著水準 1%下顯著，**表在顯著水準 5%下顯著，*表在顯著水準 10%下顯著。

由於作多/作空股權群組、方向性交易群組和特殊策略群組混合傳統資產群組在軌跡檢定顯著水準 5%之下皆具有一組共整合關係，以那斯達克指數爲標準化值，其係數爲 1，以表 6 呈現。

從表 6 可看出各混合群組有哪些變數的估計係數落入共整合關係，混合作多/作空股權群組有標準普爾 500 與放空型指數、混合方向性交易群組裡有 J.P.摩根債券和管理期貨指數，即上述那些資產有落入長期均衡關係，則由這些資產組成的投資組合會有較高的長期波動性且不爲風險趨避者所偏好

的，而混合特殊策略群組則沒有任何指數顯著具有長期均衡關係[4]。

表 6. 作多/作空股權群組、方向性交易群組和特殊策略群組變數係數檢定

	β 估計係數	χ^2(m)	Prob.		α 估計係數	χ^2(m)	Prob.
混合作多/作空股權群組							
$\beta_{\text{那斯達克}} = 0$	1.00	2.07	0.150	$\alpha_{\text{那斯達克}} = 0$	0.05	3.41	0.065
$\beta_{\text{標準普爾500}} = 0$	-0.93	4.53**	0.033	$\alpha_{\text{標準普爾500}} = 0$	0.01	0.57	0.450
$\beta_{\text{J.P.摩根債券指數}} = 0$	1.91	0.00	0.990	$\alpha_{\text{J.P.摩根債券指數}} = 0$	0.00	0.33	0.563
$\beta_{\text{作多/作空股權}} = 0$	-0.09	1.46	0.228	$\alpha_{\text{作多/作空股權}} = 0$	0.01	1.28	0.258
$\beta_{\text{放空型}} = 0$	3.89	20.39***	0.000	$\alpha_{\text{放空型}} = 0$	-0.04	7.89***	0.005
混合方向性交易群組							
$\beta_{\text{那斯達克}} = 0$	1.00	0.00	0.989	$\alpha_{\text{那斯達克}} = 0$	0.00	0.00	0.989
$\beta_{\text{標準普爾500}} = 0$	33.90	0.13	0.717	$\alpha_{\text{標準普爾500}} = 0$	0.00	0.36	0.547
$\beta_{\text{J.P.摩根債券指數}} = 0$	-389.23	6.00**	0.014	$\alpha_{\text{J.P.摩根債券指數}} = 0$	0.00	15.01***	0.000
$\beta_{\text{全球宏觀}} = 0$	17.38	0.43	0.511	$\alpha_{\text{全球宏觀}} = 0$	0.00	20.21***	0.000
$\beta_{\text{管理期貨}} = 0$	325.32	6.06**	0.014	$\alpha_{\text{管理期貨}} = 0$	0.00	12.45***	0.000
混合特殊策略群組							
$\beta_{\text{那斯達克}} = 0$	1.00	0.85	0.357	$\alpha_{\text{那斯達克}} = 0$	0.00	0.21	0.650
$\beta_{\text{標準普爾500}} = 0$	-0.88	0.47	0.493	$\alpha_{\text{標準普爾500}} = 0$	0.00	0.09	0.768
$\beta_{\text{J.P.摩根債券指數}} = 0$	0.49	0.06	0.805	$\alpha_{\text{J.P.摩根債券指數}} = 0$	0.01	22.62***	0.000
$\beta_{\text{新興市場}} = 0$	0.35	0.01	0.916	$\alpha_{\text{新興市場}} = 0$	0.00	0.8	0.371
$\beta_{\text{多重策略}} = 0$	-0.73	0.00	0.958	$\alpha_{\text{多重策略}} = 0$	0.00	7.47***	0.006

註：***表在顯著水準 1%下顯著，**表在顯著水準 5%下顯著。

六、有無落入共整合之投資組合效率前緣比較

由前述共整合檢定及向量誤差修正模型的變數係數檢定後，除了混合特殊策略群組變數皆不顯著之外，本研究將混合市場中立群組、混合作多/作空股權群組、混合方向性交易群組各別分成兩組投資組合，即落入共整合投資組合與無落入共整合投資組合，各別求出 M-V 與 M-CVaR 架構下之效率前緣，並找出風險最小的投資組合及市場投資組合，市場投資組合是納入美國國庫券利率爲無風險利率[5]，結合效率前緣求得之正切投資組合(Tangent Portfolio)。

表 7 的風險最小投資組合資料顯示，在混合市場中立群組和混合作多/作空股權群組裡，不管是 M-V 或 M-CVaR 架構都得一致結論，即無落入共整合資產投資組合的報酬較落入共整合資產投資組合的報酬高，而風險小，因具共整合關係的資產在長期下有較一致均衡的波動，故當衝擊產生時，無法產生分散風險的效果，然混合方向性交易群組在落入與無落入共整合之投資組合上無法得到相同結論。

[4] M-V 與 M-CVaR 效率前緣之風險最小投資組合和市場投資組合比較中，忽略分析混合特殊策略群組。

[5] 資料期間估算之無風險利率爲 3.216%。

加入無風險利率後來探討比較有無共整合之效率市場投資組合，以表 8 示之。

由表 8 發現混合作多/作空股權群組中，M-V 和 M-CVaR 架構之無落入共整合資產投資組合的報酬較落入共整合資產投資組合的報酬高、風險小，故推風險趨避投資者可藉由共整合向量之投資來降低長期波動性，並可納入那斯達克、J.P. 摩根債券和作多/作空股權避險基金指數來增加風險分散可能性，然混合市場中立群組與混合方向性交易群組只能得到報酬風險正向關係結論。

表 7. 風險最小投資組合

風險最小投資組合	平均值(%)	標準差(%)	平均值(%)	條件風險值(%)
混合市場中立群組				
落入共整合	0.55	1.14	0.56	2.53
無落入共整合	0.58	0.91	0.57	1.73
混合作多/作空股權群組				
落入共整合	0.13	1.71	0.10	3.84
無落入共整合	0.54	1.10	0.52	2.17
混合方向性交易群組				
落入共整合	0.50	1.15	0.50	2.19
無落入共整合	0.85	2.73	0.78	6.14
混合特殊策略群組				
落入共整合	-	-	-	-
無落入共整合	0.58	0.95	0.57	1.88

表 8. 市場投資組合比較表

市場投資組合	平均值(%)	標準差(%)	平均值(%)	條件風險值(%)
混合市場中立群組				
落入共整合	0.75	1.47	0.68	2.95
無落入共整合	0.65	1.01	0.65	2.10
混合作多/作空股權群組				
落入共整合	0.45	4.54	0.45	11.28
無落入共整合	0.59	1.20	0.59	2.40
混合方向性交易群組				
落入共整合	0.50	1.15	0.50	2.19
無落入共整合	0.97	2.95	0.97	6.58
混合特殊策略群組				
落入共整合	-	-	-	-
無落入共整合	0.62	1.01	0.64	2.19

肆、 結論

本文探討標準普爾 500、那斯達克和 J.P. 摩根債券指數之傳統資產與 12 檔避險基金指數在 M-V 與 M-CVaR 架構下，共整合方法對長期資產配置效率前緣之影響。

首先四種避險基金群組與傳統的股票和債券指數都至少有一條共整合關係存在。檢定四種混合策略群組中變數的係數，發現混合市場中立群組、混合作多/作空股權群組和混合方向性交易群組都有變數顯著落入共整合，唯混合特殊策略群組則沒有任何變數顯著具有長期均衡關係。在風險最小投資組合之 M-V 和 M-CVaR 架構下，混合市場中立群組和混合作多/作空股權群組都是無落入共整合資產投資組合的報酬比落入共整合資產投資組合的報酬高，而風險低。在市場投資組合之 M-V 和 M-CVaR 架構下，混合作多/作空股權群組得到無落入共整合資產投資組合的報酬比落入共整合資產投資組合的報酬高，而風險低結果。故，總結上述而言，具有共整合的資產在長期上有動態共同移動的現象，因此當有外在衝擊時，具共整合的資產所形成之投資組合會有較大幅度的移動，本研究同時考慮在平均數—變異數(M-V)及平均數—條件風險值(M-CVaR)之報酬風險架構下衡量策略性資產配置發現以不具共整合的資產爲選取標的之策略資產配置能有較高報酬，且風險較低。

參考文獻

1. 楊奕農(2005)，時間序列分析:經濟與財務上之應用，台北:雙葉書廊，253-282，285-330。
2. 張肇育(2002)，「不同風險衡量指標下投資效率之分析與探討」，國立中正大學財務金融研究所碩士論文。
3. 黃佳雯(2004)，「台灣遠期外匯市場重新開放後通貨替代之實證研究」，國立台北大學經濟學研究所碩士論文。
4. 許倫維(2006)，「探討在 Mean-Variance 模型下，VaR 或 CVaR 的條件限制對投資組合選擇的影響」，國立清華大學科技管理研究所碩士論文。
5. Arshanapalli, B. and Doukas, J. (1993), “ International stock market linkage: evidence from pre- and post-October 1987 period,” *J. Bank. Finance*. Vol. 17(1), pp.193-208.
6. Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J.-M and Heath, D.(1999), “Coherent measure of Risk,” *Mathematical Finance*, Vol.9(3), pp.203-228.
7. Bange, Mary M. and Thomas W. Miller Jr., (2004) “Return momentum and global portfolio allocations,” *Journal of Empirical Finance*, Vol.11, No.4, p.429-459.

8. Yin-Wong Cheung and Lai, Kon S.(1993), "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.55 , No.3, pp.55-63.
9. Corhay, A., Rad, A.T., Urbain, J.-P. (1993), " Common stochastic trends in European stock markets," *Econ. Lett*, Vol.42, pp.385-390.
10. Campbell, John Y., Chan, Yeung Lewis, Viceira, Luis M.(2003), " A multivariate model of strategic asset allocation, " *Journal **of** Financial Economics*, Vol.67, No.1, p.41
11. Dickey, D. and W. A.,Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of theAmerican Statistical Association*, Vol.74, pp.427- 431.
12. Duarte, A.M. and S.D.R. Alcantara (1999), "Mean-Value-at-Risk Optimal Portfolios with Derivatives," *Derivatives Quarterly*, pp.56-64.
13. De Brouwer and Philippe J. S.(2009), "Maslowian Portfolio Theory: An alternative formulation of the Behavioural Portfolio Theory," *Journal of Asset Management*, Vol.9, No.6, p.359-365.
14. Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
15. Roland Füss and Dieter Kaiser(2007), "The tactical and strategic value of hedge fund strategies: a cointegration approach, " *Financial Markets and Portfolio Management,* Vol.21, No.4, p.425-444.
16. Gregoriou Andros and Kontonikas Alexandros (2010), " The long-run relationship between stock prices and goods prices: New evidence from panel cointegration," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol.20, No.2, p.166-176.
17. Johansen, Soren and Katarina Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.
18. Johansen, Soren (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Regression Models," *Econometrica*, Vol.59, pp.1551-1580.
19. Kat, H. M. (2003), " The Dangers of Using Correlation to Measure Dependence," *J. Altern. Invest*. 6(2), pp.54-58.
20. Lucas, A. (1997), "Strategic and Tactical Asset Allocation and the Effect of Long-Run Equilibrium Relations," Research Memorandum, Vrije University.
21. Markowitz, H. M. (1952), "Portfolio Selection," *Journal of Finance*, Vol.7,1, pp.77-91.
22. Phillips, P. and P., Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrica* , Vol.75, pp.335-346.
23. Rockafellar, R. T. and S. Uryasev (2000), "Optimization of Conditional Value-at-Risk," *The Journal of Risk*, Vol.2, pp.21-41.
24. Said, S. and D.A. Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving- Average Models of Unknown Order," *Biometrika* , Vol.71, pp.599-607.
25. Serletis, A. (1993), "Money and Stock Price in the United States," Applied *Financial Economics*, Vol.*3*, pp.51-54.
26. Sanjuán Ana I., Dawson, Philip J. , Hubbard, Lionel J. , Shigeto, Sawako.(2009),

“Rents and Land Prices in Japan: A Panel Cointegration Approach,” *Land Economics*, Vol.85, No.4, p.587-597.