

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

效率前緣在投資組合績效之研究-以 ETF 為例

A study of efficient frontier on portfolio performance:

A case of ETF

指導教授：王凱立 博士

研究生：蔡宗?

中華民國九十九年七月

摘要

本文以指數股票型基金為例，利用 Markowitz 的投資組合理論：平均數-變異數模型，建構效率前緣並作為估計國際投資之投資組合工具，探討不同風險趨避投資人於動態調整之績效表現，研究期間自 2005 年 1 月 1 日~2009 年 12 月 31 日，投資連結標的為美股 S&P500 指數、新興市場指數、抗通膨債券指數、及黃金指數型基金，除利用單變量 GARCH 估計隨時間而變之條件變異數模型外，同時亦納入固定與動態相關係數形成投入要素，並加入總體經濟變數衡量對投入要素之預測能力。實證結果發現(1)平均數-變異數與單變量 GARCH 模型，在不同調整期間而言，其績效的波動度較大，因此建議投資人採用較為保守之策略，若輕度保守型投資人採用，則較容易受到資產報酬分布之厚尾負報酬影響，受少數期間大幅虧損降低整體績效；(2)投資人風險愈傾向趨避，除了報酬與風險降低外，單位風險溢酬亦隨之降低，因此長期績效並不出色，驗證了風險與報酬抵換關係；(3)在投入要素方面，總體經濟模型與 DCC 模型均能創造相對較佳之績效，平均而言優於 CCC 模型與 GARCH 模型(4)加入總體經濟變數波動對於短期的預期能力略為增加，短期調整之模型最適合採用總經估計方式，長期的效果逐漸降低，半年調整時並未增加效益。

關鍵字:投資組合、指數股票型基金、一般化異質性條件變異 GARCH 模型，動態相關係數模型

目 錄

中文摘要	
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與背景.....	1
第二節 研究目的.....	5
第二章 文獻回顧.....	6
第一節 馬可維茲的投資組合理論-效率前緣.....	6
第二節 GARCH 相關模型在投資領域之應用.....	8
第三節 投資人之行為與風險趨避.....	9
第四節 總體經濟變數之影響.....	10
第五節 其他相關文獻.....	12
第三章 研究方法.....	13
第一節 效率前緣與最適投資組合.....	13
第二節 GARCH 模型動態估計風險、相關係數之應用.....	14
第三節 資料處理流程.....	18
第四章 實證結果.....	21
第一節 資料來源.....	21
第二節 實證結果.....	22
第五章 結論.....	28
參考文獻	29
附錄（一）投資標的淨值走勢圖.....	31
附錄（二）動態相關係數.....	32

第一章 緒論

第一節 研究動機與背景

近年來受惠於全球資訊與金融的全球化，國際間分工合作趨於熱絡，其中新興市場的崛起為國際間生產勞動市場提供了充足人力，加上成熟市場豐富的資金及日新月異的生產技術，為全球帶來蓬勃的經濟成長，同時新興市場的發展亦帶來大量消費人口，因此全球的財富不斷迅速增長，對於金融理財的需求呈現高度成長，且國際型投資規模以相當驚人速度成長；於此同時，指數股票型基金 (Exchange Traded fund：ETF) 受到相當程度重視，其優點在於成本低廉 (平均年管理費低於 1%)、種類多元化 (包含股票、債券、貨幣、期貨指數、原物料、房地產及新能源、部分 ETF 具有放空避險功能)，及允許投資人被動投資之特性。過去許多文獻證實，金融市場大多數的情況下處於強式 (極少數屬於半強式) 效率市場，多數專業基金經理人擇時選股之超額報酬並不顯著 (Jensen, 1968；Dybvig and Ross, 1985；Admati and Ross, 1985；Chang and Lewellen, 1984)，因此被動投資 (投資於股市大盤指數) 之方式，近年來日趨盛行，ETF 即為最具代表性之標的物。相對於一般跨國投資基金成本較高、資訊不夠充足、兼具有較嚴格之法規限制，ETF 具有較低成本、資訊取得容易、降低個別風險之優勢。雖然歷經 2008 年金融海嘯期間需求依舊強勁，近兩年內全球發行之 ETF 數量已成長超過一倍，規模並於 2010 年第一季突破一兆美元，預期 2011 年底可突破兩兆美元，我們可以預期，未來的投資理財的需求仍將持續盛行，不至於因金融海嘯的發生而忽略此一趨勢的成長。

傳統投資理論假設投資人為理性預期，但實證說明投資人普遍存在認知、決策與行為的偏誤 (Kahneman and Riepe, 1998；Bodie and Crane, 1997；Barber and Odean, 2000)，導致投資績效不彰。例如過度自信、單純依據經驗法則操作、太快賣出贏家 (winners) 但長期持有輸家 (losers)，這些因素將影響投資人之投資結果，說明投資規劃需要完整性的策略，建立適當之資產配置並且確實執行。

馬可維茲的投資理論-提供了一個衡量風險與報酬的模型,進而得到最適之資產配置-效率前緣曲線(efficient frontier),配合個別投資人之偏好與風險屬性,可規劃出適合個人之最適投資組合,而此為本文研究之動機,期望透過穩定的投資模型,為投資人創造穩健獲利的機會,同時避免上述因個人偏誤的產生而降低報酬。

隨著計量經濟理論的發展,對於金融市場的資產報酬與波動現象,提供了更為精確妥適之描述,資產的報酬並非一固定常數,而是隨時間變動的動態假設,而二階動差亦具有波動叢聚(volatility clustering)之特性, Pagan and Ullah(1988), Arize、Osang and Slottje(2000)均認為,投資人若採用歷史績效作為預期之報酬及與風險,忽略隨時間變動因素可能造成風險低估 自 Engle(1982)提出自我回歸條件變異數(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity; ARCH)模型,允許條件變異數為遞延誤差期數平方和之參數設定,得以捕捉波動性與落後期相關、因時而異的特性。 Bollerslev (1986)將其精簡為一般化自我回歸條件變異數 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, 簡稱 GARCH)模型,使得條件變異數的動態結構更具一般化,其中 GARCH(1,1)模型具有精簡(parsimony)之特性,可適用大部份之模型,文獻結果證實其對於隨時間改變之波動風險與訊息傳導過程提供良好的解釋能力,亦可解決殘差高峰態之問題。

另一方面,股票市場實證上亦明顯存在報酬率波動之不對稱(Asymmetric volatility)的現象(Black, 1976; Christie, 1982; Schwert, 1990; Nelson, 1991; Campell and Hentschel, 1992; Engle and Ng, 1993; Yang, 2000),因此 Nelson(1991)發展指數型 GARCH(exponential GARCH),對於高頻率資料如匯率之變動有較妥適之配適度;而 Glosten et al.(1993)提出 GJR GARCH,認為波動不對稱現象肇因於財務上的槓桿效應,當公司股價受到負向的資訊衝擊時,同時加上財務槓桿惡化,未來的報酬變異更大,使得本期之未預期報酬對未來報酬波動之間呈現負向關係, Engle and Ng(1993)實證發現,當波動不對稱性存在時,以

GJR-GARCH 模型進行評估最能掌握波動特性。

後續之研究將 GARCH 相關模型應用在允許資產配置之共變異數矩陣可隨時間變動上，Bollerslev (1990) 提出固定相關係數(constant correlation coefficient；CCC) 模型，將共變異數矩陣拆解為相關係數與兩個條件變異數標準差的乘積，利用單變量 GARCH 估計條件變異數，並依照選取的樣本計算相關係數而得出條件變異數矩陣，可簡化繁雜之估計同時納入隨時間變動之條件變異數影響，但相關係數並非為一固定之常數，因此 Engle(2002)進一步提出動態條件相關係數 (dynamic correlation coefficient；DCC)模型，允許相關係數矩陣同時具有動態結構，改善了 CCC 模型相關係數固定的問題。綜上所述，我們擬以不同模型下之條件變異數作為風險代理變數，具以探討報酬與風險之關係。

過去探討動態相關係數文獻之應用，內容包括跨國股市之間交互影響效果，或是股市與債市間相關係數的變動，例如 Yui(2010)研究 1993 年至 2009 年之美國股市與亞洲、拉丁美洲股市之動態相關係數，結果顯示 2008 年 7 月~2009 年 3 月，三者動態相關係數皆顯著性提高，不同股市間具有傳染效果(contagion effect)，而 1997~1998 年金融風暴時未顯示有傳染效果，而是區域型騷動(turmoil)。Skintzi et al(2006)探討歐洲債券市場之波動外溢效果(volatility spillovers)及動態相關係數，採用模型為 EGARCH 及動態相關係數條件，實證顯示來自美國債券市場及歐元債券市場，均對歐洲區域性債券有明顯之外溢效果，此現象在採用歐元之後更加明顯。過去文獻將 DCC 模型應用在效率前緣上較為不足，因此本文擬針對這議題加以探討，分析 DCC 在效率前緣上之績效能否有顯著之提升，此為本文貢獻之一。

總體經濟變數經常蘊含著對未來之資訊，實證研究一般認為長短債券利差可提供未來景氣變動之領先指標，Estrella and Hardouvelis(1991) 利用十年期公債與三個月期國庫券利差，預測實質 GDP 成長率，結果顯示對三年內之累計成長率有顯著預測能力；Mcmillan(2002)研究結果顯示利差對英國實質 GDP 亦

有預測能力；Boulier and Stekler, (2000)研究利率期間結構與工業生產指數關係，發現十年期公債與三個月期國庫券與工業生產指數成正向關係。而匯率波動現象對於股價波動有相當程度的關聯。Aggarwal(1981)、Solnik, (1984)、Soenen and Hennigar(1988a)、Kao(1990)均認為股價與匯率變動呈現反向關係，因此，本文在考慮全球性投資組合時，加入美元指數作為一綜合性匯率之參考標的。

此外，隱含波動率(implied volatility)在近年來受到廣泛之研究，Harvey and Whaley(1991)認為選擇權對波動率變動較為敏感，利用其反推算求得隱含波動率，可以反應市場波動率資訊；Prabhala(1998)指出，隱含波動率對於市場波動之預測能力，明顯優於歷史波動率；Poon and Granger(2003)綜合各種文獻之討論，認為市場波動度模型亦可應用在資產定價及交易策略上，提供提供風險評估另一種方式。而最廣為熟悉之隱含波動率指標，即為波動率指數(Volatility Index; VIX)，該指數係由 S&P500 指數近月及次月價內與價外所有選擇權估計出之隱含波動率，而選擇權價格統整性反映市場參與者對未來大盤指數之預期波動，越高表示投資人預期未來指數波動劇烈，越低則預期未來波動趨緩，因此該指數亦被稱為投資人恐慌指標(The investor fear gauge)，我們擬以該指數作為市場風險之調整參考指標，評估其對於各資產未來波動是否存在隱含之參考價值。因此，本文擬加入利差、美元指數、VIX，作為之國際投資組合下之總體經濟條件。

第二節 研究目的

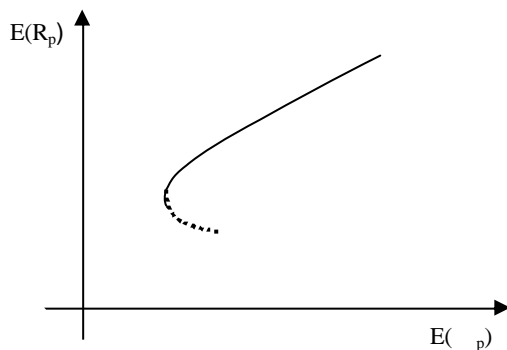
1. 以指數股票型基金(ETF)為投資標的並建立適當的效率前緣，在傳統股債配置下，加入黃金之投資標的，採用差異化的資產配置調整區間，根據不同風險趨避程度下分析其績效的成果，為研究目的之一；
2. 考慮投入要素（報酬、風險、相關係數）為固定相關係數與動態相關係數模型之估計，建構不同之效率前緣，探討捕捉隨時間變動結果之特性與綜合績效，並與靜態模型比較，此為研究目的之二；
3. 加入總體經濟變數波動對於個別資產之風險估計影響，是否能提供隱含資訊之風險調整值，並以之構成較佳之效率前緣，作為本研究目的之三。

本研究可分為五部分，第一章為研究動機與目的。第二張為文獻探討。第三章模型假設，根據研究目的建構不同的投資組合模型，尋找最適之資產配置解。第四章實證結果，依據上述模型下探討不同風險屬性投資人之實際績效。第五章為結論與建議。

第二章 文獻回顧

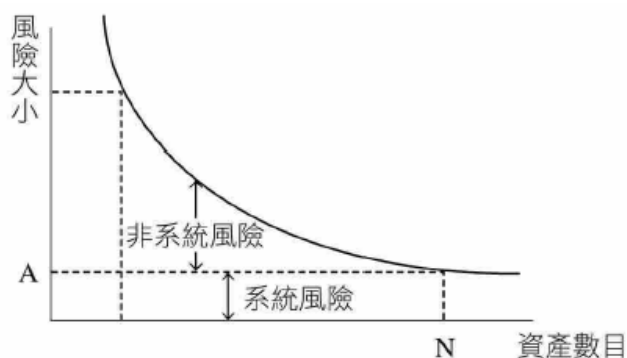
第一節 馬可維茲的投資組合理論-效率前緣

現代投資組合理論由 Markowitz(1952)提出,其模型為建構一個衡量風險與報酬之量化(平均數-變異數)模型並求算出效率前緣(efficient frontier)曲線,藉由個別資產報酬存在相當程度的區別與不同,可降低整體報酬波動,使投資組合在承受固定風險下,達到預期報酬的極大化(或是在相同預期報酬下尋求最小風險)。效率前緣曲線如下圖:



投資人配置不同比例之權重於各資產,因此產生各種投資組合,Markowitz指出,投資人應可估計出較有效率之投資組合-效率前緣線及其上方,有較佳之預期報酬及較低之風險,而下方及虛線部分之投資組合預期報酬較差,或是預其風險較高,因此,投資人應採用效率前緣上之資產配置比例。

因為各資產之相關係數不同,藉由多角化投資方式,降低整體的風險,達到預期報酬之極大化,隨著相關性不高之資產數目增加,應可將非系統風險降至最低。



Grubel (1968)認為，各資產的相關係數愈低，則多角化(diversification)效果愈佳，實證上將資產配置的標的物延伸至國外證券市場中，發現確可降低風險亦構成更佳效率前緣。Elton and Gruber(1977)、Statman(1987)認為只要分散風險的邊際效益高於邊際成本，則應繼續增加持股的數量，大約 30 種可達到最佳經濟效益。

Gary et al. (1991)研究美國的退休基金(1977-1987)總報酬變動的成因，發現超過九成來自資產配置，而擇時、選股策略貢獻度不到一成，其重要性不可言喻；過去許多文獻亦證實，金融市場大多數的情況下處於強式(極少數屬於半強式)效率市場，因此多數專業基金經理人的擇時選股之超額報酬並不顯著(Jensen, 1968 ; Dybvig and Ross, 1985 ; Admati and Ross, 1985 ; Chang and Lewellen, 1984)，此外，研究亦顯示絕大多數股票在市場上漲時，個別報酬並未超過整體市場報酬，超額之貢獻來自於少數股票能達到超越大盤之個股，因此被動投資的價值於是呈現，而此觀念近年來逐漸為投資大眾接受，ETF(指數股票型基金)正是代表被動投資的金融商品，即使歷經金融海嘯期間，其規模、發行數量亦持續增加，因此，理財規劃的需求預期仍將持續成長，而未來利用效率前緣進行資產配置與被動投資的概念，仍會不斷的演進與創新。

馬氏模型之主要架構受到廣泛應用，但其假設-完美市場，投入要素為報酬率、風險(標準差)、及相關係數三者均為恆定，報酬率為常態等，仍有模型上無法涵蓋的議題，例如 Brianton(1998)認為馬氏理論建構之效率前緣，投入要素極為敏感，只要略微變動可能得出極為不同之效率前緣，Black and Litterman(1991)將德國債券調整 10 bps，結果發現該資產配置比例在投資組合內由 0%提高為 55%，暗示該模型可能具有高週轉率，導致摩擦成本的增加；其次，Koskrosidis and Duarte (1997)與 Chopra and Ziemba (1993)認為以歷史平均報酬率為投入要素，樣本選擇的偏誤於是產生，因此，Laster (1998)建議以拔靴法評量投組的報酬改善上述偏誤。其次，假設資產報酬呈現常態分布僅為一完美模型，實際報酬率可能呈現厚長尾(fat and long tails)、高峽峰(high

peakedness)、偏態(skewness)分布等等，Corrado and Su (1996)，Fang and Lai (1997)，Harvey and Siddique (1999, 2000)實證結果顯示，允許偏態與峰態隨時間變化的設定方式，顯著提升模型的配適能力，提高資產評價的準確性。

第二節 GARCH 相關模型在投資領域之應用

我們若採用歷史績效作為預期之報酬及與風險，則忽略了風險與報酬及關係數可能隨時間變動之可能性，造成風險之低估(Pagan and Ullah, 1988；Arize、Osang and Slottje, 2000)，此點與金融市場觀察到之波動隨時間改變特性不同，因此 Engle(1982)提出自我回歸條件變異數(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity；ARCH)模型，允許條件變異數為遞延誤差期數平方和之參數設定，得以捕捉波動性與落後期相關、因時而異的特性；Bollerslev (1986)將其精簡為一般化自我回歸條件變異數 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity，簡稱 GARCH)模型，使得條件變異數的動態結構更具一般化，其中 GARCH(1,1)模型具有精簡(parsimony)之特性，可適用大部份之模型，文獻結果證實其對於隨時間改變之波動風險與訊息不對稱傳導過程提供良好的解釋能力，亦可解決殘差高峰態之問題，因此許多文獻以條件變異數作為風險代理變數，具以探討報酬與風險之關係。另一方面，股票市場實證上亦明顯存在波動不對稱(Asymmetric volatility)的現象(Black, 1976；Christie, 1982；Schwert, 1990；Nelson, 1991；Campell and Hentschel, 1992；Engle and Ng, 1993；Yang, 2000)，因此 Nelson(1991)發展指數型 GARCH(exponential GARCH)，對於高頻率資料如匯率之變動有較妥適之配適度；而 Glosten et al.(1993)建構 GJR GARCH，認為波動不對稱現象肇因於財務上的槓桿效應，當公司股價受到負向的資訊衝擊時，同時加上財務槓桿惡化，未來的報酬變異更大，使得本期之未預期報酬對未來報酬波動之間呈現負向關係，Engle and Ng(1993)實證發現，GJR-GARCH 對於掌握波動行為及預測能力上明顯優於其

他相關的模型；後續之研究將 GARCH 相關模型應用在允許資產配置之共變異數矩陣可隨時間變動上，Bollerslev (1990)提出固定相關係數(constant correlation coefficient；CCC) 模型，將共變異數矩陣拆解為相關係數與兩個條件變異數標準差的乘積，利用單變量 GARCH 估計條件變異數，並依照選取的樣本計算相關係數而得出條件變異數矩陣，可簡化繁雜之估計同時納入隨時間變動之條件變異數影響，但相關係數並非為一固定之常數，因此 Engle(2002)進一步提出動態條件相關係數 (dynamic correlation coefficient；DCC)模型，允許相關係數矩陣同時具有動態結構，改善了 CCC 模型相關係數固定的問題。

第三節 投資人之行為與風險趨避

此外，傳統投資理論假設投資人為理性預期，但在行為財務學的領域發現投資人存在認知、決策與行為的偏誤，這些因素確實影響投資人的實際的績效；在認知上傾向過度樂觀或悲觀、存在過度自信的問題，對於過去成功經驗過度放大卻忽略失敗事實，導致學習成效不彰(Kahneman and Riepe, 1998)；根據經驗法則(heuristic-driven bias)與問題的框架(frame)形成決策，存在個別的差異，有異於以傳統預期風險-報酬作為決策的單一標準，同時對於報酬具有不對稱的偏好(Bodie and Crane, 1997；Barber and Odean, 2000)；行為上規避風險、規避損失，太快賣出贏家(winners)但長期持有輸家(losers)，上述這些偏誤可能導致投資偏離原有的目標，當下決定投資的行為與經過時間累積後呈現結果形成強烈對比，不容易達到預期效果，因此，建立適當之資產配置並且確實執行，我們預期可降低行為偏誤損失並獲得較佳的報酬。

Eichhorn, Gupta and Stubbs (1998)指出，不同投資人會對不同種類的資產特別有信心，有個別資產偏好的傾向，可能因為接受各種類別資訊程度之不同，造成熟悉程度、信心的差異。Bodie and Crane(1997)則指出影響投資人持股的多寡因子包括：年齡、財富、個人屬性及偏好、交易成本等等。Friend and Blume

(1974)、Grossman and Shiller (1981)與 Bodie et al. (1999)根據歷史資料分析研究投資人的風險趨避行為,發現風險趨避系數 A 大多數落於 2~5 之間,而 Bodie (1999)認為效用函數可表達成報酬減去風險乘以風險趨避係數。本研究採用上述學者之結果,根據陳嘉惠(2002)將投資人風險類型分為 $A=2\sim 5$,分別為輕度保守型投資人、中度保守、保守型與極端保守型等四種,藉由不同風險趨避程度,為一般投資人求得最適資產配置解。

第四節 總體經濟變數之影響

景氣的循環對於資產的報酬有相當顯著的影響,文獻上探討景氣變動對資產價格的影響相當豐富,Siegel(1991)研究顯示,如果在景氣循環的轉換點調整債券與股票的比重,即可明顯增加投資人投資組合的報酬率。Clarke and Silva (1998)認為資產報酬率的變動不僅來自相關產業的狀況,總體經濟變動之衝擊亦不可忽視。根據不同的經濟條件與時空背景,會產生相異之效率前緣,如果能計算各個狀態的發生機率並採用加權平均計算效率前緣,可計算出更具效率的組合。Dahlquist and Harvey (2001)認為各項資產的風險與報酬會隨著投資時點與外在經濟環境產生變化,經濟狀況若發生重大改變,過往最適投資組合將無法適切表達。而實證上最能解釋景氣循環之經濟變數,莫過於長短債之利差,Fama (1981)指出,利率期間(Term spread)結構之改變,可能隱含未來經濟活動訊息,在景氣復甦期間,利率期間結構呈現上升狀態,低迷時呈現下降或駝峰型態,在許多文獻上實證發現,長短債利差能有效解釋涵括景氣循環、財政與貨幣政策的實施、工業生產指數與通貨膨脹、GDP 等變數,可將之視為景氣領先指標(Estrella and Hardouvelis, 1991 ; Friedmand and Kuttner, 1998; Boulier and Stekler, 2000 ; Mcmillan, 2002),而多數研究國際景氣循環之長短債利差之文獻,多以十年期公債利率減去三個月國庫券利率為代理變數。

匯率亦為一個影響國際貿易體系之重要因素,對於股價的影響根據不同市

場結構與期間，有不同程度之影響(Aggarwal, 1981; Solnik, 1984; Soenen and Hennigar, 1988 ; Ma and Kao, 1990 ; Kanas, 2002) ，而匯率之波動(二階動差)對股價影響亦存在明確之連結關係(Gravin, 1989 ; Zapatero, 1995) ；在金融海嘯期間，美國政府及央行透過財政、貨幣政策與公開市場操作採取定量寬鬆之貨幣政策，改善金融機構短期流動性問題，但因此造成大量的貨幣流通，聯準會利率為間斷行變數，亦未能納入相關財政政策、銀行存款準備率等等之綜合效果，考慮全球之景氣變動，美元指數(US Dollar Index)為代表此一全球性貨幣流通的之變數，該指數係追蹤美元對一籃子主要外幣(歐元、日幣、英鎊、加幣、瑞典克朗、瑞士法郎) 綜合指數，反應美元在國際外匯市場的匯率情況指標，因此我們擬以此一變數作為匯率波動之代理變數，評估匯率波動對於效率前緣上預期標準差對整體報酬之效能影響。

我們在採用條件變異數作為資產風險的代理變數同時，亦考慮另一種衡量波動度之變數 - 隱含波動率，在 Harvey and Whaley (1991)、Prabhala (1998)、Poon and Granger (2003)研究皆顯示隱含波動度對於預測未來波動度，具有良好的預測效果。而最廣為熟悉之隱含波動率指標，即為波動率指數(Volatility Index; VIX)，該指數係由 S&P500 指數近月及次月價內與價外所有選擇權估計出之隱含波動率，而選擇權價格統整性反映市場參與者對未來大盤指數之預期波動，越高表示投資人預期未來指數波動劇烈，越低則預期未來波動趨緩，因此該指數亦被稱為投資人恐慌指標(The investor fear gauge)，我們擬以該指數作為市場風險之調整參考指標，評估其對於各資產未來波動是否存在隱含之參考價值。

第五節 其他相關文獻

Bawa and Lindenberg (1977)則認為下行風險(downside risk)相較於標準差尤為重要，因為風險趨避之投資人厭惡下跌損失而非上漲獲利。隨著金融商品工具與交易規模在近十幾年來漸趨複雜，估計風險的工具亦不斷的演進，Koskosidis and Duarte (1997)提出加入情境分析(scenario analysis)可以增加預測變數變動的準確性，而實際上隱含參考了歷史資料作為佐證。Barr (1998)指出在模擬情境下壓力測試有助於提供金融機構計算必須承擔之風險，而銀行業者在近年來亦普遍施行此種方法，以判斷公司營運的風險。由於全球化的影響，金融市場的相關性亦彼此互相影響，市場的風險越顯得特別重要，對於個別風險估計加總並不能代表總體風險，平均風險亦不足以描繪最大可能損失，Jorion因此提出風險值(Value at Risk)之概念，根據給定信賴水準下計算綜合不同類型資產可能之最大損失。Lucas (1998)與 Cambell(2001)亦建議採用風險值來衡量總資產的下方風險，提供管理者及投資人一個綜合性的指標以評估風險。Rockafellar, et al. (2000)進一步研究 Value at Risk and conditional Value at Risk model，可估計各種金融資產在一定信賴水準下的最大可能損失。另外也有研究指出，投資人在設定目標時(報酬率，變異數)，偏好設定一個區間取代特定數值，在此種需求下求解稱為模糊規劃求解(FUZZY Programming problems) (Hideki et al., 2008 ; Bibao-Terol et al.,2006)。

第三章 研究方法

第一節 效率前緣及最適投資組合

本研究針對 Markowitz 的投資組合模型，以 ETF 為投資標的，利用動態調整之作法求取最佳的投資組合，其模型分為兩階段：

(1) 計算效率前緣

$$\text{Min } \text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^N w_i \text{var}(r_i) + \sum_{i=1, i \neq j}^N w_i w_j \text{cov}(r_i, r_j) \quad (3.1)$$

$$\text{s.t. } \begin{cases} E(R_p) = \sum_{i=1}^N w_i E(r_i) \\ \sum_{i=1}^N w_i = 1, i=1 \dots N \\ 0 \leq w_i \leq 1 \end{cases} \quad (3.2)$$

其中 $E(r_i)$ 表示第 i 支投資標的之期望報酬率；

$E(R_p)$ 表示投資組合之期望報酬率；

$\text{var}(R_p)$ 表示投資組合之變異數；

$\text{var}(r_i)$ 表示投資標的 (i) 之變異數；

$\text{cov}(r_i, r_j)$ 表示投資標的 (i, j) 之共變異數；

W_i 代表投資標的 i 所占之權重比，其值介於 0 與 1 之間，各投資標的權重加總值和等於 1。

(2) 根據不同風險偏好之投資人，計算最適資產配置解

本研究採用 Bodie, Kane and Marcus (1999) 提出之效用函數，設定最大效用如下：

$$\text{Max } U = E(R_p) - 0.005 * A * \text{var}(R_p) \quad (3.3)$$

其中 $A=2\sim 5$ ，代表投資人的風險趨避程度，數值越高則風險趨避程度越高。由於愈保守的之投資人愈會避免購買風險高的資產，根據實證之結果，認為最能代表一般投資人的風險偏好程度平均為 2.96，大致上落於 2~4 之間，而一般機構投資人則趨避係數通常大於 2。

第二節 GARCH 模型動態估計風險、相關係數之應用

一、單變量模型設定

(1) 單變量 ARCH 模型

Engle (1982)提出 ARCH (Autoregressive conditional heteroskedasticity)模型，設定條件變異數受到前 q 期殘差項平方和的影響，可捕捉金融市場報酬率波動隨時間改變之特性，以 ARMA 模型之表示式如下：

$$Y_t = a + bX_t + \mathbf{b} \sum_{i=1}^s Y_{t-i} + \mathbf{a} \sum_{i=1}^k e_{t-i}^2 + e_t \quad (3.4)$$

$$E(e_t^2) = s^2 = h_t = c_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i e_{t-i}^2 \quad (3.5)$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$c_0 > 0, 1 > \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i > 0, q > 0,$$

其中 a 、 b 為固定係數

Y_{t-i} : Y_t 落後 i 期之變數

$t-i$: e_t 落後 i 期之變數

X_t : 外生變數

h_t : 為條件變異數加入殘差項平方和(e_t^2)為解釋變數

(2) 單變量 GARCH 模型

時間序列具有波動叢聚現象(clustering)及不對稱性(asymmetry)，因此傳統上固定的報酬與標準差並不足以描述此種現象，Bollerslev(1986)根據 Engle(1982)提出之 ARCH(Autoregressive conditional heteroskedasticity)模型，解決了波動叢聚的現象，改善為一般化 GARCH(Generalized ARCH)模型，其條件變異式設定如下：

$$h_t = c_0 + \sum_{j=1}^q \mathbf{b}_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^p \mathbf{a}_i e_{t-i}^2 \quad (3.6)$$

模型允許條件變異數受到不僅前(p)期條件變異數影響，也受到前(q)期預測誤

差平方項之影響。

(3) 單變量 GJR GARCH 模型

時間序列亦存在波動不對稱性(volatility asymmetry)之現象，Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)提出 GJR-GARCH，允許正、負非預期報酬對條件變異數有不同程度的影響，負向之衝擊因為槓桿效果而加大了變異數的波動，其模型如下：

$$\begin{aligned}
 Y_t &= X_t b + e_t \\
 h_t &= c_0 + \sum_{j=1}^q b_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^p a_i e_{t-i}^2 + g S_{t-1}^- e_{t-1}^2 \\
 e_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t)
 \end{aligned} \tag{3.7}$$

其中 $S_{t-1}^- = 1$, if $e_{t-1}^i < 0$

$S_{t-1}^- = 0$, if $e_{t-1}^i \geq 0$

$p \geq 0, q \geq 0, c_0 > 0, a_i > 0, g > 0, i = 1, 2, 3 \dots p, b_j > 0, j = 1, 2, 3 \dots q$

S_{t-1}^- 為虛擬變數，將正負向之衝擊區別，預期存在負向的衝擊

二、雙變量模型設定

為能考量投資組合可能隨調整期間的時間改變，而增加或減少商品間之相關性程度，進而影響投資組合分散風險績效的表現，因而本研究以上述 GJR 模型之特色，採雙變量 GJR GARCH 模型為設定依據，以此作為兩投資組合於相關係數設定之基礎，考量相關係數是否隨時間改變之固定相關係數模型設定與動態相關係數模型作比較，模型設定如下：

(1) 固定相關係數模型(Constant Conditional Correlation; CCC Model)

條件共變異設定

以兩資產為例其表示式如下：

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{1,t} & h_{21,t} \\ h_{12,t} & h_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\mathbf{e}}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_t^1 \\ \mathbf{e}_t^2 \end{bmatrix}; \hat{\mathbf{e}}_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, H_t) \quad (3.9)$$

Bollerslev(1990)在衡量個別資產之風險時，允許隨時間改變之條件變異，而個別相關係數仍維持為常數，因此可將條件變異數拆解為：

$$\text{var}(\mathbf{e}_t) = h_{12,t} = \rho_{12}^*(h_{1,t} * h_{2,t})^{0.5} \quad (3.10)$$

此一假設克服了多變量 GARCH 計算上可能無法得出收斂解之缺點，但假設相關係數為常數，仍然保留模型的限制。

雙變量常態分佈之假設下，若以 \mathbf{q} 表示 $\hat{\mathbf{e}}_t$ 與 H_t 中所有未知參數，T 代表觀察值個數，K 表變量個數，CCC 模型的對數概似函數可表示如下：

$$L(\mathbf{q}) = -\frac{TK}{2} \ln(2\mathbf{p}) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + \hat{\mathbf{e}}_t' H_t^{-1} \hat{\mathbf{e}}_t). \quad (3.11)$$

(2)動態條件共變異數矩陣模型(Dynamic Conditional Correlation; DCC)

根據 Engle (2002)提出之 DCC 模型，可將條件相關係數表示為動態變動之結構，以兩資產為例其表示式如下：

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{1,t} & \mathbf{r}_t \sqrt{h_{1,t} h_{2,t}} \\ \mathbf{r}_t \sqrt{h_{1,t} h_{2,t}} & h_{2,t} \end{bmatrix} = D_t R_t D_t \quad (3.12)$$

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} \quad (3.13)$$

$$Q_t = S \circ (I - A - B) + A \circ (z_{t-1} z_{t-1}') + B Q_{t-1} \quad (3.14)$$

H_t 為各資產報酬共變異數矩陣，拆解成為兩個對角化之標準差矩陣(D_t)與相關係數矩陣(R_t)之乘積； Q_t 為標準化殘差向量 $z_t = D_t^{-1} \times r_t$ 所得到之共變異數矩陣； $\text{diag}\{Q_t\}$ 表示只保留 Q_t 對角線元素之矩陣；符號 \circ 為 Hadamard 矩陣相乘運算元；A、B 為估計參數矩陣，I 為單位矩陣。

DCC 模型的對數概似函數可表示為：

$$\begin{aligned}
L &= -\frac{1}{2} \sum_t (k \log(2\mathbf{p}) + \log|H_t| + r' H_t^{-1} r_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_t (k \log(2\mathbf{p}) + \log|D_t H_t D_t| + r' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_t (k \log(2\mathbf{p}) + 2\log|D_t| + \log|R_t| + Z_t^{-1} R_t^{-1} Z_t + r_t' D_t^{-2} r_t - Z_t' Z_t) \quad (3.15) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_t (k \log(2\mathbf{p}) + \log|D_t|^2 + r_t' D_t^{-2} r_t) - \frac{1}{2} \sum_t (\log|R_t| + Z_t^{-1} R_t^{-1} Z_t - Z_t' Z_t) \\
&= L_{vol}(\mathbf{q}_1) + L_{corr}(\mathbf{q}_2)
\end{aligned}$$

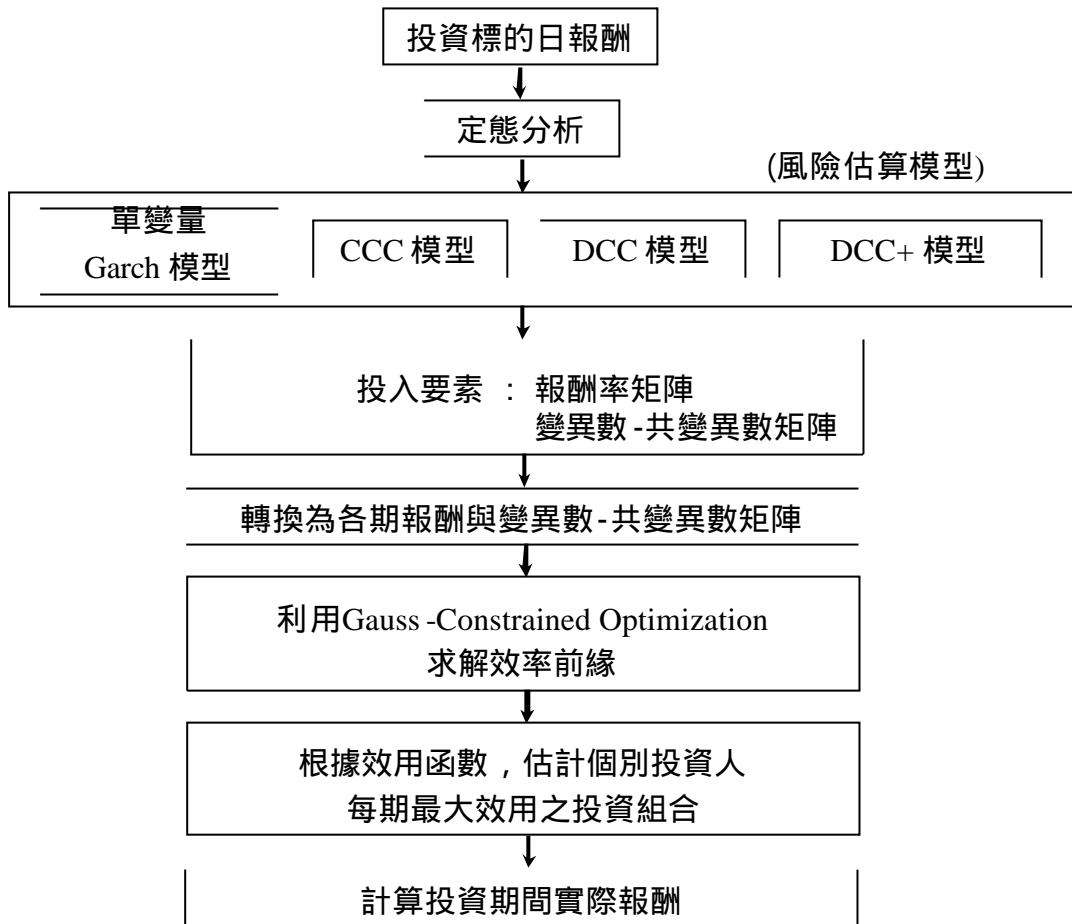
$$\text{其中, } L_{vol}(\mathbf{q}_1) = -\frac{1}{2} \sum_t (k \log(2\mathbf{p}) + \log|D_t|^2 + r_t' D_t^{-2} r_t) \quad (3.15)$$

(與 D_t 相關)表示波動性部分, 其參數定義為 \mathbf{q}_1

$$L_{corr}(\mathbf{q}_2) = -\frac{1}{2} \sum_t (\log|R_t| + Z_t^{-1} R_t^{-1} Z_t - Z_t' Z_t) \quad (3.15)$$

(與 R_t 相關)表示相關性部分, 其參數定義為 \mathbf{q}_2 。

第三節 資料處理流程



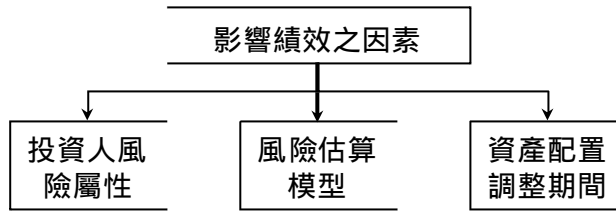
單變量 GARCH：個別資產視為獨立樣本，根據 GARCH(1,1)估計條件變異數，相關係數採用 pearson 相關係數。

CCC 模型：雙變量 GJR GARCH估計條件變異數，取其平均值，相關係數為常數。

DCC 模型：兩階段計算動態相關係數(雙變量 GJR GARCH)估計條件變異數，相關係數為動態之時間序列。

DCC+ 模型：加入總體經濟變數(長短債利差、美元指數、VIX)估計條件變異數

根據上述之模型估計得出不同之 ht ，同時我們亦考慮投資人風險屬性
及不同資產配置調整期間，因此影響績效之因子如下圖



第四章、實證結果

第一節 資料來源

本文實證採用國際大型 ETF 指數型基金，於 2005/01/01 至 2009/12/31 之日資料為研究對象，資料來源為 Datastream 資料庫，選取樣本包括 S&P500 (SPY)、新興市場(EEM)、黃金指數(GLD)、抗通膨債券(TIP)，由於 ETF 在近年來發展極為迅速且種類繁多，因此可取樣本相當豐富，但礙於多數期間未滿 5 年(多數貨幣型基金，單一新興國家基金)，或規模尚不具有代表性(部分原物料基金)、部分標的風險較大並未獲投資人普遍性認同，因此選取上述四檔基金為代表性研究標的。各研究標的資料說明如表 1 所示：

表 1 各指數型基金資料說明

類別	ETF 名稱	交易代碼	投資標的/ 投資國家	成立時間 /交易所	基金規模 (2010 年 06)	資料來源
成熟市場	SPDR S&P 500 指數基金 ¹	SPY	股票型/ 美國	1993/01/29 NYSE	69,544.040 百萬美元	Datastream 數據資料庫
新興市場	iShares SCI 新興市場指數基金	EEM	股票型/ 美國	2003/04/07 NYSE	34,374.452 百萬美元	時間： 2005/01/01 至 2009/12/31 日頻資料
黃金指數	SPDR 黃金指數基金	GLD	貴重金屬 型/美國	2004/11/12 NYSE	52,792.020 百萬美元	交易幣別： 美元
抗通膨債	iShares 巴克萊抗通膨債券指數基金	TIP	債券型/ 美國	2003/12/04 NYSE	20,456.367 百萬美元	

註：(1)ETF 基金規模參考資料來源：基智網 ETF 網 <http://www.moneydj.com/etf/>

¹發行公司 SPDRs 是由總部位於波士頓的金融投資管理商道富環球投資顧問 (State Street Global Advisors 簡稱：SSgA) 推出並管理的交易所交易基金大家族之總稱 —— 1993 年由 SSgA 與美國證券交易所 (AMEX) 合作推出的全球第一支 ETF，以標準普爾 500 指數為追蹤標的的「標普存託憑證」(Standard & Poor's Depositary Receipts, 簡稱：SPDR) 投資信託基金。如今仍是全美投資資產最高，交易量最大的 ETF。

第二節 資料處理

表 2 基本統計量

	SPY	EEM	GLD	TIP
平均值	-0.00004	0.00054	0.00075	-0.00001
標準差	24.45%	42.82%	7.84%	23.00%
偏態	0.06439	0.4430	-0.1462	0.12878
峰態	16.4225	14.9196	7.9807	9.78832

在基本統計量方面，S&P500 平均報酬微幅負報酬，分佈呈現右偏，峰態係數最高，顯示黃金 ETF 報酬率最高，可能因為近年來黃金因兼具避險及類貨幣之功能，所以市場上的需求不斷成長；其次為新興市場，與抗通膨債券呈現微幅下跌；報酬率波動以新興市場 ETF 為最高，

第三節 實證結果分析

表 1-1 ~1-4 區分為四種不同風險趨避趨避係數之投資人，考慮不同調整期間下，投資組合之綜合績效表現，結果因模型而異，其中，DCC 與 DCC+模型所估計的投資組合，較能為投資人帶來長期效應，而平均數-變異數模型與單變量 GARCH 績效較不穩定，容易有暴起暴落之報酬，投資組合長期可能受到衝擊的程度相對而言較大，特別是來自單一期的波動過大造成之虧損(樣本之報酬績效不佳主要來自單期超過 20%負報酬)，從投資調整期間來看，多數模型在隨著投資期間的拉長，報酬亦逐漸增加(GARCH model 例外)，以半年調整的期間績效最佳。

表 2 分析不同風險屬性的投資人是否對投資組合選擇上有所差異，本研究發現愈風險趨避的投資人，雖然預期有較低之風險與報酬，但單位風險溢酬亦隨之降低，因此獲利亦受到相當程度的擠壓，驗證了在投資領域的基本定理，風險與報酬的抵換關係，不願承受風險之投資人，較難獲得相對的報酬，當我們同時考慮投資期間與單位風險溢酬，亦發現風險趨避係數的設定，在不同投資期間長短有部分的差異，期間拉長則原本的投資人風險趨避係數之分別，對投資績效影響變小。

表 3 為綜合上述期間與風險屬性投資人構面結果，首先，從調整期間來看，總體經濟模型有利於短期的預測，長期而言總體經濟模型與 DCC 相差不大績效，顯示短期總體經濟走勢實際上隱含相當之內部資訊，可以影響 4~6 週，但長期波動傳遞之影響則逐漸減少；考慮個別模型下，多數以半年調整之績效較佳；而個別投資人之風險趨避越高，採用總經模型較適合，因為提供的資訊亦較為豐富，此點與我們之預期相符。而最保守之投資人，仍可採用較簡單之 GARCH 模型；最後，總體經濟模型仍以半年調整績效最佳，顯示好的模型並不需要長期調整，採用 DCC 並納入總體經濟變數為考慮，平均而言可謂投資人創造穩定成長之收益。

表 1-1、不同調整期長度之報酬與風險投資組合績效比較表

a. 風險趨避係數(A=2) (低度)						
風險估 算模型	投資組合績效	資產配置調整周期				
		四周	六周	八周	一季	半年
平均數 變異數 模型	平均報酬	1.02%	3.11%	6.24%	0.12%	3.11%
	標準差	5.77%	8.12%	15.57%	7.13%	8.12%
	累計報酬	67.52%	64.57%	49.93%	-5.52%	64.57%
	單位風險溢酬	17.68%	38.30%	40.08%	1.68%	38.30%
GARCH 模型	平均報酬	0.97%	0.20%	0.51%	-0.68%	8.61%
	標準差	5.82%	7.13%	5.45%	3.57%	13.37%
	累計報酬	63.02%	-2.22%	11.44%	-21.42%	96.12%
	單位風險溢酬	16.67%	2.81%	9.36%	-19.05%	64.40%
相關係 數設定	投資組合績效	資產配置調整周期				
		四周	六周	八周	一季	半年
CCC 模型	平均報酬	0.99%	0.15%	1.51%	3.51%	8.57%
	標準差	5.78%	7.14%	7.72%	9.20%	13.33%
	累計報酬	64.46%	-4.29%	43.31%	73.55%	95.49%
	單位風險溢酬	17.13%	2.10%	19.56%	38.15%	64.29%
DCC 模型	平均報酬	1.01%	0.20%	1.47%	3.45%	8.71%
	標準差	5.80%	7.15%	7.93%	9.18%	13.44%
	累計報酬	66.92%	-2.53%	40.80%	71.88%	97.57%
	單位風險溢酬	17.41%	2.80%	18.54%	37.58%	64.81%
DCC+ 模型	平均報酬	1.01%	0.21%	1.48%	3.46%	8.80%
	標準差	5.80%	7.14%	7.88%	9.18%	13.52%
	累計報酬	66.69%	-2.12%	41.73%	72.19%	98.95%
	單位風險溢酬	17.41%	2.94%	18.78%	37.69%	65.09%

註：(1)單位風險溢酬計算為平均報酬值除以標準差(μ/s)

表 1-2、不同調整期長度下報酬與風險投資組合績效比較表

b. 風險趨避係數 (A=3) (中低)						
風險估 算模型	投資組合績效	資產配置調整周期				
		四周	六周	八周	一季	半年
平均數 變異數 模型	平均報酬	0.89%	3.15%	6.24%	0.12%	3.15%
	標準差	5.69%	8.22%	15.57%	7.13%	8.22%
	累計報酬	56.19%	65.68%	49.93%	-5.52%	65.68%
	單位風險溢酬	15.64%	38.32%	40.08%	1.68%	38.32%
GARCH 模型	平均報酬	0.16%	0.46%	-0.69%	8.54%	0.93%
	標準差	7.08%	5.42%	3.53%	13.29%	5.76%
	累計報酬	-3.61%	9.86%	-21.53%	95.05%	59.10%
	單位風險溢酬	2.26%	8.49%	-19.55%	64.26%	16.15%
相關係 數設定	投資組合績效	資產配置調整周期				
		四周	六周	八周	一季	半年
CCC 模型	平均報酬	0.18%	1.47%	3.00%	7.84%	0.920%
	標準差	7.04%	7.73%	8.98%	12.89%	5.740%
	累計報酬	-2.76%	41.61%	59.41%	84.71%	58.318%
	單位風險溢酬	2.56%	19.02%	33.41%	60.82%	16.03%
DCC 模型	平均報酬	0.16%	1.31%	3.17%	8.64%	0.92%
	標準差	7.12%	7.84%	8.51%	13.36%	5.80%
	累計報酬	-3.78%	34.92%	65.39%	96.47%	58.13%
	單位風險溢酬	2.25%	16.71%	37.25%	64.67%	15.86%
DCC+ 模型	平均報酬	0.17%	1.33%	3.12%	4.91%	8.73%
	標準差	7.12%	7.80%	8.63%	14.94%	13.44%
	累計報酬	-3.38%	35.79%	63.63%	36.27%	97.85%
	單位風險溢酬	2.39%	17.05%	36.15%	32.86%	64.96%

註：(1)單位風險溢酬計算為平均報酬值除以標準差(μ/s)

表 1-3、不同調整期長度下報酬與風險投資組合績效比較表

c. 風險趨避係數 (A=4) (中高)						
風險估 算模型	投資組合績效	資產配置調整周期				
		四周	六周	八周	一季	半年
平均數 變異數 模型	平均報酬	0.83%	3.05%	5.91%	0.08%	3.05%
	標準差	5.64%	8.11%	15.32%	7.12%	8.11%
	累計報酬	50.30%	62.92%	46.57%	-6.75%	62.92%
	單位風險溢酬	14.72%	37.61%	38.58%	1.12%	37.61%
GARCH 模型	平均報酬	0.14%	0.43%	-0.75%	8.63%	0.88%
	標準差	6.98%	5.40%	3.52%	13.29%	5.70%
	累計報酬	-4.24%	8.93%	-22.45%	96.54%	54.38%
	單位風險溢酬	2.01%	7.96%	-21.31%	64.94%	15.44%
相關係 數設定	投資組合績效	資產配置調整周期				
		四周	六周	八周	一季	半年
CCC 模型	平均報酬	0.14%	1.37%	2.82%	7.62%	0.89%
	標準差	7.00%	7.69%	8.91%	12.75%	5.65%
	累計報酬	-4.44%	37.70%	54.52%	81.53%	55.80%
	單位風險溢酬	2.00%	17.82%	31.65%	59.76%	15.75%
DCC 模型	平均報酬	0.14%	1.19%	2.99%	8.68%	0.87%
	標準差	7.01%	7.77%	8.18%	13.36%	5.72%
	累計報酬	-4.17%	30.36%	61.04%	97.23%	53.30%
	單位風險溢酬	2.00%	15.32%	36.55%	64.97%	15.21%
DCC+ 模型	平均報酬	0.15%	1.21%	2.93%	4.50%	8.66%
	標準差	7.00%	7.72%	8.30%	14.59%	13.36%
	累計報酬	-3.81%	31.12%	58.92%	32.55%	96.83%
	單位風險溢酬	2.14%	15.67%	35.30%	30.84%	64.82%

註：(1)單位風險溢酬計算為平均報酬值除以標準差(μ/s)

表 1-4、不同調整期長度下報酬與風險投資組合績效比較表

d. 風險趨避係數 (A=5) (高度)						
風險估 算模型	投資組合績效	資產配置調整周期				
		四周	六周	八周	一季	半年
平均數 變異數 模型	平均報酬	0.81%	3.04%	5.66%	0.07%	3.04%
	標準差	5.61%	8.13%	15.16%	7.10%	8.13%
	累計報酬	67.52%	62.53%	44.04%	-7.07%	62.53%
	單位風險溢酬	14.44%	37.39%	37.34%	0.99%	37.39%
GARCH 模型	平均報酬	0.80%	0.12%	0.44%	-0.77%	8.67%
	標準差	5.61%	6.97%	5.38%	3.51%	13.22%
	累計報酬	63.02%	-4.90%	9.40%	-22.68%	97.32%
	單位風險溢酬	14.26%	1.72%	8.18%	-21.94%	65.58%
相關係 數設定	投資組合績效	資產配置調整周期				
		四周	六周	八周	一季	半年
CCC 模型	平均報酬	0.88%	0.11%	1.33%	2.77%	7.07%
	標準差	5.58%	6.97%	7.68%	8.72%	12.29%
	累計報酬	64.46%	-5.43%	36.16%	53.73%	73.97%
	單位風險溢酬	15.77%	1.58%	17.32%	31.77%	57.53%
DCC 模型	平均報酬	0.80%	0.12%	1.20%	2.95%	8.26%
	標準差	5.68%	6.99%	7.77%	8.07%	12.99%
	累計報酬	66.92%	-4.94%	30.78%	60.29%	91.10%
	單位風險溢酬	14.08%	1.72%	15.44%	36.56%	63.59%
DCC+ 模型	平均報酬	0.81%	0.13%	1.20%	2.90%	8.34%
	標準差	5.66%	6.99%	7.72%	8.09%	13.03%
	累計報酬	66.69%	-4.81%	30.98%	58.62%	92.24%
	單位風險溢酬	14.31%	1.86%	15.54%	35.85%	64.01%

註：(1)單位風險溢酬計算為平均報酬值除以標準差(μ/s)

表 2、不同風險屬性投資人之投資組合(按月調整)

投資組合		類別 A	類別 B	類別 C	類別 D
模型設計		GARCH	CCC	DCC	DCC+
風 險 趨 避 係 數 (A)	A=2 輕度保守	0.97% (5.82%)	0.99% (5.78%)	1.01% (5.80%)	1.01% (5.80%)
	A=3 中度保守	0.93% (5.76%)	0.92% (5.74%)	0.92% (5.80%)	0.92% (5.80%)
	A=4 保守型	0.88% (5.70%)	0.89% (5.65%)	0.879% (5.72%)	0.86% (5.72%)
	A=5 極端保守型	0.80% (5.61%)	0.88% (5.58%)	0.80% (5.68%)	0.81% (5.66%)

註：(1) 估計結果為月報酬率資料型態；() 代表標準差

表 3、各模型下的最佳投資組合

組別	設定種類	條件限制	報酬率 (標準差)	最適風險估算 模型設定	單位風險 溢酬
A	定期調整	四周	1.01% (5.8%)	DCC+	17.41%
		六周	0.21% (7.14%)	DCC+	2.94%
		八周	1.47% (7.73%)	CCC	19.02%
		一季	3.51% (9.2%)	DCC	38.15%
		半年	8.67% (13.22%)	GARCH	65.58%
B	考慮動態 相關係數	原始模型	8.67% (13.22%)	半年調整	65.58%
		固定相關係數	8.57% (13.33%)	月調整	64.29%
		動態相關係數	8.68% (13.36%)	半年調整	64.97%
		考慮總經變數	8.8% (13.52%)	半年調整	65.09%
C	考慮不同 風險趨避 程度	A=2	8.71% (13.44%)	總經(半年)	64.81%
		A=3	8.64% (13.36%)	總經(半年)	64.67%
		A=4	8.68% (13.36%)	DCC(半年)	64.97%
		A=5	8.67% (13.22%)	GARCH(半年)	65.58%
D	DCC+ 模型	動態相關係數	8.8% (13.52%)	半年調整	65.09%

第五章、結論與建議

本研究實證利用 Markowitz 效率前緣之模型，考慮定期調整之績效，根據不同之風險屬性投資人，估計其最佳投資組合，並加入不同計量方法估計隨時間變動之風險與相關係數，最後並加入總體經濟變數考慮下，求算最佳之效率前緣，期望能為投資人投資全球市場時，提供一適用性投資組合。實證結果發現(1)平均數-變異數與單變量 GARCH 模型，在不同調整期間而言，其績效的波動度較大，因此建議投資人採用較為保守之策略，若輕度保守型投資人採用，則較容易受到資產報酬分布之厚尾負報酬影響，受少數期間大幅虧損降低整體績效；(2)投資人風險愈傾向趨避，除了報酬與風險降低外，單位風險溢酬亦隨之降低，因此長期績效並不出色，驗證了風險與報酬之抵換關係；(3)在投入要素方面，總體經濟模型與 DCC 模型均能創造相對較佳之績效，平均而言優於 CCC 模型與 GARCH 模型(4)加入總體經濟變數波動對於短期的預期能力略為增加，短期調整之模型最適合採用總經估計方式，長期的效果逐漸降低，半年調整時並未增加效益。

由於投資領域的不斷擴大，對於海外投資的需求亦逐漸增強，本研究嘗試以 ETF 為例，加入計量方法的估計效率前緣之投入要素，期望能為投資人提供參考之價值，因 ETF 種類仍相當多元，未來可納入更豐富之架構而較不受限於法規發行之限制，被動投資亦可降低投資人行為之偏誤影響，應可為投資人開啟另一扇投資天地，進而創造個人的財富。

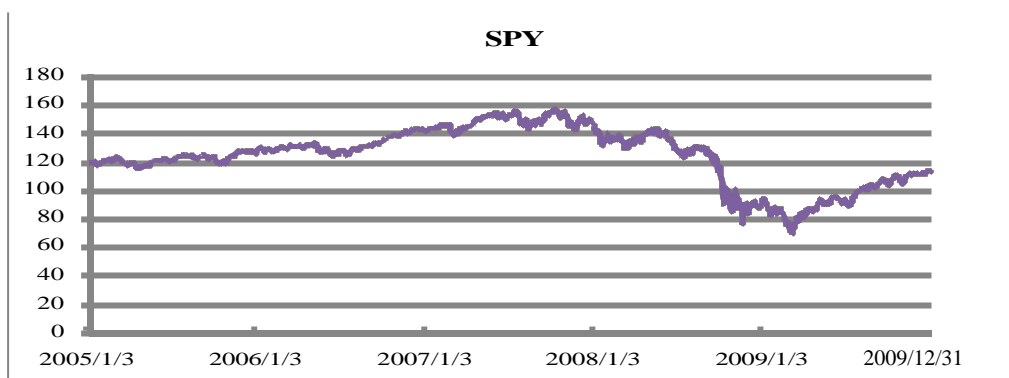
參考文獻

1. 陳嘉惠, 高郁惠, 劉玉珍(2002), "投資人偏好與資產配置", 台灣管理期刊, Vol.1(2), pp213-232。
2. 吳銀釧, 胡聯國(1998), "臺灣與國際股市相關係數的時間序列分析及應用", 政治大學國際貿易所碩士論文。
3. 謝朝光, 古永嘉 (2000), "台灣與亞太各國股市間關連性與動態相關係數之研究", 國立台北大學企業管理學系碩士論文。
4. Barber, B., and T. Odean (2000), "The common stock investment performance of individual investors", *Journal of Finance*, Vol 2, pp773-806.
5. Billo, M., M. Coparin, and M. Gobbo (2004), "Flexible Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH for Asset Allocation", *GRETA working paper*.
6. Black, F. (1976), "Studies of Stock Price Volatility Changes Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association", *Business and Economical Statistics Section*, pp 177-181.
7. Black, F. and R. Litterman (1992), "Global Portfolio Optimization", *Financial Analysts Journal*, Vol 28(5), pp 5.
8. Bodie, Z., Kane, A., and Marcus, A. J. (2008), "Investments", Seventh edition. *McGraw-Hill International Editions*, pp 164-172.
9. Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp 307-327.
10. Bollerslev, T., R. F. Engle, J. M. Wooldridge (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariance", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp 116-131.
11. Bollerslev, T. (1990), "Modeling the coherence in Short-run Nominal Exchange Rate : A Multivariate Generalized ARCH Model", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp 498-505.
12. Bollerslev, T., R. Y. Chou, K. F. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance", *Journal of Econometrics*, Vol. 52, pp 5-59.

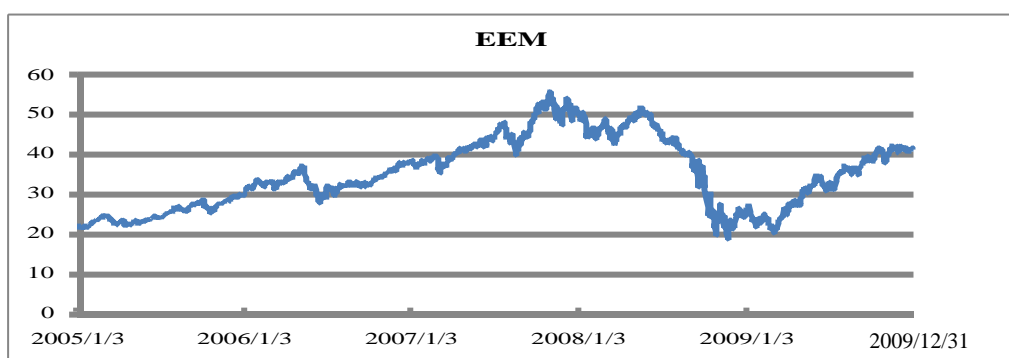
13. Bodie, Z., Kane, A., and Marcus, A. J. (1999), "Investments", Fourth edition. *McGraw-Hill International Editions*, pp 178-193.
14. Campbell, J. Y. and L. M. Viceira (2002), " Strategic Asset Allocation : Portfolio Choice for Long-Term Investors " , *Oxford University Press*.
15. Eichhorn, D., F. Gupta, and E. Stubbs (1998), " Using Constraints to Improve The Robustness of Asset Allocation " , *The Journal of portfolio Management*, Vol Spring, pp 41-48.
16. Engle, R. F. (1982), " Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of The Variance of U.K. Inflation " , *Econometrics*, Vol. 50, pp 987-1007.
17. Engle, R. F. and V. Ng (1993), " Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, Vol. 48, pp 1749-1778.
18. Engle, R. F. (2002), "Dynamic Conditional Correlation : A Simple of Multivariate GARCH Models " , *Journal of Business and Economic Statistics* Vol 20, pp 339-350.
19. Estrella, A. and G. A. Hardouvelis (1991), " The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity " , *Journal of Finance*, Vol. 2, pp 555-576.
20. Gary, P. B., B. D. Singer, and G. L. Beebower (1991), " Determinants of Portfolio Performance II: An Update " , *The Financial Analysts Journal*, Vol. 47, pp 3-11.
21. Glosten, L., R. R. Jagannathan, and D. E. Runkle (1993), " On The Relation Between the Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks " , *Journal of Finance*, Vol. 48, pp 1779-1801.
22. Jensen, M. C. (1968), " The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64 " , *Journal of Finance*, Vol. 23, pp. 389-416.
23. Kahneman, D. and M. W. Riepe (1998), " Aspects of Investor Psychology, " *Journal of Portfolio Management*, Vol. 24(4), pp 52-65.
24. Markowitz, H. (1952), " Portfolio Selection " , *Journal of Finance*, Vol.7, pp 77-91.
25. Nelson, D. (1991), " Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New

Approach, " *Econometrica*, Vol. 59, pp 347-70.

附錄(一) 指數股票型基金走勢圖



圖A1-1 SPDR S&P 500指數基金(SPY)原始資料走勢圖



圖A1-2 iShares MSCI新興市場指數基金(EEM)原始資料走勢圖

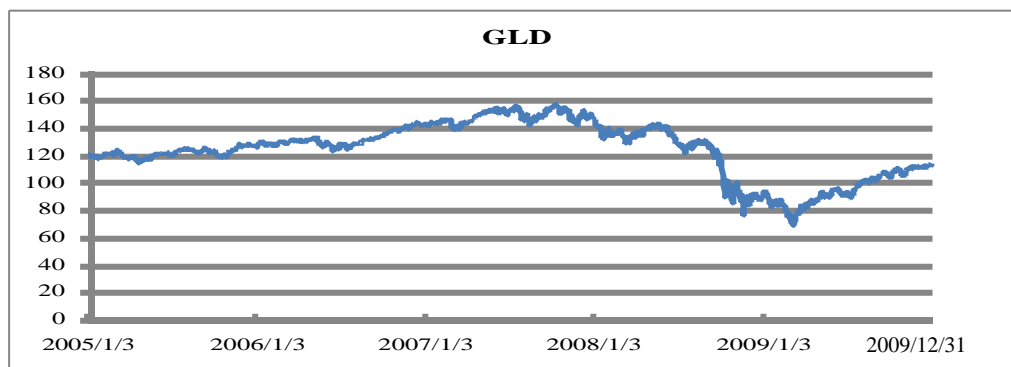


圖 A1-3 SPDR 黃金指數基金 (GLD) 原始資料走勢圖

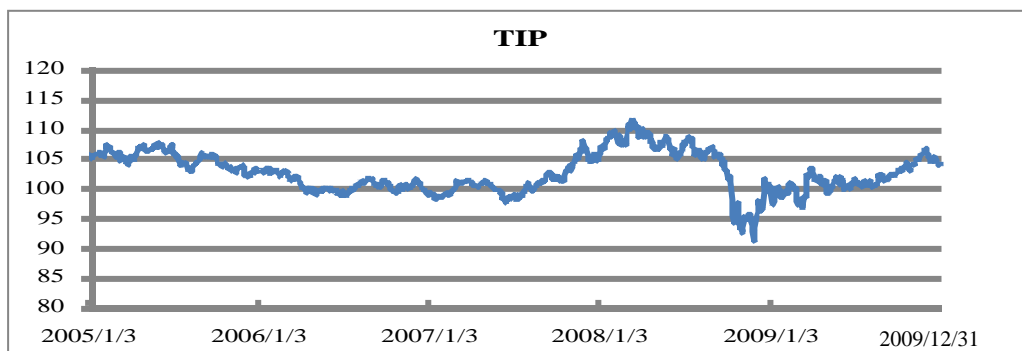


圖 A1-4 iShares 巴克萊抗通膨債券指數基金(TIP) 原始資料走勢圖

附錄(二)雙變量DCC GJR GARCH 模型估計之動態相關係數走勢圖

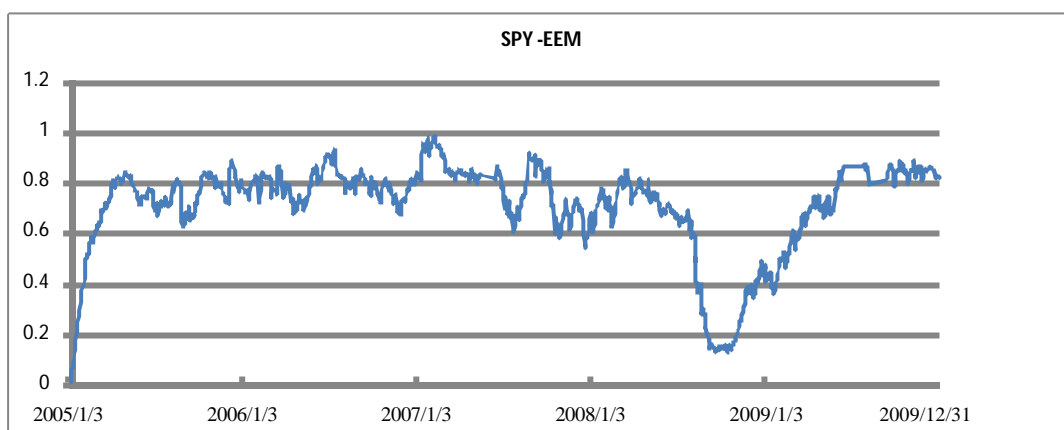


圖 A2-1 S&P500 與新興市場指數基金

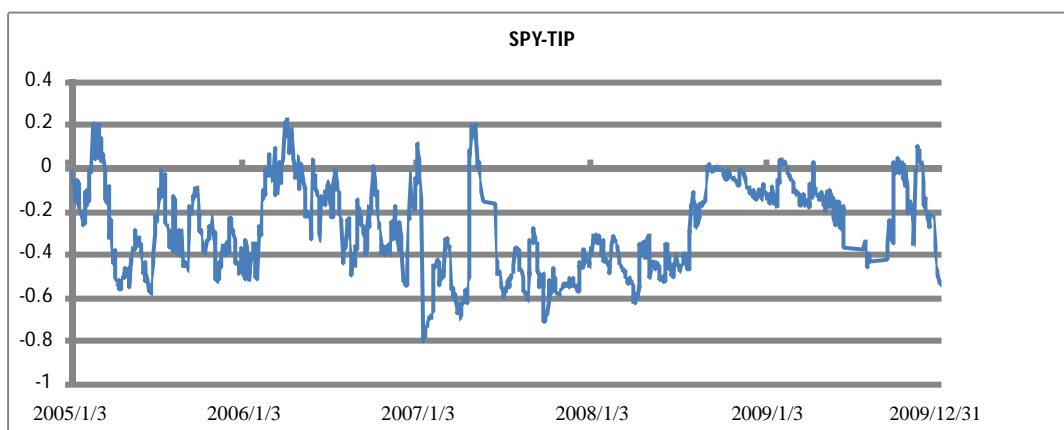


圖 A2-2 S&P500 與抗通膨債券指數基金

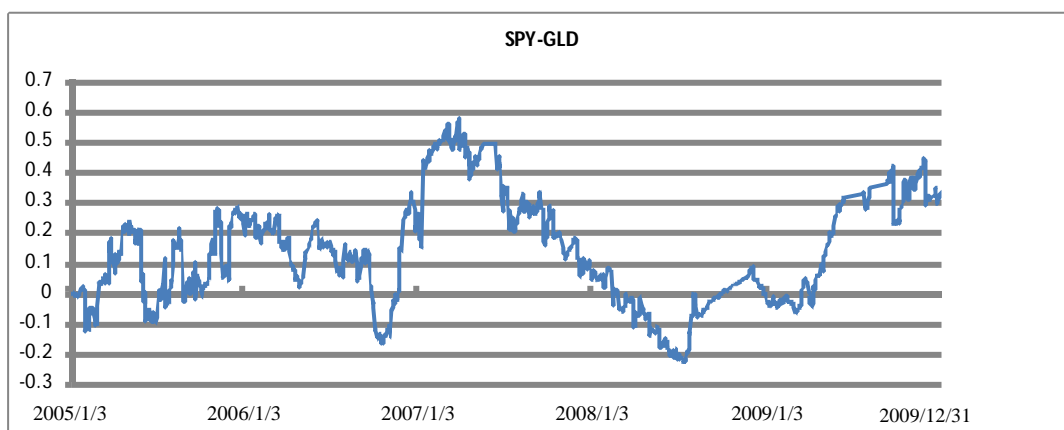


圖 A2-3 S&P500 與黃金指數基金

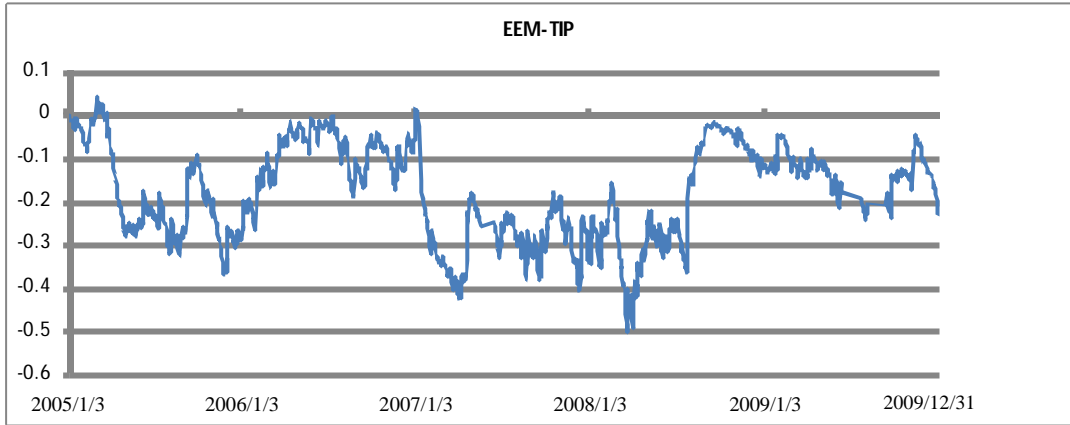


圖 A2-4 新興市場與抗通膨債券指數基金

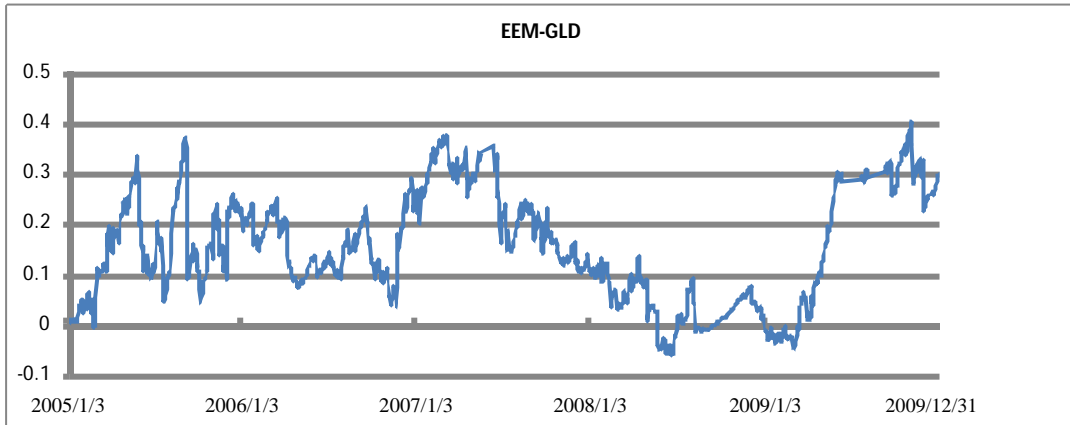


圖 A2-5 新興市場與黃金指數基金

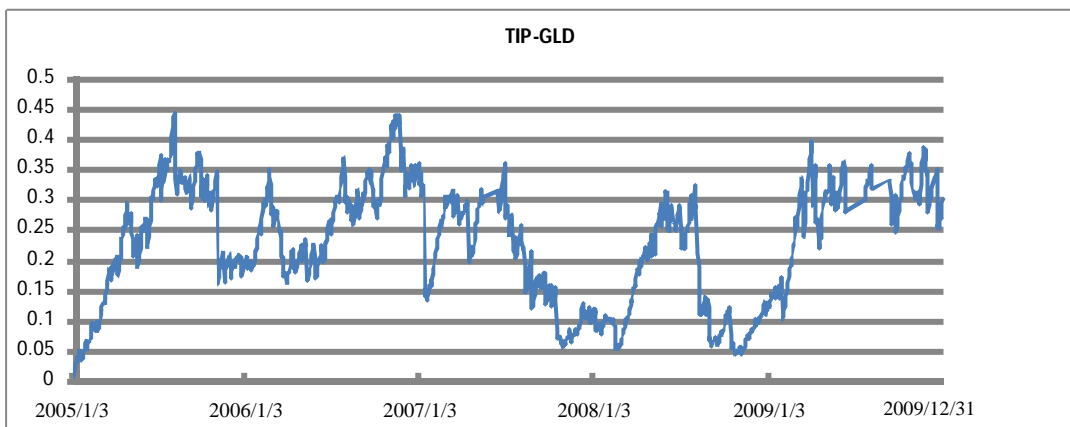


圖 A2-6 抗通膨債券與黃金指數基金