住宅學報　第二十卷第一期　中華民國一百年六月　學術論著　第1頁—24頁
JOURNAL OF HOUSING STUDIES, VOLUME 20 NO. 1, JUNE 2011

學術論著

台灣不動產市場的下方風險-以台灣四個縣市為例

The Downside Risk of Real Estate Markets in Taiwan – Evidence from Four Areas

江明珠*　　李政峰**　　欉清全***

Ming-Chu Chiang*, Cheng-Feng Lee**, Ching-Chuan Tsong***

摘　要

本文從不動產抵押貸款銀行的角度，以涉險值(Value at Risk)的觀念，衡量台灣四個縣市(台北市(縣)、台中市與高雄市)不動產市場的下檔風險；並藉由比較各縣市的涉險值大小，深入了解各區域不動產市場的風險。實證結果顯示，四縣市中除台中市外，其餘縣市的房價報酬率分配則可能為常態；其次，本文使用的三種模型在不同的信賴水準下，表現有些微差異，並不存在單一模型能完全預測四縣市的房價風險；再者，各縣市的房價下跌風險高低依序為高雄市、台中市、台北市、台北縣，此一結果與一般認為台北市風險最高的認知，顯然大異其趣；最後，在最高的信賴水準下(99%)，極值理論法能正確的預測四個縣市極端的房價跌幅，因此不失為一種較能反映房價風險的預測方法。

關鍵字：涉險值、不動產市場、下方風險、極值理論、歷史模擬法

ABSTRACT

The current study employs Value at Risk (VaR) to evaluate the downside risk of the real estate market in four areas (Taipei City, Taipei County, Taichung City and Kaohsiung City) in Taiwan, and compares the VaR estimates among them with in-depth measurements of real estate price risk in these metropolitan areas. The main empirical results show that, first, the distributions of house price returns in the four areas fall into two categories: non-normal fat-tailed distributions for Taichung City and normal distributions for the other three cities. Second, there is no universally appropriate VaR model that captures real estate risk in the four areas. Third, the risk levels of the four areas in order of size are Kaohsiung City, Taichung City, Taipei City, and Taipei County. Finally, under the highest level of confidence (99%), the model based on extreme value theory responds quickly to the changes in house price returns and provides correct VaR forecasts in these four areas compared to the other models.

Key words: value at risk, real estate market, downside risk, extreme value theory, historical simulation

(本文於2010年6月28日收稿，2011年1月18審查通過，實際出版日期2011年6 月)

* 崑山科技大學國際貿易學系助理教授
Assistant Professor, Department of International Trade, Kun Shan University of Technology, Tainan, Taiwan. E-mail: t093000248@g.ksu.edu.tw

** 國立高雄應用科技大學企業管理學系副教授，聯絡作者
Associate Professor, Department of Business Administration, National Kaohsiung University of Applied Sciences, Kaohsiung, Taiwan. E-mail: jflee@cc.kuas.edu.tw

*** 國立暨南大學經濟系副教授
Associate Professor, Department of Economics, National Chi Nan University, Nantou County, Taiwan.
E-mail: tcc126@ncnu.edu.tw

本文感謝主編及兩位匿名評審提供寶貴建議，文中若有任何謬誤當屬筆者之責。

一、前言

全球的金融市場在經過美國次級房貸風暴的洗禮後，投資人開始懷疑：不動產市場到底怎麼了。不動產原本為金融市場中最具保值特性的資產之一，亦最常成為規避通貨膨脹和股市風險的投資標的，然而，在這次金融風暴中卻成為市場極大的隱憂。不管這次風暴的成因為何，投資人、學界及政府都學得一個功課：即使不動產市場被視為低度風險的市場，任何人都不能輕忽其風險有大幅改變的可能。因此，在從事不動產投資和置產時，投資人仍需適時的評估及掌控其價格變動的風險。

台灣由於地狹人稠，國人亦具有「有土斯有財」之傳統觀念，使得不動產市場一直是國人相當關切的資產市場。此外，更由於與其他金融資產的連結性低，且同時具備投資與消費雙重特性，不動產商品遂成為投資人分散風險的理想工具之一。然而，當投資人無法正確掌握此一市場的實際風險狀況，他們將可能承擔比預期更高的風險水準，而在資產配置上無法達到風險分散的目的。因此，尋求一個合理衡量不動產風險的模型便成為不動產投資重要的課題。

在風險的評估方法上，自從J. P. Morgan 發展了一個可用以衡量投資組合風險的量化工具:涉險值之後，不管是學界或實務界在這方面的應用都相當廣泛，甚至中華民國財務會計準則36號公報「金融商品之表達與揭露」亦提及評估市場風險應以VaR來衡量。然而，雖然不動產市場受到投資人高度的重視並投入大量資金，卻較少有文獻以VaR評量台灣不動產市場的價格風險。

美國次級房貸風暴的發生與房貸債信沒有被合理的評估有很大的關係。根據過去對於放款、債信市場的研究(Brueckner, 2000; Jokivuolle & Peura, 2003; Harrison et al., 2004)，除了個體(申貸戶)的信用評估對於放款的倒帳風險很重要外，債權抵押品的價值也扮演很重要的角色，甚至重要性高於前者個體的因素，舉例來說，如果一個債權抵押品的價值遠遠高過貸款金額，對申貸戶來說，還款是最有利的選擇，反之，當不動產市場的價格巨幅下跌，使得債權抵押品的價值遠遠低於貸款金額，就算申貸戶有償債的能力，倒債的經濟誘因是持續存在著。因此，對放款者而言，合理且正確評估債權抵押品的下方風險對其日常營運是相當重要的工作。

不動產抵押放款是銀行一個相當重要的業務，且因為不動產是昂貴的資產，一旦倒帳，所造成的損失可能是其他小額放款損失的千萬倍，因此銀行不能不審慎評估這個市場的風險。而且，這次的美國次級房貸風暴也呈現出一個現象，即，不動產債權抵押品的價值波動容易受到系統性風險的影響，且其風險擴散的過程是其他市場無法比擬的；換言之，當信用問題造成一連串的次級房貸倒帳時，房地產的市場馬上受到衝擊，造成價格下跌，進而影響到不動產債權抵押品的價值，而後造成其他貸款者有倒帳的誘因，引爆更多的房貸倒帳，最後受影響的不只有次級房貸、連高價的房市和貸款也受到波及；更嚴重的是受影響的房貸市場不單在美國，連亞洲、歐洲的市場也受到波及。所以適時的評估不動產市場的價格下跌風險，可對房貸市場的系統性風險有進一步的認識，以避免銀行受到無謂的、崩盤性的衝擊。

然而，過去卻少見文獻探討不動產抵押放款風險此一重要課題。在過去文獻中，與不動產市場風險相關之研究主要為探討不動產投資信託基金 (real estate investment trust, REIT) 之風險 (Lu et al., 2009; Zhou & Anderson, 2010)，Liou (2008)比較股票及REITs投資的極端風險，

研究亞洲金融風暴期間REIT市場的VaR受風暴影響的變化情況，他使用極值理論的區間極大值法 (block maxima method) 及常態分配法來計算十國REIT市場的VaR，實證結果顯示，各國的REIT市場風險以亞洲國家最高，歐、美國家較低，在金融風暴前，REITs市場的風險高於股市風險，風暴後REITs市場的風險則低於股市風險。Lu et al. (2009) 以五種VaR模型計算十二個REIT投資組合的VaR並分析模型的績效，這五種模型為均權指數加權移動平均法 (equally weighted moving average, EQWMA)、加權指數加權移動平均法 (exponentially weighted moving average, EWMA)、t分配加權指數加權移動平均法、歷史模擬法及拔靴法，實證結果顯示每一個模型在不同的信賴水準下的表現不一，並無一單一模型的表現最佳。

Zhou & Anderson (2010) 估計九個國家REIT市場及相對應股市的VaR及期望短損 (expected shortfall) 並比較各模型的績效及兩市場的風險狀況，他們將日報酬率資料數列根據McNeil & Frey (2000) 的兩階段法過濾後，再以四種常用的VaR模型估計風險。Zhou & Anderson (2010) 使用的VaR模型包括屬於非參數法的歷史模擬法、參數法中的t分配法與GED (generalized error distribution) 分配法及半參數法的極值理論模型(generalized pareto distribution, GPD)。其研究結果顯示，四種模型中以過濾歷史模擬法之預測表現最佳，然而，並無一放諸四海皆準的模型可以正確的預測九個REIT市場的風險，此外，他們的實證結果也指出，能正確預測股市VaR的模型不一定能合適估計REIT市場的VaR。整理上述文獻的研究結果可以發現一個有趣的結論，即，並無單一VaR模型能正確的描述REIT市場的風險，而且在不同的信賴水準下，每一個VaR模型的表現不一。這個結果意謂著，風險管理者可能需要根據不動產的特性、所在地區或不同的信賴水準來選擇合適的VaR模型，才能有效的控管不動產市場的價格風險。

為了決定合適的VaR模型，風險管理者首先需了解報酬率分配的特性，再據以選擇合適模型。許多文獻指出房價報酬率分配並非常態(Myer & Webb, 1994; Byrne & Lee, 1997; Booth et al., 2002; Maurer et al., 2004; Young & Graff, 1995; Graff et al., 1997; Young et al., 2006)，過去的文獻各從時間序列及橫斷面兩個角度來分析不動產報酬率分配，分析對象包括英、美、德、澳洲等國的不動產指數報酬率，綜合這些文獻的研究結果主要為：第一，從個別及次市場的角度來看，不動產報酬率不為常態分配，主要因分配具有高狹峰、偏態顯著地異於0的特性；第二，報酬率並非常態分配的特性在高頻率的月報酬資料上較為明顯，在季或年資料上較不易拒絕常態分配的假定。這樣的結果意謂著，若實際報酬率分配不是常態，根據常態分配假設的VaR將低估尾部報酬率的發生機率，從而使常態分配法的VaR低估實際的風險水準。上述文獻主要以美、英、澳洲等國的房價報酬率分配進行研究，似乎沒有文獻探討台灣的房價報酬率分配的型態，因此，台灣的房價報酬率分配是否亦具有這些特性，需進一步從實證上釐清；若房價報酬率的分配呈現非常態與厚尾性質，則根據常態分配假設所計算的VaR將有低估的可能，對房價報酬率分配特性的充分掌握，可提高我們對於不動產市場風險的了解，進而求得更精確的涉險值。

故本文在這樣的背景下，欲深入探討台灣四個縣市(台北市(縣)、台中市與高雄市)不動產市場的價格風險，透過VaR的估計來觀察價格下探的可能性，以求完整的評估不動產市場的下檔風險；再者，藉由比較各縣市的涉險值大小，可以了解各區域不動產市場的風險大小；若涉險值愈大(小)，表示該市場的風險愈高(低)，銀行承作房貸的風險也愈高(低)。過去研究不論是使用標準差、變異數或異質變異數的模型，都僅能分析中等幅度的價格變動情形，無法完整呈現報酬波動出現巨幅上探和下探的可能性。為此，本文使用VaR來衡量台灣不動產市場

的價格風險，特別著重在價格下跌時的風險，這是因為在不動產市場中，缺乏空頭部位的操作，僅有房市向下的波動可視為風險；此外，為求精確衡量VaR，本文分別使用參數法中常態分配法、歷史模擬法與極值理論，來呈現不同估計模型下VaR估計的變異情形。

這三種模型中，尤以極值理論更具統計方法的優勢；極值理論為測量極端市場情形時市場風險的一種方法，具有超越樣本資料的估計能力，並可以準確地描述分配尾部的分位數，在實證上已有廣泛的應用(如，Koedijk & Kool, 1994; Danielsson & de Vries, 1997a; Booth et al., 1997; Longin, 1999; Longin, 2000; McNeil & Frey, 2000; Cotter, 2001; Gençay et al., 2003; Bali, 2003; Brooks et al., 2005; Bond, 2006)。本文則使用極值理論中最廣為被應用的Hill估計式(Hill, 1975)，探討台灣四個縣市之不動產市場的價格風險，Hill估計式適用於厚尾的財務時間數列，毋須假設樣本觀察值的分配下直接估計尾部指數，該指數代表報酬率分配的厚尾程度，並可進一步計算涉險值。

本文主要的貢獻如下：第一，探討台灣四個主要縣市不動產報酬率的分配型態，並與國外現有文獻的實證結果比較。第二，應用最常使用的三種VaR模型：參數法中的常態分配法、無母數法中的極值理論Hill估計式及歷史模擬法估計不動產市場的價格風險，再以回溯測試及概似比檢定來檢定各模型的預測能力。第三，建議各縣市房價報酬率最佳的VaR預測模型並提供銀行業與金融主管單位重要的經濟意涵。

主要的實證結果為：第一，過去的研究 (Byrne & Lee, 1997; Maurer et al., 2004) 指出，頻率較低 (季或年報酬率) 的資料數列較不易拒絕常態分配的假定，本文的實證結果亦部份支持這個論點。在四縣市中台中市的季房價報酬率分配不為常態分配，而其餘縣市的季房價報酬率分配則可能為常態。第二，我們比較各縣市的VaR預測值大小，結果發現，各縣市的風險高低依序為高雄市、台中市、台北市、台北縣。第三，整體而言，每一縣市房價報酬率分配適用的VaR模型略有差異，不存在單一模型能完全預測四縣市的房價風險。高雄市和台中市房價風險的最適估計模型均為常態分配法、歷史模擬法與極值理論法；台北市與台北縣的結果稍微薄弱，只有在99%信賴水準下，極值理論法有較佳的表現，在其他情形下，則不存在最佳的預測模型。第四，相較於常態分配法及歷史模擬法的圖形，極值理論的VaR的圖形較能反映報酬率變動的情況，尤其在較高的信賴水準下(99%)，極值理論的圖形仍能捕捉房價報酬率下跌的風險，因此不失為一種較能反映房市大跌的預測方法。

本文的研究結果提供重要的經濟意涵。首先，對於承作不動產抵押貸款的銀行的風險管理者而言：第一，根據我們的實證結果，由於不存在單一模型能完全預測四縣市的房價風險，而且各縣市房價風險合適的預測模型與其報酬率分配的型態有直接相關，因此，要適切的掌控房價風險，貸款銀行的風險管理部門需先分辨不動產所在地區之房價報酬分配型態，並據以選擇合適的風險控管模型。第二，根據四縣市房價報酬率分配的差異隱涵之風險異質性，若房價報酬率分配不為常態，對於銀行的整體抵押債權組合而言，非系統性風險的分散效果在傳統的均數-變異數(mean-variance)最適化模型下將被錯估。其次，對於政府制定貸款成數的政策意涵：若不動產市場的下方風險越大，表示自備款成數應越高，以降低貸款者因不動產的價格大幅度下跌而違約的可能性。金融管理當局可以在特定的機率水準下，以VaR作為制定各縣市抵押貸款的自備款成數(為1-貸款成數)的標準。若不動產市場的下方風險越大，表示自備款成數應越高，以降低貸款者因不動產的價格大幅度下跌而違約的可能性。因此，從四縣市的房價風險排序來看，購屋自備款成數最高者應為高雄市，台中市次之，台北市再

次之，成數最低者應為台北縣。

文章的結構如下，第二節為極值理論模型之介紹，第三節為實證分析，第四節為結論。

二、理論方法

(一)涉險值

近十年來，涉險值廣泛應用於資產風險管理領域。涉險值衡量既定的持有期間 (例如，1天或10天) 與信賴水準 (例如，95%) 下，投資組合的最大可能損失。從統計的觀點，VaR 為金融商品的報酬率(以負值表示)分配之左尾分位數(quantile)，可表示成下式：

$$\Pr(x_{T+k} > VaR_{T+k} \mid I_T) = 1 - p, \qquad (1)$$

此處， x_{T+k} 為$T+k$期的房價指數報酬率，I_T為T期可用的訊息集合， VaR_{T+k} 為持有期間k的涉險值，$1-p$為信賴水準。涉險值除了可用來衡量投資組合的最大損失外，本文進一步以此概念來衡量不動產市場的風險情形。在相同的信賴水準下，若不動產市場的涉險值愈高，表示該市場的風險愈大，銀行承作房貸的風險也隨之增加。

由於報酬率的分配未知，使涉險值亦未知。因此，本文採用以下三種方法來估計涉險值。

(二)、常態分配(normal distribution)

由式(1)的定義，涉險值為報酬率分配的分位數，因此最簡單的估計方式是假設報酬率服從常態分配，得到下列估計式：

$$\hat{V}aR_{T+k} = \hat{\mu}_t + z_{1-p}\hat{\sigma}_T \quad , \qquad (2)$$

式中， $\hat{\mu}, \hat{\sigma}_T$ 為樣本長度為T的樣本平均數與標準差，Z_{1-p}為標準常態分配的臨界值，在信賴水準為95%時，Z_{1-p}=1.645。

(三)、歷史模擬法(historical simulation, HS)

歷史模擬法為學界與業界普遍使用的方法，其優點是不需要對機率分配做任何假設，可避免模型誤設的可能；且涉險值是由報酬率的實際分配中計算而得，只要收集資產價格的歷史資料，即可以簡單的方式求得涉險值。然而，許多文獻指出 (如Pritsker, 1997; Danielsson & de Vries, 1997a)，歷史資料的長度大小可能會嚴重影響涉險值的估計準確度，若資料太短或歷史資料中不包含極端值時，將使實際分配無法完全反映未來的可能情況，導致涉險值有低估的可能。

以歷史模擬法估計涉險值時，包含兩個步驟。首先計算房價指數的報酬率，並將報酬率由小排到大，即可得到報酬率的實際分配；其次，根據信賴水準求出相對應的分位數，便可獲得涉險值。

(四)、極值理論(extreme value theory, EVT)

當報酬率的機率分配具有非常態且厚尾的現象時，表示極端值出現的機率比在常態分配下為高，故根據常態分配假設所計算的VaR會較實際值為低。有鑒於此，本文使用極值理論來研究房價報酬率的尾部行為，並計算涉險值。極值理論為一完整的統計架構，可用來估計極端值的發生機率與大小，並允許雙尾具有不對稱性 (asymmetry)，故廣泛用於風險管理領域。有許多文獻 (如Longin, 2000, 2005; Danielsson & de Vries, 1997a; McNeil & Frey, 2000 ; Bali, 2003) 指出，當分配為厚尾時，EVT可提供較準確的分配尾部估計式，產生正確的涉險值。

在 EVT中，常用「尾部指數」 (tail index)來描述報酬率分配的厚尾情形。其估計方法有兩種，分別為參數法與非參數法。Danielsson & de Vries (1997b)模擬分析極值理論中所有估計統計量後指出，在非常態條件下，非參數法比其他方法具有更好的偏誤及均方誤特性。本文採用最簡單使用的無母數估計方式，稱為Hill 估計式，簡單描述如下:

令$\{X_1, X_2, ..., X_n\}$為獨立的隨機變數，來自相同的厚尾分配函數 $F(x)$ 。若將此分配的尾部在 很大處作一階泰勒展開，則為 Pareto 類型的尾部：

$$1 - F(x) = P\{X > x\} \approx bx^{-\alpha},\ b > 0,\ \alpha > 0\ , \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

此處，b 為常數，參數 α 稱為「尾部指數」(tail index)，用來衡量尾部的肥厚程度。為估計尾部機率與分位數，令 $X_{(i)}$ 為第 i 個順序統計量，使得 $X_{(1)} \geq ... \geq X_{(m+1)} \geq ... \geq X_{(n)}$ ，再令 $X_{(m+1)}$ 為門檻值，使得大於此值的樣本觀察值，其分配可用 $bx^{-\alpha}$ 予以近似；令 $\hat{\alpha}$ 為尾部指數的估計值，則 $F(x)$ 的估計式如下 (見Embrechts et al., 2003)：

$$\hat{F}(x) = p = 1 - \frac{m}{n}\left(\frac{x_{(m+1)}}{x}\right)^{\hat{\alpha}}, \quad x > x_{(m+1)}\ , \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

此處，p為機率值，m稱為門檻水準。在p已知下的涉險值可由反轉$\hat{F}(x)$得之：

$$\hat{VaR}^{p} = \hat{x}_p = x_{(m+1)}\left(\frac{m}{(1-p)\times n}\right)^{1/\hat{\alpha}} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

Hill (1975) 提出一個可直接估計參數 的方法，不需參數化尾部的形狀，其估計式為：

$$\frac{1}{\hat{\alpha}} = \hat{\xi}_n(m) = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\ln\left(\frac{x_{(j)}}{x_{(m+1)}}\right)\ , \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

此式亦可視為是Pareto 分配參數之最大概似估計值。

(五)、三種方法的優缺點

本節簡單討論上述三種方法在實證應用上的優缺點。首先，常態分配法是建立在房價報酬率服從常態分配的假設之下，並假定均數與變異數為恆定，因此投資組合的VaR即為個別資產報酬率標準差及共變數的線性組合。對放款銀行而言，其不動產抵押貸款可視為一投資組合 (portfolio)，使用常態分配法來估計銀行貸款組合的VaR相當簡便。再者，若報酬率資料

之間互為獨立，則不同持有期間的VaR可以很容易的計算而得，例如，銀行可以從季VaR乘上 $\sqrt{4}$ 而得到年VaR或由月VaR乘上 $\sqrt{12}$ 求得年VaR。雖然常態分配法具備上述優點，然而，許多文獻發現房價報酬率分配並非常態，過去的文獻(補文獻的名稱)分別從時間序列及橫斷面兩個角度來分析不動產報酬率分配，分析對象包括英、美、德、澳洲等國的不動產指數報酬率，綜合這些文獻的研究結果主要為：第一，從個別及次市場 (sub-sector) 的角度來看，不動產報酬率不為常態分配，主要因分配具有高狹峰、偏態顯著地不異於0的特性；第二，報酬率並非常態分配的特性在高頻率的月報酬資料上較為明顯，在季或年資料上較不易拒絕常態分配的假定。這樣的結果意謂著，常態分配假設將低估實際分配尾部的發生機率，從而使常態分配法的VaR低估實際的風險水準。

其次，歷史模擬法建立在未來的報酬率分配與歷史分配相同的假設之下，從歷史報酬率的累積分配函數來計算VaR。此法在概念上簡單，毋需假設報酬率的分配，因此可免於模型設定錯誤的風險，亦為許多大型商銀作為風險控管的方法之一。歷史模擬法主要的缺點在於歷史不一定會在未來重覆，尤其當歷史資料期間涵蓋重大事件時，或者是未來出現歷史中未曾發生過的風險情況時，這些都將使歷史模擬法的VaR無法描繪實際的風險。又，此法給予每筆歷史資料相同的權重，這相當於假定報酬率為「獨立且相同分配」(independently, identically distributed, iid)，而這個假定對於普遍具有條件異質性的財務時間數列顯然不合理。

最後，本文使用的極值理論法為極值理論架構下的Hill估計式，此法描述厚尾的 iid 樣本觀察值之大樣本分配特性。即使極值理論要求樣本觀察值需為 iid ，已有文獻(Hsing, 1991; Resnick & Stărică, 1996) 證明，Hill 估計式應用在具資料相依性的財務時間數列上仍具一致性。極值理論法的優點在於，首先，即使實際分配的型態未知，極值理論仍可明確定義報酬率分配尾部的大樣本分配特徵，特別是以Hill估計式代表的非參數法估計模型參數時，可避免模型風險；再者，極值理論法能直接審視分配尾部的報酬率資料，比其他方法更能捕捉極端的損失情況，因此在實務界及學術界已被廣泛的應用在風險管理領域；最後，極值理論允許兩尾不對稱性(asymmetry)尤其能針對厚尾的財務資料準確估計極端的分位數，並正確捕捉極端事件的風險值。極值理論法的Hill 估計式具有兩項主要缺點：第一，Hill 估計式在應用上需先界定極端值的樣本個數，然而，極端值個數為未知重要參數(尾部指數)的函數，且樣本個數的多寡會影響參數估計式的偏誤與變異數，這樣的特性減弱了Hill 估計式實證應用性。第二，雖然Hill估計式具有相當簡潔的大樣本特性，此特性在實證上多應用於參數估計值及VaR的信賴區間估計，少有文獻探討Hill估計式的小樣本特性。最近的研究 (Barunik & Vacha, 2010)指出，總樣本個數至少要10^6個，參數估計值才能符合Hill估計式之大樣本特性。

三、實證結果

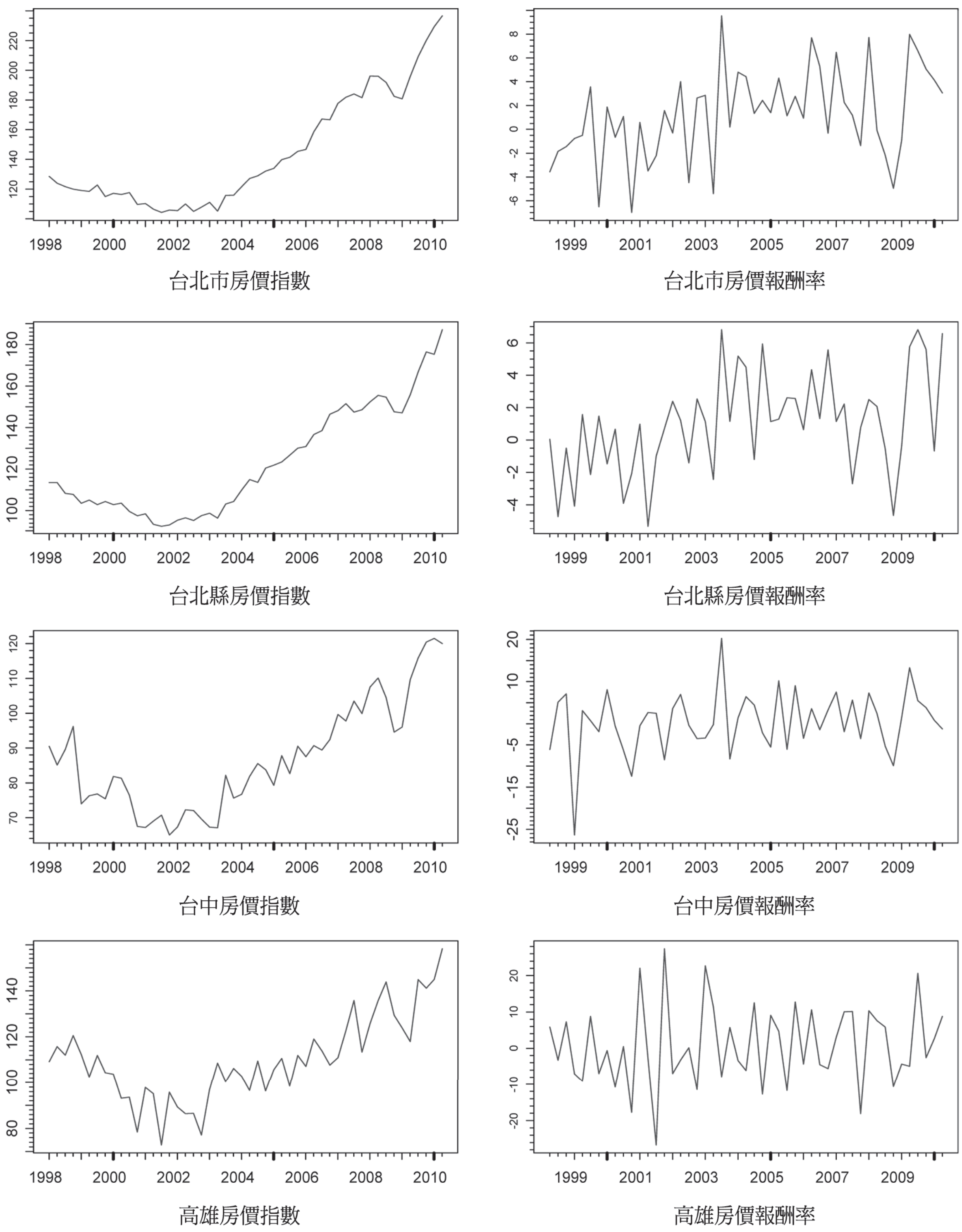
(一)、資料初步分析

本文使用之房價指數資料為信義房屋最新編製的房價指數季資料(註1)，資料包括台北市、台北縣、台中市及高雄市四個縣市的指數，資料期間從1998第一季至2010年第二季，以房價指數取對數後的一階差分計算房價報酬率後共有49筆報酬率。圖一為各縣市的房價指數及房價報酬率圖，圖形顯示各縣市的不動產市場之榮枯狀況類似，台北市、縣約自2001年至2003年期間經歷了大空頭市場後，自2003年開始房價指數逐年大幅上升；台中市及高雄市

的房價指數的型態與台北市、縣類似，約略自2003年後開始逐年提升。檢視房價報酬率圖形後，圖形似乎未明顯呈現序列相關及條件異質性的情形，本文將進一步以統計方法檢測，了解資料數列中是否存波動聚集 (或稱 ARCH) 現象。

表一為房價報酬率之基本敘述統計資料，各縣市的報酬率樣本平均數間具有些微差異，台北市、縣較高(各為1.244%、1.020%)，台中市及高雄市較低(各為0.576%、0.757%)。比較各縣市房價報酬率標準差，則以高雄市為最高(11.190%)、台北縣最低(3.145%)。此外，表一中半數比例的偏態係數為負，峰態係數介於2.489與5.789之間，J-B(Jarque-Bera)的檢定值顯示，除了台中市的房價報酬率分配不為常態分配外，其餘縣市的房價報酬率分配則可能為常態。進一步此較標準化報酬率與標準常態分配的分位數，我們發現，相較於標準常態分配之第1、99百分位數值(-2.3263、2.3263)，有較多的證據顯示所有縣市的報酬率實際分配不僅為非常態，且可能比常態分配還厚尾。過去的研究(Byrne & Lee, 1997; Maurer et al., 2004)指出，頻率較低(季或年報酬率)的資料數列較不易拒絕常態分配的假定，本文的實證結果亦部份支持這個論點。此外，四縣市房價報酬率分配的差異所隱涵的風險異質性，將對於承作不動產抵押貸款銀行的風險管理有重要意涵；若房價報酬率分配不為常態，對於銀行的整體抵押債權組合而言，非系統性風險的分散效果在傳統的均數-變異數最適化模型下將被錯估。

在恆定性檢定方面，落後4期的ADF統計量在5%的顯著水準下，可拒絕存在單根之虛無假設，顯示數列具恆定性。在序列相關方面，除高雄市例外，其餘縣市相距4及8期的Ljung-Box Q統計量在5%的顯著水準下均無法拒絕虛無假設，顯示數列不存在序列相關；另外，由相距4及8期的Ljung-Box Q統計量的檢定結果，發現數列不具ARCH現象，顯示報酬率的樣本觀察值，符合極值理論的要求，即iid 的假設。因此，在後續的涉險值分析中，我們將應用極值理論直接估計房價報酬率的涉險值。



圖一 四縣市房價指數與報酬率

表一　台灣地區四縣市房價指數報酬率敘述統計量

	台北市	台北縣	台中市	高雄市
樣本數	49	49	49	49
均數(%)	1.244	1.020	0.576	0.757
標準差(%)	3.851	3.145	7.34	11.190
最大值(%)	9.530	6.810	20.218	27.392
最小值(%)	-6.993	-5.328	-26.365	-26.690
偏態	-0.051	0.031	-0.684	0.161
峰態	2.627	2.489	5.789	2.928
J-B	0.302	0.541	19.488	0.211
	(0.859)	(0.763)	(<0.000)*	(0.899)
ADF(4)	-6.655	-5.627	-8.262	-7.872
	(<0.000)*	(<0.000)*	(<0.000)*	(<0.000)*
L-B Q(4)	3.879	5.798	3.137	14.061
	(0.422)	(0.214)	(0.535)	(0.007)*
L-B Q(8)	7.992	10.320	5.462	24.327
	(0.434)	(0.243)	(0.707)	(0.002)*
L-B $Q^2(4)$	0.430	6.045	1.091	3.921
	(0.979)	(0.195)	(0.895)	(0.416)
L-B $Q^2(8)$	5.104	10.659	3.823	5.247
	(0.746)	(0.221)	(0.872)	(0.730)
ARCH LM test	0.643	6.279	2.060	5.206
	(0.958)	(0.179)	(0.724)	(0.266)
MIN	-2.139	-2.018	-3.665	-2.452
Q1	-2.139	-2.018	-3.665	-2.452
Q99	2.151	1.841	2.672	2.380
MAX	2.151	1.841	2.672	2.380

說明：1. J-B為Jarque-Bera檢定統計量，在常態分配的虛無假設下，其分配為自由度2的卡方分配。
2. ADF 單根檢定值係由含有截距項且落後項為 4 的迴歸模型中計算而得。
3. L-B Q(n)及L-B $Q^2(n)$為Ljung-Box統計量，小括弧( )數字代表期數。
4. ARCH LM test為ARCH LM檢定統計量，虛無假設為數列不具ARCH效果。
5. MIN與MAX各代表標準化報酬率的極小與極大值；Q1、Q99為標準化報酬率之1、99百分位數，而對應的標準常態分配之1、99百分位數為-2.3263、2.3263。
6. 小括弧( )內的數字為*p*值，*代表在5%的水準下為顯著。

(二)、涉險值估計

本文分別估計四縣市房價報酬率的VaR，包括常態分配法 (Normal)、歷史模擬法 (HS) 及極值理論 (EVT) 三種方法。由於不動產市場無放空的交易機制，因此本文僅就房價報酬率的下檔風險 (報酬率分配左尾) 進行估計。我們將模型的VaR預測值及對應的房價報酬率繪於圖二至五，另外，本文亦報導樣本外VaR預測值的平均水準及最大、最小值，俾於模型間及各縣市之VaR的比較分析。實證結果列於表二。

根據表二的VaR估計結果可以發現，以台北市為例，95%信賴水準下的歷史模擬法VaR平均值為-4.066%，代表下一季台北市不動產價格跌幅不超過-4.066%的機率為95%(或不動產價

格跌幅超過-4.066%的機率為5%)，且當信賴水準越高，預期的價格跌幅發生的機率越低，則VaR估計值(可能的價格跌幅)越大。從表二也可以發現，由於模型的特色不同，所估計的VaR在相同的信賴水準下亦有差異。例如，EVT法在95%信賴水準下的VaR最小值高於其他模型(以絕對值來說)，這是因為EVT法直接觀察厚尾分配的尾部，並且比Normal法給予極端房價跌幅更高的發生機率，因此在所有模型中的VaR估計值最大。而一般的風險狀況，即在價格跌幅發生機率較大(5%)的情況下，由於過去可能曾發生過類似的房價跌幅，Normal法與HS法的VaR最小值大致上相當接近。

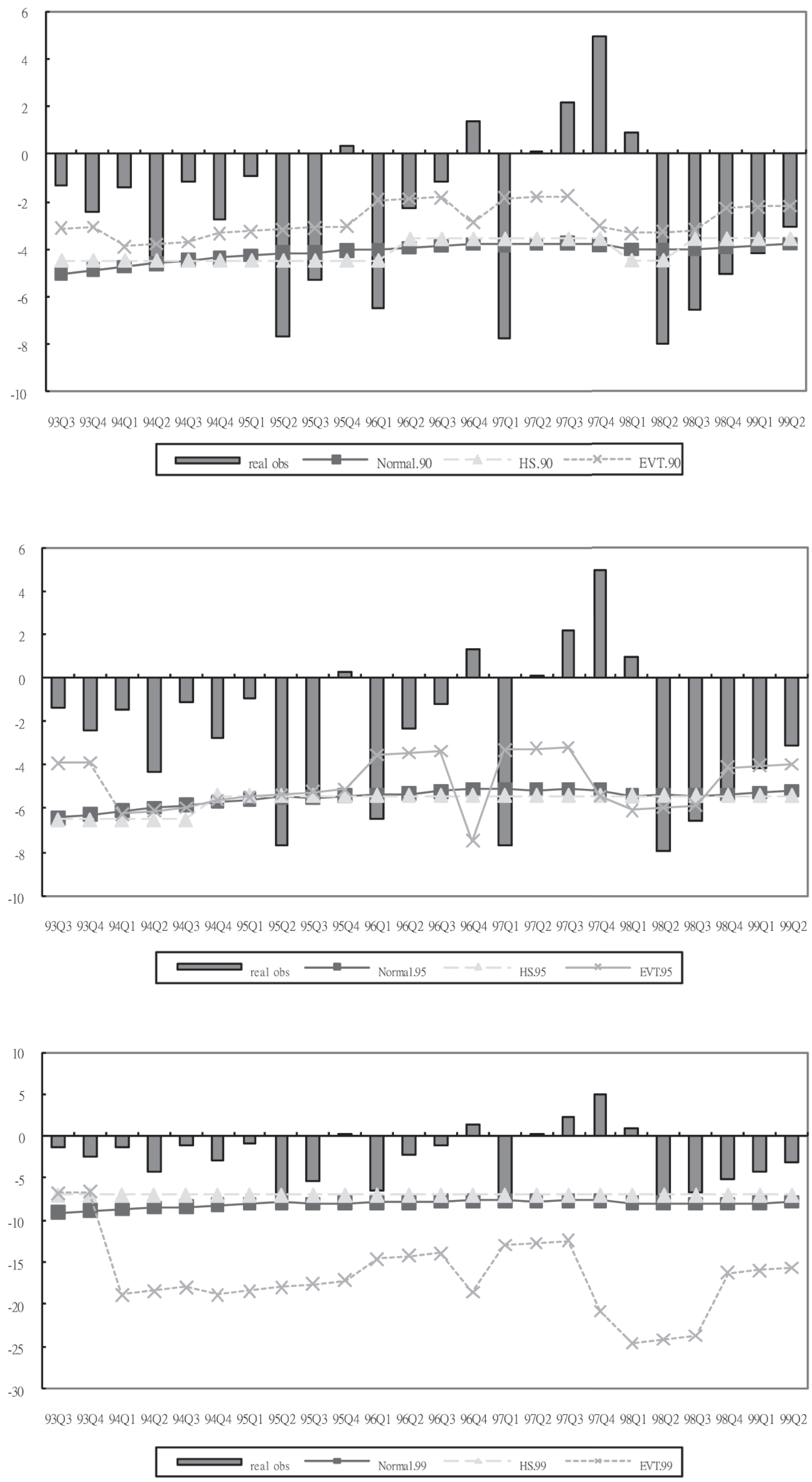
表二 涉險值估計結果

		Normal			HS			EVT		
		90%	95%	99%	90%	95%	99%	90%	95%	99%
	平均	-3.744	-4.126	-5.022	-3.572	-4.066	-4.483	-1.76	-2.787	-3.89
台北市	Max	-5.096	-5.489	-6.433	-5.402	-5.631	-6.503	-3.171	-4.827	-7.484
	Min	-7.615	-8.045	-9.079	-6.993	-6.993	-6.993	-6.631	-18.7	-68.567
	平均	-2.881	-3.236	-3.823	-2.43	-3.342	-3.919	-2.191	-2.584	-3.521
台北縣	Max	-3.906	-4.314	-4.925	-4.082	-4.362	-4.733	-3.287	-4.082	-5.035
	Min	-5.828	-6.335	-7.056	-5.328	-5.328	-5.328	-6.99	-11.993	-15.536
	平均	-8.901	-9.969	-11.421	-6.254	-7.366	-8.308	-5.394	-6.801	-8.796
台中市	Max	-11.596	-12.826	-14.541	-8.522	-9.695	-12.446	-7.355	-10.892	-16.249
	Min	-16.651	-18.186	-20.395	-26.365	-26.365	-26.365	-15.11	-33.688	-67.551
	平均	-13.828	-14.906	-16.451	-10.747	-11.498	-11.665	-11.133	-11.763	-12.478
高雄市	Max	-17.91	-19.176	-20.97	-12.676	-15.819	-17.705	-15.392	-16.678	-18.316
	Min	-25.569	-27.186	-29.447	-26.69	-26.69	-26.69	-32.655	-37.591	-44.655

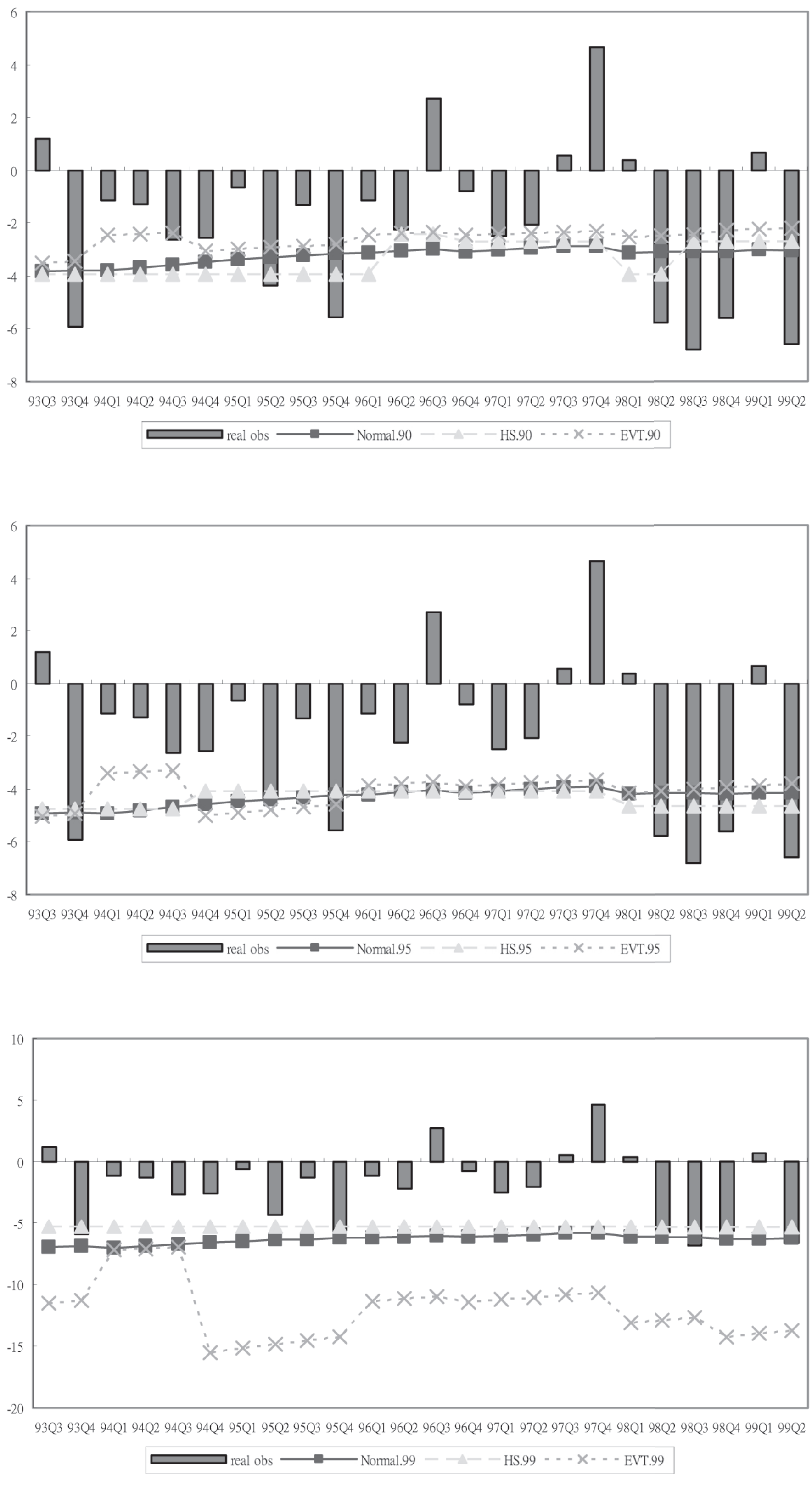
說明：1. Normal, HS, EVT各代表常態分配、歷史模擬法及極值模型VaR模型。
2. VaR平均、Max及Min各代表樣本期間內的平均VaR估計值、最大及最小VaR估計值。

為提供貸款銀行之風險管理的參考，並了解那一地區投資的平均風險較高，我們比較各縣市的VaR預測值，作法是比較同一模型與相同信賴水準下的VaR預測平均值，若估計的風險值愈大時(絕對值)表示該縣市不動產市場的風險較高。然而，由於受估計誤差的影響，各模型VaR的預測值有一定程度的變異。為此，我們觀察表二的結果可發現，除了一個情形(EVT模型90%VaR)外，三個模型所估計的平均涉險值，在各縣市具有相當一致的型態，不受信賴水準不同的影響；詳細來說，在95%信賴水準下，各縣市的風險高低依序為高雄市、台中市、台北市、台北縣；在信賴水準為90%與99%時，此一風險的型態亦不改變。此一風險型態，與社會大眾普遍認為台北市的房價風險較高的認知，顯然大異其趣。猜測其原因，可能是近年來高雄地區的總體經濟面不佳，整體房價不易獲得有效的支持，且不動產數量供過於求，使得房價的下方風險大增所致；而台北縣則屬於大台北都會區的範疇，由於人口不斷移入的結果，不動產需求量維持一定水準，房價的下方風險有限。因此，我們認為，金融管理當局或許可以在特定的機率水準下，以VaR作為制定各縣市抵押貸款的自備款成數(為1-貸款成數)的標準。因此，從四縣市的房價風險排序來看，購屋自備款成數最高者應為高雄市，台中市次之，台北市再次之，成數最低者應為台北縣。

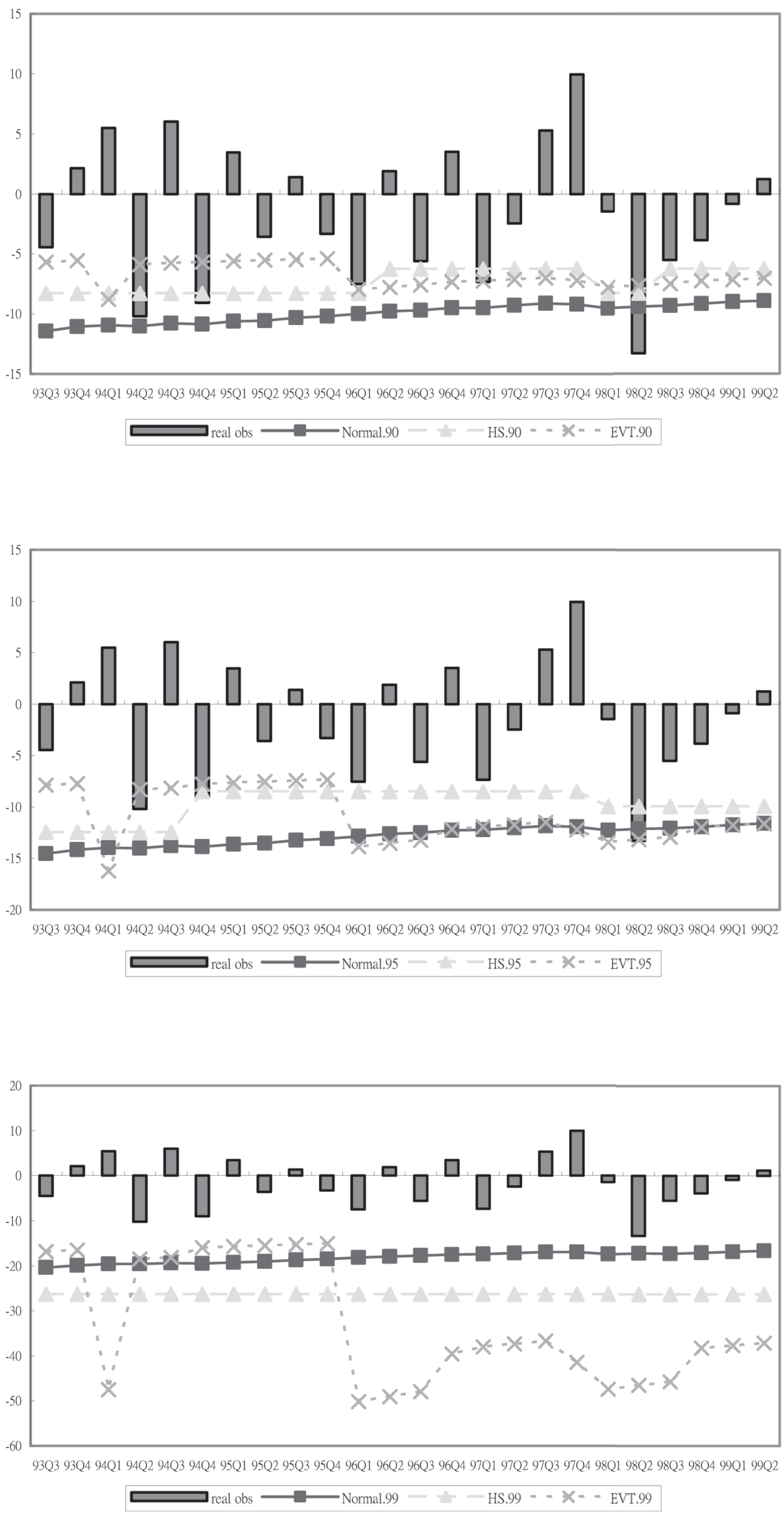
此外，比較各模型的VaR預測值及對應的房價報酬率圖形(圖二至五)後發現，相較於Normal法及HS法的圖形，EVT法的VaR的圖形較能反映報酬率變動的情況，尤其在較高的信賴水準下(99%)，EVT法的圖形仍能捕捉房價報酬率下跌的風險。若將圖形結果對照表三的回溯測試檢定結果(見下節說明)，可以發現，EVT法在最高的信賴水準下(99%)能正確的預測四縣市的極端房價風險，因此不失為一種較能反映房市大跌的預測方法。



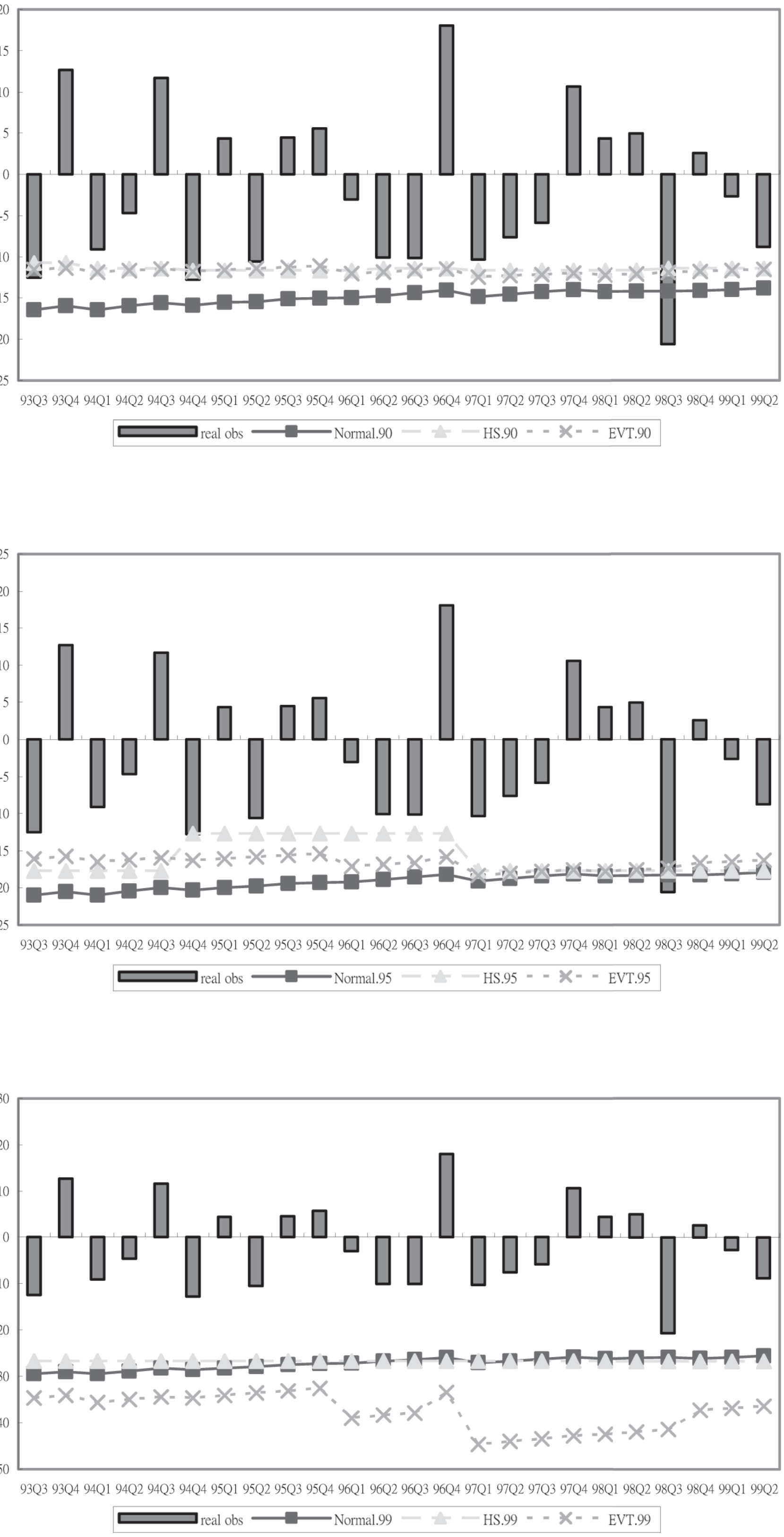
圖二 台北市房價報酬率 vs. VaR



圖三 台北縣房價報酬率 vs. VaR



圖四　台中市房價報酬率 vs. VaR



圖五 高雄市房價報酬率 vs. VaR

(三)、回溯測試及檢定

為檢視三種模型預測VaR的能力，我們透過回溯測試及正式的統計檢定來進行驗證。作法如下：首先，我們將資料分為樣本內與樣本外兩部份，樣本外資料約佔總樣本數的50%，共25筆季資料。我們以遞迴視窗 (recursive windows) 的方式，使用樣本內資料估計模型參數後，再根據參數估計值計算下一期間的VaR預測值。接著，我們將VaR的預測值與該期之實際報酬率比較，若實際值 (數學值) 小於VaR預測值，則計失敗一次，表示此VaR預測值低估實際的下跌幅度；再將樣本內期間往前推進一期，進行模型參數估計、VaR預測並與實際值比較；我們將此過程重覆25次後，累計樣本外期間之失敗次數，並與既定的理論失敗次數比較。本文考慮三種信賴水準，分別為90%、95%與99%，其對應的理論失敗次數(＝(1-信賴水準)×樣本外資料個數)約為 3、1與0。為了更客觀地判斷實際與理論失敗率的偏離程度，是否達到統計的顯著性，我們以Kupiec (1995) 的概似比例統計量(LR statistics)對每個模型進行檢定，(註3)若檢定結果無法拒絕虛無假設，表示實際失敗率接近理論失敗率，該模型表現良好，檢定結果列於表三。

根據表三的檢定結果，整體而言，每一縣市房價報酬率分配適用的VaR模型略有差異，其中，高雄市和台中市房價風險的最適估計模型均為常態分配法、歷史模擬法與極值理論法；台北市與台北縣的結果稍微薄弱，只有在99%信賴水準下，極值理論法有較佳的表現，在其他情形下，則不存在最佳的預測模型。究其可能原因，或許與回溯測試的期間過短有關。這些實證結果顯示，不存在單一模型能完全預測四縣市的房價風險，這個結論亦與過去文獻在REIT市場發現的證據相近(Lu et al., 2009; Zhou & Anderson, 2010)。然而，若要求VaR具有最高信賴水準99%時，則可以選擇極值理論法來預測風險，較能描述市場價格的大幅度變化。因此，要適切的掌控房價風險，貸款銀行的風險管理部門需先分辨不動產所在地區之房價報酬分配型態，並據以選擇合適的風險控管模型。

上述的房價指數報酬VaR的估計對於政府在貸款成數的管制有相當的政策意涵，金融管理當局可以在特定的機率水準下，以VaR作為制定各縣市抵押貸款的自備款成數(為1-貸款成數)的標準。若不動產市場的下方風險越大，表示自備款成數應越高，以降低貸款者因不動產的價格大幅度下跌而違約的可能性。因此，從四縣市的房價風險排序來看，購屋自備款成數最高者應為高雄市，台中市次之，台北市再次之，成數最低者應為台北縣。

表三 涉險值模型回溯測試結果

	理論失敗次數	台北市		台北縣		台中市		高雄市	
		實際失敗次數		實際失敗次數		實際失敗次數		實際失敗次數	
Normal									
90%	3	8	*9.660*	7	*6.843*	1	*1.137*	1	*1.137*
			(*0.001*)*		(*0.008*)*		(*0.286*)		(*0.286*)
95%	1	5	*7.342*	6	*10.803*	1	*0.000*	1	*0.000*
			(*0.006*)*		(*0.001*)*		(>*0.999*)		(>*0.999*)
99%	0	2	*5.094*	2	*5.094*	0	*0.000*	0	*0.000*
			(*0.023*)*		(*0.023*)*		(>*0.999*)		(>*0.999*)
HS									
90%	3	8	*9.660*	7	*6.843*	4	*1.008*	3	*0.000*
			(*0.001*)*		(*0.008*)*		(*0.315*)		(>*0.999*)
95%	1	5	*7.342*	7	*14.709*	2	*0.471*	2	*0.471*
			(*0.006*)*		(<*0.000*)*		(*0.492*)		(*0.492*)
99%	0	3	*9.968*	6	*28.631*	0	*0.000*	0	*0.000*
			(*0.001*)*		(<*0.000*)*		(>*0.999*)		(>*0.999*)
Hill									
90%	3	11	*20.292*	9	*12.852*	4	*1.008*	3	*0.000*
			(<*0.000*)*		(<*0.000*)*		(*0.315*)		(>*0.999*)
95%	1	8	*19.020*	6	*10.803*	3	*2.043*	1	*0.000*
			(<*0.000*)*		(*0.001*)*		(*0.152*)		(>*0.999*)
99%	0	0	*0.000*	0	*0.000*	0	*0.000*	0	*0.000*
			(>*0.999*)		(>*0.999*)		(>*0.999*)		(>*0.999*)

說明：1. Normal, HS, EVT各代表常態分配、歷史模擬法及極值模型VaR模型。
2. 理論失敗次數代表在樣本外期間內特定信賴水準下實際報酬率小於VaR的理論次數。
3. 實際失敗次數代表在樣本外期間內特定信賴水準下實際報酬率小於VaR的次數。斜體字為Kupiec (1995) 的概似比例檢定統計量，下方小括弧內的數字為統計量的*p*值，*代表5%水準下為顯著。

四、結論

不動產原本為金融市場中最具保值特性的資產之一，然而，在這次金融風暴卻因其風險大幅改變，而成為市場極大的隱憂。此一情況告訴我們：即使不動產被視為傳統的低風險投資資產，投資人仍需適時的評估及掌控不動產價格變動的風險，以避免未預期重大的損失。然而，雖然不動產市場受到投資人高度的重視並投入大量資金，卻較少有文獻以VaR評量台灣不動產市場的價格風險。

本文從銀行的角度，探討台灣四個縣市 (台北市(縣)、台中市與高雄市) 不動產市場的價格風險，透過VaR的估計來觀察價格下探的可能性，以求完整的評估不動產市場的下檔風險；再者，藉由比較各縣市的涉險值大小，可以了解各區域不動產市場的風險大小。實證結果顯示，首先，過去的研究(Byrne & Lee, 1997; Maurer et al., 2004)指出，頻率較低(季或年報酬率)的資料數列較不易拒絕常態分配的假定，本文的實證結果亦部份支持這個論點。台中市的季房價報酬率分配不為常態分配，而其餘縣市的季房價報酬率分配則可能為常態。當部份地區的房價報酬率分配不為常態，銀行使用傳統的均數-變異數最適化模型來估計整體抵押債權組合時，多角化分散非系統性風險的效果將被錯估。第二，我們發現，各縣市的風險高低依序為高雄市、台中市、台北市、台北縣。若不動產市場的下方風險越大，表示自備款成數應越高，以降低貸款者因不動產的價格大幅度下跌而違約的可能性。因此，金融管理當局或許可以參考VaR來規定各縣市抵押貸款的自備款成數。從四縣市的房價風險排序來看，購屋自備款成數最高者應為高雄市，台中市次之，台北市再次之，成數最低者應為台北縣。第三，每一縣市房價報酬率分配適用的VaR模型略有差異，不存在單一模型能完全預測四縣市的房價風險。這個結果指出，若要適切的掌控房價風險，貸款銀行的風險管理部門需先分辨不動產所在地區之房價報酬分配型態，並據以選擇合適的風險控管模型。最後，在最高的信賴水準下(99%)，極值理論法能正確的預測四個縣市的極端房價風險，因此不失為一種較能反映房市大跌的預測方法。

本文的實證結果或許可以用來解釋台北市房價為何能持續維持高檔的現象，使得政府打房的政策不易有立竿見影的效果；由表一與表二的實證結果可知，台北市房價報酬率的標準差與平均涉險值，皆位居四縣市的第三位，顯示投資人承受房價的下方風險有限；然而，台北市房價的平均報酬率卻為四縣市之首，顯示投資人在追逐高報酬時，並不需要負擔太大的風險，於是乎較大膽買進房屋，使房價進一步的提升，雖然外界不斷質疑有泡沫化的可能，卻仍可以維持高房價水準。此一樂觀的現象很容易使投資人降低對房價下跌風險的警覺，因此銀行在未來承作投資客的房屋貸款時，對於可能違約的風險須小心因應。

須附帶一題的是，本文的實證結果乃是根據季資料估計而得，較適合用來描述房價短期的變化，屬於短期風險的衡量，而房價風險以中長期風險較為重要，故本文的結果較適用於不動產抵押貸款銀行之風險控管，並在解釋與意涵上與一般金融商品涉險值有所差異；此乃因房價不若一般金融商品的價格，短期內易有劇烈變動，故在風險值解釋上有所不同。

註　　釋

註1：對於不動產抵押貸款銀行而言，相較於其他短期的銀行貸款業務(如：企業貸款、消費性貸款等…)，承貸銀行對於不動產債權之風險控管頻率較低，且銀行通常以一季為單位來定期審視其債權的信用風險狀況，因此本文季資料來觀察銀行不動產債權的風險。

註2：n_b為回溯測試天數，v為回溯測試期間內累計失敗次數，p^*為理論失敗率，$\tilde{p}(=v/n_b)$為回溯測試期間實際失敗率，則概似比例（LR）統計量為：$LR=-2Ln[(p^*)^v(1-p^*)^{n_b-v}]+2Ln[(\tilde{p})^v(1-[\tilde{p}])^{n_b-v}]$。在虛無假設為$p$=$p^*$之下，LR統計量服從自由度1的卡方分配。

參考文獻

Bali, T. G.

2003 "An Extreme Value Approach to Estimating Volatility and Value at Risk," *Journal of Business.* 76(1): 83-107.

Barunik J. & L. Vacha

2010 "Monte Carlo-based Tail Exponent Estimator," *Physica A.* 389(21): 4863-4874.

Bond, S.A.

2006 "Asymmetry and Downside Risk in Foreign Exchange Markets," *The European Journal of Finance*. 12 (4): 333-345.

Booth, G. G., J. P. Broussard, T. Martikainen, & V. Puttonen

1997 "Prudent Margin Levels in the Finnish Stock Index Futures Market," *Management Science.* 43(8): 1177-1188.

Booth, P. M., G.A. Matysiak, & P. Ormerod

2002 *Risk Measurement and Management for Real Estate Investment Portfolios: Report for the Investment Property Forum.* London: Investment Property Forum Educational Trust.

Brooks, C., A. D. Clare, J. W. Dalle Molle & G. Persand

2005 "A Comparison of Extreme Value Theory Approaches for Determining Value at Risk," *Journal of Empirical Finance.* 12(2): 339-352.

Brueckner, J. K.

2000 "Urban Sprawl: Diagnosis and Remedies," *International Regional Science Review.* 23(2): 160-171.

Byrne, P. J. & S. L. Lee

1997 "Real Estate Portfolio Analysis Under Conditions of Non-normality: The Case of NCREIF," *Journal of Real Estate Portfolio Management.* 3(1): 37-46.

Cotter, J.

2001 "Margin Exceedences for European Stock Index Futures Using Extreme Value Theory," *Journal of Banking and Finance.* 25(8): 1475-1502.

Danielsson, J. & C. G. de Vries

1997a "Tail Index and Quantile Estimation with Very High Frequency Data," *Journal of Empirical Finance.* 4(2-3): 241-257.

1997b "Beyond the Sample: Extreme Quantile and Probability Estimation," *Tinbergen Institute Discussion Papers* 98-016/2, Tinbergen Institute.

Embrechts, P., C. Klüppelberg & T. Mikosch

2003 *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance.* London: Springer-Verlag.

Gençay, R., F. Selçuk & A. Ulugülyağci

2003 "High Volatility, Thick Tails and Extreme Value Theory in Value-at-Risk Estimation," *Insurance: Mathematics and Economics.* 33(2): 337-356.

Graff, R. A., A. Harrington & M. S. Young

1997 “The Shape of Australian Real Estate Return Distributions and Comparisons to the United States,” *Journal of Real Estate Research.* 14(3): 291-308.

Harrison, D. M., T. G. Noordewier & A. Yavas

2004 “Do Riskier Borrowers Borrow More?” *Real Estate Economics.* 32(3): 358-411.

Hill, B.

1975 “A Simple General Approach to Inference about the Tail of a Distribution,” *Annuals of Mathematical Statistics.* 3(5): 1163-1174.

Hsing, T.

1991 “On Tail Index Estimation Using Dependent Data,” *Annals of Statistics.* 19(3): 1547-1569.

Jokivuolle, E. & S. Peura

2003 “Incorporating Collateral Value Uncertainty in Loss Given Default Estimates and Loan-to-value Ratios,” *European Financial Management.* 9(3): 299-314.

Koedijk, K. & C. Kool

1994, “Tail Estimates and the EMS Target Zone,” *Review of International Economics.* 2(2): 153-165.

Kupiec, P. H.

1995 “Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models,” *Journal of Derivatives.* 3(2): 73-84.

Liou, K. H.

2008 “Extreme Returns and Value at risk in International Securitized Real Estate Markets,” *Journal of Property Investment & Finance.* 26(5): 418-446.

Longin, F. M.

1999 “Optimal Margin Level in Futures Markets: Extreme Price Movements,” *Journal of Futures Market.* 19(2): 127-152.

Longin, F. M.

2000 “From Value at Risk to Stress Testing: The Extreme Value Approach,” *Journal of Banking and Finance.* 24(7): 1097-1130.

Longin, F. M.

2005 “The Choice of the Distribution of Asset Returns: How Extreme Value Theory Can Help?” *Journal of Banking and Finance.* 29(4): 1017-1135.

Lu, C., S. C. Wu & L. C. Ho

2009 “Applying VaR to REITs: A Comparison of Alternative Methods,” *Review of Financial Economics.* 18(2): 97-102.

Maurer, R., F. Reiner & S. Sebastian

2004 “Characteristics of German Real Estate Return Distributions: Evidence from Germany and Comparisons to the US and UK,” *Journal of Real Estate Portfolio Management.* 10(1): 59-76.

McNeil, A. J. & R. Frey

2000 "Estimation of Tail-related Risk Measures for Heteroscedastic Financial Time Series: An Extreme Value Approach," *Journal of Empirical Finance*. 7(3-4): 271-300.

Myer, F. C. N. & J. R. Webb

1994 "Statistical Properties of Returns: Financial Assets versus Commercial Real Estate," *Journal of Real Estate Finance and Economics.* 8(3): 267-282.

Pritsker, M.

1997 "Evaluating Value at Risk Methodologies: Accuracy versus Computational Time," *Journal of Financial Services Research.* 12(3): 201-243.

Resnick, S. & C. Stărică

1996 "Testing the Covariance Stationarity of Heavy-tailed Time Series," *Journal Empirical Finance.* 3(2): 211-248.

Young, M. S. & R. A. Graff

1995 "Real Estate Is Not Normal: A Fresh Look at Real Estate Return Distributions," *Journal of Real Estate Finance and Economics.* 10(3): 225-259.

Young, M. S., S. L. Lee & S. P. Devaney

2006 "Non-normal Real Estate Return Distributions by Property Type in the UK," *Journal of Property Research.* 23(2): 109-133.

Zhou, J. & R. I. Anderson

2010 "Extreme Risk Measures for International REIT Markets," *Journal of Real Estate Finance and Economics. forthcoming.*