

實務論著

## 不動產指數衍生性商品發展概況與回顧： 台灣房價指數衍生性商品發展與挑戰

The Development and Literature Survey on Property Derivatives:  
The Growing Challenge for Taiwan Housing Index Derivatives

李桐豪\* 廖志峰\*\*

Tung-Hao Lee\*, Chih-Feng Liao\*\*

### 摘要

有鑒於我國現有不動產投資工具相對有限，無法滿足投資人對資訊揭露、交易流動性與多元資產配置之需求，本文因此進行我國發展房價指數衍生性商品機會與挑戰的研究，希望未來能增加我國房地產投資與避險管道，以健全不動產市場之發展。本文介紹英美兩國不動產指數衍生性商品發展種類與歷程，回顧不動產指數衍生性商品訂價文獻，並採冊Fabozzi et al. (2009, 2010)不動產指數衍生性商品訂價模型，以我國1998年第1季至2010年第2季的國泰全國房價指數與信義房屋台灣地區房價指數進行實證分析。實證結果顯示，國泰全國房價指數較符合Fabozzi et al. (2009, 2010)不動產指數衍生性商品訂價模型假設，故可據此提出我國房價指數衍生性商品發行訂價範例。此外，本文認為我國房價指數的編製仍有改善空間，建議主管機關整合現行統計資料，編製較能反映實際房市交易情況之房價指數，並可考慮每月發佈。

關鍵字：不動產指數衍生性商品、房價指數、不動產。

### ABSTRACT

Due to the limited availability of real estate investment instruments in Taiwan, the demand for transparency, liquidity, and diversification by real estate investors has not been satisfied. This paper discusses the opportunities and challenges faced in developing Taiwan housing index derivatives, which may help to provide additional real estate investment and hedging instruments. We use the Cathay Real Estate Price Index (Cathay Index) and Sinyi Housing Price Index (Sinyi Index) to study the property derivatives pricing model developed by Fabozzi et al. (2009, 2010). The sample covers the period from the first quarter of 1998 to the second quarter of 2010. Our empirical results show that the stochastic process of the Cathay Index follows the mean reverting assumption in the logarithmic scale, and hence is more suitable than the Sinyi Index in applying the Fabozzi et al. (2009, 2010) model. We therefore use the Cathay Index as a paradigmatic example for Taiwanese property derivatives. Our study suggests that there is room for improvement in housing index construction, and that the government should take the lead in integrating the transaction data, and publishing the new Taiwan housing index on a monthly basis.

**Key words:** property derivatives, housing price index, real estate

(本文於2010年6月30日收稿，2010年12月16日審查通過，實際出版日期2011年6月)

\* 政治大學金融學系教授

Professor, Department of Money and Banking, National Chengchi University, Taipei, Taiwan. E-mail: leet@nccu.edu.tw

\*\* 聖約翰科技大學財務金融系助理教授，聯絡作者

Assistant Professor, Department of Finance, St. John's University, Tamsui, Taiwan. E-mail: cir1985@gmail.com.

作者感謝匿名評審委員對本文的多項寶貴意見。另本文前版曾於2010台灣財務金融學會年會發表，感謝劉維琪教授、黃麗夙教授與當日與會先進對本文前版的建議。

## 一、前言

我國「有土斯有財」之傳統流傳已久，使得住宅自住率高達87.36%，僅次於新加坡(約90%)，遠高於歐美與日韓(約5至7成)；房地產成為民眾最重要的投資，而其價格變化對財富的影響不容小覷。但相對於英、美、香港與新加坡的不動產指數衍生性商品的研究或發展，我國相關研究卻付之闕如，更遑論我國房價指數衍生性商品的發行。本文主要目的即是針對我國發展房價指數衍生性商品與訂價進行研究。經由介紹英美兩國不動產指數衍生性商品發展種類與歷程，回顧不動產指數衍生性商品訂價文獻，並選取Fabozzi et al. (2009, 2010)的不動產指數衍生性商品訂價模型，以我國1998年第1季至2010年第2季的國泰全國房價指數與信義房屋台灣地區房價指數，作為我國房價指數衍生性商品的訂價範例。

2008年金融海嘯突顯不動產市場對全球經濟的重要性。不動產市場價值占已開發國家整體財富比率最高，約占實體資本30%至40%。當美國次級房貸市場違約率上升，引發不動產交易價格與不動產抵押證券(RMBS)等相關金融商品跌價，進而造成民眾財富縮水與信心危機，最後竟導致全球金融危機。

雖然不動產市場對全球金融市場有顯著影響，但現有之不動產投資工具卻相對有限，且受限於不動產交易特性與標的種類，往往無法滿足投資人對資訊揭露、交易流動性與多元資產配置之需求。常見的不動產投資管道可分為直接與間接投資。直接投資指投資人直接購買不動產標的，但除少數資金充裕之投資機構外，多數投資人皆無法投資多元或高總價之不動產標的，甚至無法有效取得市場交易資訊，結果導致投資於不良標的物或脫手不易，此為直接投資的缺點。

間接投資近年發展迅速，不動產證券化商品(例如：房貸抵押證券(MBS)、不動產資產信託(REITs)與不動產投資信託(REITs))與不動產相關共同基金皆屬於間接信託。現階段不動產間接投資仍受限於不動產標的物。以房貸抵押證券(MBS)為例，投資人受到債務人提前還款與違約影響而蒙受損失，並可能無法分享不動產標增值的收益。再以不動產投資信託(REITs)為例，投資人收益亦侷限於信託標的之增值或租金收益，且受限於市場特性，多數REITs出現單位市價低於淨值的現象，並不符合投資人資產配置與投資不動產之初衷。

有鑒於此，英美金融機構著手發展不動產指數衍生性商品。2005年英國出現全球第1檔在櫃檯(OTC)交易，以英國不動產投資智庫(IPD)商用不動產指數為標的之不動產指數交換(swaps)商品。2006年5月22日，美國芝加哥商品交易所(CME)亦推出以Case-Shiller指數(簡稱CSI)為標的之住宅不動產期貨與選擇權。不動產指數有助於了解區域內特定期間不同種類不動產的市場概況，而不動產指數衍生性商品透過追蹤標的不動產指數，將可減少直接投資不動產之缺點，避免直接持有不動產物件風險；且相較於間接投資管道，更能反應整體不動產市場交易現況，有助於不同類型投資人達到規避風險或資產配置目的。

香港是亞洲第一個推出不動產指數衍生性商品的地區。2006年11月香港大學房地產價格指數開始逐月公佈，此為是亞太地區第一個採用重覆銷售成交價(repeat sales)編製的逐月不動產價格指數。2007年2月，荷蘭銀行(ABN AMRO)與香港新鴻基集團完成首筆亞太地區不動產指數衍生性商品交易，為一年期香港大學香港島住宅價格指數(HKU-HRPI)相對於3個月香港銀行同業拆款(HIBOR)的價格報酬交換。受到香港不動產指數衍生性商品發展的影響，Ong & Ng (2009)探討新加坡發展不動產指數衍生性商品的可行性與挑戰。

本文主要貢獻有下列三項：首先，本文是我國第一篇正式提出房價指數衍生性商品訂價範例的研究。Geltner & Fisher (2007)針對美國37位不動產投資管理者與其他不動產金融衍生性商品之可能參與者進行調查，結果顯示不動產衍生性金融商品訂價缺少可信度；約有75%受訪者指出，訂價缺少可信度是重要與非常重要的投資障礙。故發行我國房價指數衍生性商品的第一步，即為瞭解房價指數衍生性商品的訂價。Fabozzi et al. (2009, 2010)是首次推導遠期契約、總報酬交換與歐式買權三項不動產指數衍生性商品評價封閉解(closed solution)之研究。此具有封閉解的訂價模型有助於瞭解我國房價指數衍生性商品訂價的合理性，且參考價格的存在有助於實際商品交易的流動性。此外，透過拆解、分析衍生性商品封閉解，亦可進一步獲得衍生性商品發行的避險策略。基於上述優點，本文採用Fabozzi et al. (2009, 2010)不動產指數衍生性商品訂價模型，進行我國房價指數衍生性商品範例的實證研究。

本文的第二項貢獻在於突顯我國現有房價指數編製仍有改善空間。張金鶚等(2008)研究1993年第1季至2006年第2季信義台北市房價指數與國泰台北市房地產指數資料，發現代表我國中古屋市場交易概況的信義台北市房價指數反而領先代表我國預售屋市場交易的國泰台北市房地產指數，此現象違反預售屋價格趨勢應領先中古屋的市場經驗，突顯我國現有房價指數可能尚未充分反映我國房地產市場實際交易情況。張金鶚等(2008)認為信義房價指數採用長達十數年之彙總式模型(pooling model)配合特徵價格法編製，其指數可能在後期出現指數異常平穩的現象。亦即，相對少數的新投入當期房價邊際價格會受到過去十數年的資料所「牽制」，容易出現指數的變動率越來越小的結果。本文研究1998年第1季至2010年第2季信義台灣地區房價指數與國泰全國房價指數，亦產生上述之現象。但本文實證結果另外顯示，我國預售屋價格指數明顯波動較大，而此與我國預售屋市場中投資客占多數的情況一致。

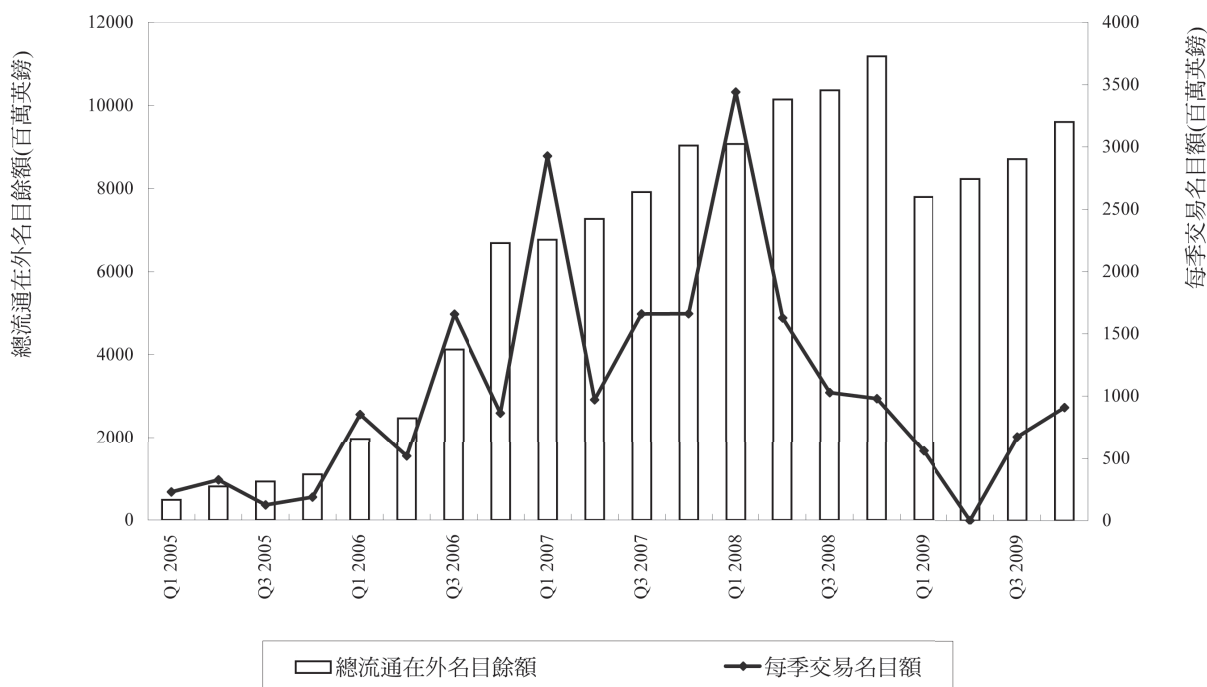
本文第三項貢獻是，經由英美兩國不動產指數衍生性商品發展種類與歷程介紹，並根據不動產指數衍生性商品訂價文獻與我國房價指數資料，進行相關衍生性商品範例的研究。這可作為我國未來發展房價指數衍生性商品的基礎，並有助於我國房價指數衍生性商品的後續研究與發行。

本文章節分配如下：第二節回顧英、美與香港不動產衍生性商品種類與發展歷程。第三節陳述不動產指數編製與其衍生性商品評價文獻回顧。第四節根據我國實際房價指數，進行資料分析與參數估計，並藉此提出我國房價指數衍生性商品訂價範例。第五節為我國發展房價指數衍生性商品的機會與挑戰。最後則是結論。

## 二、不動產指數衍生性商品發展概況

根據不動產市場特性，可將不動產標的區分為住宅市場(residential market)和商用不動產市場(commercial market)。目前歐美不動產指數衍生性商品標的物以商用不動產指數為主，但亦有少數以住宅不動產指數為標的。2005年英國出現全球第1檔在櫃檯(OTC)交易，以英國IPD商用不動產指數為標的之不動產指數交換商品。截至2009年第4季，以英國IPD商用不動產指數為標的之衍生性商品，名目流通在外交易餘額超過95億英鎊。圖一顯示英國IPD商用不動產指數衍生性金融商品交易餘額成長概況；金融海嘯前，每季名目交易量呈現震盪上升趨勢；2008年受到次貸危機與後續金融海嘯影響，每季交易量劇減，但至2009年第3季起已經開始回升。由此推測，英國IPD商業不動產指數衍生性商品仍具有市場需求。此外，2006年5月22日，美國芝加哥商品交易所(CME)推出以Case-Shiller指數為標的之住宅不動產期貨與選擇

權；2007年9月以美國零售不動產指數(residential property indices，簡稱RPX)為標的之衍生性商品開始於OTC交易；2008年5月RPX遠期契約開始交易，並成為美國不動產指數衍生性商品中最具有流動性的契約。



資料來源：IPD

圖一 英國IPD商用不動產指數衍生性金融商品交易餘額與每季交易餘額

觀察英美不動產指數衍生性商品發展現況，雖有少數以住宅不動產指數為標的之衍生性商品，但目前仍以商用不動產指數衍生性商品為主。英美不動產指數衍生性商品種類大致可分為三類，分述如下：

### (一)遠期契約(forward contracts)

不動產指數遠期契約類似一般金融商品遠期契約，契約買賣兩方於到期日交割契約履約價格與標的指數差距。部份不動產遠期契約，例如以住宅價格指數為標的之遠期契約，則以其指數與浮動利率(例如：LIBOR)差距作為報價，但多數遠期契約仍以現貨指數百分比進行報價。例如，若6月住宅不動產遠期契約報價為105%/115%，契約到期時若現貨指數上揚超過15%，則契約買方獲利；反之則虧損。契約賣方損益則以現貨指數上揚5%幅度為損益平衡點，若現貨指數上揚超過5%，契約賣方虧損；反之則獲利。

### (二)期貨與期貨選擇權 (futures and futures options)

不動產指數期貨或遠期契約為標的之歐式選擇權目前多仍於OTC交易。如同一般金融選擇權，選擇權的買方有權以履約價購入遠期契約，但非義務。若主要不動產指數衍生性商品的流動性能改善，則預期將有更多選擇權進行交易。

1990年代初期，倫敦期貨與選擇權交易所開始進行不動產指數期貨交易，以規避英國商

業不動產風險。但因市場流動性不足，不動產指數衍生性商品交易逐漸轉移至不動產受益憑證促使此類OTC商品的存活。Patel (1994)指出倫敦FOX不動產指數期貨(London Fox property futures)失敗突顯不動產遞延相關性與現貨流動性的問題。除FOX期貨外，Barclays分別於1994年與1996年發行不動產指數憑證與不動產指數遠期契約。這些契約標的以英國IPD總報酬與IPD資本成長指數為標的，到期期間為3~4年，在OTC交易。

2003年，高盛在倫敦股票交易所發行一系列以季節調整後英國Halifax住宅房價指數為標的之認購權證。此外，高盛亦於2007年1月擔任IPD德國DIX不動產指數選擇權經紀商。2007年8月，摩根史丹利承作一項包含英國Halifax住宅房價指數為標的之觸及生效賣權(knock-in put)之交換(swap)，此賣權為英國第一個住宅不動產指數新奇選擇權商品(exotic option)。此選擇權買方在指數處於原先約定之程度區間內，投資人本金並不會蒙受跌價損失。

2006年5月22日，CME推出以Case-Shiller指數為標的之住宅不動產期貨與選擇權，希望能促進美國零售不動產的避險與投資。目前於CME掛牌交易之CSI系列期貨與選擇權共有11項標的，包含：波士頓、芝加哥、丹佛、拉斯維加斯、洛杉磯、邁阿密、紐約、聖地牙哥、舊金山、華盛頓特區與上述10個城市加權CSI指數。每口CSI系列期貨契約價值為標的CSI指數乘以250美元，每檔(ticks)價格變動為50美元(即 $250 \times 0.2$ )。而每口CSI系列期貨選擇權契約價值為一口CSI系列期貨合約，每檔價格變動為25美元(即 $250 \times 0.1$ )。2009年CME掛牌交易之CSI系列期貨與選擇權到期月份如下：距今18個月內，共有2月、5月、8月與11月四種契約；距今19個月至36個月內，則有5月與11月兩種契約；距今37個月至60個月內，則僅有11月到期契約。其它CSI系列期貨與選擇權契約規格與交易資訊，請見表一。

表一 美國CME Case-Shiller房價指數期貨與選擇權契約規格與交易資訊

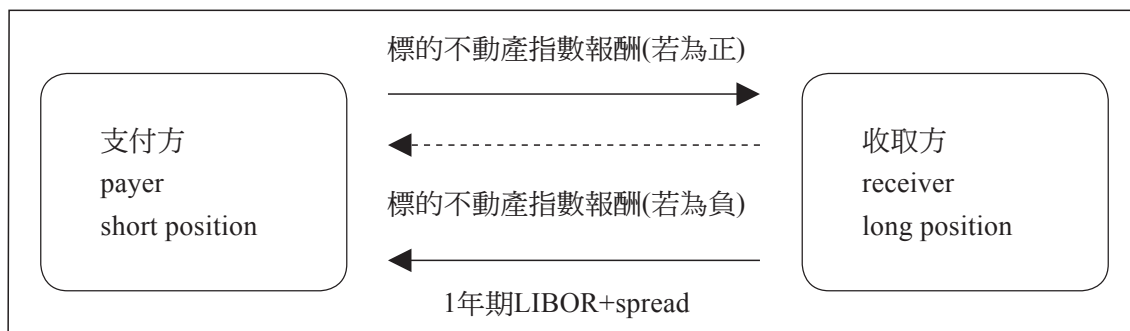
	CSI期貨	CSI期貨選擇權
Ticker Symbol	CUS (Composite), BOS(Boston), CHI(Chicago), DEN(Denver), LAV(Las Vegas), LAX(Los Angeles), MIA(Miami), NYM (New York), SDG(San Diego), SFR(San Francisco), WDC(Washington, D.C.)	
Contract Size	Each contract shall be valued at \$250 times the CSI Index	One futures contract
Minimum Price Fluctuation (Tick)	Minimum price fluctuation or "tick" shall be 0.20 index points (\$50.00)	Minimum price fluctuation or "tick" shall be 0.10 index points (\$25.00)
Trading Hours	Offered exclusively on the CME Globex electronic trading platform Sundays through Thursdays, 5:00 p.m. – 2:00 p.m. Central Time (CT) the next day	Traded via open outcry in GSCI pit Mondays through Fridays, 8:00 a.m. – 2:00 p.m. CT
Contract Months	Contract months extending out 18 months in the future shall be listed on a quarterly cycle in the contract months of February, May, August and November; contract months extending out 19 to 36 months into the future shall be listed on a bi-annual schedule in the contract months of May and November; and contract months extending out 37 months to 60 months into the future shall be listed on an annual schedule in the contract month of November	

Cash Index Release Schedule	8:00 a.m. CT (9:00 a.m. Eastern Time (ET)) on the last Tuesday of every calendar month. For example, the March 2006 index values will be released on May 30, 2006. These index values will reflect transactions recorded over a 3-month period January 2006 to March 2006	
Last Trading Day	Trading in expiring contract ceases at 2:00 p.m. CT (3:00 p.m. ET) on the business day preceding the index release day for the contract month	
Composite Index Weights	Boston 7.4122%; Chicago 8.8868%; Denver 3.6825%; Las Vegas 1.4802%; Los Angeles 21.1620%; Miami 4.9862%; New York 27.2390%; San Diego 5.5134%; San Francisco 11.7879%; Washington, D.C. 7.8500%	
Cash Settlement	Cash settled on the day the CSI Indices are released. For example, the May 2006 LAX contract will settle to the March 2006 CSI Los Angeles Index scheduled for release on May 30, 2006	European-style, exercised into the associated futures contract
Strike Prices	N/A	At 5 index point intervals above and below previous day's close in underlying futures <sup>1</sup>
Calendar Spreads	Calendar spreads for all 10 regions and the composite	N/A
Regional Spreads	All possible pairs of regions/composite for each contract month	N/A
Position Limits	5,000 contracts	

資料來源：CME

### (三)不動產交換 (property swaps)

不動產交換根據標的物現金流量可分為：價格報酬交換(price return swap)、租金所得交換(swap on incomes)與總報酬交換(total return swap，簡稱TRS)。目前不動產指數交換係以TRS為主。TRS為表外金融商品，TRS支付方(payer或short position)可能持有與標的指數高度相關之不動產，每期(通常以年為單位)根據標的指數漲跌，按合約金額之比例支付TRS收取方(receiver或long position)。收取方則按市場浮動利率(通常為1年期LIBOR)加碼交換。到期時，支付方需承擔其持有不動產之價格下滑風險，而無本金交換。其交易流程，請參考圖二。



圖二 不動產指數總報酬交換(Total Return Swaps)

2005年在保德信(Prudential)與British Land完成英國商用不動產交換之同時，德意志銀行與Euro hypo完成以英國IPD商用不動產指數交換，並以年為每期現金交換計算單位。此外，2006年美林亦與AXA 不動產投資管理公司完成以IPD法國辦公室不動產指數交換。

2005年CFSB推出美國商業不動產TRS，其標的指數為美國不動產協會(National Council of Real Estate Investment Fiduciaries，簡稱NCREIF)的商用不動產指數。以NCREIF為標的之交換商品有兩類：第一類即為TRS，此類交換交易量較大。另一類為交換不同商用不動產類型的NCREIF指數報酬。2008年6月，美國NCREIF 商用不動產指數TRS變更每期現金交換計算單位，由每季改為每年，於每年第4季進行交割，且同時推出4年期與5年期NCREIF商用不動產指數TRS。此外，美國零售不動產指數(RPX)亦有TRS商品。

TRS每期現金交換計算單位非常重要，因其涉及交易對手風險曝險期間。除此之外，TRS報價方式亦逐步改變，目前以LIBOR浮動利率加減碼交換指數報酬，取代過往指數報酬與LIBOR差距之報價方式。由於缺少合適的不動產交換評價模型與現金流量評估，導致原先以不動產指數報酬與LIBOR差距之報價方式，讓投資人無法確定其承擔之市場風險總部位與風險來源。

2007年2月，荷蘭銀行(ABN AMRO)與香港新鴻基集團完成首筆亞太地區不動產指數衍生性商品交易。雙方進行一年期香港大學香港島住宅價格指數(HKU-HRPI)相對於3個月香港銀行同業拆款(HIBOR)的價格報酬交換。香港大學香港島住宅價格指數(HKU-HRPI)、香港大學九龍住宅價格指數(HKU-KRPI)與香港大學新界住宅價格指數(HKU-NRPI)價值加權平均成交價，編製成為香港大學綜合住宅物業指數(HKU-ARPI)，而目前香港大學房地產價格指數(HKU-REIS)即涵蓋上述四項指數。香港大學房地產價格指數在2006年底推出，是亞太地區第一個以不動產物件重覆銷售成交價而非估價計算的指數。

### 三、不動產指數衍生性商品相關文獻回顧

#### (一)不動產指數編製

根據市場交易結構觀察，不動產市場屬於不完全交易市場。因為成交分散、同一標的不動產交易不頻繁、房地產標的並非齊質，且其交易資訊亦不透明，此皆符合財務經濟學的不完全市場定義。

其次，不動產並非完全屬於金融投資商品。不動產因其滿足人類「住」的需求且使用年限較長，故屬於耐久財項目。又因不動產須費時建築，Chinloy(1996)指出房地產需求變動迅速，但供給短期固定，且由於資訊不對稱因素，投資人對不動產資訊取得多半透過已成交之歷史資料判斷，而使得價格具有週期性(註1)。

由於不動產市場交易性質、契約形式與缺乏評價模型，以及機構投資人無法擴大參與，結果造成不動產市場相對無效率，尤其是零售不動產市場。其中，造成不動產市場無效率最主要的原因是價格資訊不對稱(information asymmetry)的困境。不動產價格資訊的流通程度影響不動產市場的效率，而不動產價格指數的編製則是扮演著資訊揭露的關鍵。

傳統不動產價格指數編製的方法為中位數法或加權平均法。例如，我國北區房屋目前發布的桃竹地區房價指數，即是以加權平均法編製。但中位數法或加權平均法僅以中位數或平均價格求得各期房價指數，而未控制房屋品質，結果當市場交易案件的特徵與過去不同時，

會導致編製的不動產指數發生偏誤。

為降低房地產異質性對編製不動產價格指數的影響，目前不動產價格指數的編製方法大致可歸類為二類。一類是以估價為基礎(appraisal-based)，定期追蹤同一地區內一籃子具指標性的房地產，並進行不動產價格估計以編製指數。英國的不動產智庫(IPD)與美國NCREIF property index (NPI)均屬於以估價為基礎的不動產指數(註2)。

另一類不動產價格指數編製，則是以交易資料為基礎(transaction-based)。此類指數又可細分為特徵價格法(hedonic price approach)與重複交易法(repeat sale approach)。特徵價格法是利用迴歸模型將住宅的各項屬性的隱含價格分離，藉此對住宅品質加以控制。受限於我國房地產交易資訊尚未完全公開且樣本資料有限，我國信義與國泰房價指數皆採特徵價格法編製房價指數。特徵價格法最大的特色是將住宅視為異質而分離住宅的各項屬性成為單位價格。在編製指數時，可運用這樣的特色對品質加以控制；但模式的設計、權重的選擇等技術問題則為操作上不易控制之變數。

重複交易法則是利用重複交易的案例，在假設品質不變的條件下，觀察交易價格的變動。美國Case-Shiller房價指數與香港大學房地產價格指數為採用重複銷售法編製指數中最知名的代表。重複交易法藉由重複交易的現象，直接觀察房價變動，故可免去控制品質的步驟。Case & Shiller (1989)認為編製良好的重複交易法不動產指數，能夠正確掌握不動產價格趨勢。不過，重複交易法必須有大量的重複交易資料，且兩次交易間隔期間不能太長，否則品質固定的假設可能無效。

## (二)不動產指數衍生性商品評價文獻回顧

目前有關不動產指數衍生性商品的評價方法，可分為無套利與均衡模型兩類。根據現有金融衍生性商品訂價的實證研究，無套利模型準確度相對優於均衡模型(註3)。但由於不動產標的無法賣空、非隨時交易、不存在合理市場價格，且難以在不增加交易成本情況下分割出售，無法進行自我融資策略(self-financing strategy)，使得無套利模型並不完全適合評價遠期契約。再者，不動產指數本身無法交易，只有極少數資金充裕的投資人能夠複製與指數類似的不動產投資組合，這亦影響不動產指數衍生性商品以無套利方式訂價之合理性。

不動產指數衍生性商品均衡評價模型文獻又可區分為無效率訂價(inefficiency pricing)與不完全市場訂價兩類。無效率訂價文獻以Geltner & Fisher(2007)為代表。Geltner & Fisher(2007)提出均衡模型，解出在不同資料編製指數方式下，不動產指數遠期契約價格與交換價格(註4)。根據此模型，遠期價格應等於到期指數的折現值，而折現率則為事前風險貼水。此結果亦適用於具指數遞延現象的不動產指數衍生性商品，不過由於指數遞延的預期效果，將會使事前風險貼水減少(註5)。

不完全市場訂價文獻則以Otaka & Kawaguchi(2002)為代表。該文是第一個提出不動產市場為不完全市場之研究，Otaka & Kawaguchi(2002)提出三個分立市場：證券、出租(不動產租金)與不動產出售(決定不動產價格)市場。因為不動產投資無法經由上述三個市場進行複製與完全避險，作者遂根據風險極小化原則，求解出模型之不動產參考價格。

至於不動產指數衍生性商品無套利評價相關文獻則可整理如下：Titman & Torous (1989)首先證明商業不動產抵押是短期利率與不動產價格組合之或有請求權，故採用或有請求權評價方法進行商業不動產抵押證券訂價。其次，Buttimer et al., (1997)提出實質不動產指數與利



率的二因子狀態不動產或有請求權評價模型，透過兩變數之二項樹狀模型評價商業不動產指數交換，但該指數交換原始價值卻為正值。因此，Björk & Clapham(2002)重新驗證Buttimer et al.(1997)模型，證明在無套利條件下，商業不動產指數交換原始價值應為零。此外，Patel & Pereira(2007)將交易對手風險加入模型，發現考量交易對手風險之TRS評價不再為零；在指數與浮動利率差之報價情況下，TRS支付與指數報酬波動度與交易對手違約風險呈現高度正相關。Ciurlia & Gheno(2008)提出不動產資產價值與當期利率聯合相關之二因子模型，並透過二元二項樹狀模型評價歐式與美式選擇權。最後，Baran et al.(2008)運用二因子Schwartz & Smith (2000)商品價格模型，研究芝加哥商品交易所(CME) Case-Shiller不動產指數期貨與選擇權之訂價，並透過Kalman filter與最大似估計進行實證分析。

相較於上述文獻，Fabozzi et al. (2009, 2010)則是第一篇推導遠期契約、總報酬交換與歐式買權三項不動產指數衍生性商品評價封閉解(closed solution)之研究。封閉解的特性對衍生性商品訂價與交易而言是非常重要的；此將有助於瞭解商品訂價的合理性，並可增加實際商品交易流動性。此外，透過拆解、分析衍生性商品封閉解，亦可進一步獲得衍生性商品發行的避險策略。本文即採用Fabozzi et al.(2009, 2010)不動產指數衍生性商品訂價模型，進行我國房價指數衍生性商品範例的實證。

Fabozzi et al.(2009,2010)觀察英、美不動產指數實證現象，發現不動產指數變動呈現序列相關現象；短期為正序列相關，長期為負序列相關。因此Fabozzi et al.(2009, 2010)參考Lo & Wang (1995)所提出不動產資產報酬為Ornstein-Uhlenbeck過程，認為不動產指數可能服從均數復歸(mean-reverting)的隨機過程，但由於不動產指數並非定態(non-stationary)序列，故需將其對數化。因此，假設對數不動產指數 $Y=\ln(X)$ 的隨機過程如下：

$$dY_t = [\beta - \theta(Y_t - (\alpha + \beta t))] dt + \sigma_t dW_t, \dots\dots\dots (1)$$

其中 $\{W_t\}_{0 \leq t \leq T}$ 為實際機率測度之布朗運動。

第(1)式參數意義分別為： $\alpha$ 反映不動產指數(以100為基期)對數後的常數值。 $\beta$ 反映對數不動產指數長期趨式是否為線性；若為線性，則 $\beta$ 應顯著不為零；反之，則不顯著。 $\theta$ 則表示對數指數均數復歸(mean reverting)速度，其值應大於零，即 $\theta > 0$ 。最後， $\sigma_t$ 為不動產指數波動度，其值亦應大於零，即 $\sigma_t > 0$ 。

為利用隨機微積分求解(1)式，假設 $\sigma_t = \sigma$ ，即不動產指數波動度為常數，可得對數不動產指數動態如下：

$$Y_t = \alpha + \beta(t-s) + [Y_s - \alpha]e^{-\theta(t-s)} + \sigma \int_s^t e^{-\theta(t-u)} dW_u \dots\dots\dots (2)$$

給定 $s < t, t_1 < t_2$  與 $Y_s$  狀態， $Y_t$ 之條件期望值、條件變異數與共變數分別表示如下：

$$E(Y_t | Y_s) = \alpha + \beta(t-s) + (Y_s - \alpha)e^{-\theta(t-s)}, \dots\dots\dots (3)$$

$$\text{var}(Y_t | Y_s) = \frac{\sigma^2}{2\theta} [1 - e^{-2\theta(t-s)}], \dots\dots\dots (4)$$

$$\text{cov}(Y_{t_2+\tau} - Y_{t_2}, Y_{t_1+\tau} - Y_{t_1}) = \begin{cases} \frac{\sigma^2}{2\theta} e^{-\theta(t_2-t_1+2\tau)} [1 - e^{-\theta\tau}] [e^{2\theta\tau} - 1], & \text{for } t_1 + \tau < t_2 \\ \frac{\sigma^2}{2\theta} e^{-\theta(t_2-t_1)} [1 - e^{-\theta(2t_1-2t_2+\tau)}], & \text{for } t_2 - t_1 < \tau < 2(t_2 - t_1) \end{cases}, \dots (5)$$

上述不動產對數指數統計值顯示， $Y_t$ 符合變異數有界(boundary)、自我序列相關性短期為正，以及長期為負等特性。

根據Girsanov Theorem，存在一個機率測度 $Q$ ，則對數不動產指數在 $Q$ 機率測度之隨機過程表示如下(註6)：

$$dY_t = [\beta - \lambda\sigma - \theta(Y_t - (\alpha + \beta t))]dt + \sigma dW_t^Q. \dots\dots\dots (6)$$

在給定風險貼水 $\lambda$ 情況下，再次利用隨機微積分求解(6)式，可得 $Q$ 機率測度之對數不動產指數動態如下：

$$Y_t = \alpha - \frac{\lambda\sigma}{\theta} + \beta(t-s) + [Y_s - \alpha + \frac{\lambda\sigma}{\theta}]e^{-\theta(t-s)} + \sigma \int_s^t e^{-\theta(t-u)} dW_u^Q. \dots\dots\dots (7)$$

其統計分配為常態分配 $N(m_y, \sigma_y^2)$ ，期望值為

$$m_y = \alpha - \frac{\lambda\sigma}{\theta} + \beta t + \left( Y_0 - \alpha + \frac{\lambda\sigma}{\theta} \right) e^{-\theta t}, \text{ 變異數為 } \sigma_y^2 = \frac{\sigma^2}{2\theta} [1 - e^{-2\theta t}].$$

Fabozzi et al. (2009)完成不動產指數隨機過程假設與統計特性後，根據持有成本(cost of carry)理論，獲得不動產遠期契約評價公式為：

$$\exp(-rT)E^Q[L_T - F_T(0)] = 0. \dots\dots\dots (8)$$

(8)式表示不動產遠期契約價值在風險中立機率測度環境下，應等於標的指數價值期望值之折現。其中， $L_T$ 為不動產指數到期值， $F_T(0)$ 是遠期契約到期價值， $E^Q(\cdot)$ 代表風險中立機率測度之期望值。根據(7)式對數不動產指數之常態分配特性，可得不動產指數遠期契約價格為：

$$F_T(0) = e^{m_y + \frac{\sigma_y^2}{2}}. \dots\dots\dots (9)$$

對於不動產遠期契約歐式選擇權之訂價，因不動產指數服從對數常態分配，故不動產遠期契約歐式選擇權可沿用Black-shoes選擇權評價公式。其買權評價公式可表示如下：

$$c = e^{-rT} F_T(0)N(d_1) - Ke^{-rT} N(d_2). \dots\dots\dots (10)$$

(10)式表示，不動產遠期契約歐式買權價值等於標的契約到期大於履約價之報價折現值。其中 $c$ 為不動產歐式選擇權買權， $F_T(0)$ 是標的遠期契約到期價值， $K$ 為履約價， $N(\cdot)$ 是常態分

配累積機率函數， $d_1 = \frac{\ln(\frac{F_T(0)}{K}) + \frac{\sigma_y^2}{2}}{\sigma_y}$ ， $d_2 = d_1 - \sigma_y$ 。至於不動產遠期契約歐式賣權，則可

延用賣權-買權等價理論(put-call parity)，即為： $p = Ke^{-rT}N(-d_2) - e^{-rT}F_T(0)N(-d_1)$ 。

最後，總報酬交換評價較為複雜。根據目前較為普遍之總報酬交換商品設計，假設到期期間為N期，時點分別為  $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_{N-1} < t_N = T$ ，則每期根據不動產指數變動幅度，進行固定與浮動(例如：LIBOR加碼)現金流量交換。總報酬交換無套利訂價公式在時點 $t_0$ 可表示如下：

$$E_{t_0}^Q \left[ \sum_{j=1}^N e^{\int_{t_{j-1}}^{t_j} r_s ds} \left( X_{t_j} - X_{t_{j-1}} - (\Delta \times Libor_{t_{j-1}} + \delta) X_{t_{j-1}} \right) \right] = 0. \dots \dots \dots (11)$$

(11)式表示總報酬交換在風險中立機率測度環境下，買賣雙方每期現金流量交換差異折現值應為零；其中， $(X_{t_j} - X_{t_{j-1}})$ 表示標的不動產指數( $X_t$ )第 $t_{j-1}$ 時點至 $t_j$ 時點變動幅度，代表總報酬交換賣方支付(買方收入)的現金流量。 $(\Delta \times Libor_{t_{j-1}} + \delta) X_{t_{j-1}}$ 則代表賣方收入(買方支付)的現金流量，其中 $\Delta$ 是年化( $t_j - t_{j-1}$ )時間區間； $Libor$ 即為LIBOR利率，代表市場浮動利率； $\delta$ 代表買方支付加碼幅度，此亦為總報酬交換評價重點。

Fabozzi et al. (2009, 2010)證明總報酬交換買方支付加碼幅度( $\delta$ )為：

$$\delta = \frac{\sum_{j=1}^N e^{\int_{t_{j-1}}^{t_j} r_s ds} \left[ E_{t_j}^Q(X_{t_j}) - e^{\int_{t_{j-1}}^{t_j} r_s ds} E_{t_{j-1}}^Q(X_{t_{j-1}}) \right]}{\sum_{j=1}^N e^{\int_{t_{j-1}}^{t_j} r_s ds} E_{t_j}^Q[X_{t_j}]}, \dots \dots \dots (12)$$

其中  $E_{t_j}^Q[X_{t_j}] = \exp(m_{y,t,t_j} + 0.5\sigma_{y,t,t_j}^2)$ ,

$$m_{y,t,t_j} = \alpha - \frac{\lambda\sigma}{\theta} + \beta(t_j - t) + \left( Y_0 - \alpha + \frac{\lambda\sigma}{\theta} \right) e^{-\theta(t_j - t)}, \quad \sigma_{y,t,t_j}^2 = \frac{\sigma^2}{2\theta} [1 - e^{-2\theta(t_j - t)}].$$

#### 四、我國房價指數衍生性商品訂價範例

根據Fabozzi et al. (2009, 2010)不動產指數衍生性商品訂價模型，本文選取我國1998年第1季至2010年第2季信義台灣房價指數與國泰全國房價指數資料，進行我國房價指數隨機過程參數估計，並提供我國房價指數衍生性商品訂價範例。

##### (一)實證方法

根據上述Fabozzi et al. (2009, 2010)不動產指數隨機過程假設，若對數不動產指數服從(7)式，則不動產指數對數值 $Y_i, i = 1, \dots, N$ ，為馬可夫過程(Markov Process)，其統計為常態分配 $N(m_y, \sigma_y^2)$ 。故可利用最大似估計法(Maximum Likelihood Estimation)進行參數估計。

根據(7)式，給定 $Y_{t-1}$ ，則 $Y_t$ 條件機率密度函數為：

$$P(Y_t|Y_{t-1}, \Gamma) \sim N\left(\alpha - \frac{\lambda\sigma}{\theta} + \beta\Delta t + \left[Y_{t-1} - \alpha + \frac{\lambda\sigma}{\theta}\right]e^{-\theta\Delta t}, \frac{\sigma^2}{2\theta}[1 - e^{-2\theta\Delta t}]\right), \dots\dots\dots (13)$$

其中  $\Delta t = t - (t-1) = 1$ 。因對數不動產指數,  $Y_t$ , 為馬可夫過程, 故  $Y_t$  的聯合機率密度函數為各期條件機率密度函數乘積, 可表示如下:

$$p(Y_1, \dots, Y_t | \Gamma) = p(Y_1 | \Gamma) \prod_{i=1}^{t-1} p(Y_{i+1} | Y_i, \Gamma) \dots\dots\dots (14)$$

對數不動產指數概似函數(likelihood function)可被定義為

$$L(\Gamma) = \prod_{i=1}^{t-1} p(Y_{i+1} | Y_i, \Gamma) \dots\dots\dots (15)$$

為數學計算方便起見, 可將概似函數  $L(\Gamma)$  取對數, 而本文即透過求解最大化  $\ln L(\Gamma)$ , 即  $\hat{\Gamma} = \arg \max_{\Gamma} \ln L(\Gamma)$ ,  $\hat{\Gamma}$  為  $\Gamma$  最大概似估計量, 估計對數不動產指數的隨機過程參數。

根據(7)式, 本文估計的參數分別  $\alpha, \beta, \theta, \sigma$ , and  $\lambda$ , 即  $\Gamma = \{\alpha, \beta, \theta, \sigma, \lambda\}$ 。機率密度函數則為:

$$p(Y_t | Y_s, \Gamma) = (2\pi\sigma_y^2)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{(Y_t - m_y)^2}{2\sigma_y^2}\right), \dots\dots\dots (16)$$

而對數概似函數則為

$$\ln L = -\frac{t-1}{2} \ln 2\pi - \frac{t-1}{2} \ln \sigma_y^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{t-1} \frac{(Y_i - m_y)^2}{2\sigma_y^2} \dots\dots\dots (17)$$

本文第肆節即透過最大化(17)式, 獲得  $\alpha, \beta, \theta, \sigma$ , and  $\lambda$  最大概似估計。

## (二)實證資料說明

由於我國未立法規定房屋之成交價格必須呈報主管機關, 故我國政府沒有完整詳細的房價交易資訊(註7)。目前內政部地政司有都市地價指數和房地產交易價格資料, 範圍橫跨25縣市, 合計共365個鄉鎮市區的資料。其中, 前項為目前唯一官方所編製之價格指數, 然其為土地價格指數, 並非房價指數, 而後者資料則從2000年開始, 且為土地與建物移轉交易資料, 亦非房價指數, 故皆無法將其作為實證樣本。

但我國共有4家民間企業進行房價指數編製。第一家是國泰建設公司與政大房地產研究中心共同編製之國泰房價指數, 第二家為信義房屋公司與美國西維吉尼亞大學合編信義房價指數。兩指數資料皆約於1991年開始, 涵蓋我國主要都會區的房價資訊。第三家則是台灣房屋公司以2008年為基期, 由2008年第1季開始編製台灣房屋台灣房價指數(註8)。最後則為2010年10月首次公佈的永慶房價指數。本文綜合截至2010年10月我國主管機關與民間企業相關資料, 國內房地產價格指數資料整理概述於表二。

表二、我國房地產價格指數資料之整理

項次	臺閩地區都市地價指數	國泰房價指數	信義房價指數	台灣房價指數	永慶房價指數
發布單位	內政部地政司	國泰建設公司	信義房屋公司	台灣房屋公司	永慶房屋公司
編製單位	財團法人臺灣不動產資訊中心	政大臺灣房地產研究中心	美國西維吉尼亞大學	台灣房屋公司與中央大學	永慶房屋公司與政大地政系林左裕及賴宗裕教授研究團隊
代表對象	土地價格	預售屋可能成交價格	中古屋價格	中古屋價格	中古屋價格
資料範圍	臺閩地區暨 25 個縣市	全國、臺北縣市、桃竹地區、臺中都會區和南高都會區	臺灣地區、臺北縣市、臺中市和高雄市	台北市、新北市、桃園縣、新竹縣(市)、台中市與高雄市六大都會區	基隆市、台北市、新北市、桃園縣、新竹縣(市)、台中市、台南市、高雄市與宜蘭市九大都會區
資料內容	a. 按省、市、縣別 b. 按使用分區別 c. 按鄉鎮市區別			共有公寓、電梯大樓、套房、透天厝等四類	未知
初發佈日	1992年3月	1993年第1季	1991年第3季	未知	2010年10月
發布頻率	半年	每季	每季	每季	未知
計算基期	每五年更換一次，現以2003/3為基期	2001年	1991Q1	2008年	未知
編製方法	中位數價格法	特徵價格法	特徵價格法	加權平均法	未知
異常點處理	中位數	DFFITs 檢定法	多重取樣程序	未知	未知
有無提供平減指數	無	無	無	未知	未知
資料來源	各縣市地政事務所土地查價資料	該公司對整體市場市調資料	該公司仲介成交資料	該公司仲介成交資料	該公司仲介成交資料
指數公式	裴式價比加權 (Passche)	拉式價比加權 (Laspeyres)	價比	未知	未知
發布時間	1、7月15日	1、4、7、10月下旬	1、4、7、10月中旬	1、4、7、10月中旬	未知

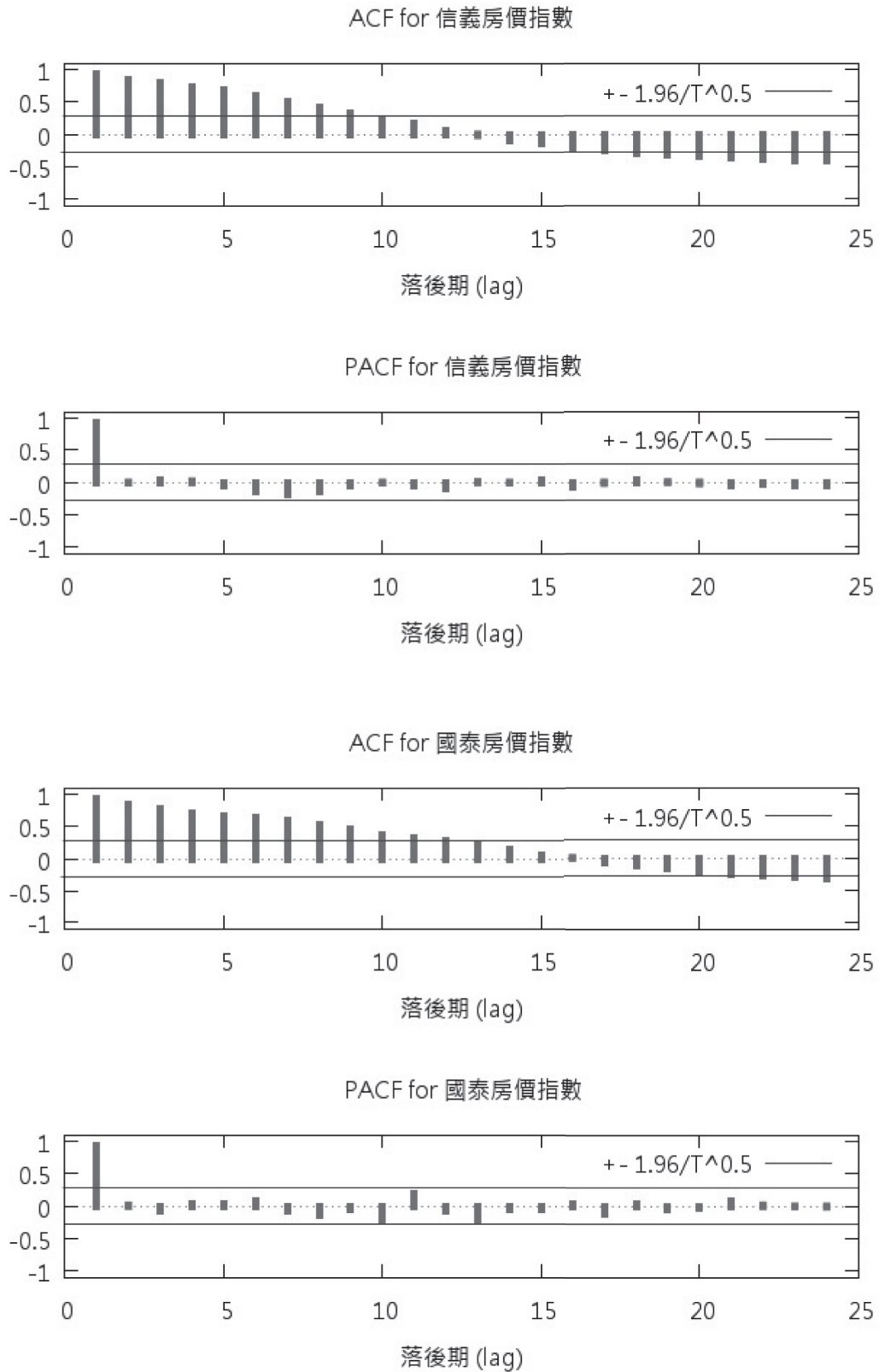
資料來源：國土規劃與不動產資訊中心、作者自行整理

因台灣房屋台灣房價指數與永慶房價指數皆為近兩年公佈之房價指數，但為進行我國房價指數衍生性商品訂價範例，故本文僅選取信義台灣地區房價指數與國泰全國房價指數為標的指數。信義台灣地區房價指數以該公司四大縣市(即臺北縣市、臺中市和高雄市)中古屋仲介成交價格編製，而國泰全國房價指數係以我國五大都會區(即台北市、台北縣、台中都會區、台南、高雄都會區)預售屋可能成交價格進行編製。樣本期間為1998年第1季至2010年第2季，各指數分別有51筆資料。樣本統計特性整理於表三。

表三、樣本資料統計特性

	信義台灣房價指數	國泰全國房價指數
平均值	92.0630	106.0400
中位數	90.4550	96.6600
最小值	80.5100	81.3800
最大值	113.8100	157.3000
標準差	9.0105	22.2940
偏態係數	0.7251	0.7696
峰態係數	2.4402	2.3154

圖三則為信義台灣房價指數與國泰全國房價指數序列相關檢定。本文樣本呈現與國外不動產指數類似特性：短期為正向自我相關，長期為負向自我相關。根據表四自我相關函數(ACF)檢定結果顯示，信義台灣房價指數序列出現前10季期間內正向自我相關，但至第17季後轉為負向自我相關。國泰全國房價指數亦出現類似檢定結果，但其正向自我相關遞延期間較長(12季)，較晚(21季後)轉為負向自我相關。此外偏自我相關函數(PACF)檢定結果顯示，信義台灣房價指數與國泰全國房價指數為一階差分定態序列。



圖三 信義台灣房價指數(SH)與國泰全國房價指數(CA)自我相關圖

表四 信義台灣房價指數與國泰全國房價指數序列自我相關檢定

LAG	信義台灣房價指數				國泰全國房價指數			
	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]	ACF	PACF	Q-stat	[p-value]
1	0.9246***	0.9246***	45.3661	[0.0000]	0.9228***	0.9228***	45.1836	[0.0000]
2	0.8539***	-0.0073	84.8631	[0.0000]	0.8539***	0.0157	84.6757	[0.0000]
3	0.7926***	0.0276	119.6144	[0.0000]	0.7796***	-0.0707	118.2943	[0.0000]
4	0.7386***	0.0197	150.4457	[0.0000]	0.7190***	0.0478	147.5143	[0.0000]
5	0.6816***	-0.0449	177.2888	[0.0000]	0.6693***	0.0480	173.3991	[0.0000]
6	0.6071***	-0.1505	199.0648	[0.0000]	0.6354***	0.0780	197.2563	[0.0000]
7	0.5132***	-0.1898	214.9889	[0.0000]	0.5921***	-0.0739	218.4562	[0.0000]
8	0.4139***	-0.1329	225.5950	[0.0000]	0.5323***	-0.1422	235.9957	[0.0000]
9	0.3234**	-0.0482	232.2272	[0.0000]	0.4690***	-0.0481	249.9427	[0.0000]
10	0.2438*	-0.0067	236.0896	[0.0000]	0.3793***	-0.2130	259.2960	[0.0000]
11	0.1619	-0.0575	237.8379	[0.0000]	0.3308**	0.2017	266.5920	[0.0000]
12	0.0698	-0.1034	238.1713	[0.0000]	0.2761*	-0.0818	271.8078	[0.0000]
13	-0.0135	0.0084	238.1840	[0.0000]	0.2085	-0.2138	274.8620	[0.0000]
14	-0.0873	-0.0070	238.7340	[0.0000]	0.1396	-0.0469	276.2704	[0.0000]
15	-0.1442	0.0381	240.2794	[0.0000]	0.0695	-0.0622	276.6297	[0.0000]
16	-0.2025	-0.0682	243.4150	[0.0000]	0.0038	0.0367	276.6308	[0.0000]
17	-0.2558*	-0.0131	248.5716	[0.0000]	-0.0682	-0.1293	276.9974	[0.0000]
18	-0.2971**	0.0340	255.7456	[0.0000]	-0.1156	0.0319	278.0830	[0.0000]
19	-0.3280**	0.0055	264.7709	[0.0000]	-0.1687	-0.0451	280.4705	[0.0000]
20	-0.3497**	-0.0175	275.3694	[0.0000]	-0.2069	-0.0344	284.1820	[0.0000]
21	-0.3700***	-0.0616	287.6429	[0.0000]	-0.2450*	0.0891	289.5641	[0.0000]
22	-0.3863***	-0.0270	301.4983	[0.0000]	-0.2751*	0.0173	296.5898	[0.0000]
23	-0.3996***	-0.0444	316.8747	[0.0000]	-0.2960**	-0.0046	305.0262	[0.0000]
24	-0.4084***	-0.0618	333.5575	[0.0000]	-0.3138**	-0.0090	314.8727	[0.0000]

說明：\*代表90%信賴區間顯著不為零之p值；同理，\*\*與\*\*\*分別代表95%及99%信賴區間顯著不為零之p值。

由上述序列自我相關檢定結果顯示，樣本內我國預售屋房價趨勢序列遞延期間較長，即落後於中古屋房價；此一現象與預售屋價格(即國泰全國房價指數)應領先中古屋價格(即信義台灣房價指數)之直覺並不一致。張金鶚等(2008)亦發現類似現象，他們根據1993年第1季至2006年第2季信義台北市房價指數與國泰台北市房地產指數資料，發現信義台北市房價指數有領先國泰台北市房地產指數二季的現象。三位作者指出，信義房價指數採用長達十數年之彙總式模型(pooling model)配合特徵價格法編製，其指數可能在後期出現指數異常平穩的現象。亦即，相對少數的新投入當期房價邊際價格會受到過去十數年的資料所「牽制」，容易出現指數的變動率越來越小的結果。本文選取信義台灣地區房價指數與國泰全國房價指數作為樣本，仍出現相同之現象。

### (三)實證結果

本文根據(12)式進行我國房價指數隨機過程參數估計，並選取1998年第1季至2010年第2季信義台灣房價指數與國泰全國房價指數為樣本。參數估計結果請見表五。



表五、估計結果

信義台灣房價指數			國泰全國房價指數		
	估計值	p值		估計值	p值
$\alpha$	4.1242	1.0000	$\alpha$	4.0878	0.9999
$\beta$	0.0178	0.4245	$\beta$	0.0225	8.07e-025 ***
$\theta$	0.0294	0.5104	$\theta$	0.0980	1.72e-010 ***
$\sigma$	0.0151	0.0147**	$\sigma$	0.0181	3.87e-021 ***
$\lambda$	0.9897	1.0000	$\lambda$	0.7655	1.0000
Initial condition : [ $\alpha, \beta, \theta, \sigma$ ]=[4.0000, 0.2000, 0.0100, 0.2000, 1.0000] Tolerance = 1.81899e-012 Function evaluations: 156 Evaluations of gradient: 31 Log-likelihood: 124.0524			Initial condition : [ $\alpha, \beta, \theta, \sigma$ ]=[4.0000, 0.2000, 0.0100, 0.2000, 1.0000] Tolerance = 1.81899e-012 Function evaluations: 206 Evaluations of gradient: 39 Log-likelihood: 135.5542		

說明：\*代表90%信賴區間顯著不為零之p值；同理，\*\*與\*\*\*分別代表95%及99%信賴區間顯著不為零之p值。

表五顯示，兩房價指數之 $\alpha$ 與 $\sigma$ 參數皆顯著不為零。 $\alpha$ 反映房價指數(以100為基期)對數後常數值，故推論 $\alpha$ 估計值應落於4~5區間；本文 $\alpha$ 估計結果符合此一推論。 $\sigma$ 則為對數指數變異程度，樣本實證結果與坊間房地產投資觀念一致：預售屋價格變化程度(國泰全國房價指數對數之 $\sigma=0.0181$ )大於中古屋價格變化程度(信義台灣房價指數對數之 $\sigma=0.0151$ )，反應預售屋未完成建案風險較高的特性。

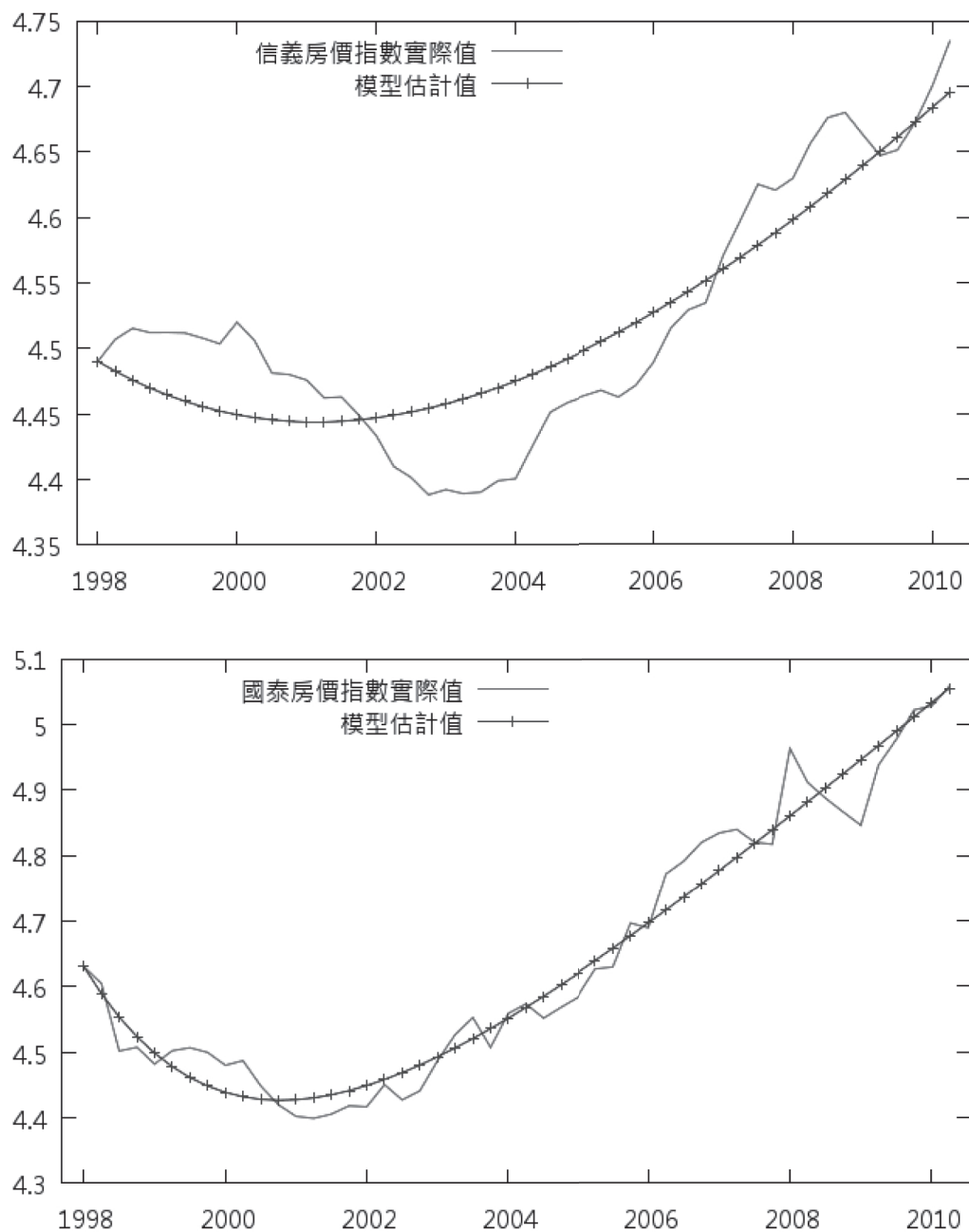
$\beta$ 與 $\theta$ 估計值亦顯示預售屋與中古屋兩者在對數指數隨機過程中之差異。 $\beta$ 代表樣本對數指數長期趨勢是否為線性。結果顯示，國泰全國房價指數對數(預售屋) $\beta$ 顯著，但信義台灣房價指數對數(中古屋)相同參數卻不顯著。若排除指數編製誤差因素，推測此結果可能與預售屋、中古屋市場主要參與者不同有關。相較於中古屋，我國預售屋市場有較多個人不動產投資者；又因我國不動產市場自2004年起呈現上漲行情，推測投資人預期房價持續上漲的心理因素，導致兩樣本指數 $\beta$ 估計值的不同。

至於參數 $\theta$ 則反映對數指數均數復歸的速度，實證結果顯示國泰全國房價指數對數 $\theta$ 參數顯著不為零，卻無法拒絕信義台灣房價指數對數 $\theta$ 估計值為零之假設。本文推測此亦與預售屋、中古屋市場主要參與者不同有關，預售屋投資人可能因價格過高而脫手，造成供給增加；反之逢低進場，則造成需求增加。

參數 $\lambda$ 代表我國房價指數對數的風險貼水，實證結果顯示信義台灣房價指數對數與國泰全國房價指數對數參數 $\lambda$ 皆不顯著。此一結果可能與Fabozzi et al.(2009)根據美國RPX.CP.28指數計算風險貼水結果一致，顯示房價指數對數之風險貼水可能隨時間變化而波動。

最後，圖四為信義台灣房價指數與國泰全國房價指數對數樣本實際值與本研究實證估計值之比較。相對於信義台灣房價指數，圖四顯示國泰全國房價指數配適度相對較高，較符合指數對數均數復歸假設。此外，樣本指數對數實際值與實證估計值之配適度統計量亦支持上述圖四之結果。信義台灣房價指數對數樣本實際值與本研究實證估計值之均方誤差(mean square error, MSE)為0.0018；反觀，國泰全國房價指數對數之均方誤差較小，為0.0014。換言之，國泰全國房價指數較符合Fabozzi et al.(2009, 2010)不動產指數衍生性商品訂價模型的假

設。故當探討我國房價指數衍生性商品發行訂價範例時，可引用表五國泰全國房價指數參數估計值，分別代入第(8)、(10)與(12)式，而可獲得房價指數遠期契約、歐式房價指數選擇權與總報酬交換之訂價範例。



圖四、對數指數實際值與估計值比較

## 五、我國發行房價指數衍生性商品的機會與挑戰

我國房地產市場對總體經濟影響不可輕忽。根據國土規劃及不動產資訊中心2010年第1季統計資料，我國住宅戶數為7,835,375戶，存量為7,851,407宅，而2008年底住宅自住率則高達87.36%。不動產早已是構成民眾財富的最主要成份，其價格變化自然會影響民眾財富，改變社會總合需求，最後造成總體經濟的波動。

房地產相關交易亦是我國金融業的最重要業務。根據央行金融統計，截至2010年5月，我國購置住宅貸款與建築貸款餘額合計達新台幣68,566.17億元，約占金融機構總放款的38.3%，相對於國內生產毛額(GDP)比率高達52%。根據國土規劃及不動產資訊中心2010年第1季統計資料顯示，我國住宅貸款違約累計金額為380.44億元，違約率約為0.77%。上述數據顯示，截至2010年5月銀行住宅與建築貸款業務占總放款比率高，而風險相對較低(註9)。至於我國證券業與不動產業直接相關業務則為營建股與不動產證券化商品。截至2009年12月31日止，上市營造建材類股市值為3,615.77億元，而金管會核准之不動產證券化商品共17件，核准生效金額總計778.49億元。至於壽險業不動產投資累積部位，截至2009年底已達新台幣3,869億元，約占我國壽險業整體資金運用4.17%。綜合住宅貸款、營建股市值、不動產證券化商品與壽險不動產部位投資，不難瞭解房地產價格變化對我國金融業的重大影響。

雖然我國房地產市場對總體經濟與金融市場(機構)皆影響甚鉅，但我國房地產相關投資與避險管道卻相當有限。現有直接或間接房地產投資管道並無法滿足我國民眾與各機構投資或避險需求。我國銀行業如何規避房貸違約風險、保險業如何規避其不動產部位跌價損失，以及如何在增加交易成本情況，減少不動產淨投資部位，對金融機構的風險管理皆十分重要。因此，我國的確有發展房價指數衍生性商品的必要性。

然根據前述英、美與香港地區不動產指數衍生性商品的發展歷程，以及我國房價指數衍生性商品訂價範例的實證分析，我國發展房價指數衍生性商品仍存在以下三項的挑戰：

### (一)房價指數是否充分反映實際房市交易現況

雖然本文實證分析顯示，國泰全國房價指數配適度相對較高，較適合採用Fabozzi et al. (2009, 2010)不動產指數衍生性商品訂價模型。但國泰全國房價指數是透過調查預售屋平均可能成交價，再以特徵價格法編製。然而預售屋平均可能成交價是否充分反映實際預售屋交易現況並無定論。故國泰全國房價指數是否足以代表我國整體房市交易現況，確實有待商榷。

至於信義台灣房價指數則採用長達十數年之彙總式模型配合特徵價格法編製，張金鶚等(2008)已指出其指數可能在後期出現指數異常平穩的現象，故亦無法充分反映實際房市交易現況。況且信義台灣房價指數僅利用單一公司的交易資料編製，可能會因公司經營策略或業績表現而未反映實際房市交易現況。

有鑒於此，本文建議應整合現行內政部地政司「中華民國主要都市地區房地產交易價格簡訊」與各業者統計資料，並委由學者專家編製較能反映實際房市交易情況之房價指數。如此不僅有助於未來我國房價指數衍生性商品的發展，亦較能掌握我國房地產市場的即時脈動。

### (二)房價指數皆為逐季公布，但國外房價指數衍生性商品標的指數多為按月統計

國泰全國房價指數與信義台灣房價指數皆逐季公佈，此與美國Case-Shiller房價指數與香港大學房地產價格指數按月進行統計不同。此情況係反映房價指數編製方法的不同。國泰全

國房價指數與信義台灣房價指數皆採特徵價格法編製，較美國Case-Shiller房價指數與香港大學房地產價格指數的重複銷售法為費時。雖然美國仍有以每季公佈的NCREIF商用不動產指數為標的發行的不動產指數衍生性商品，但為增加未來房價指數衍生性商品的流動性，我國主管機構或許可評估按月發佈房價指數的可行性。

### (三)金融海嘯後，衍生性商品監理宜加強

2008年金融海嘯後，各國陸續開始進行金融監理改革。加強資訊不透明或過度複雜衍生性商品的管理，已幾乎成為各國金融改革的共同項目之一。本文此時提出我國房價指數衍生性金融商品，似乎與全球衍生性商品發展趨勢不一致，實則不然。本文認為編製不動產指數之目的，在於讓各界人士充分瞭解整體房地產價格趨勢變化，反有助於國內房地產市場長期健全的發展。Case & Shiller (1989)認為發展不動產期貨市場，有助於改善不動產市場的流動性。其次，Case & Shiller (1996)亦指出不動產期貨與選擇權的運用亦有助於金融機構不動產風險的管理。考量目前我國不動產投資與避險管道相對有限，我國若能參考美國CME推出的Case-Shiller型態房價指數期貨與期貨選擇權，透過集中市場交割與結算，將能有效達到增加我國不動產投資與避險管道之目的。

## 六、結論

房地產市場變動對我國金融市場的發展有顯著的影響，但國內現有不動產投資工具相對有限，且受限於不動產交易特性與標的種類，並無法滿足投資人對資訊揭露、交易流動性與多元資產配置之需求。反觀英國早於2005年即推出不動產指數衍生性商品，以滿足房地產投資與避險的需要。故本文經由介紹英美兩國不動產指數衍生性商品發展種類與歷程，回顧不動產指數衍生性商品訂價文獻，提出我國房價指數衍生性商品訂價的範例，並據此探討我國發展房價指數衍生性商品的可能性。

本文採用Fabozzi et al. (2009, 2010)不動產指數衍生性商品訂價模型，以我國1998年第1季至2009年第3季的國泰全國房價指數與信義房屋台灣地區房價指數進行研究。本文實證結果顯示，國泰房價指數(取樣於預售屋交易調查)相對於信義房價指數(取樣於該公司中古屋交易)的波動度較大，但符合指數對數的均數復歸假設，較適用於Fabozzi et al. (2009, 2010)的模型，並可進行國泰房價指數遠期契約、期貨、期貨選擇權與總報酬交換訂價。

本文的研究突顯我國現有房價指數編製仍有改善的空間。張金鶚等(2008)研究1993年第1季至2006年第2季信義台北市房價指數與國泰台北市房地產指數資料，發現代表中古屋市場交易概況的信義台北市房價指數領先代表預售屋市場交易的國泰台北市房地產指數，顯然違反預售屋價格趨勢應領先中古屋的市場的認知。本文改以1998年第1季至2009年第3季信義台灣地區房價指數與國泰全國房價指數作為樣本，亦發生上述現象，意味我國現有房價指數可能未反映房地產市場實際交易的情況。

最後，本文主張我國有必要發展與房價指數相關的衍生性商品，以增加房地產投資與避險的管道。本文認為首先須改善的是房價指數的編製；建議主管機關應整合現行統計資料，編製較能反映房市交易之房價指數，並按月發布。至於金融海嘯後加強衍生性商品的管理，則不應成為我國發展房價指數衍生性商品的障礙。發展在集中市場交易的房價指數期貨或期貨選擇權，有利於金融機構管理房地產相關的投資風險，對國內房地產市場長期健全的發展亦有助益。

## 註 釋

註1：請參考經濟學蛛網(cobweb)理論。

註2：NCREIF為National Council of Real Estate Investment Fiduciaries Property Index之簡稱。

註3：請參考股票、利率、外匯等金融衍生性商品相關訂價研究。

註4：實際交易價格(transaction based)或預估價格(appraisal based)兩種不同資料指數編製方式。

註5：因為不動產交易價格會受到過去價格趨勢影響，導致當期不動產指數成為當期不動產價格與過去不動產價格加權平均；此即過去不動產價格遞延影響當期不動產指數。

註6：數理統計機率測度轉換原理，請參考Shreve (2004)。

註7：我國行政院會於2010年9月9日通過「不動產經紀業管理條例」修正草案，明定仲介或代銷業者應在不動產所有權移轉，或成交30天內，登錄成交價格等相關資訊；換言之，即要求不動產仲介業及代銷業者，針對成屋及預售屋交易，必須以實際交易資訊登錄，期達到不動產交易資訊公開透明化目標。若「不動產經紀業管理條例」修正草案修法通過，最快2011年開始實施。

註8：台灣房屋前身為北區房屋，2008年5月20日更名。

註9：不動產相關放款與銀行放貸風險相關文獻研究，請參考徐明洸 (1993,1994)，Herring & Wachter (1999)，Collins & Senhadji (2002)，Hofmann (2003)，以及Koetter & Poghosyan (2010)。

## 參考文獻

### 中文部份：

徐明洸

1993 〈資產膨脹對不動產市場的衝擊及銀行經營上因應措施(上)〉《台灣土地金融季刊》30(3)：163-192。

Shyu, M. K.

1993 “The Impact of Real Estate Market from Asset Price Inflation and Responses of Bank Management (I),” *Journal of the Land Bank of Taiwan*. 30(3): 163-192.

徐明洸

1994 〈資產膨脹對不動產市場的衝擊及銀行經營上因應措施(下)〉《台灣土地金融季刊》31(1)：195-242。

Shyu, M. K.

1994 “The Impact of Real Estate Market from Asset Price Inflation and Responses of Bank Management (II),” *Journal of the Land Bank of Taiwan*. 31(1): 195-242.

張金鶚、楊宗憲、洪御仁

2008 〈中古屋及預售屋房價指數之建立、評估與整合—台北市之實證分析〉《住宅學報》17(2): 13-34。

Chang, C. O., C. H. Yang & Y. R. Hung

2008 “Developing, Assessment and Integration of the Exist and Presale Housing Price Indexes - The Case of Taipei City,” *Journal of Housing Studies*. 17(2): 13-34.

### 英文部份：

Baran, L. C., R. J. Buttimer & S. P. Clark

2008 “Calibration of a Commodity Price Model with Unobserved Factors: The Case of Real Estate Index Futures,” *Review of Futures Markets*. 16: 455-469.

Björk, T. & E. Clapham

2002 “A Note on the Pricing of Real Estate Index Linked Swaps,” *Journal of Housing Economics*. 11: 418-432.

Buttimer, R. J., J. B. Kau & V. C. Slawson

1997 “A Model for Pricing Securities Dependent upon a Real Estate Index,” *Journal of Housing Economics*. 6: 16-30.

Case, K. E. & R. J. Shiller

1989 “The Efficiency of the Market for Single Family Homes,” *American Economic Review*. 79: 125-137.

Case, K. E. & R. J. Shiller

1996 “Mortgage Default Risk and Real Estate Prices: The Use of Index Based Futures and Options in Real Estate,” *Journal of Housing Research*. 7: 243-258.

Chinloy, P.

1996 “Real Estate Cycles: Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Housing Research*. 7:

173-190.

Ciurlia, P. & A. Gheno

2008 “A Model for Pricing Real Estate Derivatives with Stochastic Interest Rates,” *Mathematical and Computer Modeling*. 50: 233-247.

Collyns, C. & A. Senhadji

2002 “Lending Booms, Real Estate Bubbles and the Asian Crisis,” *IMF Working Paper* WP/02/20, International Monetary Fund.

Fabozzi, F., R. J. Shiller & R. Tunaru

2009 “Pricing Models for Real Estate Derivatives,” *Yale ICF Working Paper* No,09-17, Yale School of Management, International Center for Finance.

Fabozzi, F., R. J. Shiller & R. Tunaru

2010 “Property Derivatives for Managing European Real Estate Risk,” *European Financial Management*. 16: 8-26.

Geltner, D. & J. Fisher

2007 “Pricing and Index Considerations in Commercial Real Estate Derivatives,” *Journal of Portfolio Management*. 33: 1-21.

Herring, R. J. & S. Wachter

1999 “Real Estate Booms and Banking Busts: An International Perspective,” *Center for Financial Institutions Working papers* 99-27, Wharton School Center for Financial Institutions.

Hofmann, B.

2003 “Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence,” *HKMIR Working Paper* No.22/2003, Hong Kong Institute for Monetary Research.

Koetter, M. & T. Poghosyan

2010 “Real Estate Prices and Bank Stability,” *Journal of Banking and Finance*. 34: 1129-1138.

Lo, A. W. & J. Wang

1995 “Implementing Option Pricing Models When Asset Returns Are Predictable,” *Journal of Finance*. 50: 87-129.

Patel, K.

1994 “Lessons from the FOX Residential Property Futures and Mortgage Interest Rate Futures Market,” *Housing Policy Debate*. 5: 343-360.

Patel, K. & R. Pereira

2007 “Pricing Property Index Linked Swaps with Counterparty Default Risk,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 36: 5-21.

Ong, S. E. & K. H. Ng

2009 “Developing the Real Estate Derivative Market for Singapore: Issues and Challenges,” *Journal of Property Investment & Finance*. 27: 425-432.

Otaka, M. & Y. Kawaguchi

2002 “*Hedging and Pricing of Real Estate Securities under Market Incompleteness*,” the Quantitative Methods in Finance Conference, Australia.

Schwartz, E. S. & J. E. Smith

2000 “Short Term-variations and Long-term Dynamics in Commodity Prices,” *Management Science*. 46: 893-911.

Shreve, S. E.

2004 *Stochastic Calculus for Finance: Continuous-time Models*. New York : Springer Finance.

Titman, S. & W. Torous

1989 “Valuing Commercial Mortgages: An Empirical Investigation of the Contingent-claim Approach to Pricing Risky Debt,” *Journal of Finance*. 44: 345-373.