

行政院所屬各機關因公出國人員出國報告書

(出國類別：其他)

參加東南亞國家中央銀行研訓中心訓練課程
「從金融市場擷取資訊以制定貨幣政策」
出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：蔡釗旻/辦事員

派赴國家：蒙古

出國期間：104年6月13日至20日

報告日期：104年9月

目次

壹、前言	1
貳、債券市場—利率期限結構.....	1
一、估計方法	2
(一) 非參數法：立方樣條法 (cubic spline)	2
(二) 參數法：Nelson–Siegel三因子模型	4
二、政策意涵	7
參、外匯市場—波動度.....	7
一、估計方法	8
(一) ARCH與GARCH模型.....	8
(二) 隨機波動模型 (stochastic volatility model)	10
二、政策意涵	12
肆、選擇權市場—隱含波動度 (Implied volatility)	13
一、機率密度函數之估計方法—Shimko方法.....	14
二、政策意涵	16
伍、房地產市場—資產泡沫偵測.....	16
一、泡沫 (bubbles) 的定義與種類：	16
(一) 定義	16
(二) 分類	16
二、偵測方法	17
(一) Hodrick–Prescott過濾法 (HP filter)	17
(二) 寬頻過濾法 (band–pass filter)	19
(三) 移動平均過濾法 (moving average filter)	22
(四) 改良的ADF單根檢定.....	23
三、政策意涵	28
陸、心得與建議.....	28
一、心得	28
二、建議.....	29
參考文獻.....	30

圖目次

圖1：2014年6月與2015年6月之殖利率曲線.....	2
圖2：利率期限結構.....	3
圖3：Nelson–Siegel模型之 β_0 、 β_1 、 β_2 走勢圖	5
圖4：利率期限結構（Nelson–Siegel模型）	6
圖5：2015年6月1日，台指買權各履約價之隱含波動度	13
圖6：2015年1月至7月初，台指買權各履約價之機率密度函數	15
圖7：房價及其趨勢項之走勢–Hodrick–Prescott過濾法	18
圖8：房價缺口及其循環項之走勢–Baxter–King過濾法	20
圖9：房價缺口及其循環項之走勢–Christiano–Fitzgerald過濾法....	21
圖10：房價成長率之走勢–移動平均過濾法.....	22
圖11：各地區房價指數之GSADF結果，2000年Q1至2015年Q1.....	25
圖12：新竹市人口數趨勢圖.....	27

表目次

表1：單根檢定.....	9
表2：ARCH效果檢定.....	9
表3：ARMA–GARCH模型配適結果	10
表4：隨機波動模型估計參數結果.....	11
表5：GSADF檢定	24

壹、前言*

本次參加東南亞國家中央銀行研訓中心（SEACEN）舉辦之「從金融市場擷取資訊以制定貨幣政策」（Extracting Information from Financial Market for Monetary Policy Making）研習課程，為期5天，計有14個國家派員參與。第一天係基礎觀念的建立，並闡述金融市場（如，債券、外匯、選擇權等市場）的資訊可以用來提供預測通貨膨脹、利率、交易者行為、預期效果等。第二天主要討論如何從債券市場中萃取出殖利率曲線。第三天探討外匯市場，因其較具波動，市場會呈現某些特殊現象，如高狹峰、波動度群集、槓桿效果等，如何利用模型捕捉其效果，進而加以預測。第四天係選擇權市場之簡介，最終找出隱含波動度（implied volatility）的機率密度函數（probability density function），從該函數的變化推測交易者行為與預期變化。最後一天則是偵測資產價格泡沫，主要討論房價泡沫。

本報告針對前述每日課程加以介紹，主要擷取臺灣、南韓、日本及美國各不同金融市場的資料進行實證研究，共分為六個部分，除前言外，第貳章係從債券市場擷取資訊，並建構利率期限結構；第參章匯率市場配適ARCH或GARCH模型；第肆章蒐集灣選擇權市場資訊以計算隱含波動度方式預測波動度並找出其機率密度函數；第伍章則對現行臺灣房地產市場進行泡沫偵測；第陸章為結語與建議。

貳、債券市場—利率期限結構

利率期限結構，即債券的殖利率曲線，主要係債券利率與到期日間的關係，其受時間、經濟成長、對通膨與貨幣政策的預期等因素而呈現不同型態，如，駝峰、平坦、正斜率、負斜率。由於實際上債券的現金流量與到期日間的關係屬於間斷型，若欲建構連續的殖利率曲

* 本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

線，須利用期限結構的統計方法或計量模型估計。本文擷取臺灣、日本、南韓、美國之月資料，樣本期間自2005年1月至2015年6月，到期日為2年至30年之區間，共126筆資料。

一、估計方法

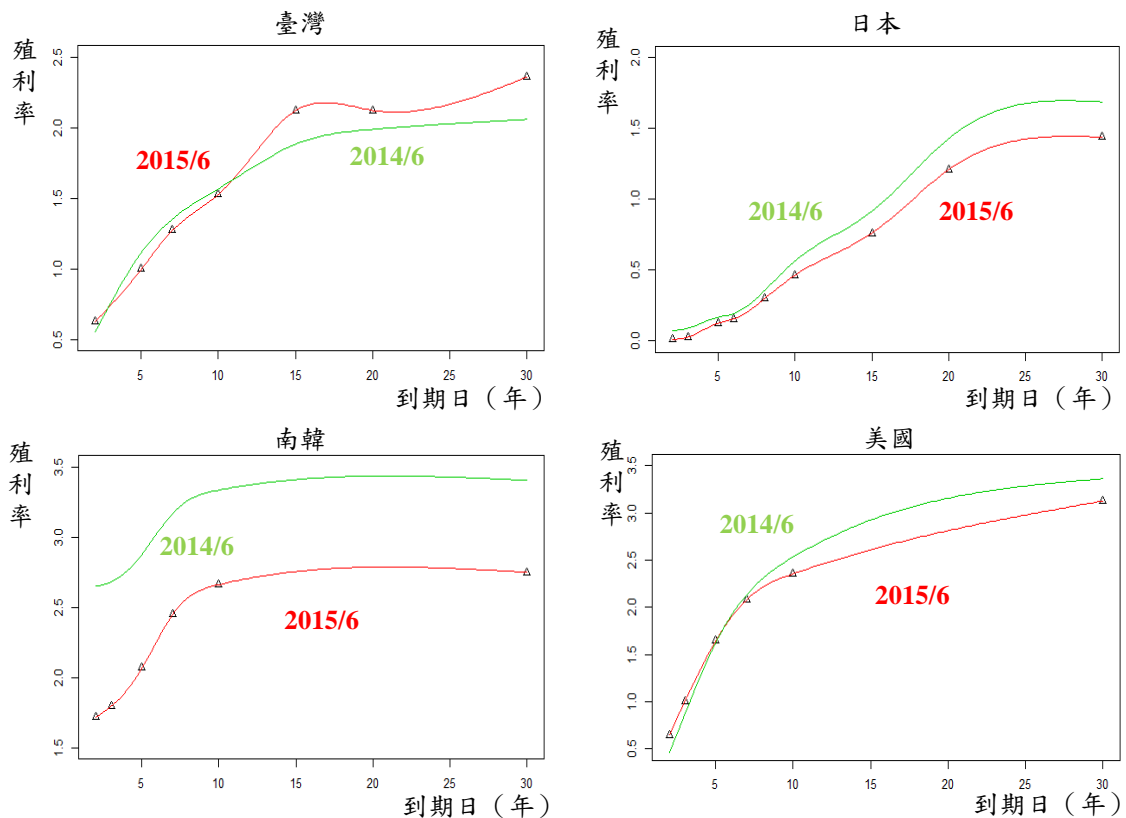
(一) 非參數法：立方樣條法 (cubic spline)

該法是針對觀察樣本間進行內插法，即將整段資料分布範圍分割成許多小區間，再透過最小平方誤差方法估計各區間函數的係數值，可用下列等式表示：

$$P(t) = \sum_{j=1}^k b_j * g_j(t)$$

其中 $P(t)$ ：債券價格， b_j ：係數， $g_j(t)$ ：spline函數。

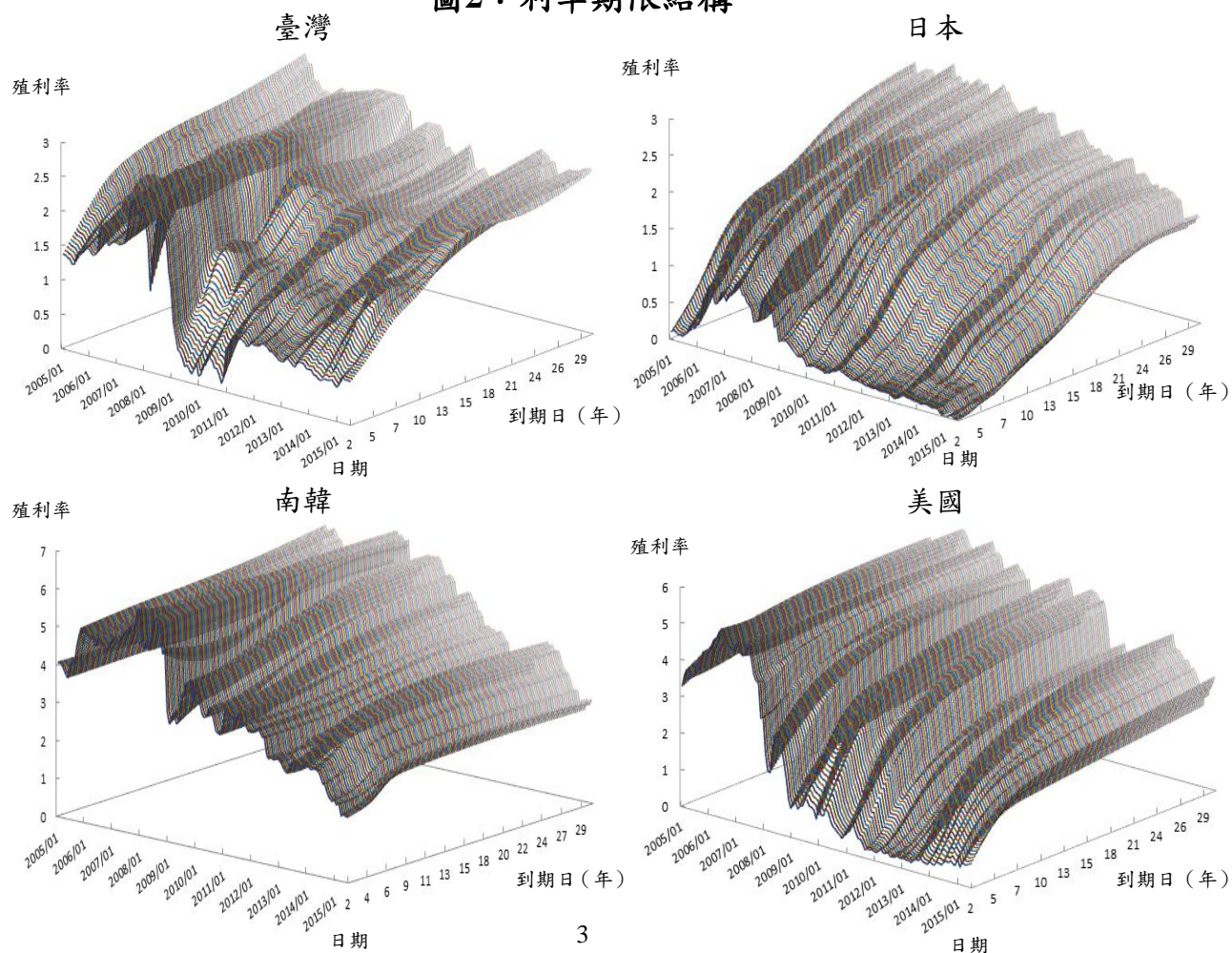
圖1：2014年6月與2015年6月之殖利率曲線



由圖1比較2014年6月與2015年6月之殖利率曲線變化情形發現

，臺灣之短天期債券殖利率稍稍下降，而長天期債券殖利率反而走升，可能係因2014年下半年以後，國際板債券交易活絡，之前公債市場交易較不熱絡，長天期債券殖利率變動不大所致。而其他三個國家（日本、南韓及美國）的殖利率曲線均呈現向下移動的趨勢，尤以南韓最為明顯，係因南韓政府於2014年8月與10月以及2015年3月與6月宣布降息以提振經濟景氣與防範通貨緊縮，另一方面亦可能係因應日本量化寬鬆政策的影響。此外，美國與日本之殖利率曲線變動情形較為相似，即長天期的公債殖利率下降幅度較為明顯。通常影響長天期債券殖利率關鍵的原因係經濟前景展望、通膨預期以及資金動向。由於2014年下半年以來，國際油價大幅下跌，市場存在通貨緊縮之疑慮，加以預期Fed延後升息，避險資金湧入，導致債券殖利率走跌，故殖利率曲線下移。

圖2：利率期限結構



從圖2之利率期限結構立體圖，可看出在樣本期間中殖利率曲線的動態變化情形，如負斜率、正斜率、負斜率帶凹谷型、正斜率帶駝峰型，整體而言，大致屬於正斜率或正斜率帶駝峰型（除2008年金融風暴外）；惟南韓2010年開始則呈現平坦型，主要因南韓政府於2014年8月與10月以及2015年3月與6月均兩度降息，以提振經濟景氣與防範通貨緊縮，顯示投資人對未來具不確定性。

短天期債券殖利率對央行政策較為敏感，而長天期債券殖利率係反應市場對未來通貨膨脹的預期，根據流動性偏好理論，長天期債券殖利率應會高於短天期債券殖利率，然而，現實中可能出現短天期債券殖利率高於長天期債券殖利率的現象，係因市場交易者對未來利率的預期改變，致殖利率曲線扭曲，如：臺灣2005年間7年期公債殖利率高於10年期公債殖利率。

（二）參數法：Nelson–Siegel三因子模型

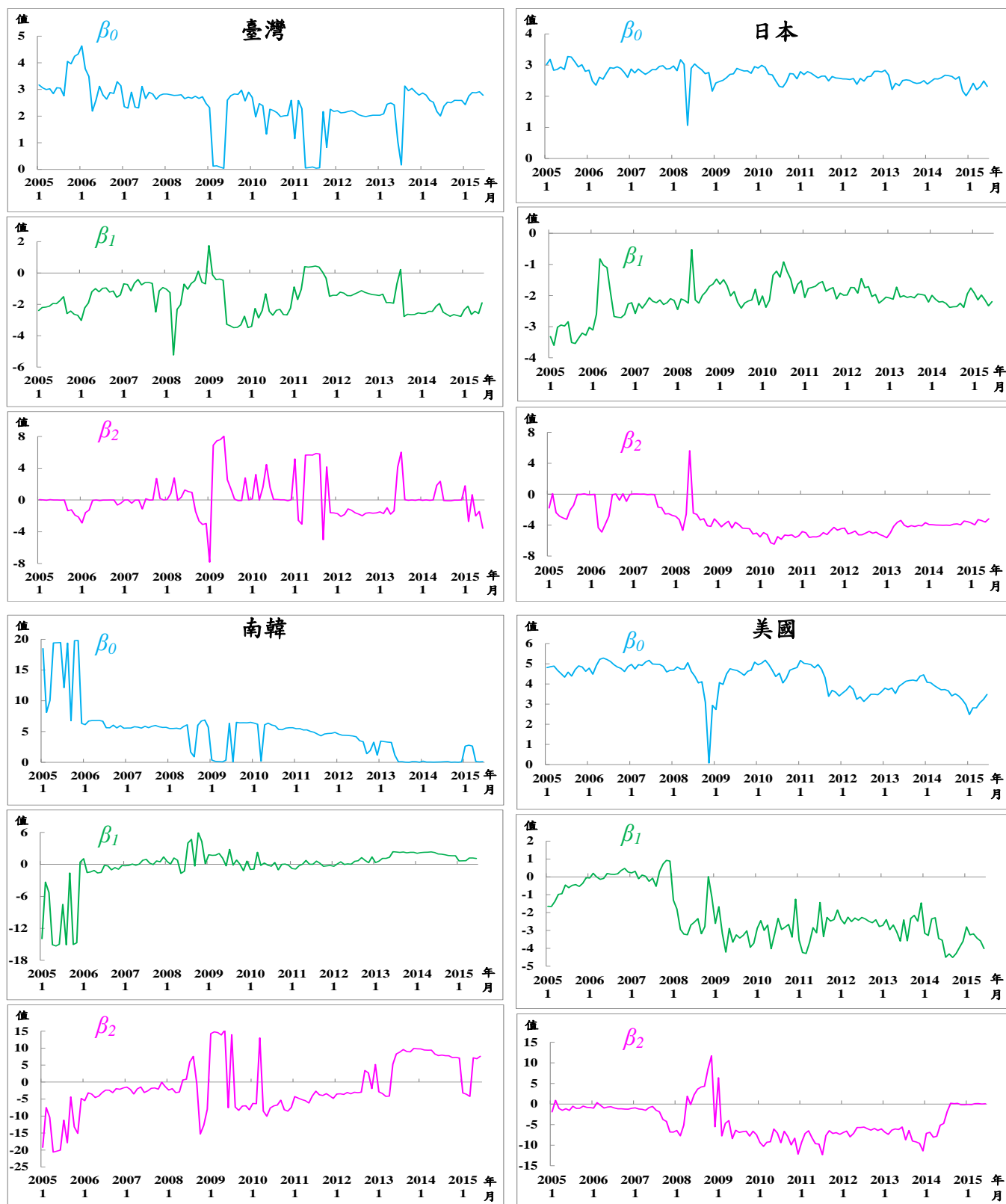
不同上述方法，該法係透過計量模型，分別估計各參數後，計算出連續的殖利率值。該法優點在於能用少數的參數，即可有效地捕捉利率期限結構之變化，且此三因子模型之參數亦具有經濟意義，只須由參數之正負值，即可判讀利率期限結構的形狀。模型表示如下：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{1 - \exp(-\lambda\tau)}{\lambda\tau} + \beta_2 \left\{ \frac{1 - \exp(-\lambda\tau)}{\lambda\tau} - \exp(\lambda\tau) \right\}$$

其中， y_t 是殖利率， τ 為到期日， β_0 為即期殖利率的漸進值，必為正值，代表殖利率曲線的水平移動， β_1 代表殖利率曲線的斜率變化，為負值表示殖利率曲線為正斜率，絕對值愈大表示曲線愈陡峭，而 β_2 係表示殖利率曲線曲度的變化，為正值表示殖利率曲線為駝峰型，負值則為凹谷型¹。

¹ β_1 與 β_2 均為負值，則殖利率曲線為正斜率，即景氣樂觀； β_1 與 β_2 均為正值，表示殖利率曲線為

圖3：Nelson-Siegel模型之 β_0 、 β_1 、 β_2 走勢圖

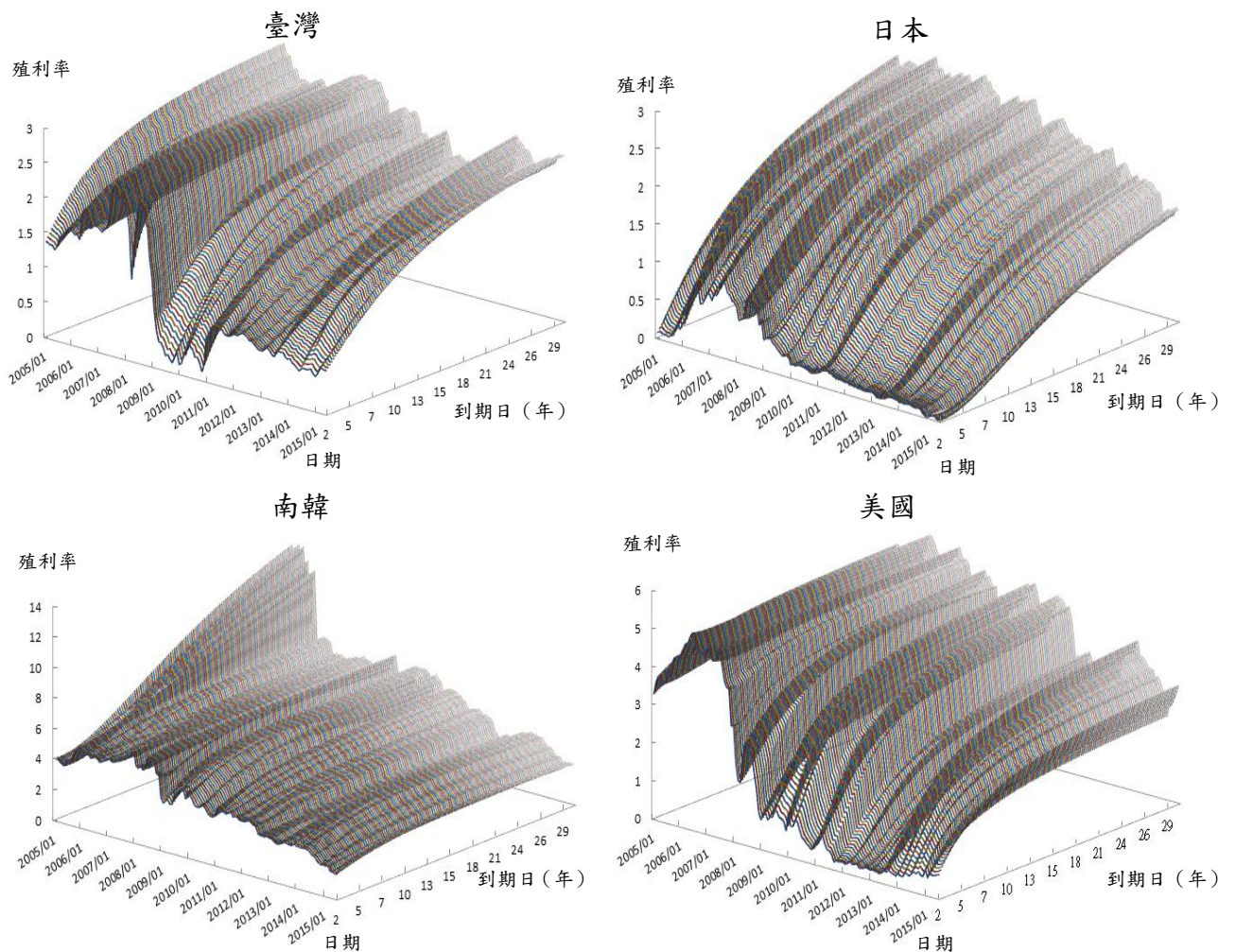


負斜率，即景氣悲觀；若 $\hat{\beta}_1$ 為負值，而 $\hat{\beta}_2$ 為正值時，表示殖利率曲線為正斜率帶駝峰型；若 $\hat{\beta}_1$ 為正值，而 $\hat{\beta}_2$ 為負值時，則代表殖利率曲線為負斜率帶凹谷型（U字型）（見沈中華（1998））。

觀察圖3結果發現，南韓的殖利率曲線水平移動變化最大，2005年在10至20間變動，2006年驟降至5，金融風暴過後則逐漸趨近於0；反觀臺灣，除受到全球金融危機與歐債危機影響，致水平移動趨近於0外，其餘均維持在3左右，顯示臺灣利率較南韓穩定。

此外，臺灣整個樣本期間的殖利率曲線多為正斜率或是正斜率帶駝峰型，僅在2008年10月與2009年1月呈現負斜率帶凹谷型，主要係全球金融危機的影響所致。同樣地，日本與美國於2008年期間，殖利率曲線均轉變成負斜率帶凹谷型，惟南韓近幾年殖利率曲線幾近負斜率，顯示景氣悲觀（見圖3、4）。

圖4：利率期限結構（Nelson-Siegel模型）



二、政策意涵

利率期限結構型態的改變通常是景氣的領先指標，如，利率期限結構呈現穩定且陡峭的正斜率時，是市場景氣回升的徵兆或可解釋為貨幣政策處於擴張模式。如果原本向上的結構曲線出現平坦化，甚至反轉向下呈現負斜率，則是市場景氣衰退的現象。

過去實證研究大多發現，殖利率曲線在預測景氣衰退方面效果較佳。當殖利率曲線呈現平坦化，隨後往往出現景氣衰退的現象，如本文以南韓實際資料驗證南韓殖利率曲線之結果，南韓約於2007年第2季開始殖利率曲線出現平坦化，且已維持很長時間，顯示南韓景氣不佳（見圖2與圖4）。事實上，臺灣於2011年至2013年間殖利率曲線曾出現負斜率，表示當時景氣衰退（見圖3）。

然而，由於長期利率受到貨幣政策因素影響較小，加以臺灣公債市場長天期債券較不活絡，長期利率可能僵化，在制定貨幣政策時，宜綜合參考各種不同的經濟與金融指標，俾能適切地衡量未來景氣趨勢與市場資金鬆緊情勢，供決定未來利率走勢的參考。

參、外匯市場一波動度

波動度即資產報酬的條件變異數，其隨時間而有所改變。資產報酬序列的一些重要特徵，如，高狹峰（Leptokurtosis）²、波動度群聚³（Volatility Clustering）、槓桿效果（Leverage Effects）⁴，需要利用ARCH⁵、GARCH⁶模型，甚至GARCH家族模型（如，EGARCH⁷、

² 變數的峰態係數（kurtosis）大於3，又稱為超峰態（excess kurtosis）現象。

³ 波動度具有強烈的持續性（persistence），即大波動伴隨著大波動，小波動緊跟著小波動。

⁴ 負的資產報酬率比正的資產報酬率造成較大的波動，即波動度不對稱性現象。

⁵ 自我迴歸條件異質變異（Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model）。

⁶ 一般化自我迴歸條件異質變異（Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity）。

TGARCH⁸等) 來捕捉。

一、估計方法

(一) ARCH與GARCH模型

報酬序列 y ，假設為AR(1)，條件變異數隨時間而改變，如下所示：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \text{var}(y_t | y_{t-1}) = \sigma_t^2$$

ARCH(q)模型：

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

GARCH(p, q)模型：

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

兩者差異在於，ARCH係將估計迴歸AR模型的概念運用在條件變異數上，而GARCH則係同時將AR與MA模型的觀念運用在條件變異數上。

在估計ARCH或GARCH前應先針對報酬序列是否定態做單根檢定，接著將報酬序列與自身落後一期做迴歸，針對殘差做ARCH效果之檢定，確認ARCH效果存在後，才進行ARCH或GARCH模型的配適。以2005年1月至2015年6月的新臺幣兌美元、韓元兌美元以及日圓兌美元之匯率報酬率⁹為例：

⁷ 指數型一般化自我迴歸條件異質變異 (Exponential GARCH, EGARCH)。

⁸ 門檻型一般化自我迴歸條件異質變異 (Threshold GARCH, TGARCH)。

⁹ 匯率報酬率即 $\ln(r_t/r_{t-1})$ 。

表1：單根檢定

變數	新臺幣兌美元 匯率報酬率		韓元兌美元 匯率報酬率		日圓兌美元 匯率報酬率	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
統計量	-8.65***	-7.37***	-7.25***	-7.05***	-7.44***	-8.77***

ADF與PP單根檢定之虛無假設均為變數具有單根。*：10%顯著水準、**：5%顯著水準、***：1%顯著水準。

從表1可知各報酬序列均為定態，接著將報酬序列與自身落後一期進行迴歸，再針對殘差做ARCH效果之檢定，如表2所示。

表2：ARCH效果檢定

變數	新臺幣兌美元 匯率報酬率	韓元兌美元 匯率報酬率	日圓兌美元 匯率報酬率
ARCH-LM檢定統計量	20.80*	26.58***	8.43

虛無假設為不具ARCH效果。*：10%顯著水準、**：5%顯著水準、***：1%顯著水準。

表2結果指出，新臺幣兌美元與韓元兌美元，兩者報酬序列在10%顯著水準下均具有ARCH效果，而日圓兌美元則不具ARCH效果，因此，本文僅針對新臺幣兌美元與韓元兌美元進行GARCH模型配適。必須注意的是，因為金融市場報酬序列具有厚尾與高狹峰現象，倘若在常態分配下進行模型配適，可能造成偏誤，故建議以t分配或是一般化誤差分配（generalized error distribution）進行模型配適。

新臺幣兌美元與韓元兌美元之匯率報酬率均在一般化誤差分配下分別以AR(1)-GARCH(1,1)及MA(1)-GARCH(1,1)進行配適，結果如下¹⁰：

¹⁰ 配適GARCH模型後，應先檢查 α_1 及 β_1 係數是否大於0以及相加是否大於1，如果係數為負值或相加大於1，代表模型配適存在問題。另外，應針對殘差進行常態檢定、Ljung-Box自我相關檢定以及ARCH效果檢定，確保選擇之模型是合適的。

表3：ARMA-GARCH模型配適結果

變數	新臺幣兌美元匯率報酬率	韓元兌美元匯率報酬率
AR(1)	0.3279***	
MA(1)		0.4643***
α_1 (ARCH(1))	0.0595	0.1983**
β_1 (GARCH(1))	0.8695***	0.7122***
常數項	0.00001	0.00004

*：10%顯著水準、**：5%顯著水準、***：1%顯著水準。

表3之 α_1 為前一期殘差平方之係數，而 β_1 係前一期條件變異數之係數。就韓元兌美元之匯率報酬率的結果而言， α_1 及 β_1 在顯著水準5%下達統計顯著，意謂著韓國外匯市場報酬率具有波動叢聚現象。此外， $\alpha_1 + \beta_1$ 值接近1，表示報酬率波動持續性高，近似IGARCH現象(Engle and Bollerslev, 1986)。

(二) 隨機波動模型 (stochastic volatility model)

隨機波動度模型 (stochastic volatility model)，同時包含報酬與波動的聯合條件分配，與GARCH家族模型僅利用過去訊息來解釋當期報酬的條件分配不同。簡言之，GARCH家族模型只考慮落後期的波動度，而隨機波動度模型除考慮落後期波動度外，更納入當期波動度的影響。Wright (1999)與Smith (2002)指出其變異數可轉換為AR(1)型態，且誤差項服從常態分配的隨機變數，與變異數獨立。換言之，變異數本身受限於隨機衝擊。

隨機波動模型設定如下：

$$y_t = e^{\frac{h_t}{2}} \varepsilon_t, t \geq 1$$

$$h_{t+1} - \mu = \phi(h_t - \mu) + \sigma_v v_t, t \geq 2$$

$$h_t \sim N\left(\mu, \frac{\sigma_v^2}{1 - \phi^2}\right)$$

其中， y_t 為平均報酬， h_t 為波動度取對數，其隨時間改變（亦可表示成 $\log(\sigma_t)$ ）。通常假設波動度持續性參數 $|\phi| < 1$ ，意味著 h_t 服從定態過程。隨機波動模型估計方法有幾種，如：眾數估計法、一般化動差估計法（GMM）、準概似估計法（QML）、馬可夫鏈蒙地卡羅估計法（MCMC）。

本報告利用馬可夫鏈蒙地卡羅估計法，此法必須給定對數波動度（ $\log(\sigma_t)$ ）之平均數（ μ ）及持續性參數（ ϕ ）的先驗分配下才能進行估計。於此，主要參考Meyer and Yu (2000)提出 μ 的先驗機率分配為 $\mu \sim N(0,10)$ ；且 ϕ 的先驗分配為 $\phi \sim \text{beta}(20,1.5)$ ，該設定表示 ϕ 的平均數為0.86。擷取以2005年1月至2015年6月的韓元兌美元、新臺幣兌美元之匯率報酬率為例，結果如下：

表4：隨機波動模型估計參數結果

參數	新臺幣兌美元				韓元兌美元			
	平均數	標準差	5%	95%	平均數	標準差	5%	95%
$\log(\sigma_t)$	-9.02	0.40	-9.53	-8.50	-7.93	0.66	-8.80	-7.08
ϕ	0.84	0.11	0.62	0.97	0.90	0.06	0.79	0.98
σ	0.36	0.17	0.12	0.68	0.41	0.12	0.25	0.62
σ^2	0.16	0.16	0.01	0.46	0.18	0.11	0.06	0.39

從表4可知，對數波動度（ $\log(\sigma_t)$ ）的平均數，均達5%顯著水準（以新臺幣兌美元為例，平均數為-9.02，介於-9.53至-8.50間），而該值取指數後係0.00012，相較於韓元兌美元對數波動度平均數取指數後為0.00036，表示新臺幣兌美元較穩定性，韓元兌美元較具波動性（從該值之標準差亦可判斷）。參數 ϕ 代表波動的持續性效果，均達5%顯著水準，且該值均接近1，表示新臺幣兌美元與韓元兌美元之外匯市場均具有較強的波動持續性。

另外，針對評估隨機波動模型配適後結果，Taylor (2005)指出持

續性參數 ϕ 通常介於0.95至0.99之間，對數波動度 ($\log(\sigma_t)$) 之標準差則介於0.3至0.7之間，波動度則落在0.01至2.77的區間，此可作為估計後結果的參考¹¹。

無論ARMA-GARCH模型或是隨機波動模型均指出臺灣與南韓之外匯市場具有波動度持續性，即新臺幣兌美元與韓元兌美元之匯率報酬率的波動度容易受到前期影響，表示前期波動度提供相關資訊以預測。

二、政策意涵

根據隨機波動模型的實證結果，臺灣外匯市場相較於南韓外匯市場來的穩定（見表4），而二者均具有波動度持續性，表示適時調節外匯市場可降低外匯市場的波動。

再者，匯率的波動容易影響進出口貿易，過度的波動恐不利進出口貿易，甚至影響到資本的流出入，而產生負面效果，因此，在外匯市場受到外生干擾時，央行調節外匯市場以降低匯率的波動幅度，有益於外匯市場的穩定。

維持匯率穩定不僅有助於降低匯率過度波動對實質經濟活動的負面影響，亦可防止市場上對匯率的投機行為，以增加臺灣在經貿上的競爭力，惟當前全球化趨勢，宜維持匯率動態穩定，以因應國內外經濟金融情勢之急遽變化。

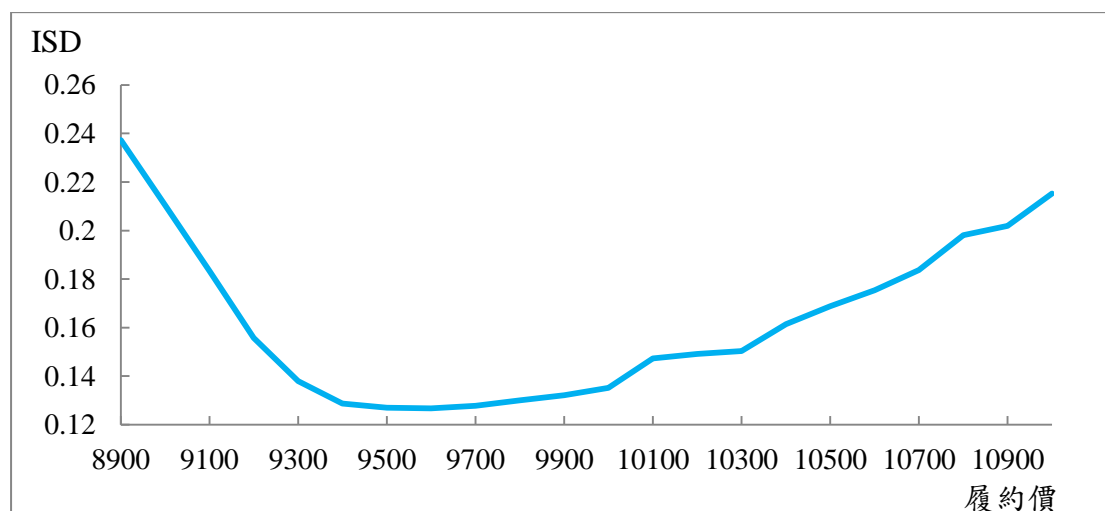
¹¹ 然而，殘差的確切分配是未知，應針對殘差進行檢定，以確保符合理論假設。

肆、選擇權市場－隱含波動度 (Implied volatility)

文獻上，對於波動度之估計沒有一致的看法，有些文獻採用隱含波動度的概念估計波動度，因其認為隱含波動度可反映較多市場中真實的資訊，如：交易成本、流動性及買賣價差等，即隱含波動度較具有前瞻性。根據Black-Scholes公式與買權賣權平價理論 (put-call parity)，利用選擇權市價，給定標的股價、履約價格、到期日及無風險利率，可反推波動度，此即隱含波動度¹²。

擷取台指選擇權2015年1月至7月，各月初¹³之買權價格、標的股價、履約價格的日資料，共7筆，而無風險利率一般可用商業本票利率或債券附買回或附賣回利率代替，本文則選用商業本票利率，而到期日通常以年化方式表示，例如，尚有90天到期的選擇權，則到期期限為90/365。根據Black-Scholes公式求出各履約價之隱含波動度，結果以2015年6月1日為例，如圖5所示：

圖5：2015年6月1日，台指買權各履約價之隱含波動度



觀察圖5發現與文獻上一致的微笑曲線 (smile curve)，即價平的隱含波動度低於價內與價外的隱含波動度。市場上形成微笑曲線現象

¹² 價內買權的隱含波動度大於價外買權，價外賣權的隱含波動度大於價內賣權，該現象稱為「微笑曲線」。

¹³ 分別為1月5日、2月2日、3月2日、4月1日、5月4日、6月1日、7月1日。

係因市場價格會隨著重大消息宣佈、股利發放及人為的操縱而使得價格波動。而Rubinstein (1994)主張形成微笑曲線現象的主要原因係崩盤恐懼症 (crash-o-phobia)，因投資人了解市場可能一瞬間崩盤，因此，願意支付較高的價格購買價外賣權，以保護自身資產，致隱含波動度呈現微笑現象。

欲了解不同履約價下可能發生的機率，則可藉由採用Shimko方法計算出微笑曲線的機率密度函數 (probability density function) 找出各天期機率變化情形，以利捕捉市場上的預期與交易行為。

一、機率密度函數之估計方法—Shimko方法

Shimko (1993)以二次多項式曲線使微笑曲線平滑化，接著以隱含波動度來解釋選擇權價格，再根據Breen and Litzenberger (1978)的方法，將隱含波動轉換成預估的選擇權價格，再針對選擇權的履約價格進行二階微分，如此便可推導出風險中立下的機率密度函數。Shimko (1993)認為從Black-Scholes公式得到的隱含波動度會比使用選擇權本身來的更平滑，因此發展出該方法。然而，該方法亦存在缺點，因其包含二次方程式，故在設定履約價格為正下，並不保證估算之機率密度不為負數。Shimko模型如下：

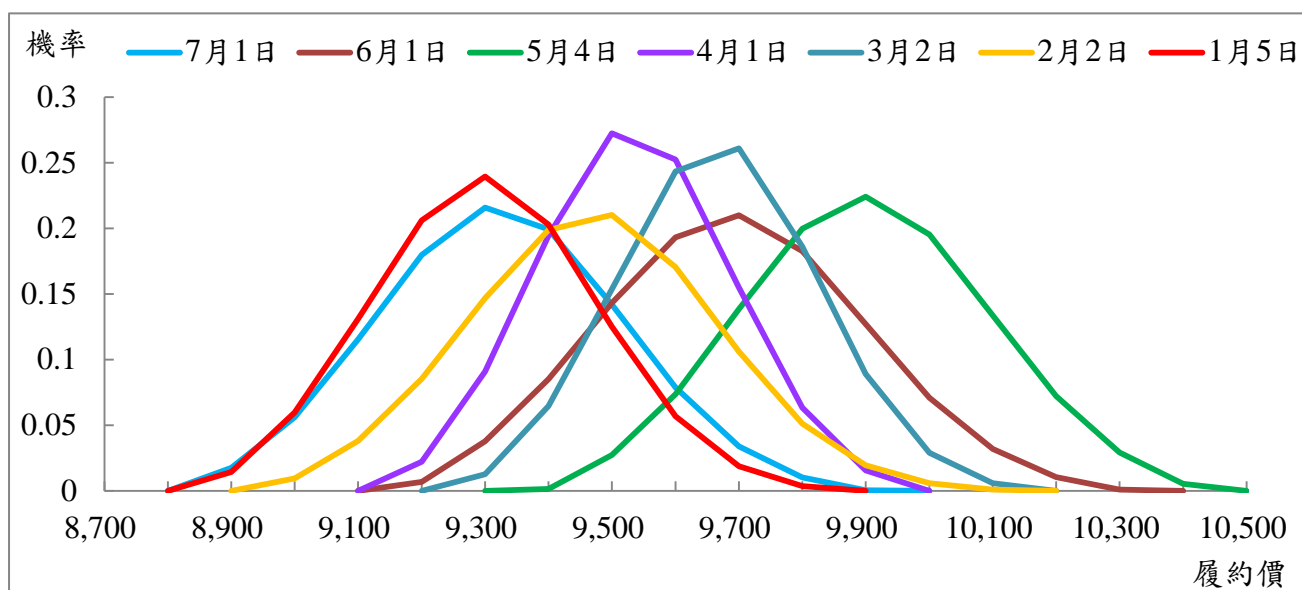
$$\sigma(X_T | \theta) = \theta_1 + \theta_2 \left(\frac{X_T}{d}\right) + \theta_3 \left(\frac{X_T}{d}\right)^2$$

其中， θ 是估計係數， σ 為隱含波動度， X_T 係某時點的履約價，而 d 為任意選取的尺度參數 (scale parameter) 以良好配適。一階微分與二階微分表示如下：

$$\text{F.O.C} : \frac{\partial \sigma}{\partial X_T} = \frac{\theta_2}{d} + 2 \frac{\theta_3 X_T}{d^2}, \text{ S.O.C} : \frac{\partial^2 \sigma}{\partial X_T^2} = 2 \frac{\theta_3}{d^2}$$

計算結果如圖6所示：

圖6：2015年1月至7月初，台指買權各履約價之機率密度函數



觀察台指買權的價平履約價之變化情形（見圖6），本年（2015年）1月5日至3月2日，價平履約價約由9,300漲至9,700，因選擇權市場相較於股票市場反應消息與價格較為快速，具有領先地位，因而，該漲勢表示市場看好台股，可能係因多國調降利率、歐洲央行擴大量化寬鬆政策及農曆春節的紅包行情與金管會宣布股市揚升方案等利多因素所致。

3月2日至4月1日價平履約價則由9,700跌至9,500，可能係因受到希臘債務危機全球股市動盪，反映市場參與者對台股持保守觀望態度，致履約價向下調整。

4月1日至5月4日，伴隨多項政策利多因素，如：與新加坡跨境股票交易平台（台星通），市場參與者對台股後續發展抱持樂觀態度，致買權履約價漲至9,900。

5月4日至7月1日，由於台股實施上調融資維持率、陸股重挫、希臘債務危機升高、出口大幅衰退以及經濟成長大幅下修等利空因素影響下，市場看空台股，買權履約價下跌至9,300。

二、政策意涵

由於選擇權市場較股票市場具有領先地位，而選擇權的價格隱含市場參與者對未來股價的看法與預期。藉由評估各履約價之隱含波動度的機率密度函數，藉此能了解不同履約價發生的機率，進一步評估不同天期機率密度函數變化情形，並從中捕捉交易者的行為與預期轉變的模式，進而瞭解市場參與者的策略。

從實證結果來看，市場參與者的預期行為與交易模式，通常係受到政策與經濟因素造成預期改變，致交易行為改變。只要市場愈活躍、交易愈頻繁，這些改變的行為將影響股價，藉由捕捉這些行為模式的改變，能夠針對股價波動做預期，亦有助於央行觀察貨幣政策對股價的實質影響，宜密切注意該市場。

伍、房地產市場－資產泡沫偵測

一、泡沫 (bubbles) 的定義與種類：

(一) 定義

1. Kindleberger (1992)：長期資產價格上漲超過市場基本面價值所能解釋的情況。
2. Guenster et al. (2012)：資產價格從基本面價值長期持續偏離。
3. Case and Shiller (2003)：民眾對未來資產價格上漲，過份樂觀預期導致價格暫時提高的一種狀態。

(二) 分類

1. 內含 (intrinsic) 及外在 (extraneous) 泡沫。前者與市場基本面有關，後者歸咎於心理因素。

2. 理性 (rational) 及非理性 (irrational) 泡沫。前者係理性預期下的泡沫，後者是交易者不理性的反應所致。
3. 擴張性 (explosive) 及非擴張性 (non-explosive) 泡沫。前者極有可能破滅，後者仍屬擴張性泡沫，但不會破。

2008年因美國前所未有的房地產泡沫而引發一連串的負面效果，以致爆發金融危機。此一事實提醒了我們應該去認識資產價格泡沫的破壞性影響。2003年以來，臺灣房地產價格不斷攀升，可能形成房地產泡沫現象，因此，藉由偵測到之泡沫現象作為預警指標，有利政府採行即時性的因應政策，避免泡沫爆破而帶來破壞性的影響。

二、偵測方法

參考Borgy et al. (2009)，擷取2000年第1季至2015年第1季之國泰房地產指數（分別有臺灣地區、臺北市、新北市、桃竹地區、臺中市、臺南市及高雄市，共7個指數），並採用物價指數平減，計算出實質房地產指數。過濾法試圖將時間序列過濾出趨勢項、循環項及不規則項，認為時間序列偏離趨勢或循環項表示可能有泡沫現象產生。

（一）Hodrick–Prescott過濾法（HP filter）

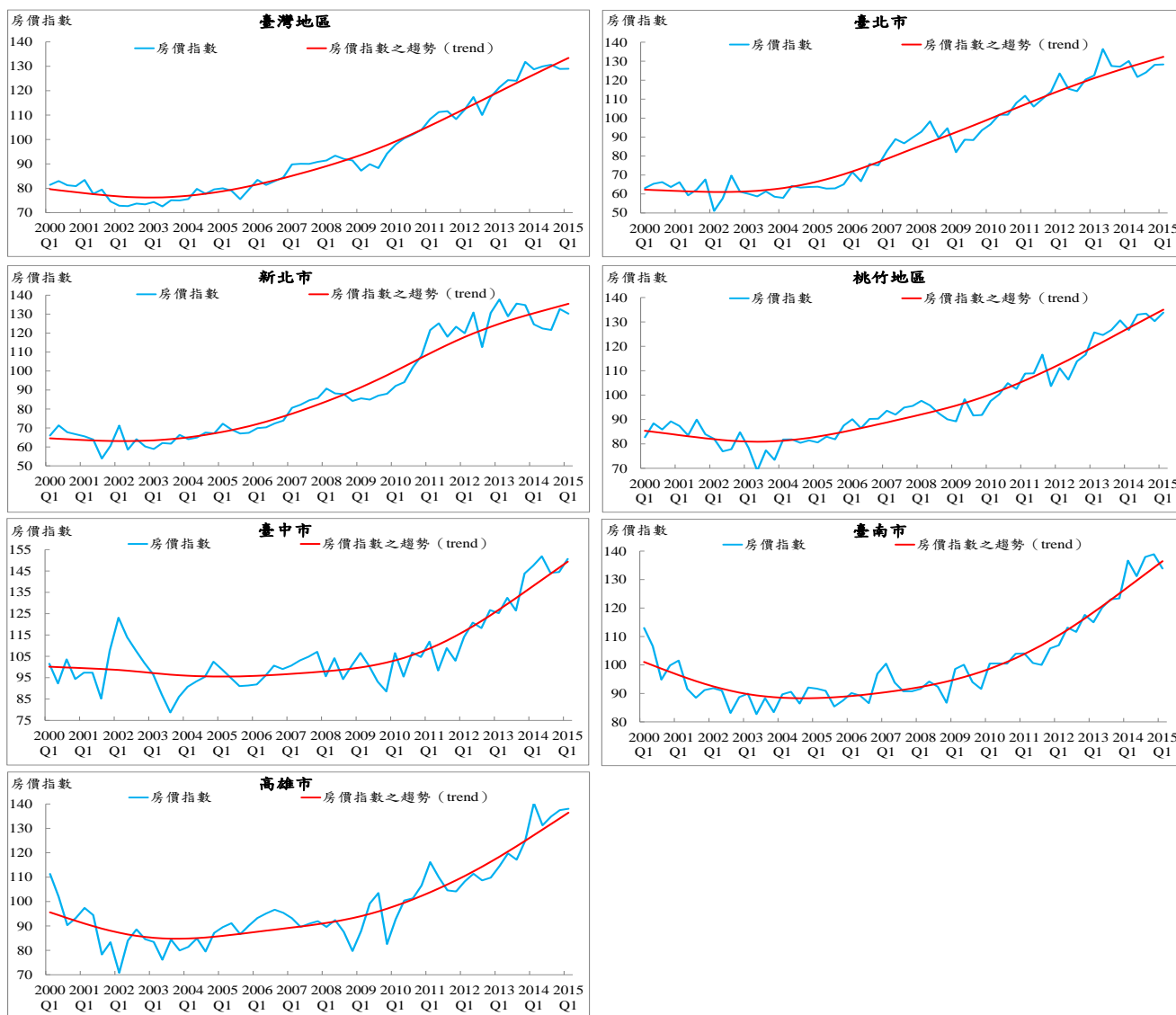
多數文獻採用Hodrick–Prescott過濾方法捕捉時間序列的趨勢，另可設定適當的上下界限（趨勢± δ 個標準差）作為門檻，作為判斷有無泡沫現象發生的依據。HP過濾法的概念係在時間序列中分解出一穩定序列（隨機趨勢），藉由最小化目標函數，計算出變數長期趨勢的平滑估計值，並對於過度波動的趨勢予以懲罰項，如下所示：

$$\min \sum_{t=1}^T \{(y_t - trend_t)^2 + \lambda \times (trend_{t+1} - 2 \times trend_t + trend_{t-1})^2\}$$

其中 $\lambda > 0$ ，為平滑參數，Hodrick and Prescott (1997)建議設定 λ 為

100 (年資料)、1600 (季資料)¹⁴、14400 (月資料)，不過Ravn and Uhlig (2002)發現月資料設定 λ 為129000，年資料設定 λ 為6.25可使景氣循環成分具有相似的週期性。HP過濾法優點是使用容易，並能夠觀察出時間序列的景氣循環 (booms and busts)，而缺點係於樣本區間內易觀察到過於頻繁的景氣循環 (booms and busts) 且樣本具有相依性 (sample dependent)，容易產生自我相關的問題。事實上，本文亦採用遞迴式 (recursive) Hodrick–Prescott過濾法與Hodrick–Prescott過濾法，兩者結果相比較，並無太大差異，且上述缺點仍然存在。

圖7：房價及其趨勢項之走勢–Hodrick–Prescott過濾法



¹⁴ 季資料設定 $\lambda=1600$ ，不一定適用所有國家的情況。

由圖7，以臺灣地區整體來看，全球金融危機過後，房價指數下降，於2011年第2季上漲超過市場趨勢，而後回復正常，此與2010年6月及12月央行控管房市風險所採行的總體審慎措施，以及財政部開始課徵奢侈稅等政策效果逐步發酵有關。另外，2013年第4季又再度超出市場趨勢，至2014年第2季才回復至市場趨勢，可能係因中央銀行於2013年12月對銀行的自律控管措施以及隔年6月的增修房市規範政策有關。

(二) 寬頻過濾法 (band-pass filter)

1. Baxter–King過濾法：

Baxter and King (1999)提出一種固定區間之對稱線性的寬頻過濾法，從時間序列中分解出趨勢項、循環項及不規則成分，其中趨勢項對應低頻部分，不規則成分對應高頻部分，循環項則對應中頻部分。Baxter and King提出的近似移動平均形式如下：

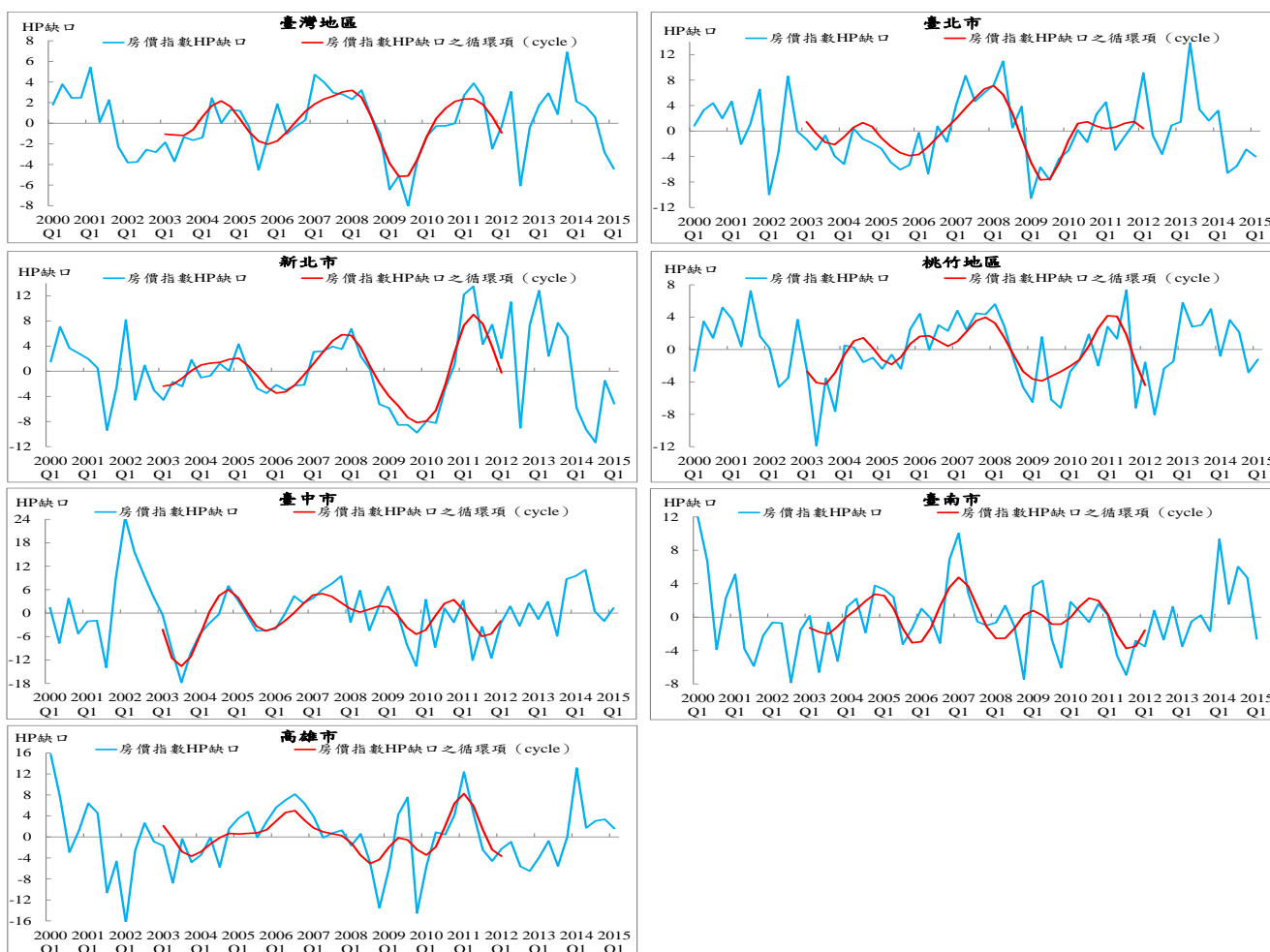
$$c_t = \sum_{j=-q}^q \hat{b}_j y_{t-j}$$

$$\hat{b}_j = b_j - \bar{b}_q, \hat{b}_{-j} = \hat{b}_j, \bar{b}_q = (2q + 1)^{-1} \sum_{j=-q}^q b_j$$

欲使近似結果良好，則j要很大，否則會有漏損 (leakage) 與壓縮 (compression) 的現象。不同於Hodrick–Prescott過濾法，在季資料或者更高頻率的資料上，Baxter–King過濾法較具優勢，因Hodrick–Prescott過濾法通常會遺漏不規則成分 (高頻部分)。

Baxter–King過濾法的缺點係會損失資料。觀察下頁圖8發現，整個臺灣地區、台北市、新北市及桃竹地區均於2007年至2008年房地產價格出現泡沫情形，而後因全球金融危機發生，導致泡沫消失。

圖8：房價缺口及其循環項之走勢-Baxter-King過濾法



2. Christiano-Fitzgerald過濾法：

由Christiano and Fitzgerald (2003)提出，為全樣本非對稱寬頻過濾法 (full sample asymmetric filters)，藉由極小化平均平方誤差 (mean square error, MSE) 得到權重。該方法的權重不僅隨著時間變化，亦不會損失資料 (不同於Baxter-King過濾法會缺少資料)，並允許領先與落後資料的權重不同，如下所示：

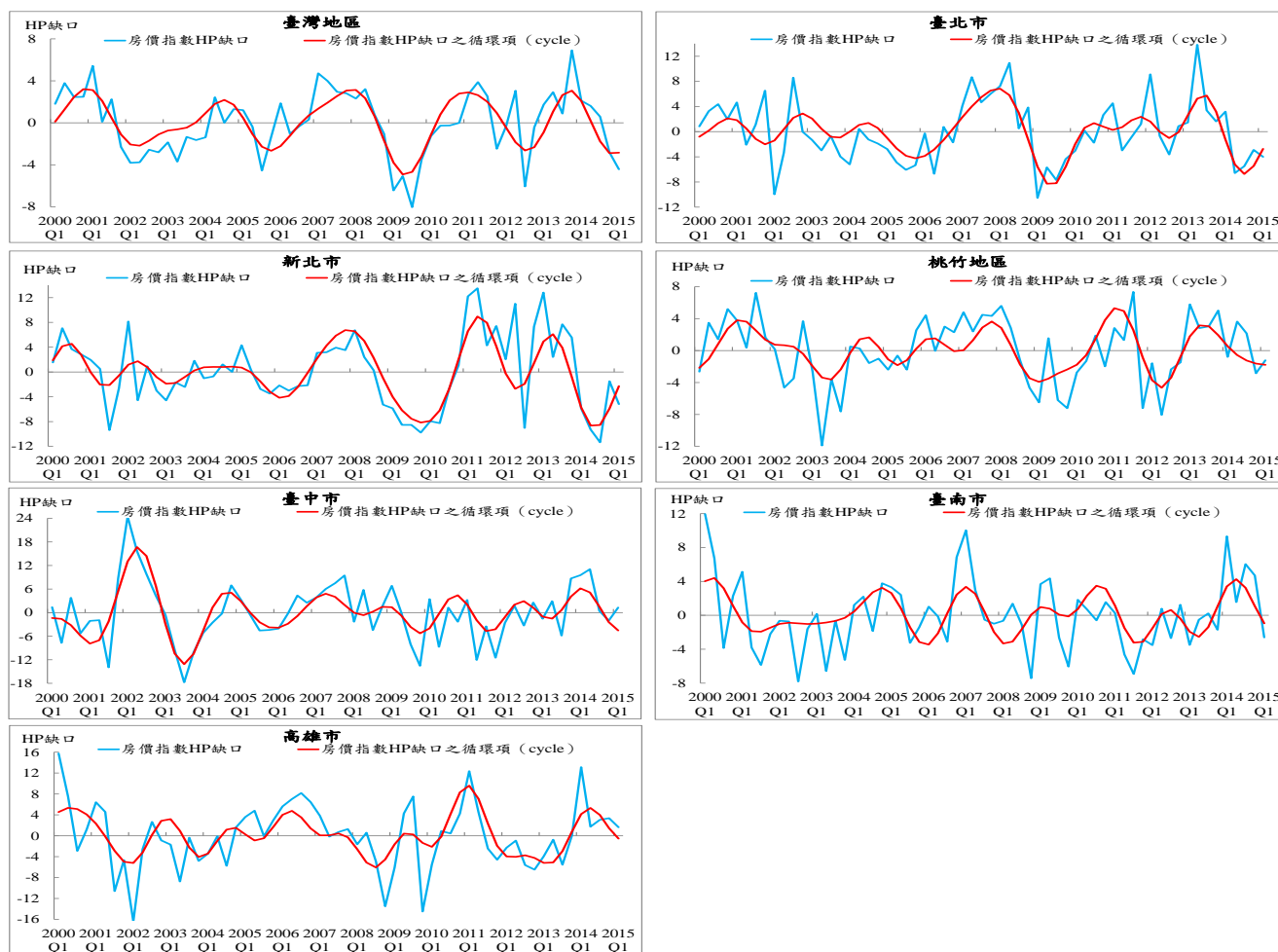
$$c_t = b_0 y_t + \sum_{j=1}^{T-t-1} b_j y_{t+j} + \tilde{b}_{T-t} y_T + \sum_{j=1}^{t-2} b_j y_{t-j} + \tilde{b}_{t-1} y_1$$

$$\tilde{b}_{T-t} = -\frac{1}{2} b_0 - \sum_{j=1}^{T-t-1} b_j, \quad \tilde{b}_{t-1} = -\frac{1}{2} b_0 - \sum_{j=1}^{t-2} b_j,$$

其中 b_0, b_1, \dots 是權重， \tilde{b}_{T-t} 與 \tilde{b}_{t-1} 是權重的線性函數。

Baxter and King (1999)的循環波型較著重固定週期與對稱現象，此與非對稱的Christiano–Fitzgerald過濾法方法不同。在先驗上，無論景氣或金融循環，並沒有固定對稱波型的現象，故採用非對稱的Christiano–Fitzgerald過濾法似乎是較適當的方法。

圖9：房價缺口及其循環項之走勢–Christiano–Fitzgerald過濾法



從圖9發現，除了高雄市於2006年出現房地產價格泡沫情形外，其他樣本地區則係於2007年出現泡沫情形，不過，均於全球金融危機發生後泡沫消失，而於2010年上漲超過市場基本面價值，至2011年後回復正常，此與財政部課徵奢侈稅，及央行於2010年6月與12月採行健全房市措施，政策逐步發酵有關。然而，北部區域於2013年房地產價格再度出現泡沫，中南部區域則是於2014年出現泡沫，分別於2014

年下半年先後回復至市場基本價值，應與央行於2014年6月增修房市管制政策有關。

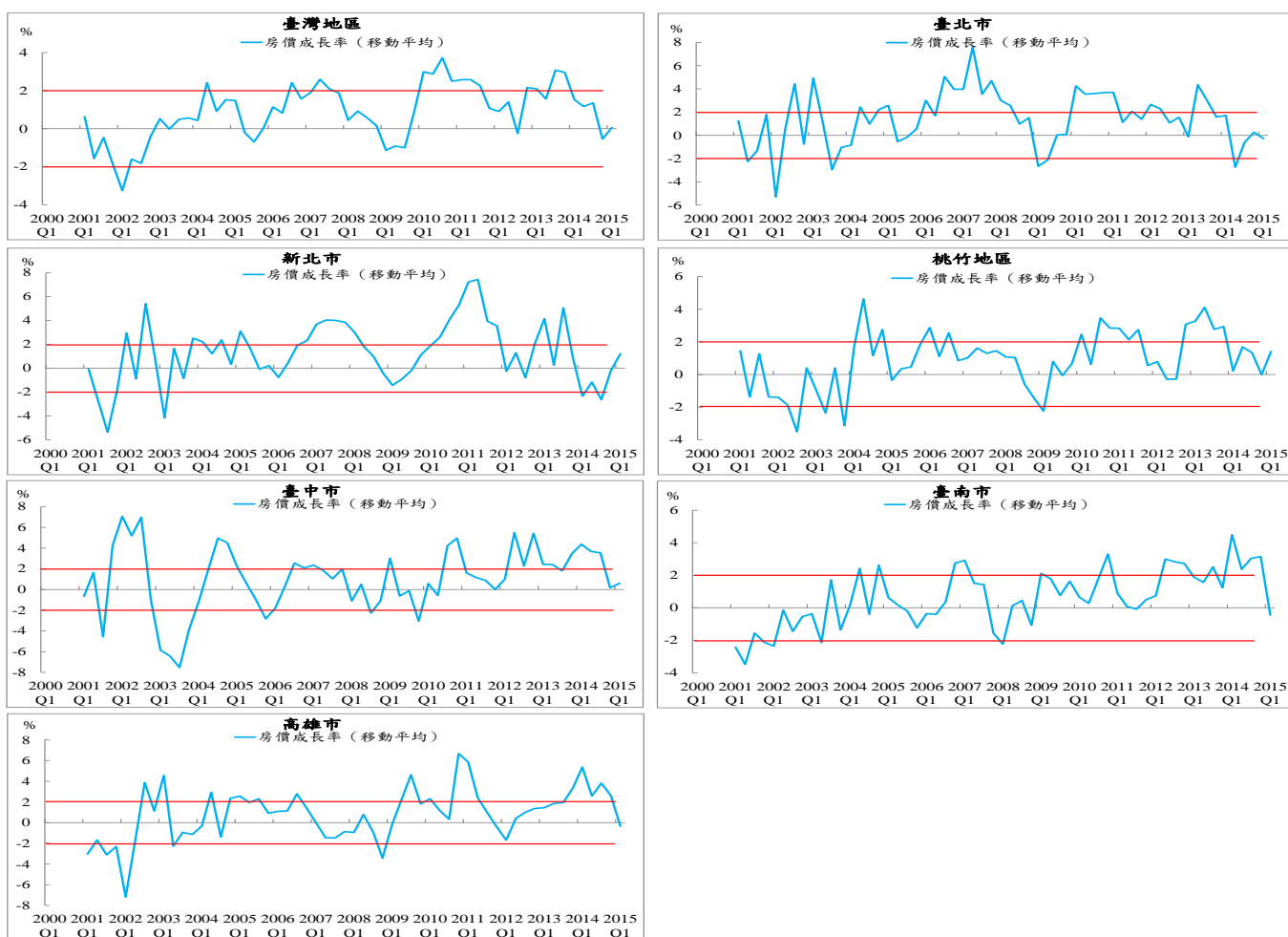
(三) 移動平均過濾法 (moving average filter)

移動平均是簡易的線性過濾方法，其公式如下：

$$\hat{x}_t = \frac{\sum_{i=-l}^f \omega_i x_{t+i}}{\sum_{i=-l}^f \omega_i}$$

其中 \hat{x}_t 係移動平均， x_t 是欲平滑化的變數， ω_i 為權重， l 與 f 分別為落後期數與領先期數。首先，計算出各地區各季的房價成長率再取移動平均，再設定上下限¹⁵，結果如圖10所示：

圖10：房價成長率之走勢-移動平均過濾法



¹⁵ 不同地區或可設定不同區間，因為所得與購買意願不同。

上述過濾法，HP過濾法是試圖找出資產價值的時間趨勢作為市場的基本價值，另可設定上下限，觀察真實價格是否偏離所設定的區間；寬頻過濾法主要在捕捉時間序列的循環模式（cycle），而將時間序列處於零至正向景氣循環之頂點（0, peak）的期間視為資產擴張行為；移動平均過濾法則係觀察資產成長率的移動平均是否超過所能容忍的上下限。

不同的過濾方法，在量化上提供相似的結果，但在質化上卻可能產生不同結果，因為這些過濾方法或多或少都捕捉到類似的情況，但由於它們的持續期間與不對稱程度的設定，可能導致顯著的差異結果，因此，須謹慎選擇所偵測的方法與上下限，持續觀察泡沫情形，以確保強韌的結果。

（四）改良的ADF單根檢定

此一新偵測技術由Phillips, Wu and Yu (2011)及Phillips, Shi and Yu (2013)提出。該方法是建立在遞迴及滾動的ADF單根檢定，並利用ADF單根檢定之右尾變異，其優點是不需要估計市場基本面價值，仍可清楚顯示出泡沫生成時點。兩篇文獻均指出利用遞迴及滾動的檢定方法對偵測資產價格泡沫具有高度的檢定力。

Phillips, Shi and Yu (2013)，假設時間序列伴隨著漸近微小的漂移項（asymptotically negligible shift），其符合隨機漫步過程。

$$y_t = dT^{-\eta} + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \theta=1$$

其中，d是常數，係數 η ，當樣本數T趨近無窮大時，可控制飄移項的大小， ε_t 是誤差項。Phillips, Shi and Yu (2013)，將d、 η 與 θ 設定為1，而Phillips, Wu and Yu (2011)則將係數 η 設定無窮大，即假設資產價格符合隨機漫步過程，但不具飄移項。

軟體Eviews中add-in的rtadf有四個檢定方法，如：標準ADF單根檢定、滾動ADF單根檢定（rolling ADF）、最小上界¹⁶ADF單根檢定（supremum ADF，以下簡稱SADF）以及一般化最小上界ADF單根檢定（generalized SADF，以下簡稱GSADF），是基於下列縮減式：

$$y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

y_t 資產價格（如：股價、房地產價格）， μ 是截距項， p 是最大落後期數， ϕ_i 資產價格差分後落後項之係數， ε_t 是誤差項。

檢定泡沫（或稱擴張性的行為）是基於標準ADF單根檢定的右尾變異，其虛無假設係資產價格具有單根（ $H_0: \delta = 1$ ），而對立假設為資產價格具有輕度擴張的自我迴歸係數（ $H_1: \delta > 1$ ），即樣本期間內，資產價格呈現擴張性的行為，換句話說，樣本期間至少存在一個資產價格泡沫現象。

SADF與GSADF差別在於，前者僅適用於偵測單一泡沫，一旦時間序列具有數個泡沫，則SADF的檢定力下降，此時，應採用GSADF，能夠偵測出多個泡沫，且檢定力仍佳。因此，主要採用GSADF檢定方法，偵測臺灣房地產價格是否具有泡沫現象，結果如下：

表5：GSADF檢定

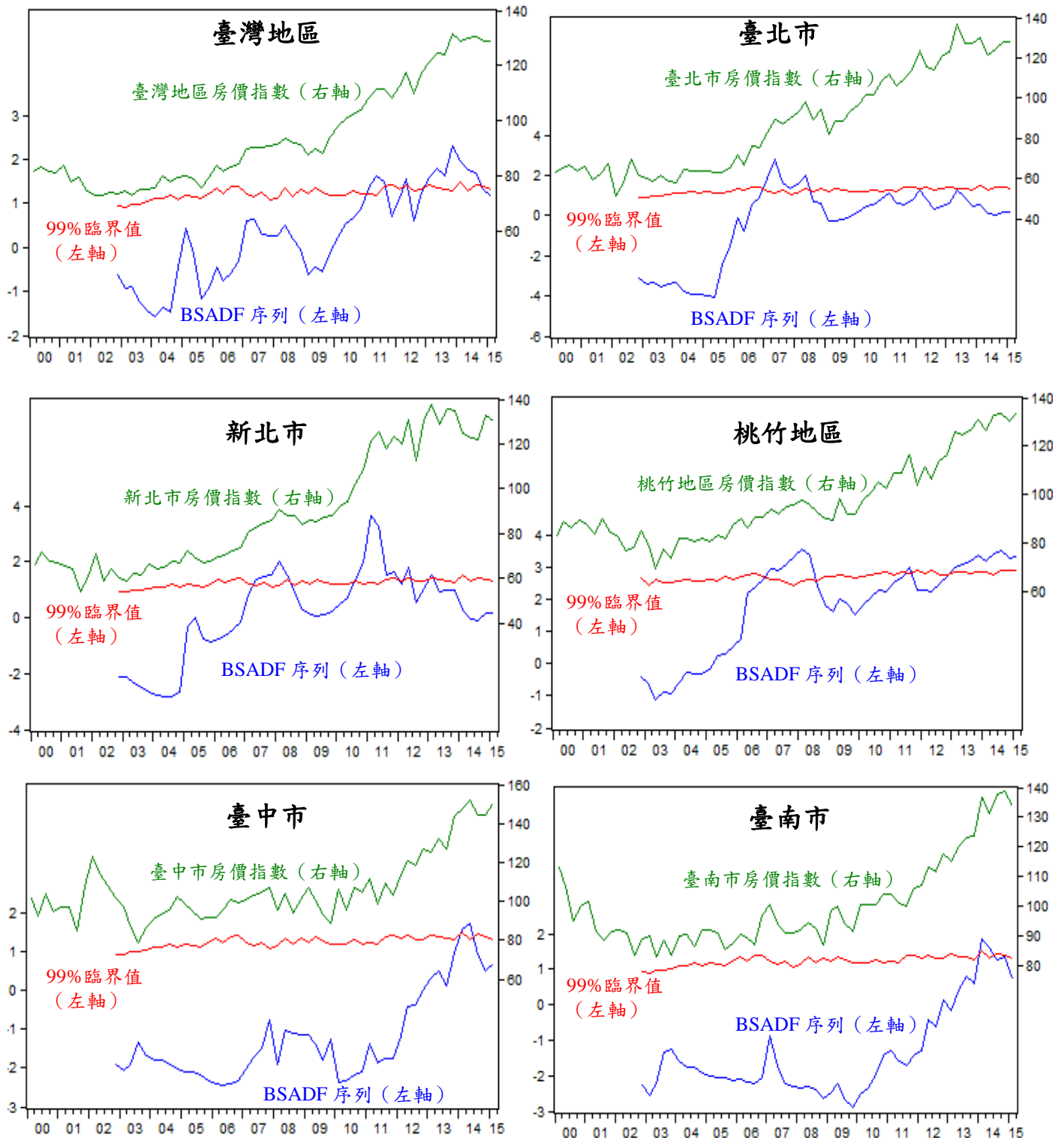
房價指數	臺灣地區	臺北市	新北市	桃竹地區
統計量	2.2894**	2.7945**	3.6338***	3.5622**
房價指數	臺中市	高雄市	臺南市	
統計量	1.7059*	2.9786***	1.8393*	

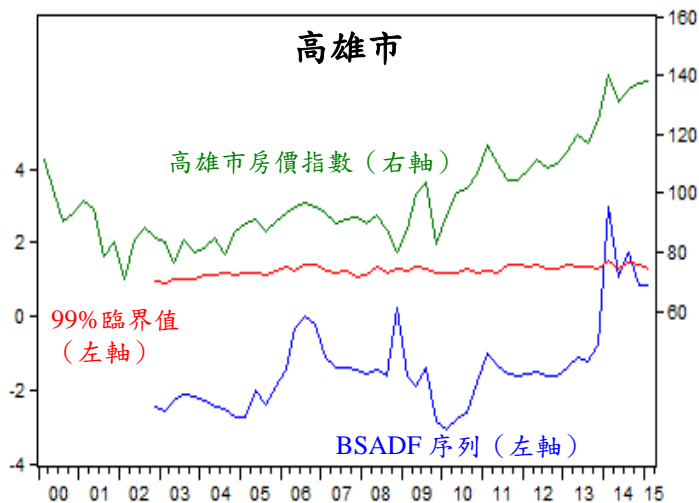
GSADF檢定之虛無假設為 $\delta=1$ ，即資產價格具有單根；對立假設為 $\delta>1$ ，即樣本期間內至少存在一個資產價格泡沫現象。*：10%顯著水準、**：5%顯著水準、***：1%顯著水準。

¹⁶ (1) $\forall a \in A, a \leq \alpha$; (2) $\forall \epsilon > 0, \exists a \in A, a > \alpha - \epsilon$ ，故稱 $\alpha \in \mathbb{R}$ 是集合A的最小上界（即 $\alpha = \sup A$ ）。第（1）式說明 α 是一個上界，而第（2）式說明當 α 往下降 ϵ 單位後， $\alpha - \epsilon$ 便不再是上界，即 α 確實為最小上界，此即「最小上界公理」。

從表5檢定結果，均達到10%的統計水準，可知各區域（臺北、新北、桃竹、臺中、高雄與臺南）與整個臺灣地區於樣本期間2000年第1季至2015年第1季，房地產價格至少存在一個泡沫現象。

圖11：各地區房價指數之GSADF結果，2000年Q1至2015年Q1





註：BSADF 序列 (backwards supremum ADF sequence) 係可逆最小上界之 ADF 統計量，與 GASDF 統計量相關，並表示成 $GASDF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{BSADF_{r_2}(r_0)\}$ 。

根據圖11的結果¹⁷顯示，臺灣地區於2007年第1季與第2季房價雖開始攀升，不過尚未超過臨界值，而後便再度下降，房地產價格之擴張性行為並未維持很長時間，主要係因為全球金融危機，國際金融市場動盪，衝擊資產價格所致。於2011年第1季臺灣房價出現泡沫現象，然而，至同年第3季泡沫便開始消退，該現象與央行於2010年6月實施特定地區購屋貸款規範、同年12月實施擴大特定地區購屋貸款規範並實施土地抵押貸款規範，加以2011年6月財政部實施奢侈稅等政策效果逐步發酵有關。

雖於2012年第2季房價泡沫現象再度出現，同年6月央行實施購置高價住宅貸款規範後，同年第3季房屋價格回歸市場基本面。接著，於2013年第1季受到民眾預期心理與投資客拉抬房價，使得房地產價格偏離市場基本面價值，該泡沫現象於2013年第4季達到高點，而後泡沫現象開始衰退，此與央行於2013年12月督促銀行對房貸及工業區土地抵押貸款訂定自律規定抑制了房價泡沫有關。另外，於2014年6月央行增修購置住宅貸款相關規範，房價泡沫至2014年第4季便回歸市場基本面價值，迄今房地產價格尚合乎市場基本面價值。

就新北市與臺北市結果來看，均於2007年第1季至2008年第2季期間，存在泡沫現象，而於全球金融危機發生後泡沫消失。新北

¹⁷ 整個臺灣地區及各區域的 GSADF 結果均與過濾法的結果有差異。

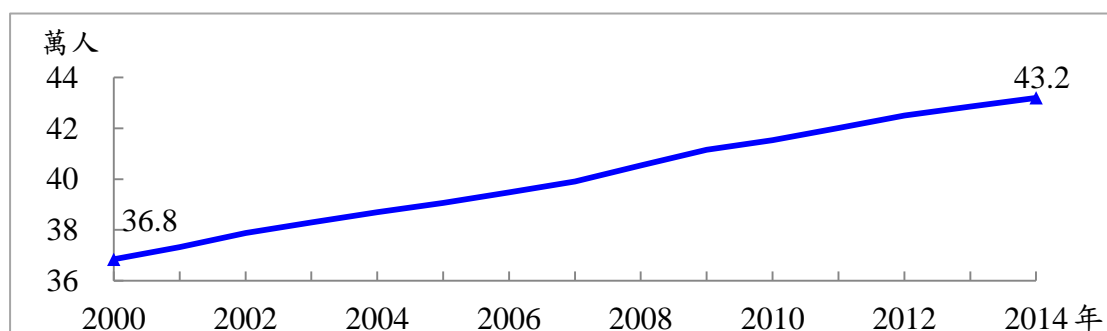
市又於2010年第3季房價開始偏離市場基本面價值，受到政府政策抑制房價，泡沫現象於2011年第2季開始消退，雖於2012年第2季與2013年第1季既有泡沫現象產生，但並未持久泡沫現象便消失。而臺北市則是於2010年第4季、2011年第4季、2012年第1季與2013年第1季房價呈現攀升情形，但均未偏離市場基本面，加以受到相關政策影響，抑制了房價攀升情形。

中南部區域（臺中市、高雄市與臺南市）不同於過濾法結果，該區域僅2014年上半年才出現房地產泡沫現象，不過均於2014年第4季回復至市場基本面價值所能解釋的情形。

特別的是，桃竹地區於2007年第1季至2008年第2季期間，房地產價格呈現擴張性現象，雖然全球金融危機過後回復正常，然於2013年第1季再度偏離市場基本面價值，房價持續攀升，迄今仍具有泡沫現象。

總括而言，近期的相關房價政策確實抑制了房地產價格的泡沫行為，然臺灣的房地產價格，僅餘桃竹地區於2015年第一季度仍存有泡沫現象，可能係因新竹市為電子、科技重鎮，民眾為了工作方便，避免舟車勞頓，置產可能性高，故對房屋的需求自然居高不下。從圖12新竹市的人口趨勢來看，新竹市人口一直呈現增加趨勢。是故，人口不斷遷入、增加，對房屋需求不減，致房地產價格仍具擴張性行為。

圖12：新竹市人口數趨勢圖



資料來源：內政部戶政司人口統計網。

三、政策意涵

改良的單根檢定（SADF與GSADF）不需要評估市場基本價值，主要著重於資產價格上漲是否偏離市場基本面價值，並不針對資產價格下跌進行偵測，且能夠明確指出發生泡沫的時間點。

從實證結果來看，臺灣地區與其他區域均存在至少一個泡沫現象。就相關政策措施來看，如：奢侈稅以及央行的健全房市政策與房市信用管制政策，均有助於抑制房地產價格的擴張性行為，惟應注意桃竹地區的房地產價格仍偏離市場基本面價值。

偵測的結果能作為預警指標。政府或主管機關可以針對資產泡沫做相關配套政策，避免引發不良的骨牌效應。因此，該方法不僅能夠作為危機預警指標，更有助於動態財務危機預警系統的建立。

陸、心得與建議

一、心得

- （一）本次研討會的重點是蒐集金融市場的有用資訊，藉由擷取在事情發生的表面下的資訊，尋求驅動的關鍵因素、傳導機制和新浮現的風險，其目的並不是為了瞭解個別機構的立場，而是對市場行為進行調查，以作為貨幣決策之參據。
- （二）蒐集市場資訊能增強中央銀行了解金融市場現況，並提供市場參與者對市場、產品、價格及市場反應的思維，亦提供新的質化觀點以執行量化分析，並針對那些沒有公開可用數據的市場與產品提供見解，以及偵測或預警貨幣與金融市場不穩定的跡象。

二、建議

- (一) 央行宜密切關注利率和資產價格（債券市場、外匯市場、選擇權市場、股票市場、房地產市場等），因為這些金融及總體變數是透過貨幣政策影響實體經濟活動和通貨膨脹的主要管道。擷取金融市場隱含的訊息，有助於央行掌握經濟與金融市場脈動，及時因應市場情勢，包括預測通膨、市場對貨幣政策的預期。
- (二) 資產價格與收益率具前瞻性，對經濟與金融狀況的及時訊息具有潛在價值，而金融市場的潛在最有價值的訊息往往需要理論模型輔以實證來萃取，這似可藉建立有效模型來完成。
- (三) 主要經濟體相繼實施量化寬鬆政策，後續可能引發的資產泡沫等問題；藉由模型偵測，事先從中獲得相關有用資訊，有利於採行因應對策以維持金融與經濟穩定。

參考文獻

- 沈中華 (1998) , 「影響台灣貨市利率的三因子」, 貨幣市場雙月刊, 第12期, 10月號, pp.4–7。
- Baxter, M. and King, R. G. (1999), “Measuring Business Cycles: Approximate Band–Pass Filters for Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.81, pp.575–593.
- Borgy, V., Clerc, L. and Renne, J. P. (2009), “Asset–price boom–bust cycles and credit: what is the scope of macro–prudential regulation,” *Banque de France Working Paper No. 263*.
- Breeden, D. and Litzenberger, R. H. (1978), “Prices of State–Contingent Claims Implicit in Option Prices,” *Journal of Business*, 9, pp. 621–51.
- Caspi I. (2014), “Rtadf: Testing for Bubbles with Eviews,” Bank of Israel and Bar–Ilan University.
- Christiano, L. J. and Fitzgerald, T. J. (2003), “The Band Pass Filter,” *International Economic Review*, Vol.44, No.2, pp.435–465.
- Guenster, N. K., Kole, H. J. W. G., and Jacobsen, B. (2009), “Riding Bubbles,” *ERIM Report Series in Management Erasmus Research Institute of Management*, No. ERS-2009-058-F&A.
- Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. (1997), “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No.1, pp.1–16.
- Karl, E. C. and Robert, J. S. (2003), “Is There a Bubble in the Housing

- Market,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2.
- Kindleberger, C. P. (1992), “Bubbles in Newman, P, Milgate, M and Eatwell, J (eds.),” *The new Palgrave dictionary of money and finance*, Vol. 1, London: Macmillan.
- Meyer R. and Jun Y. (2000), “BUGS for a Bayesian analysis of stochastic volatility models,” *Econometrics Journal*, Vol. 3, pp.198-215.
- Nelson, C. R., and Siegel, A. F. (1987), “Parsimonious Modeling of Yield Curves,” *Journal of Business*, Vol. 60, pp. 473–489.
- Phillips, PCB, Shi, S. and Yu, J. (2013), “Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500,” *Cowles Foundation Discussion Paper* No. 1914.
- Phillips, PCB, Wu, Y. and Yu, J. (2011), “Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: when did exuberance escalate asset values,” *International Economic Review*, Vol. 29, No. 1, pp. 201–26.
- Rubinstein, M. (1994), “Implied Binomial Trees,” *Journal of Finance*, Vol. 49, pp. 771–818.
- Rvan, M. and Uhlig, H. (2002), “On Adjusting the HP Filter for the Frequency of Observations,” *Review of Economics and Statistics*, 84, 371-375.
- SEACEN (2015), 「Extracting Information from Financial Market for Monetary Policy Making」 研習講義。
- Shimko, D. (1993), “Bounds of Probability,” *Risk*, 6, pp. 33–47.
- Smith, D. R. (2002), “Markov-switching and stochastic volatility

diffusion models of short-term interest rates,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, pp.183–197.

Taylor, S. J. (2005), “Asset price dynamics, volatility and prediction,” Princeton University Press.

Wright, J. H. (1999), “Testing for a unit root in the volatility of asset returns,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, pp.309.