東吳經濟商學學報　第一〇〇期
（民國一〇九年六月）：61-94.

台灣股票市場權益風險溢酬之分析

林育秀*

摘　要

本文探討台灣股市的權益風險溢酬，使用理性消費模型與考量展望理論的跨期消費模型，以 1976-2016 年的資料估算風險溢酬，並與歷史風險溢酬做比較。

本文實證發現，在全樣本期間、1976-1995 與 1996-2016 的子樣本期間，台灣股票市場的風險溢酬歷史平均值分別為 13.8800%、20.7272%與 7.3589%，理性消費模型估算的風險溢酬則分別為 0.2792%、0.5474%和 0.2331%，理性模型高估無風險利率並低估股票期望報酬率。加入展望理論的模型有助於解釋風險溢酬，且能同時解釋低無風險利率和高風險溢酬的現象：當相對風險趨避係數為 0.1971 時，無風險利率估算值將等於歷史平均值 2.9897%，在此風險趨避係數值之下，對應不同的價值函數相對比重，可以找到合理的損失趨避係數數值，使得股票期望報酬率與風險溢酬的估算值也等於歷史平均值。

關鍵詞：風險溢酬、展望理論、損失趨避

* 國立高雄科技大學金融資訊系副教授，地址：高雄市三民區建工路 415 號，Tel:(07) 3814526-16367，Fax:(07)6151205，e-mail: yushiu@nkust.edu.tw.

壹、緒 論

本文使用跨期消費模型估算台灣股票市場的長期風險溢酬，進而分析納入展望理論(Kahneman and Tversky, 1979)的價值函數之後，模型估算的權益風險溢酬是否能夠更為貼近歷史風險溢酬。Mehra and Prescott (1985)以美國 Standard & Poor 500 指數為研究標的，在1889-1978樣本期間，指數平均實質報酬率之歷史值為6.98%，平均實質無風險利率之歷史值為0.8%，風險溢酬值6.2%。Mehra and Prescott 使用CRRA (constant relative risk aversion)效用函數，在相對風險趨避係數小於10，主觀時間折現率(time discount factor)界於0至1的限制條件下，估算符合理論模型的無風險利率和風險溢酬。結果顯示理論模型無法解釋0.8%的無風險利率和6.2%的風險溢酬歷史值，模型能產生的風險溢酬最大值僅有0.35%，和歷史值6.2%差距相當大，稱為風險溢酬迷思(equity premium puzzle)。

自 Mehra and Prescott (1985)之後，諸多研究致力於解釋風險溢酬迷思，其中又以修正效用函數為主軸，包括在新古典理性模型的架構下修正或是引入行為財務學的角度進行修正[1]。前者如Constantinides (1990)考慮時間不可分離(time-nonseperable)的效用函數，當消費者的偏好呈現習慣的持續性(habit persistence)，效用將決定於當期消費和過去消費(subsistence consumption)的差距。Constantinides (1990)驗證，透過習慣持續性的模型設定，可以在低風險趨避程度、消費成長低變動性的情況下解釋高風險溢酬與低無風險利率，類似研究包括Abel (1990)，Boldrin *et al*. (1997)，Campbell and Cochrane (1999)和Otrok *et al*. (2002)等。其次，Epstein and Zin (1989)提出將風險趨避係數和跨期替代彈性分離的模型[2]，在相對風險趨避係數為45，替代彈性為0.1時，得到的風險溢酬和無風險利率估算值貼近歷史平均值（Weil, 1989表4），但該風險趨避程度仍相當高。

此後在新古典模型架構下修正者大致朝兩個方向發展，一是考慮消費或股利過程的時間變異性，Bansal and Yaron (2004)引入「長期消費風險」，假設預期的消費成長率具有時間變異性，在相對風險趨避係數為10，替代彈性為1.5時，得到極為符合歷史報酬率與波動度的估算值。另一研究方向為引入偏好的變異性，Melino and Yang (2003)假設視消費成長率的高低，相

對風險趨避係數有兩個可能的出象，然後推估能夠解釋美國歷史報酬率平均值與標準差的相對風險趨避係數與跨期替代彈性，發現相對風險趨避係數必須與成長率成反向變動，而跨期替代彈性則須與成長率有微弱的正向關係。晚近有關於風險溢酬迷思的研究，多立基於這兩個修正觀點去作改進與衍伸，如 Epstein *et al*. (2014)，Thimme and Volkert (2015)，Andreasen and Jorgensen (2019)與 Shi (2019)等。

引入行為財務概念的修正源自Benartzi and Thaler (1995)，Benartzi and Thaler結合心理帳戶(mental accounting)和損失趨避(loss aversion)，認為高風險溢酬是對短視損失趨避(myopic loss aversion)投資人承擔短期股價波動風險的補償。Benartzi and Thaler 指出短視投資人以短期的框架評估投資報酬，將每期的報酬分隔成不同的心理帳戶，而非使用長期累積報酬或平均報酬的觀點進行評估；而且投資人為損失趨避者，損失帶來的負向效果要大於等額利得的正向效應，綜合這兩個因素，此類投資人所要求的風險貼水會超過理性模型的預測。Barberis *et al*. (2001)（以下簡稱 BHS）將短視損失趨避概念納入跨期消費模型，探討風險溢酬迷思和波動度迷思(volatility puzzle)[3]，模型假設投資人的效用同時受到消費水準和財富變化的影響，BHS 使用展望理論的價值函數架構財富變化所產生的效用，並且假設投資人過去的投資損益會影響損失趨避的程度，損失趨避程度隨著過去投資損失的增加而變大。

BHS (2001)結合展望理論與跨期消費模型估算 1926-1995 年美國 NYSE 的風險溢酬，發現結合展望理論確實有助於解釋風險溢酬。樣本期間的風險溢酬歷史平均值和波動度分別為 6.03%和 20.02%，加入展望理論前，理性跨期消費模型估算的風險溢酬和波動度分別為-0.65%和 12%，風險溢酬低估 6.68%，波動度低估 8.02%。加入展望理論後，倘使損失趨避程度固定不變（損失趨避係數為常數），當價值函數相對比重設定為 100，模型估算的風險溢酬值和標準差分別為 2.88% 和 12%，風險溢酬低估的程度改善了 3.5%，但仍無法解釋波動度。倘使損失趨避係數會隨著過去投資損失的增加而變大，並讓損失趨避程度放大的參數值設為 8 倍，則同樣在價值函數相對比重設定為 100 時，模型估算的風險溢酬和標準差提高到 5.88% 和 24.04%，風險溢酬僅低估 0.15%，且解決波動度迷思的問題。

不考慮效用函數的修正，Fama and French (2002)嘗試從基本價值（股利

或盈餘）的變動解釋風險溢酬，Fama and French 採用股利成長模式及盈餘成長模式估算美國股票市場 1872-2000 年的風險溢酬，兩種模式估算的風險溢酬都低於歷史值，分期研究發現這個結果主要來自於 1951-2000 年，該段期間的風險溢酬歷史值為 7.43%，股利成長和盈餘成長模式的估算值分別為 2.55% 和 4.32%，而 1872-1950 年期間股利成長模式的估算值 4.17% 則相當接近於歷史風險溢酬 4.40%。簡瑞璞(2004)根據股利成長模式與盈餘成長模式，估算 1991-2003 年的台股實質超額報酬分別為 0.6% 和 -4.3%，而同期間的台股實質超額報酬算術平均值為 1.69%，已然相當低，但基本面因素仍然低估市場風險溢酬。莊英琴(2009)研究 1962-2004 年的台股實際風險溢酬為 15.86%，但是其從股利成長模式和盈餘成長模式卻得出較高的風險溢酬估算值。

本文參考 BHS (2001)，結合展望理論與跨期消費模型估算台灣股市的風險溢酬，主要考量如下，第一，如前段所述，以股利或盈餘成長模式並無法解釋風險溢酬，故選擇從投資人偏好的角度切入，而在消費以外，納入投資損益作為直接影響投資人效用的模型應更貼近台灣投資人的偏好。第二，根據林美珍與楊念慈(2017)和王韻怡等人(2016)彙整行為財務學於台灣市場的研究，探討投資人行為偏誤與資產訂價異常現象是行為投資學實證文獻的兩大主軸，前者如過度自信、處分效果及從眾行為等均發現存在於台灣市場，後者則著重於橫斷面股票期望報酬差異的異常現象，相對而言，由行為財務學角度討論整體股票市場的文獻仍屬少數。此外，台灣股市在橫斷面資產訂價所呈現的異常現象有別於美國或其他已開發國家（林美珍與楊念慈, 2017），而且較之於已開發國家，台灣股市具有較高比例的散戶，市場存在漲跌幅限制等特性。因此本文使用展望理論模型估算風險溢酬，可更豐富行為財務學應用於台灣整體股票市場的文獻，由估算結果與 BHS (2001) 的比較，亦可進一步探討該模型應用於台灣與美國的差異性。

觀察實際資料，台灣市場股利成長的波動度頗高，接近於股票報酬的歷史波動度，波動度低估的問題不大，因此本研究設定展望理論的價值函數時，僅考慮損失趨避程度固定不變的情況。本文實證結果顯示，台灣股票市場在 1976-2016 年的全樣本期間、1976-1995 年與 1996-2016 年的子樣本期間，風險溢酬的歷史平均值分別為 13.8800%、20.7272% 與 7.3589%，加入展望理論前，理性跨期消費模型估算的風險溢酬分別為 0.2792%、0.5474% 和 0.2331%，

嚴重低估風險溢酬。理性跨期消費模型不但低估股票報酬率，同時也高估無風險利率，在全樣本期間、1976-1995 年與 1996-2016 年期間，無風險利率分別高估了約 4%、5%和 3%，而股票報酬率分別低估了約 10%、15%和 4%。因此若欲藉由提高相對風險趨避係數來解釋高風險溢酬，將如同 Mehra and Prescott (1985)和其他文獻所指出，會更加高估無風險利率，因此理性跨期消費模型無法同時解釋實際資料呈現的低無風險利率和高風險溢酬。

其次，加入展望理論有助於解釋風險溢酬迷思，在相對風險趨避係數設定為 1，損失趨避係數設定為 2.25 時，倘若將展望理論價值函數的相對比重由 0（理性模型）提高到 5，則全樣本期間、1976-1995 年與 1996-2016 年期間的風險溢酬估算值將大幅提高到 10.9131%、12.8209%和 9.0972%，其中 1996-2016 期間的估算值 9.0972%甚至已經超過了歷史均值 7.3589%。然而相對風險趨避係數設定為 1 時，無風險利率高估的問題仍然存在，加入展望理論僅能縮小股票報酬率低估的程度，譬如在全樣本期間，當展望理論價值函數的相對比重為 5 時，無風險利率仍然高估 4%左右，股票報酬率估算值已經提高到 17.8194%，由理性模型的低估 10%變成略為高估 1%（歷史均值 16.8697%），因此能將理性模型風險溢酬低估約 14%的幅度縮小到僅低估 3%。

本文最後討論加入展望理論的模型，是否能在合理的參數值範圍，同時解釋實際資料呈現的低無風險利率與高風險溢酬現象。在全樣本期間，滿足「無風險利率估算值等於歷史值」的相對風險趨避係數是 0.1971，遠低於原本的設定值 1，但仍為合理的正值；在這樣低的風險趨避係數，發現對應不同的價值函數相對比重，滿足「股票報酬率估算值等於歷史值」的損失趨避係數值落在 2.57~3.33 之間，與原本的設定值 2.25 相比較，尚在可接受範圍。因此本文認為全樣本期間，考量展望理論的跨期消費模型確實能在合理的參數值範圍內，同時解釋無風險利率高估與風險溢酬低估的問題。

本文其餘內容安排如下，第二節為研究模型與方法，介紹模型的設定與推導，說明本文估計模型參數和計算歷史報酬率的方式。第三節為實證結果分析，說明理論模型的估算結果，與歷史報酬做比較，並分析參數變動對於模型估算結果的影響，最後第四節為結論與建議。

貳、研究模型與方法

本文使用兩個模型:不含展望理論的跨期消費模型與加入展望理論的跨期消費模型，估算台灣股票市場長期的權益風險溢酬。本節首先依據 BHS (2001)介紹這兩個模型的設定和推導，然後說明模型參數的估計和設定，最後解釋歷史報酬率的計算。

一、不含展望理論的跨期消費模型

跨期消費模型假設個人追求跨期預期效用的總和極大，每期效用水準取決於當期的消費。代表性個人每期必須決定當期的消費C_t，投資於無風險資產和風險性資產的金額B_t和S_t，風險性資產可在未來產生一系列股利產出D_t，令無風險資產的報酬為R_f，風險性資產於t期至$t+1$期的報酬為R_{t+1}，每期的期初財富為W_t，模型表示如(1)式：

$$
\begin{aligned}
&\text{Max}\quad E[\sum_{t=0}^{\infty}\rho^t U(C_t)] = E[\sum_{t=0}^{\infty}\rho^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}] \\
&W_t = C_t + B_t + S_t, \quad W_{t+1} = B_t \times R_f + S_t \times R_{t+1},
\end{aligned}
\tag{1}
$$

ρ 為時間偏好率，γ 為相對風險趨避係數。模型(1)式的極大化得到兩條Euler方程式如下:

$$
1 = \rho R_f E[(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\gamma}] \tag{2}
$$

$$
1 = \rho E\,[R_{t+1} \times (\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\gamma}] \tag{3}
$$

根據這兩條Euler方程式，以及給定的消費過程(consumption process)和股利過程(dividend process)，可估算無風險報酬和風險性資產報酬。BHS (2001)對於消費和股利過程假設了兩種不同的情況：(1)實質消費與現金股利具有相同的過程，(2)實質消費與現金股利具有不同的過程，以下推導假設實質消費與現金股利具有不同的過程。實質消費與股利過程分別假設如(4)、(5)式：

$$\log(\frac{C_{t+1}}{C_t}) = g_C + \sigma_C \eta_{t+1} \tag{4}$$

$$\log(\frac{D_{t+1}}{D_t}) = g_D + \sigma_D \varepsilon_{t+1} \tag{5}$$

其中η_t和ε_t為隨機項，遵循標準常態分配，並假設兩者的相關係數為ω。換言之，(4)(5)兩式假設實質消費與實質股利的成長為對數常態分配，且每期相同，g_C代表實質消費支出的平均成長率，g_D代表實質現金股利的平均成長率，σ_C為實質消費支出成長率的標準差，σ_D為實質現金股利成長率的標準差，本文成長率數字是以前後兩期數值的對數差(log difference)來定義。

根據第(5)式，股票報酬R_{t+1}可以表示為：

$$R_{t+1} = \frac{D_{t+1} + P_{t+1}}{P_t} = \frac{1 + P_{t+1}/D_{t+1}}{P_t/D_t} \times \frac{D_{t+1}}{D_t} = \frac{1+f}{f}\exp(g_D + \sigma_D \varepsilon_{t+1}) \tag{6}$$

(6)式的$f \equiv P/D$為股價股利比，假設其為常數，不會隨著時間變動。在此假設之下，風險性資產報酬的波動完全來自於股利成長的變動，股票期望報酬$E(R_{t+1})$為:

$$E(R_{t+1}) = \frac{1+f}{f}\exp(g_D + \frac{1}{2}\sigma_D^2) \tag{7}$$

由Euler方程式以及實質消費與股利過程(4)、(5)式，解出無風險報酬和股價股利比為(8)式和(9)式，證明請見附錄1 (Barberis and Thaler, 2003)。

$$R_f = \frac{1}{\rho}\exp(\gamma g_C - \frac{1}{2}\gamma^2 \sigma_C^2) \tag{8}$$

$$1 = \rho \frac{1+f}{f}\exp(g_D - \gamma g_C + \frac{1}{2}(\sigma_D^2 + \gamma^2 \sigma_C^2 - 2\gamma \sigma_C \sigma_D \omega)) \tag{9}$$

由(9)式解出$(1+f)/f$代入(7)式，股票期望報酬將表示為：

$$E(R_{t+1}) = \frac{1}{\rho}\exp(\gamma g_C - \frac{1}{2}\gamma^2\sigma_C^2 + \gamma\sigma_C\sigma_D\omega) \tag{10}$$

比較(10)式與(8)式可知，風險溢酬決定於相對風險趨避係數γ，以及實質股利成長與實質消費成長的共變異數$\sigma_C\sigma_D\omega$，當投資人越害怕風險，或是股票的系統性風險越大時，風險溢酬越高。相對風險趨避係數變動對於無風險報酬與股票期望報酬的影響如下：

$$\frac{\partial R_f}{\partial\gamma} = (g_C - \gamma\sigma_C^2)\times R_f\text{，}\frac{\partial E(R_{t+1})}{\partial\gamma} = (g_C - \gamma\sigma_C^2 + \sigma_C\sigma_D\omega)\times E(R_{t+1})$$

只要γ值不要過高，偏微分的結果為正數，無風險報酬和股票期望報酬為相對風險趨避係數的正向函數，故由(7)式可知，股價股利比f為相對風險趨避係數的負向函數，當風險趨避係數越大，投資人會要求更高的期望報酬，使得股票價格下跌，股價股利比降低。

將模型參數值代入(8)式和(10)式可得到無風險報酬和股票期望報酬的估算值，進而估算權益風險溢酬，然後將估算出的風險溢酬跟歷史風險溢酬平均值作比較，檢驗台灣股票市場是否存在風險溢酬迷思。其次，假設股價股利比不隨時間變動時，實質股利成長率波動度σ_D即為股票報酬波動度的估算值，故將σ_D與股票報酬的歷史波動度作比較，亦可觀察台灣股票市場是否存在波動度迷思。最後，將參數值代入(9)式可得到股價股利比的估算值。

二、包含展望理論的模型

Benartzi and Thaler (1995)提出短視損失趨避假說來解釋風險溢酬迷思，主張具有損失趨避態度的投資者，若必須在短期間評估投資績效，將會要求相當高的風險貼水，方才願意將資金投資在風險性資產。BHS (2001)採用此概念，將展望理論的價值函數納入目標函數設定如(11)式：

$$\text{Max }\ E\{\sum_{t=0}^{\infty}[\rho^t\frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + b_t\,\rho^{t+1}v(X_{t+1})]\} \tag{11}$$

(11)式的$v(X_{t+1})$代表展望理論的價值函數，$X_{t+1}=S_tR_{t+1}-S_tR_f$表示 t 期至 t+1期的投資損益，即以無風險報酬為基準點(reference point)，當股票報酬超過無風險報酬代表利得，若小於無風險報酬代表虧損：

$$v(X_{t+1})=\begin{cases} X_{t+1} & \text{當 } X_{t+1}\geq 0 \\ \lambda X_{t+1} & \text{當 } X_{t+1}<0 \end{cases}$$

λ 代表個人對於損失的敏感程度，稱為損失趨避係數。Tversky and Kahneman (1992)發現投資者需要比損失還多兩倍的利得，才能彌補損失的痛苦，本研究採用 λ 估計值2.25套用於模型。BHS (2001) 設定動態的損失趨避程度來解釋波動度迷思：當過去有利得時，無法被過去利得彌補的本期損失才會產生損失趨避效果，反之，當過去有損失時，投資人的損失趨避程度會變大；因此投資人在有利得時表現出風險趨避度降低（折現率變小），在有損失時表現出風險趨避度提高（折現率變大），增加了股票報酬的波動度。本研究主要在探討長期的權益風險貼水，而且發現台灣市場波動度迷思的問題不嚴重，故仍設定固定的損失趨避程度以簡化分析。b_t 定義為 $b_t=b\overline{C}_t^{-\gamma}$，其中 $\overline{C}_t$ 為第t期平均消費支出，$\overline{C}_t^{-\gamma}$的作用在確保財富隨著時間經過累積時，(11)式目標函數不會完全被第二項所控制；b為非負值的常數，反映來自於投資損益之效用相對於來自消費之效用的重要性，當$b=0$，回歸到模型(1)式的設定，b越大代表投資損益相對來說影響越大。

在(11)式的模型設定，解出兩條 Euler 方程式如下：

$$1=\rho R_f\,E[(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\gamma}]\text{，}1=\rho E[R_{t+1}\times(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\gamma}]+b\rho\,E[\hat{v}(R_{t+1})]\text{，}$$

$$\hat{v}(R_{t+1})=\begin{cases} R_{t+1}-R_f & \text{當 } R_{t+1}\geq R_f \\ \lambda(R_{t+1}-R_f) & \text{當 } R_{t+1}<R_f \end{cases}$$

因此無風險報酬仍如同(8)式所示。假設股價股利比不隨時間變動，股價股利比f由(12)式決定：

$$1=\rho\frac{1+f}{f}\exp(g_D-\gamma g_C+\frac{1}{2}(\sigma_D^2+\gamma^2\sigma_C^2-2\gamma\sigma_C\sigma_D\omega))+b\rho E[\hat{v}(R_{t+1})] \tag{12}$$

比較(12)式與(9)式可以看到，考慮投資損益的效用之後，決定股價股利比的方程式多了第二項。此項的期望值可進一步解出如(13)式:

$$
\begin{aligned}
E[\hat{v}(R_{t+1})] &= \int_{R_f}^{\infty}(R_{t+1}-R_f)f(R_{t+1})d(R_{t+1})+\lambda\times\int_{-\infty}^{R_f}(R_{t+1}-R_f)f(R_{t+1})d(R_{t+1}) \\
&= \int_{R_f}^{\infty}(R_{t+1}-R_f)f(R_{t+1})d(R_{t+1})+\lambda\times[E(R_{t+1}-R_f)-\int_{R_f}^{\infty}(R_{t+1}-R_f)f(R_{t+1})d(R_{t+1})] \\
&= \lambda\times E(R_{t+1}-R_f)+(1-\lambda)\times\int_{R_f}^{\infty}(R_{t+1}-R_f)f(R_{t+1})d(R_{t+1}) \\
&= \lambda\times E(R_{t+1}-R_f)+(1-\lambda)\times[\exp(\mu+\frac{\sigma^2}{2})\times\bar{\phi}(\frac{-\ln(R_f)+\mu+\sigma^2}{\sigma}) \\
&\quad -R_f\times\bar{\phi}(\frac{-\ln(R_f)+\mu}{\sigma})]
\end{aligned}
\tag{13}
$$

(13)式乃令 $\ln(R_{t+1})\sim N(\mu,\sigma^2)$ ，$\bar{\phi}$ 為標準常態分配的累積機率函數。由(6)式已知，$R_{t+1}=(1+f)/f\times\exp(g_D+\sigma_D\varepsilon_{t+1})$ 因此 $\mu=\ln(1+f/f)+g_D$ ，$\sigma^2=\sigma_D^2$ 將 $\mu=\ln(1+f/f)+g_D$ 和 $\sigma^2=\sigma_D^2$ 代入(13)式，則(12)式可以表示為(14)式：

$$
\begin{aligned}
1 &= \rho\frac{1+f}{f}\exp(g_D-\gamma g_C+\frac{1}{2}(\sigma_D^2+\gamma^2\sigma_C^2-2\gamma\sigma_C\sigma_D\omega))+b\rho\times\{\lambda\times E(R_{t+1}-R_f) \\
&\quad +(1-\lambda)\times[\frac{1+f}{f}\exp(g_D+\frac{\sigma_D^2}{2})\times\bar{\phi}(\frac{-\ln(R_f)+\ln(\frac{1+f}{f})+g_D+\sigma_D^2}{\sigma_D}) \\
&\quad -R_f\times\bar{\phi}(\frac{-\ln(R_f)+\ln(\frac{1+f}{f})+g_D}{\sigma_D})]\}
\end{aligned}
\tag{14}
$$

(14)式的解法如下:在給定的參數值，先由(8)式解出無風險報酬估算值 R_f ，將 R_f 和(7)式的 $E(R_{t+1})$ 代入(14)式，會得到一條 f（股價股利比）的非線性方程式，從這條非線性方程式解得 f。再將f和參數值代入(7)式，得到包含展望理論模型所估算的股票期望報酬 $E(R_{t+1})$ ，將此股票期望報酬估算值扣除無風險報酬估算值即可得到風險溢酬估算值，然後跟風險溢酬歷史值作比較，檢驗加入展望理論、考慮投資損益的效用是否有助於解釋權益風險溢酬迷思。

三、參數的設定與估計

前述理論模型包含了兩類參數，第一類參數包括時間偏好率 ρ 、相對風險趨避係數 γ 、損失趨避係數 λ 和價值函數相對比重 b，本文依據 BHS (2001)將 ρ 設為 0.98， γ 設為 1，λ 設為 2.25，然後變動價值函數的相對比重 b，考慮納入價值函數（損益）的效果。Mehra and Prescott (1985)綜合以往文獻建議，相對風險趨避係數 γ 值在 1 與 2 之間（Mehra and Prescott, 1985 第 154 頁），而合理的時間偏好率應小於 1，BHS (2001)設定 γ =1， ρ =0.98 以便得到較低的無風險利率估算值（BHS, 2001 第 29 頁）。Tversky and Kahneman (1991)建議損失趨避係數 λ 約為 2，Tversky and Kahneman (1992)在價值函數為 power 函數的設定下，由實驗設計得到損失趨避係數中位數為 2.25，至於價值函數的相對比重 b，BHS (2001)指出，對此參數的合理數值並沒有參考標準，從而選擇數個 b 值來呈現估算的結果，本文亦仿照其作法。

第二類參數為實質消費成長率和實質股利成長率的參數，使用歷史資料估計，估計的方式說明如下。在實質消費成長率的估計，首先取得 1975-2016 年台灣每年的每人消費支出(*NC*: Nominal private consumption per capita)，以及每年的民間消費平減指數(consumption deflator: *CP*)，則每年的實質消費成長為：

$$\frac{C_t}{C_{t-1}} = \frac{NC_t / CP_t}{NC_{t-1} / CP_{t-1}} = \frac{NC_t}{NC_{t-1}} \times \frac{CP_{t-1}}{CP_t} \tag{15}$$

將(15)式取對數得到實質消費（年）成長率 $g_{C,t} = \ln(C_t/C_{t-1})$ 的時間序列資料共 41 筆，根據這 41 筆資料計算算術平均數和標準差，作為模型中實質消費成長率平均值 g_c 和標準差 σ_c 的估計值。

在實質現金股利成長率的估計，首先取得 1975-2016 年台灣每年個別上市公司的每股現金股利及流通在外股數，得出個別上市公司的現金股利，然後加總編製台灣上市股票市場的總名目現金股利(*ND*: Nominal dividend)，則每年的實質現金股利成長為：

$$\frac{D_t}{D_{t-1}} = \frac{ND_t / CP_t}{ND_{t-1} / CP_{t-1}} = \frac{ND_t}{ND_{t-1}} \times \frac{CP_{t-1}}{CP_t} \tag{16}$$

將(16)式取對數得到實質現金股利（年）成長率 $g_{D,t} = \ln(D_t/D_{t-1})$ 的時間

序列資料共41筆，根據此41筆資料計算算術平均數和標準差，作為模型中實質現金股利成長率平均值g_D和標準差σ_D的估計值。最後根據$g_{C,t}$和$g_{D,t}$兩個時間序列資料計算其樣本相關係數，作為實質消費和實質現金股利成長率相關係數ω的估計值。

四、實質報酬之歷史值

（一）實質無風險報酬

名目無風險利率(NR_f : Nominal riskfree rate)取自中央銀行全球資訊網之一年期定期存款銀行牌告利率，實質無風險報酬依據(17)式計算：

$$R_{f,t} = \frac{1+NR_{f,t}}{1+\text{通貨膨脹率}} = \frac{1+NR_{f,t}}{CP_t / CP_{t-1}} \tag{17}$$

物價指數採用民間消費平減指數，以配合實質消費的計算(Mehra and Prescott, 1985)。

（二）實質股票報酬

股票報酬率包含加權股價指數報酬率和現金股利殖利率兩個部分[4]，股價指數報酬率(NR_I : Nominal index return)取自經濟新報資料庫，現金股利殖利率(*DY*: Dividend yield)由本文自行計算，將每年的總現金股利除以前一年的上市股票總市值。股票名目報酬率(NR_S)等於股價指數報酬率加上現金股利殖利率$NR_S = NR_I + DY$，實質股票報酬依據(18)式計算：

$$R_{S,t} = \frac{1+NR_{S,t}}{1+\text{通貨膨脹率}} = \frac{1+NR_{S,t}}{CP_t / CP_{t-1}} \tag{18}$$

由(17)和(18)式可得到實質無風險報酬與實質股票報酬的時間序列資料各41筆，並據以計算實質報酬率的歷史平均值和標準差。

參、實證結果分析

一、資料來源與模型參數

本文估計歷史報酬率與參數所使用的資料來源分述如下，每人消費支

出和民間消費平減指數取自行政院主計總處，物價基期為2011年，加權股價指數報酬率取自台灣經濟新報(TEJ)股價資料庫，上市公司市值總額取自台灣證交所，無風險利率取自中央銀行全球資訊網之一年期定期存款銀行牌告利率。現金股利之計算係由個別上市公司的每股現金股利及流通在外股數得出個別公司的現金股利，再加總個別公司的現金股利編製台灣上市股票市場的總現金股利，其中個別公司現金股利與流通在外股數分別取自於1975年至1978年臺灣證券交易所出版之「證交資料」、1979年至1981年「臺灣證券交易所上市證券發行公司財務資料彙編」與1982年至2016年台灣經濟新報Finance資料庫。本研究樣本頻率為年資料，樣本期間為1976年至2016年，共計41筆資料進行實證研究。

研究模型的參數符號整理於表1，其中b為控制參數，代表投資損益帶來之效用（價值函數）相對於消費帶來之效用的比重。

表1　模型參數表

參　數	代號	參數估計值
實質消費成長率平均值	g_C	由實際資料估算
實質消費成長率標準差	σ_C	由實際資料估算
實質現金股利成長率平均值	g_D	由實際資料估算
實質現金股利成長率標準差	σ_D	由實際資料估算
實質消費成長率與實質現金股利成長率之相關係數	ω	由實際資料估算
時間偏好率	ρ	0.98
相對風險趨避係數	γ	1
損失趨避係數	λ	2.25
展望理論價值函數比重	b	控制參數

二、研究變數的敘述統計

本研究分為全樣本期間（1976至2016年）和以二十年為區隔之期間（1976至1995年與1996至2016年）進行分析。表2為實質消費、實質現金股利、實質消費成長率、實質現金股利成長率、實質無風險利率、實質股票報酬率和風險溢酬的敘述統計。

表 2　研究變數之敘述統計

	1976-2016		1976-1995		1996-2016	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
實質消費	214,016.7	106,213.4	116,912.2	49,696.0	306,497.2	42,506.6
實質現金股利	306,900.9	360,836.2	37,809.0	17,990.6	563,178.9	344,565.3
實質消費成長率	4.7065	3.1171	6.7436	2.7703	2.7665	2.0101
實質股利成長率	8.8054	34.0705	4.3855	38.8227	13.0150	29.1824
無風險利率	2.9897	2.9859	4.2169	3.5664	1.8209	1.6757
股票報酬率	16.8697	39.9822	24.9441	48.5304	9.1798	28.8517
風險溢酬	13.8800	39.5034	20.7272	48.1830	7.3589	28.7049
Ln（無風險報酬）	2.9046	2.9144	4.0731	3.4991	1.7917	1.6400
Ln（股票報酬）	9.9885	34.2823	15.0304	39.6858	5.1866	28.3673
風險溢酬（對數）	7.0839	33.9707	10.9573	39.4835	3.3949	28.2440

註：1. 實質消費成長率和實質股利成長率係為對數成長率，即$g_t=\ln(X_t / X_{t-1})$。
2. 實質消費之單位為元，實質股利之單位為百萬元。
3. 表中報酬率數值係根據(17)式與(18)式得到無風險報酬 R_f 與股票報酬 R_S 的時間序列後，以兩種方式呈現:「無風險利率」和「股票報酬率」乃以報酬值減 1 來計算，「風險溢酬」即為 R_S-R_f，「ln（無風險報酬）」和「ln（股票報酬）」為將報酬值取自然對數來計算報酬率，「風險溢酬（對數）」=ln（股票報酬）-ln（無風險報酬）。

表 2 每人實質消費支出的平均值由 1976-1995 $116,912.2 增加至 1996-2016 的 $306,497.2，但成長率由 6.74%下降至 2.77%，下降幅度相當大，反映後段期間的經濟成長趨緩，另外在 1996-2016 間發生 1997 年亞洲金融風暴和 2008 年次貸金融危機，尤以 2008 年和 2009 年的實質消費產生衰退最為嚴重。實質現金股利平均值從 1976-1995 的 $37,809（百萬）增加至 1996-2016 的 $563,178.9（百萬），這主要來自於上市家數或流通在外股數的增加，如果以現金股利殖利率來看，則由 6.43% 降至 3.29%，實質股利成長率由 1976-1995 的 4.39% 上升到 1996-2016 的 13.02%，上升幅度甚為可觀。

全樣本、1976-1995 和 1996-2016 年的無風險利率平均值分別為 2.9897%, 4.2169%和 1.8209%，與ln（無風險報酬）差異不大，但股票報酬由於數值較高、波動幅度相當大，三段期間的股票報酬率平均值(16.8697%, 24.9441%和 9.1798%)，與 ln（股票報酬）的差異不小，風險溢酬 R_S-R_f 較之於風險溢酬

（對數）$\ln R_S - \ln R_f$有較高的平均值與標準差。BHS (2001)以 $\ln R_S - \ln R_f$進行分析，主要是因為根據模型設定，股票報酬遵循對數常態分配，$\ln R_S$的標準差即是股利成長率的標準差（(6)式），因此必須使用 $\ln R_S$的歷史資料計算股票報酬率的標準差，再與股利成長率標準差比較來探討波動度迷思。譬如 BHS (2001)發現風險溢酬的平均值為 6.03%，標準差 20.02%，但是股利成長率的標準差只有 12%，存在波動度迷思。

從表 2 發現在全樣本期間、1976-1995 和 1996-2016 年期間，實質股利成長率的標準差分別為 34.0705%、38.8227% 和 29.1824%，而 ln（股票報酬）的標準差分別為 34.2823%、39.6858% 和 28.3673%，兩者的數值非常接近。由於本研究聚焦於風險溢酬迷思的探討，為了更直覺地呈現報酬率，以下分析風險溢酬時將採用 $R_S - R_f$ 定義。最後，實質消費的成長相當穩定，在全樣本期間、1976-1995 和 1996-2016 期間的標準差分別為 3.1171%、2.7703%和 2.0101%。

三、風險溢酬的估算－不含展望理論的跨期消費模型

（一）模型估算值

本小節說明理性消費模型，即(8)、(9)和(10)式的估算結果，表 3 為模型參數的估計值，包括實質消費成長率的平均數和標準差(g_C和σ_C)、實質現金股利成長率的平均數和標準差(g_D和σ_D)、實質消費成長率與實質現金股利成長率的相關係數ω，平均數和標準差的數值取自表 2，時間偏好率和相對風險趨避係數則如表 1 的設定。

表 3　模型參數估計值

	1976-2016	1976-1995	1996-2016
g_C	4.7065%	6.7436%	2.7665%
σ_C	3.1171%	2.7703%	2.0101%
g_D	8.8054%	4.3855%	13.0150%
σ_D	34.0705%	38.8227%	29.1824%
ω	0.245588	0.465261	0.378534
ρ	0.98	0.98	0.98
γ	1	1	1

表 4 報導三段期間的模型估算結果，估算值 1 是根據表 3 的參數值代入 (8)、(9) 和 (10) 式所得，估算值 2 是 BHS (2001) 的作法，和估算值 1 非常類似，唯一不同的是假設股利成長率等於消費成長率，即將 g_D 設定為 g_C，由 (8)~(10) 式可知，只有股價股利比 f 的估算值會受到影響；估算值 3 是最極端的情況，假設股利和消費具有相同的過程，即 $g_D = g_C$ 且 $\sigma_D = \sigma_C$、$\omega = 1$，這時股票期望報酬率和風險溢酬被低估的幅度最大。

表 4　跨期消費模型的估算結果：不含展望理論

	無風險利率	股票報酬率	風險溢酬	夏普比率	股價股利比
Panel A 1976-2016					
估算值 1	6.9062	7.1854	0.2792	0.0082	-13.5435
估算值 2	6.9062	7.1854	0.2792	0.0082	-28.5025
估算值 3	6.9062	7.0102	0.1039	0.0031	49
歷史值	2.9897	16.8697	13.8800	0.3472	54.0542
Panel B 1976-1995					
估算值 1	9.1175	9.6649	0.5474	0.0141	-37.5994
估算值 2	9.1175	9.6649	0.5474	0.0141	-20.2916
估算值 3	9.1175	9.2013	0.0838	0.0022	49
歷史值	4.2169	24.9441	20.7272	0.4271	60.2835
Panel C 1996-2016					
估算值 1	4.8820	5.1151	0.2331	0.0080	-8.6506
估算值 2	4.8820	5.1151	0.2331	0.0080	-49.6189
估算值 3	4.8820	4.9244	0.0424	0.0015	49
歷史值	1.8209	9.1798	7.3589	0.2551	48.1215

註: 報酬率和風險溢酬的單位為%。夏普比率估算值＝風險溢酬估算值/股票報酬率波動度估算值＝風險溢酬估算值 /σ_D，夏普比率歷史值＝風險溢酬歷史值/股票報酬率波動度歷史值。

表 4 顯示，模型所估算的風險溢酬遠低於風險溢酬歷史均值，以全樣本期間來說，估算值 1 和 2 的風險溢酬為 0.2792%，歷史平均值則為 13.8800%，分段期間的結果與全樣本期間類似，均存在風險溢酬迷思。進一步觀察無風險利率和股票報酬率的估算值，可知模型高估無風險利率和低估股票報

酬率，使得風險溢酬被嚴重低估，在全樣本期間，無風險利率歷史均值為2.9897%，估算值卻高達6.9062%，股票報酬率歷史均值16.8697%，估算值卻僅為7.1854%，前者高估了近4%，後者低估將近10%。最後，估算值1和2所得到的股價股利比都為負數，這是因為現金股利成長率的歷史均值和標準差都相當大，使得(9)式所得到的$1+f/f$落在小於1的區間，從而產生不合理的f負值。

以往的研究嘗試調高相對風險趨避係數來解釋風險溢酬迷思，發現相對風險趨避係數必須高達20至30，模型所估算的風險溢酬才能夠貼近歷史風險溢酬，但是會造成無風險利率的估算值過高，產生無風險利率迷思，因此無法同時解決風險溢酬低估和無風險利率高估的問題。

(二) 敏感性分析

接著以全樣本期間的資料，探討兩個參數:相對風險趨避係數γ與相關係數ω對於模型估算結果的影響。圖1左半部為γ變動對於報酬率與風險溢酬估算值的影響，無風險利率、股票期望報酬率和風險溢酬均為相對風險趨避係數的正向函數。將報酬率的歷史平均值代入模型(8)和(10)式，可以反推求得「滿足無風險利率估算值等於無風險利率歷史平均值」的相對風險趨避係數為 0.1971，「滿足股票報酬率估算值等於股票報酬率歷史平均值」的γ為2.8088，以及「滿足風險溢酬估算值等於風險溢酬歷史平均值」的γ為 22.4741，因此表 4 的估算結果（設定$\gamma = 1$）會高估無風險利率、低估股票報酬率與風險溢酬。

圖1右半部為γ變動對於股價股利比f的影響，由於$(1+f)/f$在等於1時為不連續，由(9)式可以求出$(1+f)/f=1$並滿足(9)式的值約為2.6005（以估算值2分析則γ值約為1.7388），當$\gamma<2.6005\,(1.7388)$時，$(1+f)/f$落在小於1的區間，此時股價股利比的估算值為負，當$\gamma>2.6005\,(1.7388)$時，$(1+f)/f$落在大於1的區間，此時股價股利比的估算值f為正，在正負兩段區間股價股利比均隨著γ增加而下降。

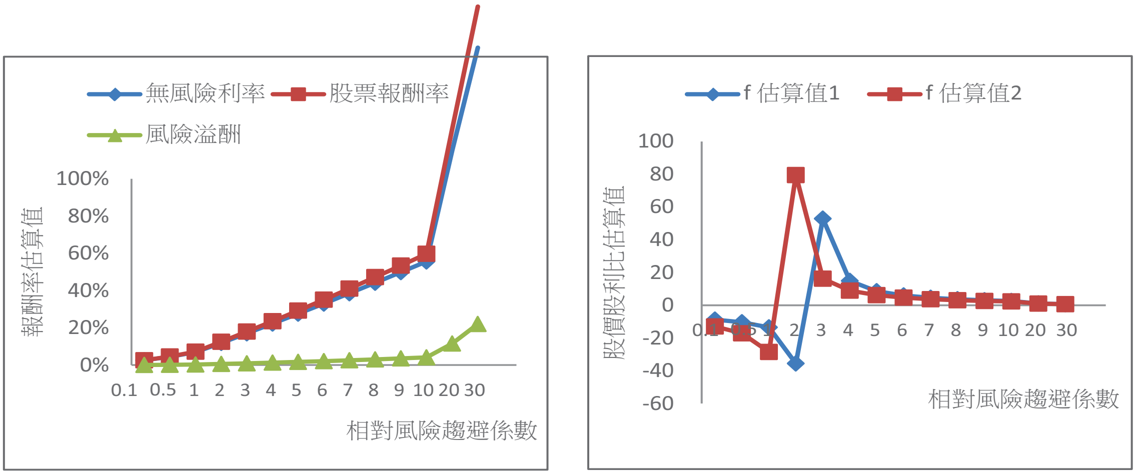

圖 1　相對風險趨避係數變動的敏感性分析

圖 2 顯示相關係數ω變動對於模型估算結果的影響，由左半部可知，無風險利率的估算不受ω影響，股票報酬率與風險溢酬估算值為相關係數的正向函數，敏感度相當低，ω=1時的兩個估算值各是 8.0476% 和 1.1414%，仍然低於歷史值的 16.8697% 和 13.8800%。右半部顯示設定γ=1時，股價股利比估算值皆為負數，我們可以求出使得$(1+f)/f=1$，並滿足(9)式之ω值約為 7.4681（以估算值 2 分析則ω值約為 3.6086），故在$\omega \leq 1$的範圍內，$(1+f)/f$必然落在小於 1 的區間，意即$f<0$；同樣地，股價股利比對於相關係數ω非常不敏感，譬如在ω=0.1，估算值 1 的股價股利比為-13.2861，ω=1時為-15.0635。

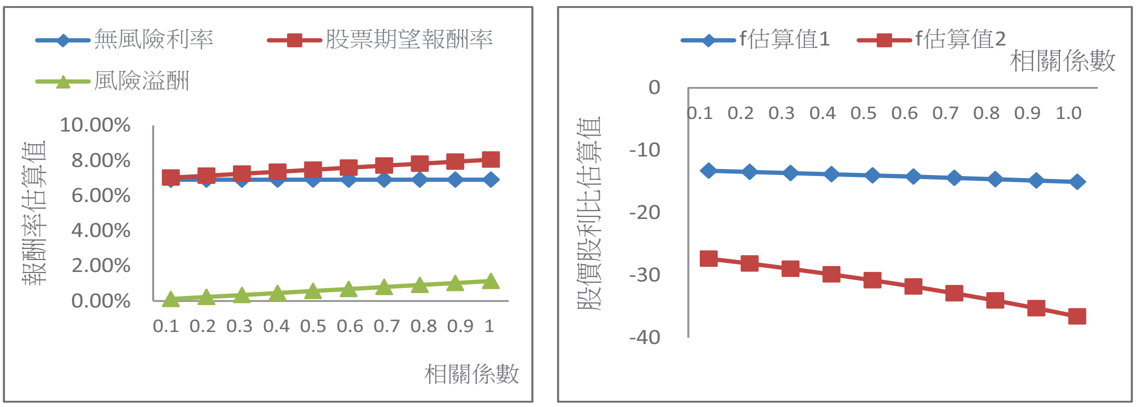

圖 2　相關係數變動的敏感性分析

四、風險溢酬的估算－考量展望理論的跨期消費模型

（一）模型估算值

本小節說明結合展望理論模型的估算結果，模型參數估計值如同表3，展望理論的損失趨避係數 λ 設定為2.25，價值函數相對比重 b 為控制參數，BHS (2001)選擇 b=0.7, 2,與100呈現結果，因台灣風險溢酬低估的幅度高於美國，本文選擇的 b 值最小為2，最大為100。將參數值代入(7)、(8)和(14)式解出無風險報酬、股票報酬和風險溢酬的估算值，其中無風險報酬估算值並未改變，與不考慮展望理論的模型相同，股票期望報酬由(7)式與(14)式決定。以下以全樣本期間，設定相對比重 b=5為例估算股票期望報酬與風險溢酬，首先由(14)式解出 $(1+f)/f$=1.0180，代入(7)式:

$$E(R_{t+1})=\frac{1+f}{f}\times\exp(g_D+\frac{1}{2}\sigma_D^2)=1.0180\times\exp(0.088054+0.5\times0.340705^2)=117.8194\%$$

風險溢酬估算值 $=E(R_{t+1})-R_f=117.8194\%-106.9062\%=10.9131\%$

表5報導加入展望理論模型的估算結果，在全樣本期間和1976-1995期間，選擇 b=5, 15, 20和100等4個數值，1996-2016期間因為風險溢酬低估的幅度最小，選擇 b=2, 5, 15, 20等4個數值進行估算。為方便比較，表中同時顯示各段期間的歷史值，估算值1與2的差異僅在於股價股利比，股價股利比列中的第一個數值為估算值1的結果，第二個數值為估算值2的結果。

表 5　結合展望理論模型的估算結果

Panel A 1976-2016									
	b=5		b=15		b=20		b=100		歷史值
無風險利率	6.9062		6.9062		6.9062		6.9062		2.9897
股票報酬率	17.8194		18.7415		18.8687		19.1861		16.8697
風險溢酬	10.9131		11.8353		11.9625		12.2799		13.8800
股價股利比	55.40	16.49	38.44	14.50	36.88	14.27	33.49	13.71	54.05
Panel B 1976-1995									
	b=5		b=15		b=20		b=100		歷史值
無風險利率	9.1175		9.1175		9.1175		9.1175		4.2169
股票報酬率	21.9383		22.9874		23.1318		23.4921		24.9441
風險溢酬	12.8209		13.8699		14.0143		14.3746		20.7272
股價股利比	12.14	17.51	10.91	15.10	10.76	14.82	10.40	14.17	60.28
Panel C 1996-2016									
	b=2		b=5		b=15		b=20		歷史值
無風險利率	4.8820		4.8820		4.8820		4.8820		1.8209
股票報酬率	12.6286		13.9792		14.7566		14.8639		9.1798
風險溢酬	7.7466		9.0972		9.8746		9.9819		7.3589
股價股利比	-19.09	20.05	-24.38	16.01	-29.00	14.34	-29.78	14.14	48.12

註：報酬率和標準差的單位為%。

根據表 5 可知，將展望理論的價值函數加入模型、考慮投資損益對於投資人效用的影響之後，模型推估的股票期望報酬率提高了，在無風險利率估算值不變之下，風險溢酬的估算值隨之變大。直覺而言，若投資人關心投資損益，而且具有損失趨避傾向，則投資股票的損益會對投資人整體效用產生不利影響，為了讓具有損失趨避傾向的投資人願意持有股票，均衡的股票報酬率必然得提高。在全樣本期間，目標函數中價值函數的相對比重 b 由 0 增加到 5 時，風險溢酬的估算值由 0.2792%（表 4）大幅提高到 10.9131%，雖然與歷史均值 13.8800%仍有相當差距，但是股票報酬率的估算值 17.8194%已經非常接近、甚至超過了歷史均值 16.8697%。不過股票報酬率與風險溢酬估算值對於 b 的變動並不敏感，當 b 由 5 增加到 100 時，風險溢

酬估算值提高不到2%。其次，納入展望理論之後，能比較合理地解釋股價股利比。

由表5發現，b增加到100時，全樣本期間和1976-1995期間的股票報酬率估算值分別為19.1861%和23.4921%，前者已經高於股票報酬率的歷史均值16.8697%，後者則相當接近歷史均值24.9441%，但是風險溢酬估算值12.2799%和14.3746%仍然低於歷史值，這是因為無風險利率高估的情況太過嚴重。1996-2016年期間b設為2時，風險溢酬估算值7.7466%已經略高於歷史均值7.3589%，這段期間價值函數相對比重b約為1.6即可滿足風險溢酬估算值等於歷史均值。1996-2016年期間之無風險利率高估、股票報酬率低估的幅度是最小的，$b=0$時股票報酬率估算值5.1151%與歷史均值9.1798%僅差距約4%，而在全樣本期間和1976-1995期間，b=0時股票報酬率低估的程度分別達到10%和15%（表4）。

（二）展望理論價值函數的影響分析

考量展望理論的價值函數之後，攸關參數除了相對風險趨避係數γ、股利成長率與消費成長率的相關係數ω，尚包括了損失趨避係數λ和價值函數相對比重b兩個重要參數，以下針對λ和b進行分析。

表6為損失趨避係數λ對於模型估算結果的影響，當投資人越害怕損失、損失趨避係數越大時，均衡的股票報酬率必須提高，投資人方願意持有風險性資產。表6顯示，當損失趨避係數由原先設定的2.25增加到3時，股票報酬率（風險溢酬）估算值由17.8194% (10.9131%)提高至22.1283% (15.2221%)，彈性值約為0.72 (1.18)，損失趨避係數由2.25降低到1.5時，股票報酬率（風險溢酬）估算值下降成12.1356% (5.2294%)，彈性值約為0.96 (1.56)。由於風險溢酬估算值對於λ的變動相當敏感，設定價值函數比重b=5，變動λ值可以找到滿足風險溢酬估算值等於歷史均值的損失趨避係數，在全樣本期間、1976-1995和1996-2016期間分別為2.75、3.49和1.95。

表 6　λ 對估算結果的影響-考量展望理論的模型

	λ=1		λ=1.5		λ=3		歷史值
無風險利率	6.9062		6.9062		6.9062		2.9897
股票報酬率	6.9509		12.1356		22.1283		16.8697
風險溢酬	0.0447		5.2294		15.2221		13.8800
股價股利比	-13.18	-26.88	-32.19	105.50	18.09	10.06	54.0542
夏普比率	0.0013		0.1535		0.4468		0.3472

註：表中估算數值是在全樣本期間，設定 b=5 所得到，報酬率和標準差的單位為%。

其次，價值函數中損失趨避的效果非常重要，若投資人不具有損失趨避態度，意即 λ=1，那麼加入價值函數反而會使得股票報酬率與風險溢酬的估算值下降。表 6 當 λ=1 時，加入價值函數（設定 $b=5$）得到的股票報酬率與風險溢酬估算值分別為 6.9509%和 0.0447%，比不加入價值函數($b=0$)所得到的 7.1854%和 0.2792%（表 4）還來得小，而且 λ 等於 1 時，股票報酬率與風險溢酬估算值下降的幅度會隨著 b 值增加而變大，譬如若設定 $b = 10$，股票報酬率與風險溢酬估算值將再降為 6.9305%和 0.0243%。

$\lambda=1$的這個結果可以從模型(14)式看出，將$\lambda=1$代入(14)式得到股價股利比f的決定式如下：$1=\rho\dfrac{1+f}{f}\exp\left(g_D-\gamma g_C+\dfrac{1}{2}(\sigma_D^2+\gamma^2\sigma_C^2-2\gamma\sigma_C\sigma_D\omega)\right)+b\rho\times[E(R_{t+1}-R_f)]$

(14)式的第二項（價值函數項）成為股票期望超額報酬$b\rho\times[E(R_{t+1}-R_f)]$。期望超額報酬為正，因此和 $b=0$相比，(14)式滿足時第一項的值必須變小，也就是均衡的 $(1+f)/f$ 變小（或是股價股利比 f 變大），因此股票期望報酬率降低。當投資人具有損失趨避態度($\lambda>1$)時，由於損失的負效用被放大，(14)式滿足時第二項為負值，因此和$b=0$相比，(14)式第一項的數值必須變大，也就是均衡的 $(1+f)/f$ 變大（或是股價股利比 f 變小），因此股票期望報酬率提高。其經濟直覺為基於損失趨避，投資人會要求比較高的股票報酬率，從而使得股價股利比降低。

圖 3 左半部為全樣本期間，報酬率與風險溢酬估算值對於 b 變動的敏感性分析，當投資人越在乎投資損益、價值函數的相對比重 b 越高時，均衡的股票報酬率必須越高，投資人方願意持有風險性資產。不過如同表 5

所顯示，股票報酬率和風險溢酬對於b的變動非常不敏感，譬如b由2增加到5時，股票報酬率（風險溢酬）估算值由16.2129% (9.3066%)提高到17.8194% (10.9131%)，彈性值約為0.07 (0.12)。

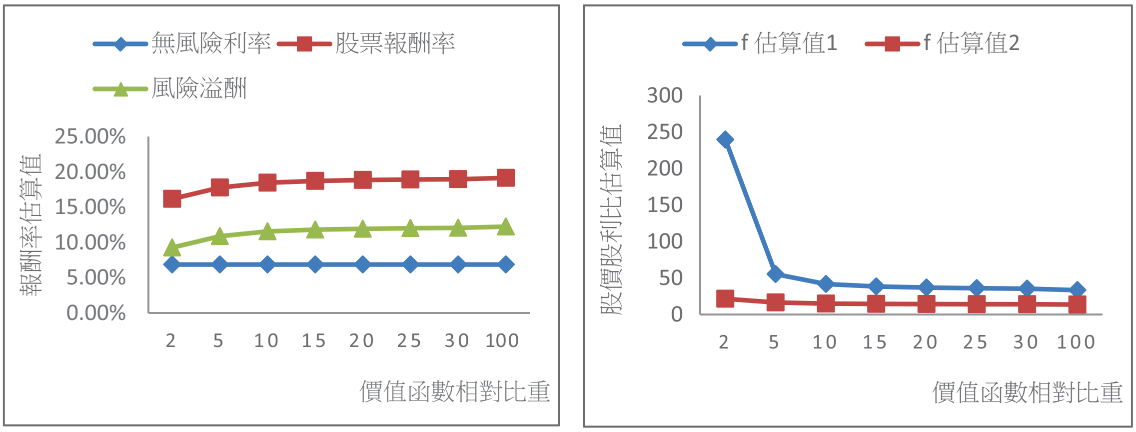

圖3　價值函數比重b變動的敏感性分析

右半部為全樣本期間，股價股利比估算值f相對於b的敏感性分析，由於$(1+f)/f$在等於1時為不連續，由(14)式可以求出使得$(1+f)/f=1$，並滿足(14)式的b值約為1.6318（以估算值2分析則b值約為0.3155），當$b<1.6318$ (0.3155)時，$(1+f)/f$落在小於1的區間，此時股價股利比為負，當$b>1.6318$ (0.3155)時，$(1+f)/f$落在大於1的區間，此時股價股利比f為正，在正負兩段區間股價股利比皆隨著增加而下降。

（三）無風險利率高估與風險溢酬低估

如前所述，風險溢酬低估是股票報酬率低估，同時無風險利率高估所造成，設定較高的相對風險趨避係數值，雖然能夠提高股票報酬率和風險溢酬的估算值，但會產生高到不合理的無風險利率估算值。而考量展望理論之後，風險溢酬估算值大幅提高，相當程度地減緩風險溢酬低估的問題，然此為無風險利率與股票報酬率同時高估的結果。以全樣本期間為例，相對風險趨避係數γ值必須由1降為0.1971，無風險利率估算值方等於歷史值2.9897%，在這樣低的風險趨避程度，若將股票報酬率歷史值代入(10)式（不含展望理論模型），發現消費與股利成長率的相關係數必須高達60.4086，

也就是要有相當高的系統風險才能解釋股票報酬率或是風險溢酬，因此不含展望理論的模型不可能同時解決無風險利率高估與風險溢酬低估的問題。

$$R_f=\frac{1}{\rho}\times\exp(\gamma g_C-\frac{1}{2}\gamma^2\sigma_C^2)\rightarrow 1.029897$$

$$=(\frac{1}{0.98})\times\exp(\gamma\times 0.047065-0.5\gamma^2\times 0.031171^2)\rightarrow\gamma=0.197071$$

$$E(R_{t+1})=\frac{1}{\rho}\times\exp(\gamma g_C-\frac{1}{2}\gamma^2\sigma_C^2+\gamma\sigma_C\sigma_D\omega)\rightarrow 1.168697$$

$$=(\frac{1}{0.98})\times\exp(0.197071\times 0.047065-0.5\times 0.197071^2\times 0.31171^2$$

$$+0.197071\times 0.031171\times 0.340705\times\omega)\rightarrow\omega=60.4086$$

其次，展望理論模型中，同樣將相對風險趨避係數γ設為0.1971，以使得無風險利率估算值等於歷史值時，是否存在合理的損失趨避係數λ值，能夠滿足股票報酬率估算值等於歷史值（風險溢酬估算值等於歷史值）？將股票報酬率歷史值代入(7)式，反推使得股票報酬率估算值等於歷史值的$(1+f)/f$：

$$E(R_{t+1})=\frac{1+f}{f}\times\exp\ (g_D+\frac{1}{2}\sigma_D^2)\rightarrow 1.168697=\frac{1+f}{f}\times\exp\ (0.088054+0.5\times 0.340705^2)$$

$$\rightarrow\frac{1+f}{f}=1.0098$$

然後將$\gamma=0.1971$和$(1+f)/f=1.0098$代入(14)式，在給定的6個價值函數相對比重，分別找出滿足(14)式所對應的λ值。表7報導三段期間，使得無風險利率估算值等於歷史值的風險趨避係數γ，以及給定該風險趨避係數值，使得風險溢酬估算值等於歷史值的(b,λ)組合。表中λ第一行數值是估算值1的結果，第二行數值是估算值2的結果，兩者差異不大，股價股利比第一行數值是估算值1的結果，第二行數值是估算值2的結果，有比較明顯的不同。

表 7　報酬率估算值等於歷史均值的參數組合

	1976-2016			1976-1995			1996-2016		
γ	0.1971			0.3135			-0.0779		
(b,λ) 組合	b	λ		b	λ		b	λ	
	2	3.3267	3.3208	2	4.4489	4.3702	2	2.3431	2.2415
	5	2.8655	2.8608	5	3.7731	3.7098	5	2.0736	1.9924
	10	2.7118	2.7075	10	3.5478	3.4897	10	1.9838	1.9094
	15	2.6606	2.6564	15	3.4728	3.4164	15	1.9539	1.8817
	20	2.6350	2.6308	20	3.4352	3.3797	20	1.9389	1.8679
	100	2.5735	2.5695	100	3.3451	3.2916	100	1.9030	1.8347
股價股利比	101.5885		19.1953	9.1722		12.0223	-12.2850		56.3835

本文使用的跨期效用函數，其跨期消費的邊際替代率為$(C_{t+1}/C_t)^{-\gamma}$，在消費成長的情況下，γ越大代表風險趨避消費者的主觀替代率下降，越傾向於以未來所得借入消費，繼而產生越高的無風險利率；全樣本期間當γ由 1 降為 0.1971，風險趨避消費者的主觀替代率上升，借入消費的偏好減弱，故能產生符合歷史值的低無風險利率。但是風險趨避程度的降低也會造成股票報酬率估算值下降，由表 7 發現欲解釋股票報酬率，λ值落在 2.57~3.33 之間，相對於 2.25 尚為可接受的範圍。

就分期來看，由於 1976-1995 年股票報酬率與風險溢酬被低估的情況最嚴重，當γ由 1 降為 0.3135 時，滿足股票報酬率估算值等於歷史值的λ落在 3.29~4.45 之間。1996-2016 年的風險溢酬低估有將近一半幅度來自於無風險利率高估，當γ由 1 降為 -0.0779，排除無風險利率高估之後，滿足股票報酬率估算值等於歷史值的λ落在 1.83~2.34 之間，幾乎都低於原本設定的 2.25。綜合言之，欲調整γ和λ兩個參數同時解決無風險利率高估與風險溢酬低估，在分期間產生不同的困難: 1976-1995 年λ所需調整的幅度過大，很難聲稱是合理的損失趨避程度，1996-2016 年雖然λ值相當合理，但是該段期間的低利率水準，使得滿足無風險利率估算值等於歷史值的γ降低到變為負值，這表示消費者轉為風險喜好，跨期消費的邊際替代率將大於 1（每一單位的未來消費可以替代超過 1 單位的當期消費），亦不合理。全樣本期

間的結果平衡了兩段期間的經濟特性，可以在正的風險趨避係數之下，以尚稱合理數值範圍的損失趨避係數，同時解決無風險利率高估和風險溢酬低估的問題。

五、模型估算結果之討論

BHS (2001) 表 13 為損失趨避係數設為固定 2.25 的估算結果，研究期間為 1926-1995 年，以下與本文 1976-1995 年的結果做比較。BHS (2001) 的無風險利率歷史值與估算值分別為 0.58% 和 3.79%，無風險利率高估 3.21%，不考慮價值函數 ($b=0$) 時，風險溢酬歷史值與估算值分別為 6.03% 和 -0.65%，低估 6.68%；本文的無風險利率歷史值與估算值分別為 4.22% 和 9.12%，高估 4.90%，風險溢酬歷史值與估算值 ($b=0$) 分別為 20.73% 和 0.55%，低估 20.18%，純就數字來看，相較於美國，似乎更難以跨期消費模型解釋台灣的數據。

納入展望理論之後，當價值函數的相對比重由 0 提高到 100，BHS (2001) 的風險溢酬估算值由 -0.65% 增加到 2.88%，低估幅度由 6.68% 縮小到 3.15%；同樣在 $b=100$ 的相對比重，本文風險溢酬估算值由 0.55% 增加到 14.37%（表 4 1976-1995 年），雖然仍低估了 6.35%，卻是從原來理性模型低估 20.18% 的幅度，縮減了約 14%，因此考慮展望理論對於台灣的數據確實有不錯的解釋能力。誠然與 BHS (2001) 做比較時，可能有台灣與美國時間偏好率 ρ 和相對風險趨避係數 γ 不同的問題，不過由圖 1 發現風險溢酬估算值對於 γ 不敏感，而且 $\gamma=1$ 已存在無風險利率高估的問題；另外，風險溢酬估算值對於時間偏好率 ρ 也極端不敏感，舉例來說，在理性模型 ρ 必須低到 0.026 才能完全解釋台灣 1976-1995 年的風險溢酬歷史值，故考量台灣與美國 ρ 和 γ 兩個參數值的差異，就解釋風險溢酬而言意義不大。

本文將總樣本期間區分為前 20 年 (1976-1995) 和後 21 年 (1996-2016) 分析，由表 2 觀察到兩段期間經濟情況的差異，特別是後段期間台灣經濟成長速度放慢，加以發生數次金融危機，以及低利時代來臨，導致無風險利率和股票報酬率都較前段期間大幅降低，因此這段期間，理性模型低估風險溢酬 7.13%，遠小於 1976-1995 年的低估幅度 (20.18%)，這也使得當價值函數的相對比重由 0 提高到 2，風險溢酬估算值由 0.23% 增加到 7.75%，已經可以完全解釋該段期間的風險溢酬歷史值 7.36%（表 5）。由本文結果驗證在台灣

市場，模型解釋能力具有時間變異性，表 7 的結果也凸顯不同期間，能夠同時解釋無風險利率和股票報酬率（風險溢酬）的參數值確實有相當的差異，隱含相對風險趨避係數與損失趨避係數可能隨著經濟情勢改變而有所變動。

肆、結　論

本文以台灣股票市場 1976 至 2016 年之年資料，使用兩種經濟模型:不含展望理論的跨期消費模型和結合展望理論的跨期消費模型，估算台灣股票市場的風險溢酬，並與風險溢酬歷史值比較，實證研究結果歸納如下。首先，全樣本期間的無風險利率、股票報酬率和風險溢酬的歷史均值分別為 2.9897%、16.8697% 和 13.8800%，不含展望理論之跨期消費模型估算的無風險利率、股票報酬率和風險溢酬值則分別為 6.9062%、7.1854%和 0.2792%，理性跨期消費模型高估無風險利率，低估股票報酬率，台灣股票市場存在風險溢酬迷思，1976-1995 和 1996-2016 分期的兩段期間也顯示類似情況。

其次，考慮展望理論之後，當投資人越關心投資損益，目標函數中價值函數相對於消費效用的比重越高，或是越害怕損失、損失趨避程度越高時，將會要求更高的股票期望報酬率，使得股票報酬率和風險溢酬的估算值提高，因此結合展望理論與跨期消費模型有助於解釋風險溢酬。

第三，加入展望理論於跨期消費模型不但有助於解釋風險溢酬，藉著相對風險趨避係數與損失趨避係數值的調整，在合理的參數值範圍內，可以同時解決無風險利率高估，以及股票報酬率與風險溢酬低估的問題。研究發現，當相對風險趨避係數為尚屬合理的正值 0.1971 時，全樣本期間的無風險利率估算值會等於歷史均值2.9897%，而在此風險趨避係數值之下，對應不同的價值函數相對比重，滿足「股票報酬率估算值等於歷史值」的損失趨避係數值落在2.57~3.33 之間，略高於2.25。倘由理性消費模型解釋風險溢酬，則僅能提高相對風險趨避係數來達成，研究發現趨避係數必須提高到22 左右，方能使得風險溢酬估算值等於歷史值，但此時無風險利率估算值將高估到超過100%的不合理數值，因此無法同時解決無風險利率高估以及風險溢酬低估的問題。

權益風險溢酬是因子訂價模型的要素，其重要性不言而喻，根據跨期消費模型得到的風險溢酬估算值遠低於歷史值，隱含著實際風險溢酬未必全然反應系統風險，甚或需要更深入思考系統風險的本質；消費者（投資人）的偏好及其變動，包括跨期消費替代性的主觀認知、風險趨避態度、對投資損失的趨避程度等，對於風險溢酬的影響不亞於資產本身的報酬特性。台灣權益風險溢酬很大程度可被展望理論所解釋，顯示投資人不但關注個別資產也關注整體市場的短期投資損益，因此資產訂價與投資管理的基本指標市場beta係數，或許也反映個別資產對整體市場短期損益的貢獻。

本研究主要探討台灣整體股票市場的風險溢酬，後續研究可分別探討各產業指數之風險溢酬，評估該產業風險溢酬偏離理性模型估算值的程度，進而觀察投資人是否在不同產業呈現不同的損失趨避態度。本文模型在設定價值函數的利得與損失時，係以無風險報酬作為基準點，未來亦可嘗試討論不同基準點對於模型估算結果的影響。

附　　註

1. 根據 Donaldson and Mehra (2008) 與 Szyszka (2013)，修正方向尚包括(1)經濟蕭條風險的考量(Reitz,1988; Brown *et al*., 1995; Barro, 2006)，(2)市場區隔(market segmentation)與投資者異質性的考量(Mankiw and Zeldes, 1991; Constantinides *et al*., 2002; Huang *et al*., 2016)，(3)市場不完全(market incompleteness)或市場摩擦(market friction)的考量(Kocherlakota, 1996; Heaton and Lucas, 1997; Constantinides *et al*., 2002; Jacbos *et al*., 2013)，(4)加入總體經濟變數的考量(Jermann, 1998; Boldrin *et al*., 2001; Croce, 2014)，(5)模型不確定(model uncertainty)或模糊趨避(ambiguity aversion)的考量(Mehra and Sah, 2002; Weitzman, 2007)等。近年來在修正的效用函數設定下，許多研究加入總體經濟變數或模型不確定探討資產訂價的異常現象。

2. 在 Mehra and Prescott (1985)的模型，相對風險趨避係數和跨期替代彈性互為倒數，風險趨避係數越高則跨期替代彈性越低，代表投資人會更平滑地作跨期消費，結果將造成更高的實質利率，使得模型估算的無風險利率更加偏離歷史無風險利率，稱為無風險利率迷思(Weil, 1989)，因此該模

型無法同時解釋高風險溢酬和低無風險利率。

3. LeRoy and Porter (1981)和 Shiller (1981)發現股價報酬的變動遠超過股利的變動，折現率近乎固定的理性模型無法解釋歷史股票報酬的高波動度。

4. 加權股價指數在成份股進行除權、可轉換證券轉換成普通股等情況時皆會調整基期值，但在成分股除息時直接扣減而不調整基期值，故加權股價指數報酬率不含現金股利報酬。證交所自2003年起方提供「發行量加權股價報酬指數」，係將除息扣減的指數還原所得到。

附　錄

附錄1：公式(8)式和(9)式的證明

由 Euler 方程式(2)式和消費過程(4)式經過運算可得到(8)式:

$$1=\rho R_f E[(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\gamma}]\rightarrow R_f=\frac{1}{\rho}\times\frac{1}{E[(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\gamma}]}=\frac{1}{\rho}\times\frac{1}{E[\exp(-\gamma g_C-\gamma\sigma_C\eta_{t+1})]}$$

$$=\frac{1}{\rho}\times\frac{1}{\exp(-\gamma g_C+0.5\times\gamma^2\sigma_C^2)}=\frac{1}{\rho}\times\exp(\gamma g_C-0.5\times\gamma^2\times\sigma_C^2).$$

將(6)式代入 Euler 方程式(3)式，並將消費過程(4)式代入:

$$1=\rho E[R_{t+1}\times(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\gamma}]\rightarrow 1=\rho E[\frac{1+f}{f}\exp(g_D+\sigma_D\varepsilon_{t+1})\times\exp(-\gamma g_C-\gamma\sigma_C\eta_{t+1})]$$

$$\rightarrow 1=\rho\times\frac{1+f}{f}\times E[\exp(g_D-\gamma g_C+\sigma_D\varepsilon_{t+1}-\gamma\sigma_C\eta_{t+1})],$$

使用兩個過程的機率分配即可得到(9)式:

$$1=\rho\times\frac{1+f}{f}\times\exp(g_D-\gamma g_C+0.5\times(\sigma_D^2+\gamma^2\sigma_C^2-2\gamma\sigma_C\sigma_D\omega))$$

參考文獻

王韻怡、池祥萱、周冠男(2016)，「行為財務學文獻回顧與展望: 台灣市場之研究」，*經濟論文叢刊*，第 44 卷第 1 期，頁 1-55。

林美珍與楊念慈(2017)，「行為財務學與資產訂價異常現象:文獻回顧與展望」，*證券市場發展季刊*，第 29 卷第 4 期，頁 1-62。

莊英琴(2009)，*台灣證券市場風險溢酬之時變性研究*，國立高雄第一科技大學財務管理所碩士論文。

簡瑞璞(2004)，*台灣股票市場的長期超額報酬與股票風險溢酬值*，國立政治大學商學院經營管理碩士學程金融組碩士論文。

Abel A.B., (1990), “Asset Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses,” *American Economic Review*, 80, pp. 38-42.

Andreasen M. M., and K. Jorgensen, (2019), “The Importance of Timing Attitudes in Consumption-Based Asset Pricing Models”, *Journal of Monetary Economics*, https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.01.008.

Bansal, R. and A. Yaron, (2004), “Risks for the Long Run: A Potential Resulution of Asset Pricing Puzzles,” *Journal of Finance*, 59, pp. 1481-1509.

Barberis, N., and R. Thaler, (2003), “A Survey of Behavioral Finance,” in *Handbook of the Economics of Finance*, edited by George Constantinides, Milt Harris and Rene Stulz, Elservier Inc.

Barberis, N., Huang, M., and T. Santos, (2001), “Prospect Theory and Asset Prices,” *Quarterly Journal of Economics*, 116, pp.1-53.

Barro, R., (2006), “Rare Disasters and Asset Markets in the Twentieth Century,” *Quarterly Journal of Economics*, 121, pp. 823-866.

Benartzi, S., and R.Thaler (1995), “Myopic Loss Aversion and the Equity Premium Puzzle,” *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp.73-92.

Boldrin, M., L. Christiano, and J. Fisher (1997), “Habit Persistence and Asset Returns in an Exchange Economy,” *Macroeconomic Dynamics*, 1, pp. 312-332.

Boldrin, M., L. Christiano, and J. Fisher (2001), “Habit Persistence, Asset Returns, and the Business Cycle,” *American Economic Review*, 91, pp. 149-166.

Brown, S., Goetzmann, W., and Ross, S. (1995), “Survival”, *Journal of Finance*, 50.2, pp. 853-873.

Campbell, J.Y., and J. Cochrane (1999), “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior,” *Journal of Political Economy*, 107, pp. 205-251.

Constantinides, G. (1990), “Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle,” *Journal of*

Political Economy, 98, pp. 519-543.

Constantinides, G.M., J.B. Donaldson, and R. Mehra (2002), "Junior Can't Borrow: A New Perspective on the Equity Premium Puzzle," *Quarterly Journal of Economics*, 118, pp. 269-296.

Croce M. M. (2014), "Long-Run Productivity Risk: A New Hope for Production-Based Asset Pricing?" *Journal of Monetary Economics*, 66, pp. 13-31.

Donaldson J.B., and R. Mehra, (2008), "Risk-Based Explanations of the Equity Premium," in *Handbook of the Equity Premium*, edited by Rajnish Mehra, Elservier B.V.

Epstein L. G., and Zin, S. E., (1989), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica*, 57.4, pp. 937-969.

Epstein L.G., Farhi E., Strzalecki, T., (2014), "How Much Would You Pay to Resolve Long-Run Risk," *American Economic Review*, 104.9, pp. 2680-2697.

Fama, E., and French, K. (2002), "The Equity Premium," *Journal of Finance*, 57, pp. 637-659.

Heaton, J., and Lucas, D. (1997), "Market Frictions, Saving Behavior and Portfolio Choice," *Journal of Macroeconomic Dynamics*, 1, pp. 76-101.

Huang A.G., E. N. Hughson and J. C. Leach (2016), "Generational Asset Pricing, Equity Puzzles, and Cyclicality," *Review of Economic Dynamics*, 22, pp. 52-71.

Jacobs K., S. Pallage, and M.A. Robe, (2013), "Market Incompleteness and the Equity Premium Puzzle: Evidence from State-Level Data," *Journal of Banking and Finance*, 37, pp. 378-388.

Jermann, U. (1998), "Asset Pricing in Production Economies," *Journal of Monetary Economics*, 41, pp. 257-275.

Kahneman, D., and A. Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, 47, pp. 263-291.

Kocherlakota, N. (1996), "The Equity Premium: It's Still a Puzzle," *Journal of Economic Literature*, 34.1, pp. 42-71.

LeRoy, S., and Porter, R. (1981), "The Present Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds," *Econometrica*, 49, pp. 555-674.

Mankiw, N., and Zeldes, S. (1991), "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders," *Journal of Financial Economics*, 29, pp. 97-112.

Mehra, R., and E. Prescott (1985), "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 15, pp. 145-161.

Mehra, R., and R. Sah (2002), "Mood Fluctuations, Projection Bias, and Volatility of Equity Prices," *Journal of Economic Dynamic and Control*, 26, pp. 869-887.

Melino, A., and A. X. Yang (2003), "State Dependent Preferences Can Explain the Equity Premium Puzzle," *Review of Economic Dynamics*, 6.2, pp. 806-830.

Otrok C., Ravikumar B. and Whiteman C.H. (2002), "Habit Formation: a Resolution of the Equity Premium Puzzle?" *Journal of Monetary Economics*, 49, pp.1261-1288.

Reitz, T. (1988), "The Equity Risk Premium: A Solution," *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 117-131.

Shi Zhan, (2019), "Time-Varying Ambiguity, Credit Spreads, and the Levered Equity Premium," *Journal of Financial Economics*, 134, pp. 617-646.

Shiller, R. (1981), "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, 71, pp. 421-436.

Szyszka, Adam (2013), *Behavioral Finance and Capital Markets*, Palgrave Macmillan, a division of St. Martin's Press LLC.

Thimme J., and Clemens Volkert, (2015), "High Order Smooth Ambiguity Preferences and Asset Prices," *Review of Financial Economics*, 27, pp. 1-15.

Tversky A., and D. Kahneman (1992), "Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty," *Journal of Risk and Uncertrainty*, 5, pp. 297-323.

Tversky A., and D. Kahneman (1991), "Loss Aversion in Riskless Choices: A Reference-Dependent Model," *The Quarterly Journal of Economics*, 106.4, pp. 1039-1061.

Weil, P. (1989), "The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle," *Journal of Monetray Economics*, 24, pp. 401-421.

Weitzman, M. (2007), "Subjective Expectations and Asset Return Puzzles," *American Economic Review*, 97.4, pp. 1102-1130.

Soochow Journal of Economics and Business
No.100 (June 2020)：61-94.

The analysis of equity risk premium with the consideration of prospect theory: A case of Taiwan stock market

Yu-Hsiu Lin*

Abstract

The aim of this paper is to analyze the equity premium in Taiwan stock market. The consumption-based model with and without the consideration of prospect theory is utilized to estimate the equity premium. The estimated premia are then compared with the historical values.

The empirical results reveal that in Taiwan stock market, the historical average values of equity premia are 13.8800%, 20.7272% and 7.3589% during the 1976-2016, 1976-1995 and 1996-2016 sample period, respectively. The corresponding premia estimated by the rational consumption-based model are 0.2792%, 0.5474% and 0.2331%. The rational model overestimates the riskfree rate and underestimates the expected return of stocks which results in a serious underestimation of equity premium. With the consideration of prospect theory, the augmented model generates higher estimated equity premium and can simu-

* Associate Professor, Department of Finance and Information, Kaohsiung University of Sciences and Technology.
415 Chien-Kung Road, Kaohsiung 807, Taiwan, R.O.C Tel:886-7-3814526 ext. 16367
E-mail:yushiu@nkust.edu.tw

ltaneously explain the phenomena of historical low riskfree rate and high equity premium. It is found that as the coefficient of relative risk aversion is 0.1971, the estimated riskfree rate would be equal to the historical average riskfree rate 2.9897%. Given this coefficient value and corresponding to various relative weights of value function, we can find reasonable values of the coefficient of loss aver sion such that the estimated stock return and risk premium equal their historical average values.

Keywords: Equity Premium, Prospect Theory, Loss Aversion