

不對稱情報與投資比例限制下之共同基金 績效模擬分析

葉秀娟* 龔尚智**

*美國佛羅里達大學經濟系

**輔仁大學金融研究所

(收稿日期：86 年 9 月 18 日；第一次修正：86 年 11 月 10 日；

接受刊登日期：87 年 2 月 10 日)

摘要

本文推廣 Gendron & Genest (1990) 擇時績效模型，再利用 Romberg 數值積分方法模擬擇時績效值，以擇時績效值之絕對改變量與相對改變量進行分析，並且比較投資比例限制之有無對基金擇時績效的影響差異，同時也分析擇時情報精確度、市場超額報酬率變異數、市場超額報酬率平均值與風險趨避度等相關變數變動對基金擇時績效之影響程度。

本文之主要結論為：(1)在投資比例限制對基金擇時績效之影響方面，投資比例範圍越寬，則限制績效值與未限制績效值之差距愈小。但即使投資比例範圍放寬為 (-1.0,2.0)，二者之差距仍達 3%。與各基金收取不到 1.7% 的總費用率相比，投資比例限制所產生的社會成本是相當可觀的。而這也顯示出，由於大部份基金績效評估模型之導出均假設沒有投資比例限制，故以這些模型從事實證研究可能會有一些偏誤產生；(2)相關變數變動對基金擇時績效之影響，在本文所選擇模擬值之下，各變數之重要性依序為擇時情報精確度、市場超額報酬率變異數、風險趨避度與市場超額報酬平均值。這顯示出，評估基金績效時，經理人之擇時情報精確度是個不容忽視的因素。

關鍵詞彙：擇時績效，投資比例限制，數值分析，不對稱情報

壹 導論

共同基金之發展對於健全金融市場扮演了相當重要的角色，其中，對個人投資者而言，他們最關心的問題便是各基金未來績效如何？如此才能決定是否要將資金交由某一位基金經理人管理。但未來績效尚未實現不可得知，因此只能鑑往知來，分析過去之績效究竟受哪些因素影響，再透過這些因素推測未來績效，以作為選擇基金之準則。

早期研究基金績效的學者僅以風險與報酬衡量績效之優劣，此種架構於 CAPM 的模型包括 Treynor (1965)、Sharpe (1966)、Jensen (1968, 1969)。但由於 Roll (1977, 1978) 批評 CAPM 在實證上會發生市場投資組合選取不當的問題，以及學者們逐漸體認到基金經理人擁有優異的情報進而可以提昇績效，因此後來的學者便加入不對稱情報的觀念，並配合各種評價模型來衡量基金

績效。這些模型主要分類如下：(1)傳統 CAPM 模型之適用性。如 Mayer & Rice (1979)、Verrecchia (1980)、Dybvig & Ross (1985) 及 Admati & Ross (1985) 等學者之討論，結論為傳統 CAPM 模型加入不對稱情報的觀念後不一定能完全適用於評估基金績效；(2)二次迴歸模型。如 Treynor & Mazuy (1966)、Jensen (1972)、Bhattacharya & Pfleiderer (1983)、Admati et al. (1986)、Chen & Stockum (1986)、Black, Fraser & Power (1992) 等學者。他們主要是利用市場模型加以變化，最後導出基金超額報酬為市場超額報酬之二次迴歸式；(3)以選擇權評價理論為基礎之模型。如 Merton (1981)、Henriksson & Merton (1981) 等。其觀念乃利用賣出選擇權具有保險的功能，以之測試基金之績效排名；(4)以套利評價理論為基礎之模型。如 Connor & Korajczyk (1986) 等。學者們認為基金超額報酬除了受市場超額報酬之影響外，應該還有其他因素，因此利用套利評價理論推導模型；(5)Admati & Ross (1985) 之理性預期模型。他們假設基金經理人會在私有情報及公開均衡價格的條件下選擇最適組合，以達到期望效用極大。因此，以干擾理性預期均衡模型為基礎，發展基金績效評估模型。值得注意的是，若資產為市場組合，且只討論擇時能力，則模型將簡化為二次迴歸模型之一類；(6)Cornell (1979)之模型。該模型測試基金之平均未預期報酬是否顯著異於 0，以決定基金經理人是否具有優越情報；(7)Grinblatt & Titman (1989) 之正權數期間加權模型。他們改善 Cornell (1979) 需要基金持股比例資料的缺點，僅以一組正的加權權數評估基金績效。

根據葉秀娟 (1993) 對基金績效排名之實証研究，利用上述諸模型求各基金之擇時績效值時，會發生實証結果違背基本假設的情況。例如，Admati et al. (1986) 模型與理性預期模型均是以擇時情報之優劣代表擇時績效的好壞，然其實証得出之風險趨避係數可能為負值，以致於違背假設。另外，以 Henriksson & Merton (1981) 模型測試基金是否具免費賣出選擇權的保險功能作為擇時能力之指標時，實証結果可能為負值，此亦違背假設。ⁱ 此種現象將使基金績效排名不具有有效性。因此，可能有某種因素未加以考慮，以致實証結果與模型假設不符合。

上述各模型均假設市場具有完全性，亦即基金可以不受限制地在股票市場進行投資。然而，基金往往受限於法令規定而無法進行融資與融券之操作，因此，實証結果便可能產生偏差。例如：Gendron & Genest (1990) 認為，二次迴歸模型假設市場具有完全性而導出二次迴歸曲線，其含意為若基

ⁱ 此種現象在國內股市空頭時期尤為顯著。可參見林淑貞 (1992)、陳勝源 (1989)、葉秀娟 (1993)、楊誌柔 (1988) 等論文。

金經理人具有正確的擇時情報，則會在股市多頭時融資買進、空頭時融券賣出，以獲取更高的報酬率。事實上，基金往往受限於法令規定而無法進行融資與融券之操作，因此，以二次迴歸模型進行實證，其結果是有偏差的。基於此缺點，他們更進一步加入投資比例限制以分析基金績效。

然而，Gendron & Genest (1990) 模型假設市場超額報酬平均為 0，造成無法看出超額報酬率大小時投資比例限制對基金績效之影響，故本文最主要之目的為針對其缺點，推導出較一般化的模型，再模擬分析投資比例有無限制對基金擇時績效的影響，同時也分析相關變數變動對基金擇時績效之影響程度。

貳 Gendron & Genest之模型

在說明本文推廣模型之前，我們先簡單介紹 Gendron & Genest 之模型。

假設基金經理人具有指數型效用函數 (亦即 CARA)， $U(r) = (-1/\theta) \exp(-\theta r)$ ，報酬率 $r \in (-\infty, \infty)$ ，風險趨避度 $\theta > 0$ ，超額市場報酬為常態分配， $R_m \sim N(0, \sigma^2)$ ，情報 Y 告知基金經理人未來之市場價值，而 Y 與 R_m 相關， $R_m \sim N(R_m, \sigma_y^2)$ ，根據績效指標 $V = (1 + r_f)^{-1} \int_{-\infty}^{\infty} E(R_p | r_m) dF_{R_m}(r_m)$ ，若投資比例限制於區間 (k_1, k_2) ，則未限制情況下之績效值為 V_u ，

$$V_u = (1 + r_f)^{-1} \frac{\sigma^2}{\theta \sigma_y^2}$$

而限制情況下之績效值為 V_r ，

$$V_r = (1 + r_f)^{-1} (V_1 + V_2 + V_3)$$

$$V_1 = k_1 \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_{-\infty}^c \chi dF_x(\chi)$$

$$V_2 = k_2 \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_d^{\infty} \chi dF_x(\chi)$$

$$V_3 = a \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_c^d \chi dF_x(\chi) + b \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_c^d \chi^2 dF_x(\chi)$$

$$a = \frac{\mu}{\theta \sigma^2}, \quad b = \frac{1}{\theta \sigma_y^2}, \quad c = \frac{k_1 - a}{b}, \quad d = \frac{k_2 - a}{b}, \quad X \sim N(0, \sigma^2 + \sigma_y^2)$$

$F_x(\chi)$ 代表隨機變數 X 之累積分配函數， $f_x(\chi)$ 代表隨機變數 X 之機率密度函數。

Gendron & Genest 提出一組「雖為假設但蠻合理」之參數值²，模擬得到的曲線是一條向上彎曲正斜率的平滑曲線，極左側斜率平緩，極右側斜率稍陡，與 Treynor & Mazuy (1966) 之猜測吻合。

參 投資比例限制模型

一、推廣投資比例限制模型

本文為了模擬各種投資比率限制、市場超額報酬的分配、情報精確度與風險趨避程度等變數對基金績效之影響，故將 Gendron & Genest 之假設放寬，令 $R_m \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，重新推導模型如下。同時，我們亦可看出 Gendron & Genest 所推導之公式便成為本文推廣公式之特例。

[定理一] 假設基金經理人具有指數型效用函數 (亦即 CARA)， $U(r) = (-1/\theta) \exp(-\theta r)$ ，報酬率 $r \in (-\infty, \infty)$ ，風險趨避度 $\theta > 0$ ，超額市場報酬為常態分配 $R_m \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，情報 Y 告知基金經理人未來之市場價值，而 $Y | R_m \sim N(R_m, \sigma_y^2)$ ，根據績效指標

$$V = (1 + r_f)^{-1} \int_{-\infty}^{\infty} E(R_p | r_m) dF_{R_m}(r_m)$$

若投資比例限制於區間 (k_1, k_2) ，則未限制情況下之績效值為 V_u ，

$$V_u = (1 + r_f)^{-1} \left(\frac{\mu^2}{\theta \sigma^2} + \frac{\sigma^2 + \mu^2}{\theta \sigma_y^2} \right)$$

而限制情況下之績效值為 V_r ，

$$V_r = (1 + r_f)^{-1} \left(\sum_{i=1}^7 V_i \right),$$

$$V_1 = k_1 \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_{-\infty}^{c-\mu} \chi dF_x(\chi),$$

$$V_2 = k_2 \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_{d-\mu}^{\infty} \chi dF_x(\chi),$$

² 此組參數為 $a=0$ ， $b=10$ ， $\alpha=0.1$ ， $\beta_y=0.05$ (亦即 $\mu=0$ ， $\sigma=0.1$ ， $\sigma^2=0.01$ ， $\sigma_y=0.05$)

$$V_3 = a \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_{c-\mu}^{d-\mu} \chi dF_X(\chi) + b \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_{c-\mu}^{d-\mu} \chi^2 dF_X(\chi),$$

$$V_4 = k_1 \mu \int_{-\infty}^{c-\mu} dF_X(\chi),$$

$$V_5 = k_2 \mu \int_{d-\mu}^{\infty} dF_X(\chi),$$

$$V_6 = (a\mu + b\mu^2) \int_{c-\mu}^{d-\mu} dF_X(\chi),$$

$$V_7 = b\mu \left(\frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} + 1 \right) \int_{c-\mu}^{d-\mu} \chi dF_X(\chi)$$

$$a = \frac{\mu}{\theta \sigma^2}, b = \frac{1}{\theta \sigma_y^2}, c = \frac{k_1 - a}{b}, d = \frac{k_2 - a}{b}, X \sim N(0, \sigma^2 + \sigma_y^2)$$

$F_X(\chi)$ 代表隨機變數 X 之累積分配函數， $f_X(\chi)$ 代表隨機變數 X 之機率密度函數。

證明：請參見附錄。

二、分析投資比例限制對基金績效之影響

對於未限制績效值 V_u 與限制績效值 V_r 之差異，本文將分別以下列兩種方式分析：

- (1) $D = (V_r - V_u) * 100\%$ ，代表因法令規範之市場不完全性所造成績效值減少的部份，其意義為絕對改變量。從社會福利觀點來看， D 便是一種社會成本。
- (2) $P = [(V_r - V_u) / V_u] * 100\%$ ，代表因法令規範之市場不完全性所造成績效值減少的百分比，其意義為相對改變量。

在績效值之計算方面，本文以 Fortran 程式語言配合 Romberg 數值積分方法³獲得計算結果。另外，本文以 Gendron & Genest 所提出的“雖為假設但蠻合理”之參數值作為模擬之基準點。而對於無風險報酬 r_f ，本文將假設為 0.05，以目前國內證券市場而言，此值亦屬合理。

對投資於股票市場比例之上限，本文分別模擬 0.70、0.75、0.80、...、2.0。至於投資比例下限，則分別模擬 0.30、0.25、0.20、...、-1.00。⁴ D 值、

³ 此數值積分方法之優點為收斂速度比梯形法、Simpson 法之速度還快，可促進計算效率。有興趣之讀者可參考 Maron & Lopez (1991)。

⁴ 由於考慮到公司之財務結構不可能過度信用擴張，因此只模擬部份上下限之值。

P 值模擬結果分別見表一、表二。由表中發現，當投資比例範圍越寬時，D 越小，表示限制績效值越趨近於未限制績效值。但即使投資比例範圍放寬為 (-1.0, 2.0)，限制績效值與未限制績效值之差距仍為 3%。而當投資比例範圍縮小為 (0.3, 0.7) 時，限制績效值與未限制績效值之差距會高達 8%。與各基金收取不到 1.7% 的總費用率相比，投資比例限制所產生的社會成本是相當可觀的。

另外，表二之 P 值模擬結果亦呈現出同樣的現象。當投資比例範圍放寬為 (-1.0, 2.0) 時，績效值減少之百分比達 32%；而當投資比例範圍縮小為 (0.0, 1.0) 時，績效值減少之百分比高達 74%。由此可見，若基金受到投資比例限制時，擇時能力好的經理人會因為無法自由操作基金而使擇時能力表現不出來，因此基金之擇時績效會降低，而投資人對經理人之評價也會大受影響。這也顯示出，由於大部份基金績效評估模型之導出均假設沒有投資比例限制，故以這些模型從事實證研究可能會有一些偏誤產生。因此，如何在有投資限制情況下導出基金績效評估模型，或許可以成為後續研究之課題。

肆 相關變數對基金績效之影響

本節探討當市場超額報酬率平均值 μ 、市場超額報酬率變異數 σ_y 、情報精確度 σ_y 與風險趨避度 γ 等變數變動時，基金績效會產生何種變化。除了分析單一變數變動對基金績效的影響外，亦探究兩個變數變動時對基金績效之影響。D 值模擬結果分別繪於圖一至圖六，P 值模擬結果分別繪於圖七至圖十二。以下逐一說明模擬結果。

一、市場超額報酬率平均值 μ 對基金績效之影響

假設其它條件不變，觀察市場超額報酬率平均值對基金績效的影響。由圖一發現 D 值隨 μ 之增加而先變小後變大，亦即有一極小點存在。由於此極小點是發生在靠近 $\mu=0$ 之處，其意義為當市場愈為有利 (不利) 時，基金受到投資比例之限制而不能融資 (融券)，亦即無法藉提高風險以增加報酬，故限制下的基金績效與未限制下的基金績效差異會愈大。而圖七亦呈現出 P 值隨 μ 之增加而先變小後變大，顯示市場超額報酬率平均值接近 0 時，基金績效受投資比例限制之影響相對程度會較小。另外，圖二、圖三、圖八、圖九之結論亦相同。

二、市場超額報酬率變異數 對基金績效之影響

假設其它條件不變，觀察市場超額報酬率變異數對基金績效的影響。由圖一發現 D 值隨 σ 之增加而增加，顯示市場波動性愈大，則擇時能力愈好的經理人會因為基金受到投資比例限制而無法靈活操作，故限制下的基金績效與未限制下的基金績效差異會愈大。而由圖七可知， P 值則隨 σ 之增加有先變小後變大的現象，顯示市場超額報酬率變異數增加時，基金績效受投資比例限制之影響相對程度在某一點會達到極小。另外，圖四、圖五、圖十、圖十一之結論亦相同。

三、情報精確度 σ_y 對基金績效之影響

假設其它條件不變，觀察情報精確度對基金績效的影響。由圖二發現 D 值隨 σ_y 之增加而變小，顯示情報精確度愈低，則基金經理人愈無法藉由增加風險的方式以提高基金之報酬，故限制下的的基金績效與未限制下的基金績效差異會愈小。而由圖八可知， P 值亦隨 σ_y 之增加而變小，顯示情報精確度減小時，基金績效受投資比例限制之影響相對程度會減小。另外，圖四、圖六、圖十、圖十二之結論亦相同。

四、風險趨避度 對基金績效之影響

假設其它條件不變，觀察風險趨避度對基金績效之影響。由圖三發現 D 值隨 θ 之增加而變小，顯示風險趨避度愈高，基金經理人會愈趨保守而不輕易融資融券，故限制下的基金績效與未限制下的基金績效差異會愈小。由圖九可知 P 值亦隨 θ 之增加而變小，顯示風險趨避者增加時，基金績效會減小。另外，圖五、圖六、圖十一、圖十二之結論亦相同。

五、兩個變數變動對基金績效之影響

利用類似上述之分析方法，兩個變數變動對基金績效之影響可整理如表三⁵。由表三發現，以本文所選擇的模擬值而言，當 μ 與 σ 同時變動時， D 值之變動方向與只有 σ 變動的情形相同，顯示 σ 之重要性大於 μ 。⁶ 類似

⁵ 此結論乃利用全微分的觀念，茲說明如下： $V=V(\mu, \sigma, \sigma_y, \theta)$

$$dV = \frac{\partial V}{\partial \mu} d\mu + \frac{\partial V}{\partial \sigma} d\sigma + \frac{\partial V}{\partial \sigma_y} d\sigma_y + \frac{\partial V}{\partial \theta} d\theta$$

地，我們可以分別得出 σ_y 之重要性大於 μ ， σ_y 之重要性大於 μ ， σ_y 之重要性大於 μ ， σ_y 之重要性大於 μ ，而 σ_y 與 μ 因變動方向相同而無法判別。因此，歸納而言，在本文所選擇的模擬值之下，各變數的重要性依次為 σ_y 、 μ 與 μ 。這顯示出，評估基金績效時，經理人之擇時情報精確度是個不容忽視的因素。

伍 結論

利用變數代換積分技巧，本文推廣了 Gendron & Genest (1990) 擇時績效模型。再利用 Romberg 數值積分技巧模擬擇時績效值，以擇時績效值之絕對改變量與相對改變量進行分析，並且比較投資比例限制之有無對基金擇時績效的影響，同時也分析擇時情報精確度、市場超額報酬率變異數、市場超額報酬率平均值與風險趨避度等相關變數變動對基金擇時績效之影響程度。

本文可以獲得以下之主要結論：

- (1) 在投資比例限制對基金擇時績效之影響方面，投資比例範圍愈寬，則限制績效值與未限制績效值之差距愈小。但即使投資比例範圍放寬為 (-1.0, 2.0)，二者之差距仍達 3%，與各基金收取不到 1.7% 的總費用率相比，投資比例限制所產生的社會成本是相當可觀的。而這也顯示出，由於大部份基金績效評估模型之導出均假設沒有投資比例限制，故以這些模型從事實證研究可能會有一些偏誤產生。因此，如何在有投資限制情況下導出基金績效評估模型，或許可以成為後續研究之課題。
- (2) 相關變數變動對基金擇時績效之影響，分為單一變數變動與兩個變數變動之情形加以探討。整體歸納而言，在本文所選擇的模擬值之下，各變數之重要性依序為擇時情報精確度、市場超額報酬率變異數、風險趨避度與市場超額報酬率平均值。這顯示出，評估基金績效時，經理人之擇時情報精確度是個不容忽視的因素。

參考文獻

固定變數 y ，則 μ 之變動方向與 μ 之變動方向會影響 V 之變動方向。由於 μ 之變動方向與 μ 之變動方向不一致，因此我們可由 V 之變動方向看出那個變數對 V 的影響較大。

- 林淑貞，「共同基金績效評估 - 台灣市場之實證研究」，輔仁大學金融學研究所碩士論文，1992年6月。
- 陳勝源，「共同基金投資組合績效之研究」，台灣大學商學研究所碩士論文，1989年6月。
- 葉秀娟，「不對稱情報下之共同基金績效評估 - 台灣市場之實證與模擬」，輔仁大學金融學研究所碩士論文，1993年6月。
- 楊誌柔，「共同基金選擇能力與時效能力之評估」，政治大學企業管理研究所碩士論文，1988年6月。
- Admati, A. R. and S. A. Ross, "Measuring Investment Performance in a Rational Expectations Model", *Journal of Business*, 58, 1985, pp.1-26.
- Admati, A. R. S. Bhattacharya, P. Pfleiderer and S. A. Ross, "On Timing and Selectivity", *The Journal of Finance*, 41, 1986, pp.715-732.
- Bhattacharya, S. and P. Pfleiderer, "A Note on Performance Evaluation", Technical Report 714, Stanford U., Stanford, Calif.: Graduate School of Business, 1983.
- Black A., P. Fraser and D. Power, "UK Unit Trust Performance 1980-1989: A Passive time-Varying Approach", *Journal of banking and Finance*, 16, 1992, pp.1015-1033.
- Chen, C.R. and S. Stockum, "Selectivity, Market Timing, and Random Beta Behavior of Mutual Funds: A Generalized Model", *The Journal of Financial Research*, 9, 1986, pp.87-96.
- Cornell, B., "Asymmetric Information and Portfolio Performance Measurement", *Journal of Financial Economics*, 7, 1979, pp.381-390.
- Connor, G and R. Korajczyk, "Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory: A New Framework for Analysis", *Journal of Financial Economics*, 15, 1986, pp.373-394.
- Dybvig, P. H. and S. A. Ross, "Differential Information and Performance Measurement Using a Security Market Line", *The Journal of Finance*, 40, 1985, pp.383-399.
- Gendron, M. and C. Genest, "Performance Measurement under Asymmetric Information and Investment Constraints", *The Journal of Finance*, 45, 1990, pp.1655-1661.
- Grinblatt, M. and S. Titman, "Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights", *The Review of Financial Studies*, 2, 1989, pp.393-421.
- Henriksson, R. D. and R. C. Merton, "On Market Timing and Investment Performance II: Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills", *Journal of Business*, 54, 1981, pp.513-533.
- Jensen, M. C., "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *The Journal of Finance* 23, 1968, pp.389-416.
- Jensen, M. C., "Risk, the Pricing of Capital Assets and the Evaluation of Investment Portfolios", *Journal of Business*, 42, 1969, pp.67-247.
- Jensen, M. C., "Optimal Utilization of Market Forecasts and the Evaluation of Investment Performance", in *Mathematical Methods in Investment and Finance*, G. P. Szego and K. Shell, eds. North-Holland, Amsterdam, 1972.

- Maron, M. and R. Lopez, Numerical Analysis: A Practical Approach, Belmont C. A.: Wadsworth, INC, 1991.
- Mayers, D. and E. M. Rice, "Measuring Portfolio Performance and the Empirical Content of Asset Pricing Model", *Journal of financial Economics*, 7, 1979, pp.3-28.
- Merton, R. C., "On Market Timing and Investment Performance I: An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts", *Journal of Business*, 54, 1981, pp.363-406.
- Roll, R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests; Part1: On Past and Potential Testability of the Theory", *Journal of Financial Economics*, 4, 1977, pp.119-138.
- Roll, R., "Ambiguity when Performance is Measured by the Securities Market Line", *The Journal of Finance*, 33, 1978, pp.1031-1069.
- Sharpe, W. F., "Mutual Fund Performance", *Journal of Business*, 39, 1966, pp.119-138.
- Treynor, J. L., "How to Rate Management of Investment Funds", *Harvard Business Review*, 13, 1965, pp.63-75.
- Treynor, J. L. and K. K. Mazuy, "Can Mutual Funds Outguess the Market?", *Harvard Business Review*, 44, 1966, pp.131-136.
- Verrecchia, R. E., "The Mayers-Rice Conjecture", *Journal of Financial Economics*, 9, 1980, pp.87-100.

附錄

本附錄將證明定理一。
證明：

$$\begin{aligned}
 (1 + r_f) V_u &= \int_{-\infty}^{\infty} E(R_p | r_m) dF_{R_m}(r_m) \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{\mu}{\theta \sigma^2} r_m + \frac{1}{\theta \sigma_y^2} r_m^2 \right) dF_{R_m}(r_m) \\
 &= \frac{\mu}{\theta \sigma^2} \times \mu + \frac{1}{\theta \sigma_y^2} (\sigma^2 + \mu^2),
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow V_u = (1 + r_f)^{-1} \left(\frac{\mu^2}{\theta \sigma^2} + \frac{\sigma^2 + \mu^2}{\theta \sigma_y^2} \right)$$

$$\begin{aligned}
 (1 + r_f) V_r &= \int_{-\infty}^{\infty} E(R_p | r_m) dF_{R_m}(r_m) \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \{ r_m k_1 p(Z \leq k_3) + r_m k_2 p(Z \geq k_4) \\
 &\quad + (a r_m + b r_m^2) p(k_3 \leq Z \leq k_4) + b \sigma_y r_m \int_{k_3}^{k_4} z dF_z(z) \} dF_{R_m}(r_m)
 \end{aligned}$$

其中, $k_3 = (k_1 - a - br_m) / b\sigma_y$, $k_4 = (k_2 - a - br_m) / b\sigma_y$, Z 為標準常態隨機變數。

由於 $R_m \sim N(\mu, \sigma^2)$, 令 $S = R_m - \mu$, 則 $S \sim N(0, \sigma^2)$, $F'_{R_m}(r_m) =$

$f_{R_m}(r_m) = f_{R_m}(s + \mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\{-s^2 / \sigma^2\} \equiv f_s(s)$ 。先計算上式第一項。

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\infty} r_m k_1 \left(\int_{-\infty}^{k_3} f_Z(z) dz \right) dF_{R_m}(r_m) \\ &= k_1 \int_{-\infty}^{\infty} (s + \mu) \int_{-\infty}^{[c-(s+\mu)]/\sigma_y} f_Z(z) f_S(s) dz ds \\ &= k_1 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{[c-(s+\mu)]/\sigma_y} s f_Z(z) f_S(s) dz ds + k_1 \mu \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{[c-(s+\mu)]/\sigma_y} f_Z(z) f_S(s) dz ds \\ & \text{令 } X = \sigma_y Z + S, \text{ 則 } X \sim N(0, \sigma^2 + \sigma_y^2), Z = (X - S) / \sigma_y, \end{aligned}$$

Jacobian = $1/\sigma_y$,

因此上式為

$$\begin{aligned} & k_1 \int_{-\infty}^{\infty} s f_s(s) \int_{-\infty}^{c-\mu} f_z\left(\frac{\chi-s}{\sigma_y}\right) \frac{1}{\sigma_y} d\chi ds \\ &+ k_1 \mu \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{c-\mu} f_z\left(\frac{\chi-s}{\sigma_y}\right) f_s(s) \frac{1}{\sigma_y} d\chi ds \\ &= k_1 \int_{-\infty}^{c-\mu} \int_{-\infty}^{\infty} s f_s(s) f_z\left(\frac{\chi-s}{\sigma_y}\right) \frac{1}{\sigma_y} ds d\chi \\ &+ k_1 \mu \int_{-\infty}^{c-\mu} \int_{-\infty}^{\infty} f_z\left(\frac{\chi-s}{\sigma_y}\right) f_s(s) \frac{1}{\sigma_y} ds d\chi \\ &= k_1 \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_{-\infty}^{c-\mu} \chi dF_X(\chi) + k_1 \mu M \end{aligned}$$

令 $\frac{1}{2} \frac{\sigma^2 + \sigma_y^2}{\sigma^2 \sigma_y^2} [S - \left(\frac{\sigma^2 X}{\sigma^2 + \sigma_y^2}\right)]^2 = W^2$, 則 Jacobian = $\frac{\sqrt{2}\sigma\sigma_y}{\sqrt{\sigma^2 + \sigma_y^2}}$ 展

開後, 整理得出

$$M = \int_{-\infty}^{c-\mu} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_y}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{\chi^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2}\right\}$$

$$\begin{aligned} & \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{\sigma^2 + \sigma_y^2}{\sigma^2 \sigma_y^2} \left[s - \left(\frac{\sigma^2 \chi}{\sigma^2 + \sigma_y^2}\right)\right]^2\right\} ds d\chi \\ &= \int_{-\infty}^{c-\mu} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{\chi^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2}\right\} \\ & \quad \frac{\sqrt{2}\sigma\sigma_y}{\sqrt{\sigma^2 + \sigma_y^2}} \exp\{-\omega^2\} d\omega d\chi \\ &= \int_{-\infty}^{c-\mu} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sqrt{\sigma^2 + \sigma_y^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{\chi^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2}\right\} d\chi \\ &= \int_{-\infty}^{c-\mu} dF_x(\chi) \end{aligned}$$

則第一項為

$$k_1 \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_y^2} \int_{-\infty}^{c-\mu} \chi dF_x(\chi) + k_1 \mu \int_{-\infty}^{c-\mu} dF_x(\chi)$$

反覆運用此積分技巧便可求出其餘三項，故得證。

表三 相關變數

相關變數	D 之變動方向	P 之變動方向
	先 - 後 +	先 - 後 +
	+	先 - 後 +
γ	-	-
	-	-
μ 、	+	先 - 後 +
μ 、 γ	-	-
μ 、	-	-
、 γ	-	-
、	+	+
、 γ	-	-

註 1. D 表績效值之絕對改變量，P 表績效值之相對改變量。

2. μ 為市場超額報酬率平均值， σ 為市場超額報酬率變異數， γ 為擇時情報精確度， σ_y 為風險趨避度。

**The Simulation Analysis of Mutual Funds
Performance under Asymmetric
Information and Investment Constraints**

SHOW-JEN YE^H*, SHANG-CHI GONG^{}**

** Department of Economics, University of Florida, U. S. A.*

*** Graduate Institute of Finance, Fu-Jen University*

ABSTRACT

Both the Gendron and Genest (1990) model is generalized and the Romberg numerical method is adopted in this paper to simulate the impacts of the precision of information, the mean and the variance of excess market return on the timing performance of mutual fund. The simulation results indicate that the precision of timing information is an important factor in evaluating the mutual fund performance. The results also shows that the bias will be produced in measuring the performance without considering the investment restrictions.

Keywords: timing performance, investment constraints, numerical analysis, asymmetric information.

