

112 金融計量 期末報告

林祥恩、李明祐、張文清

January 12, 2024

Contents

1	計畫緣起	2
2	數據與資料來源	3
3	方法	4
4	實證結果	6
5	結論	7

第 1 章 計畫緣起

一般來說，投資績效是我們評量一個投資策略是否有效的重要指標。在忽略實施成本的情況下，一個會獲得較好收益的策略，卻不一定能在股市實作中得到同樣的結果。因此，衡量交易成本的佔比是在評估交易績效優劣時不可或缺的一部分。

然而交易策略實施之成本並不易於衡量，Patton and Weller(2020)[1] 提到，在此之前一般用以衡量交易策略的方式有兩種：使用專有交易資料以分析單個公司所產生的交易成本，此種方式不能作為整體性的代表，僅可提供一個資訊量的下界；使用整個市場的交易數據以評估單隻證券的交易成本，此種方式一般會從小型交易推斷價格影響至大型因子投資組合或是完全忽略價格因素影響的交易成本。

在我們學習過 Patton and Weller(2020) 提出的使用 Fama 和 MacBeth(1973)[2] 兩階段迴歸來估計實施成本差距的方式以後，認為這種方式相較於以上兩種方式能夠更加全面、更為完整地計算實施成本，縮小紙面上計算出的實施成本與實際策略交易成本之間的差距。因此，我們希望能夠使用相同的衡量方式，將其實作於台灣市場，並觀察由此得出的結果是否具有實際的效益。

第 2 章 數據與資料來源

為了複製本篇期刊，我們需要的資料包含台灣 ETF 月資料、大盤報酬（計算市場風險溢酬）以及股票月資料（計算規模與價值溢酬），故我們透過台灣經濟新報 TEJ PRO 取得以上資料，並選定期間後進行估計。

我們的樣本包括在 2010 年 1 月至 2023 年 12 月期間的台灣至少有 24 個非缺失月度毛收益的 8 檔指數股票型基金（以下簡稱 ETF），並以每月月初資料作為估計值，選擇 ETF 而非共同基金的原因在於，台灣發行的共同基金數量過少，將影響評估效度，但 8 檔相對原期刊的 4,267 檔共同基金仍有差距。此外我們選定了台灣的所有上市普通股以及 Y9999 大盤指數作為實行成本的估算，截至 2023 年 12 月共計 971 檔，期間同為 2010 年至 2023 年的每月資料，並以其數據估算三因子係數。

台灣第一檔 ETF0050 元大台灣 50 於 2003 上市，在國內最為知名與長久，也為台灣交易量最大之 ETF，而台灣 ETF 規模從 2003 年底的 396 億元，到 2023 年 5 月底的 2.91 兆元，ETF 佔整體共同基金 5.56 兆元，比重更達 52%；ETF 發行公司也從一家增加至目前的十六家，從規模、發行公司、受益人數的增長表現，再再都凸顯了 ETF 儼然已經成為台灣投資人在投資理財、退休規劃的重要配置，其中對應樣本期間 2010 年臺灣 ETF 發行數量僅 8 檔，至 2023 年則增加到 156 檔，期間有 3 檔已下市分別是 0054 元大台商 50、0058 富邦發達、00742 新光內需收益等 3 檔，13 年間成長近 19 倍，又以 0050 元大台灣 50 最為知名與長久，也為台灣交易量最大之 ETF。

即使有如此大的成長，與原期刊的資料相比少很多的主要是因為台灣 ETF 與共同基金發展較晚，美國 ETF 於 2000 年就已突破千家，2000 年後更是呈現快速成長，且美國資金規模相對台灣大得多，所以預期顯著性可能會略遜於原期刊。

第 3 章 方法

在本節中，我們考慮風險暴露單位的補償，並探討共同基金是否獲得了學術界在論文上所提到的相同風險補償。在我們的基本估計中，我們假設共同基金對於實施學術異常有一個固定的單位成本，並預期股票和共同基金組合之間的表現差異在因子暴露上是線性的，由於台灣共同基金數量過少，故本次研究將以 ETF 取而代之以。

我們使用擴展的 Fama 和 MacBeth(1973) 兩階段迴歸來估計「實施差距」以進行 Fama 三因子模型 [3] 基線估計。時間序列迴歸步驟是標準的，只是在測試資產的選擇方面有所不同。第一階段時間序列迴歸為 N_S 、 N_{ETF}

$$r_{it} = \alpha_i + \sum_k f_{kt} \beta_{ik} + \epsilon_{it}, i = 1, \dots, N_S, N_S, \dots, N_S + N_{ETF}. \quad (1)$$

其中 r_{it} 是投資組合或 ETF_i 在 t 月的毛回報，減去當期無風險利率的同時風險，而 f_{kt} （對於 $k = 1, \dots, K$ ）是日期 t 的因子 k 的回報。通常的第二階段橫截面迴歸被擴展以適應於投資組合和 ETF 的風險定價可能存在差異的可能性。

第二階段迴歸等效於在投資組合和 ETF 上運行的兩個獨立的橫截面迴歸，因為指標將觀測值集合和係數分割：

$$r_{it} = \sum_k \lambda_{kt}^S \hat{\beta}_{ik} \mathbb{I}_{i \in S} + \sum_k \lambda_{kt}^{ETF} \hat{\beta}_{ik} \mathbb{I}_{i \in ETF}, t = 1, \dots, T. \quad (2)$$

λ_S 和 λ_{ETF} 表示股票和 ETF 的因子模仿 kt 組合回報，即在日期 t ，對於具有 $\beta_k = 1$ 和 $\beta_j = 0 \forall j \neq k$ 的股票或 ETF 組合的假設回報。如果這些因子可以由現實世界的投資者交易，則 f_{kt} 、 λ_S 和 λ_{ETF} 將全部相等。

差異 $\lambda_D = \lambda_S - \lambda_{ETF}$ 是我們對策略 k 的實施成本的估計，它是給定策略的論文回報（「所看到的」）和面臨現實世界實施成本的資產管理者實際回報之間的差異（「所獲得的」）。從概念上講，這種差異捕捉了直接成本，如因子交易的價差和價格影響，以及間接成本，如投資於因子的流動版本以使策略免受資金流出的影響。我們的估計是因子補償 λ_k 的月度差異的平均值，我們使用三個月的滯後來構建這種差異的 Newey and West(1987)[4] 標準誤，以考慮 λ 差異系列中的序列相關。

作法與 Patton and Weller(2020)[1] 相同，我們根據 Lettau[5] 等人的做法，我們在第二階段迴歸中省略常數項，以強制橫斷面平均 $alpha$ 為零。從經濟學角度，這種省略

強制了典型的零風險證券或共同基金在每個時間點上都具有零超額報酬，我們強加這個限制是因為在我們的股票投資組合樣本中，否則 α_t 和估計的市場風險溢酬 $\lambda_{MKT,t}$ 的時間序列將強烈負相關且幅度相似。相較之下，在 ETF 樣本中，無論是否包含常數，市場 β 都具有較大且正的風險價格。從經驗上講，抑制常數的主要效果是為股票投資組合提供合理的估計市場風險溢酬，而對 ETF 的任何因子風險溢酬都沒有實質影響。

第 4 章 實證結果

Table 1: 估計實施成本

這張表展示出使用 Fama-MacBeth(1973) 估計因子的股票投資組合、國內 ETF 的實施成本，與他們差異。參考公式：

$$r_{it} = \sum_k \lambda_{kt}^S \hat{\beta}_{ik} \mathbb{I}_{i \in S} + \sum_k \lambda_{kt}^{ETF} \hat{\beta}_{ik} \mathbb{I}_{i \in ETF}, t = 1, \dots, T.$$

λ_D 、 λ_S 與 λ_{ETF} 等符號的定義與前一張相同。所有參數估計結果的單位都是百分比，並取到小數點後兩位。小括號內的是標準誤，使用 Newey-West Standard Error with three monthly lags。若需要檢查此篇報告的實證結果，可以透過我們附上的程式碼與資料，建議在驗證之前，先閱讀 README 以熟悉各檔案之作用。

(Parameters different from zero at the 10%, 5% or 1% significance levels are marked with one, two or three asterisks(*))

	N_S	MKT	HML	SMB
λ_S	45	-5.97*** (0.81)	-2.23*** (0.23)	-0.26 (0.22)
λ_{ETF}	8	1.98* (0.92)	0.16 (0.60)	0.09 (0.38)
λ_D	-	-7.95*** (1.27)	-2.39*** (0.57)	-0.36 (0.35)

第 5 章 結論

從 λ_D 值來看，ETF 承擔的市場敞口的補償差異比股票投資組合高出 7.95%，價值敞口與規模敞口的補償差異較小，分別是 2.39% 與 0.35%，在統計上這些資料都不顯著。同時，市場因素對 ETF 的剩餘補償在 10% 信賴水準顯著，價值與規模因素儘管也有正點估計值的表現，但並沒有在統計學上顯著。價值因素僅對於股票投資組合有顯著的結果，而對 ETF 則並不顯著。規模因素則都沒有顯著的結果。在股票投資組合中，我們所採用的三個因素，市場、價值與規模因素的實施差距都超過了 100%，而市場因素的實施差距甚至達到了 133%，這顯然是令人詫異的結果。

本次複製論文的結果中，投資組合、ETF 與兩者差異的市場溢酬因子皆顯著，ETF 在價值因子則呈現不顯著，規模因子三項則都不顯著，與原論文的結果大致相同，而差異在於投資組合係數皆為負值，表示三項因子給予股票組合負向風險溢酬，可能原因在於樣本期間內台灣股市整體波動度較大，並無一個長期上漲的趨勢存在，加上我們所使用的樣本數相對原論文少很多所以結論相對差較多，而 ETF 的溢酬值相對較小也是因為樣本數不足所致，而實施成本在本次複製中也呈現較大的負值，可能原因除上述外，還有台灣在金融方面限制較多，加上稅負影響導致實施成本較高。有鑒於樣本數與實證結果數值差異過於龐大，故小組認為雖結論與原論文相同，但對於台灣股市應用於此篇研究的適切性仍有疑慮，未來研究方向將嘗試針對不同國家的資料進行探討，以利了解實施成本在不同國家的影響程度。

References

- [1] A. J. Patton and B. M. Weller, “What you see is not what you get: The costs of trading market anomalies,” *Journal of Financial Economics* **137**(2), 515–549 (2020).
- [2] E. F. Fama and J. D. MacBeth, “Risk, return, and equilibrium: Empirical tests,” *Journal of political economy* **81**(3), 607–636 (1973).
- [3] E. F. Fama and K. R. French, “Common risk factors in the returns on stocks and bonds,” *Journal of financial economics* **33**(1), 3–56 (1993).
- [4] W. K. Newey and K. D. West, “A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelationconsistent covariance matrix,” (1986).
- [5] M. Lettau, M. Maggiori, and M. Weber, “Conditional risk premia in currency markets and other asset classes,” *Journal of Financial Economics* **114**(2), 197–225 (2014).