朝陽商管評論
中華民國 115 年，第 23 卷，113-149

微型臺指期貨上市、家族交易活動與商品重配置：臺股指數期貨市場的動態證據

許傑翔 *

國立臺北大學企業管理學系

收稿日期：115/8/26；接受日期：115/10/30；刊登日期：115/11/18

摘要

新品成交成長未必等於同標的商品家族持續擴張。本文以 2024 年 7 月 29 日微型臺指期貨 (TMF) 上市為事件，使用 2018-2025 年日資料與事件時間迴歸，檢視新品採用、家族交易活動與商品配置。結果顯示，TMF 等值成交份額由 1.92%升至 4.48%；在主要事件時間模型 (HAC20 推論) 下，上市後 181-242 日相對 0-19 日，TMF 等值成交份額增加 2.586 個百分點，家族名目與等值成交分別降低 32.594%與 31.957%；MTX 相對 TX 的早晚差異推論則對誤差模型敏感。因缺乏理想反事實且事件前活動非完全平坦，結果僅視為上市後市場變化。據此提出兩項經驗命題：新品持續採用與家族持續增量可能呈現不同時間路徑；多尺寸商品家族重配置可能不侷限於最鄰近契約，且其方向可能隨上市階段改變。

關鍵字：微型臺指期貨、新品採用、家族交易活動、商品重配置、契約尺寸

* 通訊作者　E-mail：s711531402@gm.ntpu.edu.tw　Tel：(02) 8674-1111

壹、緒論

交易所推出新期貨商品後，新品自身成交量通常是最直接的績效訊號，但單一商品成交成長不足以判斷同標的商品家族是否因此持續擴張。至少應區分三個層次：新品是否逐步建立家族內位置、商品家族整體交易活動是否增加，以及既有契約與新品之間如何重新配置。既有研究已顯示，個別契約活動與整體市場活動未必同步，較小型契約上市也不必然造成既有大型契約成交量下降 (Greppmair & Theissen, 2022；Roll et al., 2014) 。因此，新品上市後的評估不宜由單一成交量指標概括。

臺灣期貨交易所 (TAIFEX) 於 2024 年 7 月 29 日推出微型臺指期貨 (TMF) ，契約乘數為每點新臺幣 10 元；既有臺股期貨 (TX) 與小型臺指期貨 (MTX) 之契約乘數分別為 200 元與 50 元。三者同以臺灣證券交易所發行量加權股價指數 (以下簡稱加權指數) 為標的，形成 20：5：1 的契約尺寸階梯，使原有大型與小型雙契約架構轉為大型－小型－微型三尺寸商品家族。這項制度變化提供了在相近市場環境下，同時觀察新品採用、家族整體交易活動與商品配置的研究情境。

既有臺灣研究主要比較 TX 與 MTX 的價格發現與資訊效率，並顯示兩者的相對市場角色會隨流動性、套利活動與制度條件改變 (Chen et al., 2021；Wang et al., 2013) 。國際小型與微型期貨研究亦顯示，相關契約在成交活動、流動性與價格發現上的反應並不一致 (Greppmair & Theissen, 2022) 。然而，現有文獻較少在同一新品上市事件中，直接區分新品自身持續採用與同標的商品家族持續增量兩條可能分岔的時間路徑；在大型－小型－微型三尺寸期貨共存時，商品配置是否集中於與新品尺寸最接近的既有契約，以及此種關係是否隨上市後階段改變，也仍缺乏直接證據。

基於上述研究缺口，本文聚焦新品持續採用與商品家族交易活動增量的時間路徑，以及 TX、MTX 與 TMF 商品家族配置隨上市後階段的調整；相應研究命題於文獻回顧後提出。

為回答上述問題，本文使用臺灣期貨交易所 2018-2025 年公開日資料，並以 2023 年 7 月 31 日至 2025 年 7 月 28 日為主要事件樣本。衡量上，本文以契約乘數等值化尺度比較同一交易日各契約的相對配置，以家族名目成交活

動及家族等值成交量衡量跨時間的整體交易活動，並以未平倉量提供支持性部位證據。詳細變數定義、事件區間與估計方法於研究方法節說明。

實證結果顯示，TMF 等值成交份額由上市後前 20 個交易日的 1.92%逐步提高至 181-242 日的 4.48%；相較之下，在主要事件時間模型 (HAC20 推論)下，TMF 等值成交份額後期相對初期增加 2.586 個百分點，家族名目與等值成交則分別降低 32.594%與 31.957%；初期名目成交相對最近 120 日事前基準的差異未達顯著。商品配置方面，MTX 相對 TX 的上市後早晚差異對誤差模型敏感，TMF 則逐步建立家族內位置。由於研究缺乏理想反事實控制市場，且事件前家族交易活動並非完全平坦，本文僅將上述結果視為事件期間的市場層級關聯，不推論 TMF 上市的固定因果效果。

本文的學術貢獻在於將新品上市後的評估由單一新品成交量，進一步區分為新品採用、商品家族整體交易活動與家族內部配置三個層次，並據此檢驗兩項可由其他同標的商品家族進一步驗證的經驗關係：新品持續採用與家族持續增量可能沿不同時間路徑演變；多尺寸商品家族的重配置亦可能不侷限於最鄰近尺寸契約，且其方向可能隨上市階段改變。實務上，這項區分也提供交易所分層追蹤新品上市後市場發展的依據。

貳、制度背景、文獻與分析框架

一、制度背景與研究事件

表 1　TX、MTX 與 TMF 之契約規格及本文分析定位

代　碼	商　品	每點乘數	本文分析定位	主分析到期結構
TX	臺股期貨	NT$200	大型基準契約	月到期
MTX	小型臺指期貨	NT$50	既有小型契約	月到期 (週契約另作穩健性分析)
TMF	微型臺指期貨	NT$10	2024/7/29 上市之微型新契約	月到期

資料來源：臺灣期貨交易所 (n.d.-c、n.d.-g、n.d.-h、2024a)

TX、MTX 與 TMF 之契約規格與 20：5：1 的尺寸關係彙整於表 1。三商品皆具有月到期契約，因此本文主分析僅納入月到期契約，以維持跨商品期限結構的可比性；MTX 週到期契約則於敏感度檢查另行納入。

研究期末另有一項可能影響臺股指數衍生品需求配置的制度變動。週五到期臺指選擇權於 2025 年 6 月 27 日正式上市 (臺灣期貨交易所，2025a) 。主樣本仍延伸至 2025 年 7 月 28 日，以保留 TMF 上市後約一年的觀察期間；另將樣本截於 2025 年 6 月 26 日重估核心結果，僅作敏感度檢查，不視為第二個處理事件。樣本期間 TX、MTX 與 TMF 保證金亦有調整。依期交所 2024 年 8 月 8 日與 2025 年 4 月 8 日公告，相關調整分別於 8 月 9 日及 4 月 9 日一般交易時段結束後生效 (臺灣期貨交易所，2024c、2025b) 。TMF 交易獎勵之所列活動期間包括 2024 年第 3 季與第 4 季 (臺灣期貨交易所，2024b、2024d) ，法人報價獎勵則包括 2025 年 1 至 4 月及 5 至 8 月 (臺灣期貨交易所，n.d.-a、n.d.-b) 。交易獎勵分別適用期貨經紀商、期貨交易輔助人及事先報名之法人機構；報價獎勵適用期交所造市者及依辦法報名之報價法人機構。本文僅將其作為可能影響交易成本的共時性制度背景，不推論個別措施之效果或特定交易人實際優惠。此處列示所核對之措施，並非樣本期全部制度措施的完整清單。

二、契約設計、契約尺寸與相似商品共存

期貨契約並非在既定市場條件下被動形成，而是交易所產品設計與市場參與者選擇共同作用的結果。早期研究已將交易所視為主動的產品創新者。Sandor (1973) 以膠合板期貨為例，說明新品設計涉及市場需求評估、利害關係人協調與契約條件調整；Silber (1981) 則從交易所競爭與產品創新的角度指出，新契約能否形成市場接受度，取決於契約規格、市場需求與既有交易環境的共同作用。Cuny (1993) 進一步強調流動性在新品設計中的角色：即使新契約提供額外的避險功能，既有契約已累積的市場深度仍可能形成進入障礙。Tashjian (1995) 亦將避險需求、現貨市場特性、契約設計與競爭契約的流動性視為期貨契約能否成功的重要條件。另一方面，Tashjian and Weissman (1995) 指出，當市場參與者具有異質需求時，高度相關甚至報酬結構相近的契約仍可能合理共存。因此，相似契約之間並不存在必然的單一排擠結果。

近年研究進一步將契約尺寸視為影響市場摩擦與參與結構的重要設計參數。Nordén et al. (2026) 從理論與實證兩方面分析股價指數期貨，指出最小跳動點與交易單位皆會影響交易成本與流動性，交易所調整指數乘數時亦須考量不同交易摩擦之間的權衡。這使契約尺寸不宜僅被理解為名目金額的縮放，而應視為可能改變交易成本與市場參與條件的市場設計選擇。Park and Ryu (2021) 分析 KOSPI 200 選擇權乘數提高後的帳戶層級交易資料，亦發現市場效率與不同類型投資人的交易反應有所改變，而且同時參與選擇權與期貨市場者的反應，與僅參與單一市場者並不相同。

契約尺寸的影響還可能延伸至未直接調整規格的相關商品。Lee et al. (2026) 研究 KOSPI 200 選擇權契約尺寸提高事件，發現選擇權成交活動下降，但同標的期貨市場的總成交量未同步下降；不同投資人群體則呈現不同方向的市場參與調整，其中高頻交易者在期貨市場的成交占比提高。作者據此指出，對部分投資人而言，相關選擇權與期貨市場具有替代關係。此一證據說明，契約設計的效果不宜僅由被調整商品本身判斷，也可能表現在相關衍生商品之間的活動重新配置。

微型期貨提供更直接的契約尺寸證據。Ferko et al. (2023) 利用美國商品期貨交易委員會的交易人識別資料比較 CME 大型與微型比特幣期貨，發現微型契約的交易人組成與大型契約存在差異，顯示共享相同標的與相近契約特性的不同尺寸商品，並不必然吸引完全相同的市場參與者。Greppmair and Theissen (2022) 的跨市場研究則發現，小型期貨上市後，既有大型期貨的成交量平均並未顯著下降，流動性與波動的變化亦受到交易制度影響。綜合而言，較小契約的加入可能改變市場參與、流動性與相關商品的相對角色，但不能由契約尺寸本身預設固定的排擠或增量效果。本文因此不再將「契約尺寸是否重要」視為研究缺口，而把分析焦點放在第三個、更小尺寸契約加入既有商品家族後，新品採用、家族整體交易活動與商品配置如何共同演變。

三、期貨契約成功、多維市場結果與上市後動態

期貨新品是否成功，既有文獻並沒有單一且普遍接受的衡量方式。早期研究多以交易量、流動性、存續期間或避險需求判斷新契約能否形成持續市場。Carlton (1984) 指出，新契約能否累積足夠交易活動並長期存續，是理解契約成敗的重要問題。較近期的 Sobti (2020) 以印度 30 項農產品期貨進行實證檢

驗，發現現貨價格波動、避險效率與未平倉量等因素與契約成功顯著相關，並再次凸顯契約設計、新品上市與持續市場使用之間的關聯。因此，持續交易活動仍是新品成效的重要構面，但不宜被視為涵蓋上市後所有市場結果的唯一指標。

其中一項原因在於新品表現具有明顯的時間維度。Cavanaugh and Penick (2018) 以大量交易所衍生商品資料描繪不同成交狀態間的生命週期轉換，顯示契約可能在低、中、高流動性與退出狀態之間移動；Johnston and McConnell (1989) 的 GNMA 期貨個案則說明，一項曾經長期活躍的契約仍可能因其經濟用途改變而逐步衰退。近期研究亦顯示，相關市場的相對角色不必固定不變。Hu et al. (2020) 以時間變動方法分析比特幣現貨與期貨市場，發現市場間的長期關係與價格發現角色會隨時間改變；Fleming et al. (2024) 則發現，美國公債現貨市場先調降最小跳動點後，價格發現向現貨移動，而期貨市場隨後調整相同規格時，此一相對優勢再度反轉。Chen and Yang (2024) 對大型與微型比特幣期貨的研究亦顯示，不同尺寸契約的價格發現角色會隨相對流動性與投資人結構而動態變化。這些結果雖主要涉及資訊效率，仍說明新品或制度變動的效果應從上市後不同階段觀察，而不宜預設為一次完成且永久固定。

新品上市的市場效果也可能超出新品自身的成交量。Augustin et al. (2023) 利用比特幣期貨上市事件發現，期貨引進後，不同現貨市場之間的價格同步性、市場效率、流動性與套利摩擦均有所改變，顯示新品的影響可能延伸至相關市場的多個結果面向。Tse and Xiang (2005) 則顯示，即使 E-mini 能源期貨的成交占比不高，仍可能對價格發現有所貢獻。換言之，新品成交、相關商品活動、流動性與資訊效率並不必然同步，單一結果變數難以完整描述新品上市後的市場發展。

同標的衍生商品內部的交易活動亦可能出現分化。Lee (2022) 分析 KOSPI 200 衍生商品交易乘數調降後的市場反應，發現交易規模的擴張主要出現在小型期貨，其他相關衍生商品則呈現停滯或下降；Roll et al. (2014) 亦指出，既有期貨成交下降可以與其他同標的工具成長及整體期貨活動增加同時存在。這些研究共同提供一項重要基礎：個別商品的市場使用與相關商品集合的整體活動可能沿著不同路徑變化。然而，既有文獻仍較少在同一新品上市事件中，直接區分「新品自身是否形成持續採用」與「同標的商品家族是否形成持續性的整體交易活動增量」。本文因此將兩者視為概念上不同、需要分別衡量

的上市後結果，並在下一節進一步結合同標的多尺寸商品互動與臺灣市場脈絡建立研究命題。

四、商品家族重配置、臺灣市場脈絡與研究命題

當新品與多個既有契約共存時，一對一的替代關係並非唯一可能結果。Pennings and Leuthold (2001) 的多產品避險模型指出，新增契約可能對不同既有契約分別形成強化、排擠或近乎中性的反應；Tashjian and Weissman (1995) 則說明，高度相關契約仍可能因市場參與者需求異質性而共存。因此，同標的商品家族的調整較適合視為多契約共同作用的配置問題，而不宜在新品上市前即指定唯一被替代者。

近期研究進一步顯示，相關商品的調整可能跨越直接受到制度變動的契約。Lee (2023) 分析 KOSPI 200 小型期貨停止市場造市的事件，發現小型期貨流動性下降時，既有大型期貨與現貨市場的交易活動及資訊連結亦受到影響。此一研究顯示，契約設計與交易條件的影響可能延伸至未直接調整規格的相關商品，而不宜只觀察單一契約。

臺灣既有研究提供更接近本文的制度脈絡，但研究問題主要集中於資訊效率。早期研究多比較 TAIEX 現貨與期貨的價格發現及市場整合 (謝文良，2002；Lin et al., 2002) ，詹錦宏與施介人 (2005) 再將選擇權納入跨市場資訊傳遞。其後，Wang et al. (2013) 與 Chen et al. (2021) 直接比較同標的、同電子交易環境下的 TX 與 MTX，顯示兩種契約尺寸的相對價格發現角色會隨相對流動性、SPAN 制度與套利活動而改變。這些研究顯示 TX 與 MTX 的相對市場角色並非固定，但尚未把新品自身的持續採用、同標的商品家族整體交易活動與 TX、MTX、TMF 三者的成交及未平倉量配置納入同一分析架構。

綜合上述文獻，本文聚焦兩個仍未被直接回答的家族層級問題。第一，現有研究雖已顯示不同尺寸或相關衍生商品的交易活動與投資人反應未必同步，但較少在單一新品上市事件中，同時比較新品自身採用的持續性與商品家族整體交易活動增量的持續性。第二，既有多契約共存、跨市場重新配置與時間變動角色研究，尚未直接回答大型－小型－微型三尺寸期貨家族中，調整是否侷限於與新品尺寸最接近的既有契約，以及其方向是否會隨新品上市後階段改變。TX、MTX 與 TMF 共享標的與主要交易制度，提供了在相對一致環境下觀察這兩個問題的條件。基於此，本文提出兩項可由其他市場進一步檢驗

的經驗命題；由於本文為單一上市事件的觀察性研究，兩項命題均不作強因果或普遍理論解讀。

研究命題一 (P1)：新品在同標的商品家族中的持續採用，與商品家族整體交易活動的持續增量，可能呈現不同的上市後時間路徑。

研究命題二 (P2)：同標的多尺寸商品家族的重配置，可能不侷限於與新品尺寸最接近的既有契約，且其方向可能隨上市後階段而改變。

為提高命題的可檢驗性，本文進一步指定本事件的樣本內支持判準。P1 的方向性型態為上市後 181-242 日相對 0-19 日 TMF 等值成交份額較高，而商品家族名目及等值成交量較低；只有三項直接對比方向符合且各自 95%信賴區間均不含零，才稱此型態在指定主模型下獲統計支持。初期相對事前差異不顯著，不能解讀為已證明不存在初期增量。P2 則以 MTX／TX 等值成交對數比的 181-242 日相對 0-19 日差異為主要方向性比較，並參照 TX、MTX 與 TMF 的原始份額；若主要比率差異不顯著，或在不同誤差模型下不穩定，便不稱其獲穩健支持。以上為事後操作判準，並非預先登錄的方向性假說，亦不能從市場加總資料推定特定交易人由何種契約移轉。

參、資料與研究方法

一、資料來源、樣本與品質檢查

本文使用臺灣期貨交易所公開之期貨每日交易行情年度資料 (臺灣期貨交易所，n.d.-e、n.d.-f) ，建立 2018 至 2025 年 TX、MTX 與 TMF 日資料。主要欄位包括交易日、商品代號、到期月份、開高低收價格、結算價、成交量、未平倉量 (open interest, OI) 與交易時段。資料整理時排除價差契約到期列；成交量加總一般交易時段與盤後交易時段之非價差單一期限契約，未平倉量則採一般交易時段日終數值，以避免同一部位因跨時段重複計入。盤後成交依期交所官方交易日歸屬於次一一般交易日，價格與 TX 波動控制變數均按相同官方交易日鍵對齊。

主分析於商品層級加總同一交易日各月到期契約。因此，若僅是資料分類標籤由近月改為次近月，不會機械性改變 TX、MTX 或 TMF 的商品總量；但實際轉倉交易仍可能增加成交量，跨期部位亦可能影響加總未平倉量。事件時間模型另納入 TX 月契約最後交易／結算日指標，以控制到期日前後可能共同出現的交易活動變化。

資料建構完成後，本文進行兩項獨立的一致性檢查。第一，針對 2018 至 2025 年間實際上市交易且可直接與期交所官方年度統計逐項核對的商品－年度，共 18 項 (TX 與 MTX 各 8 年，TMF 為 2024 與 2025 兩年) ，研究資料成交量加總均與官方年度成交量統計完全一致，18 項差異皆為 0(臺灣期貨交易所，n.d.-d) 。第二，同期間辨識出的 96 個 TX 月契約最後交易日，均符合期交所規定之第三個星期三；遇休市時則依規則順延。兩項檢查分別驗證成交量重建與到期日辨識，作為公開資料處理一致性的直接證據。

主要事件樣本為 2023 年 7 月 31 日至 2025 年 7 月 28 日，共 484 個交易日，並以 2024 年 7 月 29 日 TMF 上市為事件日。較長期資料主要用於建立市場背景、驗證資料處理流程及進行替代檢查；本文不以 2018 至 2025 年的整段資料估計單一線性趨勢，也不將主要事件窗以外的觀察值用於識別 TMF 上市後的事件時間效果。

二、衡量尺度與主要變數

令$p \in \mathcal{P} = \{\text{TX, MTX, TMF}\}$表示商品，$t$表示交易日；$\mathrm{V}_{p,t}$與$\mathrm{OI}_{p,t}$分別表示商品$p$在交易日$t$納入主分析之成交量與未平倉量，$\mathrm{M}_p$表示商品$p$的每點契約乘數，且$\mathrm{M}_{TMF} = 10$。原始契約口數會因契約尺寸不同而機械性放大微型契約的表面交易量，因此本文先依契約乘數將各商品轉換為 TMF 等值量。

$$\mathrm{EV}_{p,t} = \mathrm{V}_{p,t} \times \frac{\mathrm{M}_p}{\mathrm{M}_{\mathrm{TMF}}} \tag{1}$$

$$\mathrm{EOI}_{p,t} = \mathrm{OI}_{p,t} \times \frac{\mathrm{M}_p}{\mathrm{M}_{\mathrm{TMF}}} \tag{2}$$

其中，$\mathrm{EV}_{p,t}$與$\mathrm{EOI}_{p,t}$分別為商品p在交易日t的 TMF 等值成交量與 TMF 等值未平倉量。依式 (1) 與式 (2) ，1 口 TX、1 口 MTX 與 1 口 TMF 分別相當於 20、5 與 1 個 TMF 等值單位。此尺度適合比較同一交易日商品家族內各契約的相對規模與份額。

跨時間衡量商品家族整體交易活動時，僅比較等值口數仍會忽略標的指數水準的變動。令P_t為交易日t一般交易時段最近到期 TX 月契約的收盤價，作為三項同標的商品共同的價格代理變數。

$$\mathrm{FNT}_t = \mathrm{P}_t \sum_{p\in\mathcal{P}} \mathrm{V}_{p,t}\mathrm{M}_p \tag{3}$$

$$\mathrm{FNOI}_t = \mathrm{P}_t \sum_{p\in\mathcal{P}} \mathrm{OI}_{p,t}\mathrm{M}_p \tag{4}$$

其中，FNT_t與FNOI_t分別表示交易日t的家族名目成交活動與家族名目未平倉規模。由於P_t在同一交易日對三項商品皆相同，價格校正主要影響跨時間的家族總量比較，不改變同日各商品的相對份額。

商品p在交易日t的等值成交份額與等值未平倉量份額分別定義如下：

$$\mathrm{S}^{\mathrm{V}}_{p,t} = \frac{\mathrm{EV}_{p,t}}{\sum_{j\in\mathcal{P}} \mathrm{EV}_{j,t}} \tag{5}$$

$$\mathrm{S}^{\mathrm{OI}}_{p,t} = \frac{\mathrm{EOI}_{p,t}}{\sum_{j\in\mathcal{P}} \mathrm{EOI}_{j,t}} \tag{6}$$

其中，$\mathrm{S}^{V}_{p,t}$與$S^{OI}_{p,t}$分別為商品p的家族成交份額與家族未平倉量份額，j為商品家族中的契約索引。TMF 的家族成交份額為本文衡量新品採用的主要指標，未平倉量份額則作為支持性部位證據。

為降低商品份額共同分母所造成的組成資料疑慮，本文另以等值量的對數比率衡量兩項商品的相對配置：

$$\mathrm{R}^{\mathrm{V}}_{a/b,t} = \ln\left(\frac{\mathrm{EV}_{a,t}}{\mathrm{EV}_{b,t}}\right) \tag{7}$$

其中，a與b表示任兩項商品。主分析以$\mathrm{R}^{V}_{MTX/TX,t}$檢查 MTX 相對 TX 的配置變化。

本文因此以式 (5) 的 TMF 家族成交份額回答「商品家族如何配置」，以式 (3) 的家族名目成交活動回答「家族整體交易活動是否持續提高」，並以式 (4) 與式 (6) 提供支持性部位證據。家族名目成交活動不等同於實際風險曝險、淨新增需求或福利變化。

三、市場狀態控制與事件時間模型

市場狀態控制均由同一批 TAIFEX 日行情資料建構。本文以一般交易時段最近到期 TX 月契約為基準，日內相對高低幅度定義為 (最高價－最低價)／P_t；絕對日報酬則為｜ln(P_t／P_{t-1})｜。模型另控制 TX 月契約最後交易／結算日指標。令主規格之市場狀態控制向量為：

$$X_t = (\text{Range}_t, \text{AbsRet}_t, \text{Settlement}_t)' \tag{8}$$

其中，Range_t為 TX 日內相對高低幅度，AbsRet_t為 TX 絕對日報酬，Settlement_t為月契約最後交易／結算日指標。主規格 (M-R) 另控制星期效果，不納入日曆月份效果及其他期貨成交活動控制。比較規格 (M0) 則在主規格基礎上，額外納入日曆月份效果 (非年月固定效果) ，以及排除價差契約與 TX、MTX、TMF 後之其他期貨每日成交量的自然對數。

主模型以 TMF 上市前 120 個交易日 (事件時間−120 至−1) 為省略基準，並將上市後固定劃分為 0-19 日、20-60 日、61-120 日、121-180 日及 181-242 日；另保留兩個較遠的上市前事件區間，用於檢查事件前穩定性。初期 20 日獨立觀察新品上市的最初交易活動；後續區間以較長的交易日累積呈現上市後變化，末段保留樣本終點所對應的 62 日，故各區間並非等長。這些區間是本文採用的分析分段，並非預註冊或由資料估計的結構斷點。上市後五段依序含 20、41、60、60 及 62 個交易日；事件時間 0-120 日共 121 日。穩健性分析另將上市後事件時間劃分為 0-59、60-119、120-179 及 180-239 日四個等寬區間，每段各 60 個交易日；樣本末端 240-242 日共 3 個交易日不納入此替代規格。模型有效樣本數為 481，包含上市前 241 日與上市後 240 日。附表 A1 所列末段對初段的−27.670%，係比較 180-239 日與 0-59 日，以檢查主要時間路徑是否依賴特定區間切分。

主要事件時間迴歸採 OLS 估計，主推論使用 Bartlett 核 HAC20 標準誤，不施加 n/(n−k) 有限樣本乘數，以雙尾常態近似報告 p 值及 95%信賴區間；另以 HAC5、10 及 40 檢查標準誤、信賴區間與聯合檢定。上市後後期對初期的直接比較使用兩事件係數的聯合共變異，並非個別標準誤相加。主要依變數包括 TMF 家族成交份額、家族名目成交與家族等值成交量的自然對數；MTX／TX 等值成交對數比為商品配置的次層結果；未平倉量與個別商品份額則作為支持性結果。由於本文同時檢視多個事件區間，個別 p 值均視為未經多重比較

調整之 p 值，判讀以完整事件路徑、效果量、較遠上市前區間的聯合檢定，以及不同規格下估計方向的穩定性為主，不以單一 $p < .05$ 作為唯一依據。家族名目成交活動的較遠上市前區間聯合檢定為 $\chi^2(2) = 18.783$、$p < .001$，顯示事件前並非完全平坦，因此本文不將上市後差異解讀為 TMF 上市的固定因果效果。由於 TMF 上市前的家族成交份額結構性為 0，TMF 採用模型僅使用上市後樣本，並以上市後 0-19 日為省略基準，比較後續各階段。

$$\mathrm{Y}_t = \alpha + \sum_{b \in \mathcal{B}} \beta_b \mathrm{D}_{b,t} + \gamma' \mathrm{X}_t + \delta_{w(t)} + \varepsilon_t \tag{9}$$

其中，Y_t 為交易日 t 的結果變數，α 為截距項；$\mathcal{B}$ 為納入估計的事件區間集合，$\mathrm{D}_{b,t}$ 為事件區間 b 的虛擬變數，當 τ_t 落於區間 b 時取 1，否則取 0；β_b 衡量事件區間 b 相對省略基準的差異；γ 為市場狀態控制變數的係數向量；$\delta_{w(t)}$ 表示星期效果；ε_t 為誤差項。t 為交易日索引，τ_t 為交易日 t 相對 TMF 上市日的事件時間。主模型以上市前 120 個交易日 $(\tau_t = -120, \ldots, -1)$ 為省略基準。家族名目成交活動、家族等值成交量與家族名目未平倉規模以自然對數估計，β_b 轉換為 $100\times[\exp(\beta_\beta)-1]$%報告；商品份額以水準值估計並以百分點報告；對數比率則以自然對數單位報告。

四、組成資料與判讀邊界

TX、MTX 與 TMF 的家族成交份額加總必為 1，因此個別商品份額之間具有組成資料的機械依存。除報告各商品的等值量與家族份額外，本文另以 log(MTX/TX)檢驗既有兩契約的相對配置。若對數比率與商品份額的估計方向一致，可協助區分部分共同分母的機械效應；但對數比率仍不能識別交易人層級的移轉。

本文所稱「市場擴張」嚴格限於同標的商品家族名目成交活動相對事件前基準的變化。此一衡量不等同於新增帳戶、福利改善、流動性提升或交易人需求增加。由於本文沒有帳戶層級資料，也不宣稱某一筆 TX 或 MTX 交易直接移轉至 TMF；本文所稱「商品重配置」僅指市場層級的商品家族組成變化。主要變數之定義、尺度與用途彙整於表 2。

表 2　主要變數、尺度與用途

變　　數	定　　義	主要用途
TMF 等值成交量／未平倉量	成交量／未平倉量 × 契約乘數 ÷ 10；見式(1)與式(2)	同日跨契約比較與商品家族份額衡量
家族名目成交活動	P_t × ∑(成交量 × 契約乘數)；P_t 為最近到期 TX 一般時段月契約收盤價；見式(3)	跨時間衡量商品家族整體名目成交活動
家族名目未平倉規模	P_t × ∑(未平倉量 × 契約乘數)；P_t同上；見式(4)	跨時間描述商品家族整體名目未平倉規模
商品家族份額	個別商品 TMF 等值量 ÷ 商品家族 TMF 等值量；成交與未平倉量分別見式(5)與式(6)	衡量商品家族內部配置
商品相對配置對數比率	log(MTX/TX)；見式(7)	檢查商品配置結果是否受共同分母的機械影響

肆、實證結果

一、新品採用與家族交易活動

TMF 上市後，其在同標的商品家族中的等值成交份額逐步提高。TMF 成交份額由上市後 0-19 個交易日的 1.92%，提高至 20-60 日的 3.17%、61-120 日的 3.68%、121-180 日的 4.30%，並於 181-242 日達 4.48% (圖 1) 。加入市場狀態與交易日因素控制後，後續各階段相較上市後前 20 個交易日的 TMF 成交份額增加 1.282 至 2.586 個百分點；各區間估計結果列於表 3。

TMF 未平倉量份額由上市後 0-19 日的 1.18%上升至 121-180 日的 2.78%，181-242 日則為 2.15%。由於未平倉量主要用於補充交易量以外的部位資訊，且相關迴歸推論對誤差模型設定敏感，本文將相關結果定位為支持性證據。值得注意的是，依各區間原始平均份額計算，TMF 成交份額與未平倉量份額的後期相對初期差異分別為 2.56 及 0.97 個百分點，與主規格 M-R 的調整後差異 2.586 及 0.962 個百分點相近，惟兩者分別屬於未調整描述統計與模型估計，不宜混為一談。

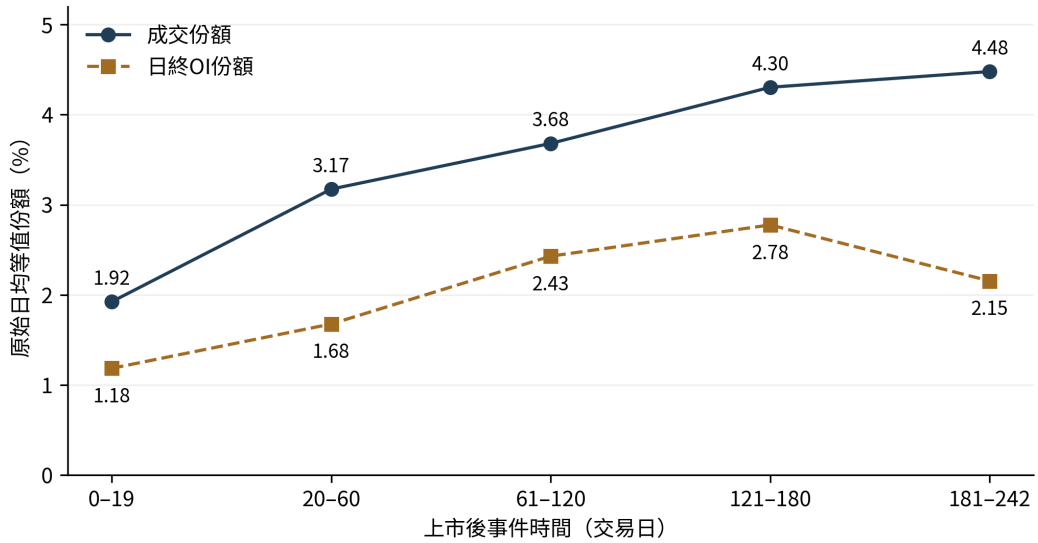


圖 1　TMF 上市後成交量與未平倉量份額之變化

註：觀察值為 TX、MTX 與 TMF 月契約之原始逐日 TMF 等值家族份額，取各上市後事件期間算術平均；非迴歸調整係數，不含模型信賴區間。

表 3　TMF 上市後成交與未平倉量份額

事件區間	TMF 成交份額	迴歸調整後相對上市後 0-19 日之差異 (未調整 *p* 值)	TMF 未平倉量份額	迴歸調整後相對上市後 0-19 日之差異 (未調整 *p* 值)
上市後 0-19 日	1.92%	—	1.18%	—
上市後 20-60 日	3.17%	+1.282 個百分點 ($p < .001$)	1.68%	+0.485 個百分點 ($p = .007$)
上市後 61-120 日	3.68%	+1.797 個百分點 ($p < .001$)	2.43%	+1.238 個百分點 ($p < .001$)
上市後 121-180 日	4.30%	+2.392 個百分點 ($p < .001$)	2.78%	+1.586 個百分點 ($p < .001$)
上市後 181-242 日	4.48%	+2.586 個百分點 ($p < .001$)	2.15%	+0.962 個百分點 ($p < .001$)

與新品份額的變化不同，商品家族整體交易活動呈現較明顯的階段差異。以家族名目成交活動衡量時，依主規格 (M-R) 估計並採 HAC20 推論，上市後 0-19、20-60 與 61-120 日相較上市前 120 個交易日基準的估計值分別為 +9.170% ($p = .190$)、-0.905% ($p = .885$) 與−14.380% ($p = .035$)；前兩個區間未達統計顯著，第三個區間則呈顯著負向估計。121-180 日的估計值為

−17.529% ($p = .011$)，而 181-242 日則為−26.413% ($p < .001$)。上述 p 值均未經多重比較調整；各事件區間估計值與信賴區間見圖 2。

較遠上市前區間對家族名目成交活動的聯合檢定為 $\chi^2(2) = 18.783$、$p < .001$，顯示事件前交易活動並非完全平坦。因此，本文不將上市後各階段差異全數歸因於 TMF 上市。就觀察到的時間路徑而言，TMF 的家族內成交份額後期高於初期，但家族名目與等值成交在上市後後期均較初期低。

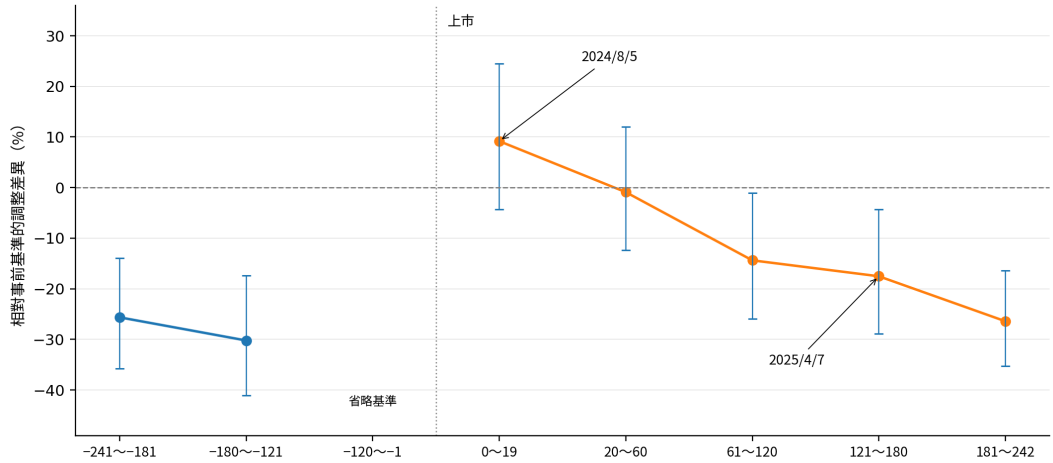


圖 2　商品家族名目成交活動之動態變化

註：各點為主模型 (M-R／OLS) 估計之事件區間係數，以 100×[exp (β) −1]換算為相對最近 120 個上市前交易日的名目成交百分比；誤差線為 Bartlett HAC20 的個別 95%信賴區間，$N = 484$，未經多重比較調整。虛線區分上市前後；兩個衝擊日期標示所在事件區間，並非逐日效果。後期與初期的直接對比另由兩區間係數聯合共變異計算，見正文與附表。

二、商品家族配置與未平倉量

TMF 上市後，TX、MTX 與 TMF 的家族內成交配置亦隨事件時間改變。就未調整的逐日平均份額而言，TX 於上市後五段約介於 62.74%至 64.03%，MTX 約介於 31.50%至 35.13% (圖 3)，仍須配合 TMF 份額及相對比率判讀。由於三項商品份額加總為 1，本文進一步以log (MTX/TX) 檢查既有兩契約的相對配置。

完整樣本中，主模型 (HAC20 推論) 下 181-242 日相對最近 120 日事前基準的 MTX／TX 等值成交對數比係數為+0.07535 ($p = .065$)；相對 0-19 日的直接對比為−0.10032 對數單位，約低 9.545% ($p < .001$)。另就上市後五段係

數相等的聯合檢定而言，HAC5、10、20、40 之 p 值依序為.315、.127、.008 與 <.001；同項早晚比較於 GLSAR (1) 下未達顯著 (p = .210)，因此僅能視為特定估計方法下的階段差異，不宜作為穩健排擠或交易人移轉的證據。TMF 在家族中的原始成交份額後期高於初期，與本項相對比率的判讀應分開。

另將樣本截於 2025 年 6 月 26 日檢查後續制度事件的敏感性；家族名目成交活動於主模型 (HAC20 推論) 下 181-220 日相對最近事前基準仍較低 24.446% (p < .001)。此一截尾比較不代表控制了全部同期制度變動。

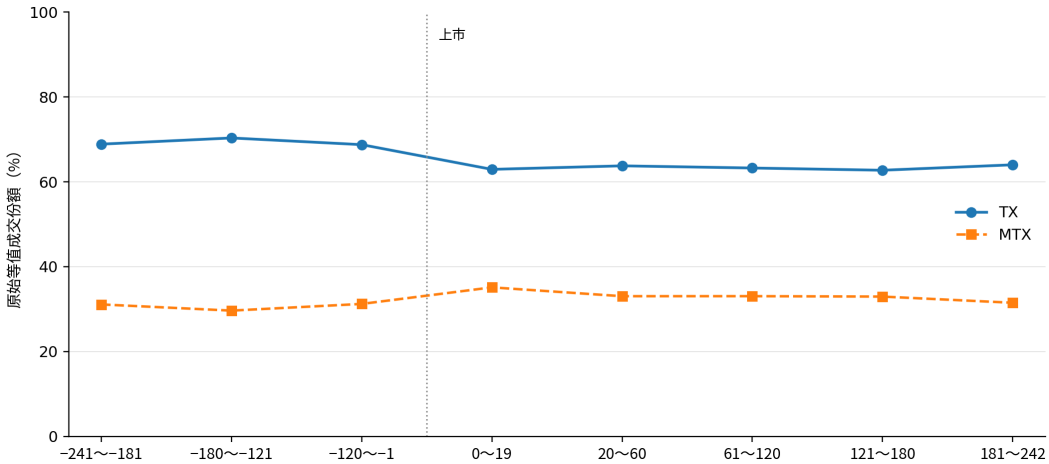


圖 3　TX 與 MTX 等值成交份額之動態變化 (原始份額)

註：各點是 TX 與 MTX 每日等值成交量占 TX、MTX、TMF 三商品等值成交量合計的比率，再於各事件期間取逐日算術平均。不是模型調整後差異，無模型信賴區間。上市後三商品份額加總約 100%；因圖中僅畫 TX 與 MTX，其和不需等於 100%；X 軸為不同天數的事件段類別。

未平倉量提供成交配置以外的支持性資訊。兩段各 223 日的未調整均值比較中，家族等值未平倉量增加 0.92%，家族名目未平倉規模增加 17.44%；但這不等於上市後後期相對初期的模型效果。主模型下家族名目未平倉規模後期對初期為+7.912% (p = .065)，未達一般顯著門檻。因此，本文不把未平倉量解讀為確定擴張，更不由市場層級 OI 推論淨方向風險或特定交易人的持倉承諾。

家族內部配置方面，MTX 未平倉量份額在上市後期間偏低，TMF 則逐步建立約 2%-3%的家族未平倉量份額。原始等值 OI 份額於最近 120 日事前基準至 181-242 日間，TX 與 MTX 分別由 84.35%與 15.65%變為 89.05%與 8.80%

(圖 4) ；TMF 後期為 2.15%。這些數值為未經調整的描述性份額，而非迴歸估計結果。成交量衡量期間內交易流量，未平倉量則是日終仍存續的合約存量；因此兩者份額走勢不同並非邏輯矛盾，也可能受到其他商品部位變動與契約換月影響，但資料不足以確認何種機制主導。未平倉量僅定位為支持性結果，不據此推論 TMF 上市造成特定幅度的 MTX 部位移轉。就交易時段而言，TMF 盤後成交占比的逐日平均於 0-19 日與 181-242 日分別為 53.18%及 50.95%。另以 TMF 上市後 243 個交易日為範圍，依各交易日距離最近的 TX 月契約最後交易／結算日，區分前後 5 個交易日內 (含端點，$N = 132$) 與窗口外 ($N = 111$) 。TMF 近月成交占其各月到期契約當日成交總量的逐日平均份額分別為 87.74%及 92.63%，次近月則為 10.70%及 5.99%。上述結果僅描述 TMF 的交易時段與到期月份分布，並非 TX、MTX 與 TMF 之間的共同轉倉對照，也未提供相同到期窗口內的日夜成交比較。

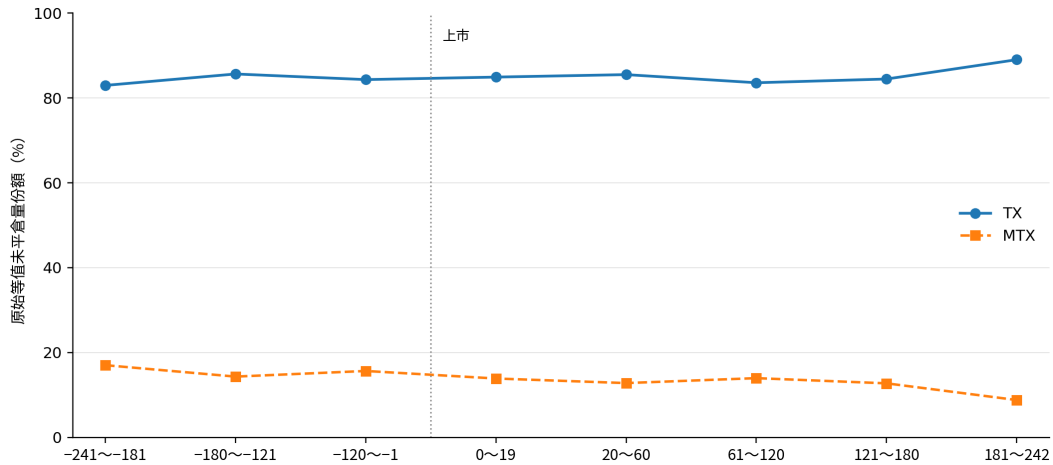


圖 4　TX 與 MTX 等值未平倉量份額之動態變化 (原始份額)

註：各點是 TX 與 MTX 每日日終月契約等值未平倉量占三商品家族合計的比率，再於各事件期間取逐日算術平均。不是迴歸調整後差異，無模型信賴區間；不能辨識淨曝險、個別交易人轉倉或避險需求；X 軸為不同天數的事件段類別。

三、穩健性與敏感度分析

本文進一步由事件期間、事件區間、價格代理變數與估計設定等面向檢查主要結果的穩定性。將樣本截於 2025 年 6 月 26 日後，主模型 (HAC20 推論) 下 181-220 日家族名目成交相對最近事前基準為−24.446% ($p < .001$) 。此外，排除 2024 年 8 月 5 日及 2025 年 4 月 7 日各自與其後五個交易日，家族名目

成交後期相對初期仍低 35.031% ($N = 472$) 。這些比較支援指定模型下的方向判讀，但不能將同期事件影響完全排除。另將全部 241 個上市前交易日作為省略基準時，上市初期家族名目成交活動相對事前提高 25.018% ($p = .006$) ，不同於以最近 120 個事前交易日為基準時初期未達顯著的結果，顯示初期推論對基準選擇敏感。2019-2023 年五組歷史假事件在相同 M-R／HAC20 規格下，家族名目成交的後期相對初期差異均為正值 (+4.764%至+46.035%) ，與本次上市事件的−32.594%方向相反。然而，此項檢查僅比較早晚區間差異，無法確認完整時間路徑是否相同，也不足以建立因果反事實，因此本文不將觀察到的市場變化直接歸因於 TMF 上市。

其次，改以等寬 60 個交易日重新劃分事件區間後，主模型下家族名目成交的末段對初段為−27.670% ($p < .001$) ；以最近可得正值 TX 月契約結算價作為替代價格代理，後期相對初期為−32.637% ($p < .001$) 。等寬分段比較 180-239 日與 0-59 日；替代價格比較 181-242 日與 0-19 日，兩者分別檢查事件分段與價格代理設定的敏感性。

再次，在固定 M-R 的 OLS 設計下，HAC5、10、20、40 僅改變標準誤、信賴區間與 Wald 推論，不會改變係數。家族名目成交後期對初期差在 GLSAR 及循環殘差區塊法下仍為負向，但 MTX／TX 的早晚差在 GLSAR (1) 下不顯著 ($p = .210$) ；其上市後五段相等的聯合檢定亦隨 HAC 頻寬改變顯著性。ADF、KPSS 及殘差 Ljung-Box 檢定結果亦顯示定態性與殘差自相關方面的疑慮；HAC 標準誤調整無法消除單根、結構變動與殘差自相關問題，故本文不將估計解讀為無條件穩健或因果效果。另就契約到期結構進行描述性敏感度比較。在主事件樣本 484 個交易日中，MTX 週契約成交量及日終未平倉量，依各交易日數值加總後計算，分別占 MTX 全契約對應總量的 0.47%及 1.45%。將週契約納入商品家族等值份額計算後，MTX 逐日成交份額與未平倉量份額的樣本平均值，分別較僅納入月契約時增加 0.10 及 0.18 個百分點。此項比較用於檢查月契約口徑對商品家族份額的影響，不涉及事件時間模型的重新估計。其他模型敏感度檢查與診斷見附表 A1。

表 4　兩段各 223 日之尺度敏感度比較

衡量面向	尺　度	家族	兩段日均相對變動率 (%)	解　讀
成交量	等值契約數	整體	−8.99%	未納入指數水準；反映契約尺寸標準化後的成交量
成交量	名目成交活動	整體	+3.71%	納入指數水準；反映商品家族跨時間的名目成交活動
未平倉量	等值未平倉量	整體	+0.92%	呈現契約尺寸標準化後的未平倉量原始均值差異
未平倉量	名目未平倉規模	整體	+17.44%	納入指數水準；反映商品家族名目未平倉規模提高

註：兩段比較固定為 223 對 223 個交易日；上市前期間為事件時間−223 至−1 (2023/8/25-2024/7/26)，上市後期間為排除上市後前 20 個交易日之事件時間 20-242 (2024/8/26-2025/7/28)。此比較僅用於尺度敏感度，不取代動態事件時間模型。變動率為 100 × (上市後日均／事前日均−1)；原始日均與標準差見附表 A2 (丙)。四項原始均值比的 20 日區塊法 95%區間 (依表列順序) 分別為 [−20.528%, +4.341%]、[−11.650%, +23.563%]、[−5.792%, + 8.144%] 與 [+6.799%, +30.789%]；前三項區間跨零。此處的區塊區間是針對 223 日日均比，不是附表 A1 固定設計之循環殘差法。事前、事後各 223 日分別以 20 日循環區塊取樣，各做 2,000 次重抽；每次計算 100 × (後期重抽日均／前期重抽日均−1)，以 2.5 及 97.5 百分位數形成區間。採用固定隨機種子 20261240；兩段分開重抽，不混用迴歸殘差區塊法。

兩段各 223 日比較顯示，家族等值契約數下降 8.99%，家族名目成交活動增加 3.71%；家族等值未平倉量增加 0.92%，家族名目未平倉規模則增加 17.44%。兩組數字的方向差異提醒，跨時間家族活動宜並列契約尺寸標準化後的等值量與納入共同價格的名目規模：前者反映等值合約數，後者反映毛額合約名目金額，均非交易所收入或淨曝險。表 4 是兩段 223 日未調整日均比較，不能與事件時間模型後期對初期的調整效果混為一談。

伍、討論與實務意涵

一、持續採用與家族交易活動的不同時間路徑

本文第一項主要發現是，TMF 在上市後持續建立商品家族內的成交位置，但主模型下家族名目與等值成交於 181-242 日相對 0-19 日分別低 32.594%與 31.957%；初期名目成交相對最近事前基準未達顯著差異。這表示，在同一新品上市事件中，「新品是否逐步建立家族內位置」與「同標的商品家族是否持續增加整體交易活動」可以呈現不同的上市後時間路徑。因此，本文第一項研究命題的重點不在於兩項指標在定義上不同，而在於兩種市場結果的持續性並未沿著相同路徑演變。

這項結果延伸期貨契約成功與相關商品交易活動的研究。既有文獻以交易活動、流動性與存續情形評估新品表現 (Sobti, 2020) ，但在多尺寸契約共存時，單一商品的持續採用與同標的家族活動未必同步。本文的增量是把兩者放在同一上市事件與統一尺度下比較，而非從市場總量辨認新增交易人或特定需求來源。

不同尺寸契約可能吸引不同市場參與者，提供了理解上述差異的一種可能方向。Ferko et al. (2023) 發現 CME 微型比特幣期貨與大型契約的交易人組成並不相同；Park and Ryu (2021) 以及 Lee et al. (2026) 亦顯示，契約尺寸改變對不同類型投資人的交易活動具有異質影響。較小契約若降低單筆部位調整門檻，可能使交易人以較細的契約單位進行配置，因此新品成交份額提高，未必伴隨商品家族等值成交量同步增加。交易成本、報價條件及參與者需求差異亦可能影響不同尺寸契約的相對吸引力。然而，本文僅使用市場層級公開日資料，無法辨識 TMF 的持續採用究竟來自新進交易人、既有交易人的部位細分，或其他交易需求變化。因此，本文第一項命題僅限於市場層級結果的時間路徑差異，不延伸為交易人行為機制的因果主張，也不將此結果視為所有微型期貨均應呈現的普遍規律。

二、商品家族重配置的階段性

本文第二項主要發現是，TMF 上市後的商品家族配置並未呈現簡單、立即且單調的最鄰近契約替代。TMF 逐步建立家族內位置之際，M-R／HAC20

的 MTX／TX 成交比於後期相對初期下降約 9.545%，但 GLSAR (1) 的同項比較未達顯著，故僅能作為特定模型下的階段配置證據。因此，本文第二項研究命題的重點是商品家族的相對配置可能隨上市階段調整，而不是主張 TMF 自上市初期即固定且持續地排擠與其尺寸最接近的 MTX。

這項結果延伸了多契約共存與相關市場互動的既有研究。Lee (2023) 發現，KOSPI 200 小型期貨停止市場造市後，不僅小型期貨的流動性下降，既有大型期貨與現貨市場的交易活動及資訊連結亦受到影響；Lee et al. (2026) 則利用帳戶層級資料顯示，選擇權契約尺寸提高後，不同投資人群體在相關選擇權與期貨市場間出現不同方向的活動重新配置。這些證據支持將新品上市後的調整視為相關商品共同作用的配置問題，而不宜事前只指定一項既有契約作為唯一被替代者。本文進一步將此觀點延伸至大型－小型－微型三尺寸期貨商品家族，提供檢查最鄰近尺寸契約是否呈現單調弱化的市場層級證據，但不足以確認其變動機制。

三、交易所新品評估的實務意涵

表 5　新品上市後商品家族評估構面

評估構面	主要指標	管理問題
新品採用	新品等值成交份額 (式(5))	新品是否逐步建立商品家族內位置？
家族交易活動	家族名目成交活動 (式(3)) ；家族等值成交量 (依式(1)加總)	商品家族整體交易活動的增加是否持續？
商品配置	商品份額與對數比率 (式(5)、式(7))	商品家族內各契約的相對配置如何調整？

本文結果對交易所新品管理最直接的含意，是新品上市後不宜只以單一成交量指標判斷產品成效。對具有相同標的的多尺寸商品而言，交易所至少應同步觀察三項資訊：新品在商品家族中的相對採用程度、商品家族整體交易活動的變化，以及既有與新契約之間的相對配置 (表 5) 。TMF 案例顯示，這三項結果可能在上市後不同階段呈現不同方向，因此單一期間或單一指標容易形成不完整的績效判斷。

第一，若新品家族份額提高，但家族總交易活動在後期相對初期較低，交易所不宜單憑後者直接判定新品失敗，而應進一步檢視新品是否已形成相對穩定的家族內位置，以及此一位置是否伴隨既有商品配置改變。第二，若商品

配置出現變化，也不宜事前僅監控與新品尺寸最接近的既有契約；本文的 MTX／TX 結果顯示，三尺寸商品家族的調整可能隨上市階段改變，因此產品定位、費率、造市與推廣措施的檢討應以整個同標的商品家族為分析範圍。

第三，新品評估應具有時間維度。上市初期的成交水準不必然代表上市後後期仍具有相同的家族活動；反之，新品在家族中的相對位置也可能需要較長時間才能形成。基於本文的事件區間設計，交易所可於上市後約 20、60、120 與 240 個交易日更新上述指標，以區分上市初期、形成期與上市後後期的市場路徑。這些觀察點僅提供可重複的監測節點，並非由 TMF 資料估計出的最佳結構斷點，也不代表不同商品適用相同成功門檻。若交易所另有帳戶層級、交易人分類或訂單簿資料，可在市場層級指標出現明顯分化後，再進一步檢查不同交易人是否改變契約選擇。近期研究已顯示契約尺寸可能影響交易成本、投資人組成及相關市場配置 (Lee et al., 2026；Nordén et al., 2026) ，因此將商品層級監測與交易人層級診斷分為兩個階段，較不易將單一市場結果誤判為新品整體成效。

四、學術貢獻、研究限制與未來研究

這兩項命題的增量，在於將新品上市後的評估由單一商品成交量，進一步區分為新品採用、商品家族整體交易活動與家族內部配置三個層次，並比較其上市後時間路徑。

第一，本研究仍不具強因果識別。主規格雖控制 TX 市場狀態、結算日與星期效果，但不存在理想的未受 TMF 影響之同標的控制市場，且家族名目成交活動在事件前並非完全平坦。因此，本文僅將估計結果解讀為與 TMF 上市時點一致的市場動態，而不宣稱 TMF 造成某一固定幅度的 TX、MTX 或商品家族總量變化。2025 年 6 月 27 日週五到期臺指選擇權上市的截尾檢查仍無法排除同期制度變動，進一步支持本文採取較保守的因果語氣。

第二，本文使用市場層級公開日資料，無法辨認新進交易人、既有交易人的部位細分或帳戶層級的契約選擇。因此，本文所稱商品家族重配置僅表示市場層級的相對配置變化，不能推論某一筆 TX 或 MTX 交易直接移轉至 TMF。後續研究若能取得帳戶層級或交易人分類資料，可進一步檢驗不同契約尺寸是否吸引不同類型的市場參與者，以及新品採用究竟主要來自新進需求或既有交易活動的重新分配 (Ferko et al., 2023；Lee et al., 2026) 。

第三，本文以日資料分析成交活動與未平倉量，無法直接觀察買賣價差、訂單深度、日內流動性或價格發現等市場品質指標。既有研究顯示，新衍生商品或契約規格變動可能同時影響成交、流動性、波動與資訊效率，而這些結果未必同步 (Augustin et al., 2023；Greppmair & Theissen, 2022) 。因此，TMF 家族內份額提高不能直接被解讀為市場品質改善；此一問題仍有待高頻交易與報價資料進一步檢驗。

第四，本文觀察 TMF 上市後約一年，可比較上市初期、形成期與上市後後期，但仍不足以判斷更長期的產品生命週期。Cavanaugh and Penick (2018) 指出，交易所衍生商品的市場位置可能在更長時間尺度上轉換。後續研究可延長 TMF 觀察期間，或比較其他交易所的大型、小型與微型同標的期貨商品家族，以檢驗本文兩項經驗命題在不同市場結構、契約設計與上市後階段下是否具有可重複性。

陸、結論

本文以 2024 年 7 月 29 日微型臺指期貨 (TMF) 上市為研究事件，使用臺灣期貨交易所 2018-2025 年公開日資料，檢視兩項問題：第一，TMF 的持續採用與同標的商品家族交易活動的增量是否呈現相同時間路徑；第二，TX、MTX 與 TMF 的商品家族配置如何隨上市後階段調整。本文分別以 TMF 等值量衡量家族內部配置，以家族名目成交活動及家族等值成交量衡量跨時間的整體交易活動，並透過事件時間模型及多項敏感度分析檢查主要結果。

第一項結果顯示，TMF 在上市後逐步建立商品家族內的成交位置，其等值成交份額由上市後 0-19 個交易日的 1.92%提高至 181-242 日的 4.48%。然而，在主模型 (HAC20 推論) 下，上市後 181-242 日相對 0-19 日的家族名目與等值成交分別低 32.594%與 31.957%，而初期名目成交相對最近事前基準未達顯著差異。因此，新品持續建立家族內位置，並不表示商品家族整體交易活動亦會同步提高。本文據此提出第一項經驗命題：新品的持續採用與商品家族整體交易活動的持續增量，可能呈現不同的上市後時間路徑。

第二項結果顯示，TX、MTX 與 TMF 的相對配置並非在新品上市後一次完成。TMF 逐步建立商品家族內位置，MTX 相對 TX 在 M-R／HAC20 規格下的後期對初期比率較低，但其聯合推論隨 HAC 頻寬改變，且 GLSAR(1) 早晚比較未達顯著；因此 P2 未達本文所指定的跨誤差模型穩健支持標準。本文將其保留為探索性配置證據，不據此認定 TMF 固定排擠最鄰近尺寸的 MTX 或造成交易人移轉。

本文的主要學術意義，在於將新品上市後的評估由單一新品成交量，進一步區分為新品採用、商品家族整體交易活動與家族內部配置三個層次，並比較其上市後時間路徑。對交易所產品管理而言，新品上市後亦可分別追蹤上述三項資訊，而不以單一成交量指標判定成效。考量缺乏理想反事實市場及事件前活動不平坦，本文不對觀察到的差異作因果歸因；兩項經驗命題仍有待其他同標的多尺寸商品家族及更細緻交易資料進一步檢驗。

參考文獻

詹錦宏、施介人 (2005) 。台股指數現貨、期貨與選擇權價格發現之研究。**台灣金融財務季刊**，*6*(1)，31-5.

臺灣期貨交易所 (n.d.-a) 。114年1月至4月法人機構報價獎勵活動辦法 (未含股票期貨暨選擇權) 。https://www.taifex.com.tw/file/taifex/CHINESE/11/attach/114%E5%B9%B41%E6%9C%88%E8%87%B34%E6%9C%88%E6%B3%95%E4%BA%BA%E6%A9%9F%E6%A7%8B%E5%A0%B1%E5%83%B9%E7%8D%8E%E5%8B%B5%E6%B4%BB%E5%8B%95%28cover%29.pdf

臺灣期貨交易所 (n.d.-b) 。114年5月至8月法人機構報價獎勵活動辦法 (未含股票期貨暨選擇權) 。https://www.taifex.com.tw/file/taifex/CHINESE/11/attach/114%E5%B9%B45%E6%9C%88%E8%87%B38%E6%9C%88%E6%B3%95%E4%BA%BA%E6%A9%9F%E6%A7%8B%E5%A0%B1%E5%83%B9%E7%8D%8E%E5%8B%B5%E6%B4%BB%E5%8B%95%28cover%29.pdf

臺灣期貨交易所 (n.d.-c) 。小型臺指期貨 (MTX) 契約規格。檢索於2026年11月12日。https://www.taifex.com.tw/cht/2/mTX?menuid1=12

臺灣期貨交易所 (n.d.-d) 。各商品年成交量統計表。檢索於2026年11月12日。https://www.taifex.com.tw/cht/7/annualTrading

臺灣期貨交易所 (n.d.-e) 。期貨每日交易行情下載。檢索於2026年11月12日。https://www.taifex.com.tw/cht/3/dlFutDailyMarketView

臺灣期貨交易所 (n.d.-f) 。期貨每日交易行情查詢。檢索於2026年11月12日。https://www.taifex.com.tw/cht/3/futDailyMarketReport

臺灣期貨交易所 (n.d.-g) 。微型臺指期貨 (TMF) 契約規格。檢索於2026年11月12日。https://www.taifex.com.tw/cht/2/tMF?menuid1=12

臺灣期貨交易所 (n.d.-h) 。臺股期貨 (TX) 契約規格。檢索於2026年11月12日。https://www.taifex.com.tw/cht/2/tX?menuid1=12

臺灣期貨交易所 (2024a，7月8日) 。公告本公司「臺灣證券交易所股價指數微型期貨契約」113年7月29日上市有關事項 (台期交字第1130201393號函) 。
https://www.taifex.com.tw/file/taifex/CHINESE/11/attach/1130201393.pdf

臺灣期貨交易所 (2024b，7月15日) 。113年第3季微型臺指期貨交易獎勵活動辦法 (台期交字第1130201413號函及附件) 。
https://www.taifex.com.tw/file/taifex/CHINESE/11/attach/%E5%85%AC%E5%91%8A113Q3%E5%BE%AE%E8%87%BA%E7%8D%8E%E5%8B%B5%E8%BE%A6%E6%B3%95.pdf

臺灣期貨交易所 (2024c，8月8日) 。[公告調整臺股期貨 (TX) 、小型臺指期貨 (MTX) 、微型臺指期貨 (TMF) 等契約保證金之函 (台期結字第11303015631號)]。
https://www.taifex.com.tw/file/taifex/CHINESE/11/attach/1130808%E4%BF%9D%E8%AD%89%E9%87%91%E8%AA%BF%E6%95%B4%E5%85%AC%E5%91%8A.pdf

臺灣期貨交易所 (2024d，9月27日) 。113年第4季微型臺指期貨交易獎勵活動辦法 (台期交字第1130202023號函及附件) 。
https://www.taifex.com.tw/chinese/11/attach/%E5%85%AC%E5%91%8A%E7%AC%AC4%E5%AD%A3%E5%BE%AE%E5%9E%8B%E8%87%BA%E6%8C%87%E6%9C%9F%E8%B2%A8%E4%BA%A4%E6%98%93%E7%8D%8E%E5%8B%B5%E6%B4%BB%E5%8B%95%E8%BE%A6%E6%B3%95.pdf

臺灣期貨交易所 (2025a) 。週五到期臺指選擇權。
https://www.taifex.com.tw/file/taifex/CHINESE/10/TXOF5_futures.pdf

臺灣期貨交易所 (2025b，4月8日) 。[公告調整臺股期貨 (TX) 、小型臺指期貨 (MTX) 、微型臺指期貨 (TMF) 等契約保證金之函 (台期結字第1140300644號)]。
https://www.taifex.com.tw/file/taifex/CHINESE/11/attach/1140408%E4%BF%9D%E8%AD%89%E9%87%91%E8%AA%BF%E6%95%B4%E5%85%AC%E5%91%8A.pdf

謝文良 (2002) 。價格發現、資訊傳遞、與市場整合－台股期貨市場之研究。**財務金融學刊** ，*10*(3)，1-31。https://doi.org/10.6545/JFS.2002.10(3).1

Augustin, P., Rubtsov, A., & Shin, D. (2023). The Impact Of Derivatives On Spot Markets: Evidence From The Introduction Of Bitcoin Futures Contracts. *Management Science, 69*(11), 6752-6776.

Carlton, D. W. (1984). Futures Markets: Their Purpose, Their History, Their Growth, Their Successes And Failures. *Journal of Futures Markets, 4*(3), 237-271.

Cavanaugh, G., & Penick, M. (2018). The Lifecycle Of Exchange-Traded Derivatives. *Journal of Commodity Markets, 10*, 47-68.

Chen, Y.-L., Lee, Y.-H., Chou, R. K., & Chang, Y.-K. (2021). Arbitrage Trading And Price Discovery Of The Regular And Mini Taiwan Stock Index Futures. *Journal of Futures Markets, 41*(6), 926-948.

Chen, Y.-L., & Yang, J. J. (2024). Time-Varying Price Discovery In Regular And Microbitcoin Futures. *Journal of Futures Markets, 44*(1), 103-121.

Cuny, C. J. (1993). The Role Of Liquidity In Futures Market Innovations. *The Review of Financial Studies, 6*(1), 57-78.

Ferko, A., Moin, A., Onur, E., & Penick, M. (2023). Who Trades Bitcoin Futures And Why? *Global Finance Journal, 55*, 100778.

Fleming, M., Nguyen, G., & Ruela, F. (2024). Tick Size, Competition For Liquidity Provision, And Price Discovery: Evidence From The U.S. Treasury Market. *Management Science, 70*(1), 332-354.

Greppmair, S., & Theissen, E. (2022). Small Is Beautiful? How The Introduction Of Mini Futures Contracts Affects The Regular Contracts. *Journal of Empirical Finance, 67*, 19-38.

Hu, Y., Hou, Y. G., & Oxley, L. (2020). What Role Do Futures Markets Play In Bitcoin Pricing? Causality, Cointegration And Price Discovery From A Time-Varying Perspective? *International Review Of Financial Analysis, 72*, 101569.

Johnston, E. T., & McConnell, J. J. (1989). Requiem For A Market: An Analysis Of The Rise And Fall Of A Financial Futures Contract. *The Review of Financial Studies, 2*(1), 1-23.

Lee, J., Ryu, D., & Webb, R. (2026). How Do Option Contract Sizes Affect Investor Composition And Market Quality? *Review of Derivatives Research, 29*(1), Article 12.

Lee, W.-B. (2022). The Impact Of KOSPI200 Derivatives Multiplier Reduction On The Market Liquidity. *The Korean Journal of Financial Management, 39*(2), 21-60.

Lee, W.-B. (2023). The Impact Of The Abolition Of Market Makers In Mini Futures On The Liquidity And Information Transmission. *The Korean Journal of Financial Management, 40*(1), 147-176.

Lin, C.-C., Chen, S.-Y., Hwang, D.-Y., & Lin, C.-F. (2002). Does Index Futures Dominate Index Spot? Evidence From Taiwan Market. *Review of Pacific Basin Financial Markets And Policies, 5*(2), 255-275.

Nordén, L. L., Qu, C., & Xu, C. (2026). Tick Size, Lot Size, And Liquidity In Futures Trading. *Journal Of Futures Markets, 46*(1), 43-55.

Park, S. G., & Ryu, D. (2021). Contract Size Changes In The Options Market: Effects On Market Efficiency And Investor Behaviour. *Applied Economics, 53*(57), 6670-6682.

Pennings, J. M. E., & Leuthold, R. M. (2001). Introducing New Futures Contracts: Reinforcement Versus Cannibalism. *Journal of International Money and Finance, 20*(5), 659-675.

Roll, R., Schwartz, E., & Subrahmanyam, A. (2014). Trading Activity In The Equity Market And Its Contingent Claims: An Empirical Investigation. *Journal Of Empirical Finance, 28*, 13-35.

Sandor, R. L. (1973). Innovation By An Exchange: A Case Study Of The Development Of The Plywood Futures Contract. *The Journal Of Law And Economics, 16*(1), 119-136.

Silber, W. L. (1981). Innovation, Competition, And New Contract Design In Futures Markets. *Journal Of Futures Markets, 1*(2), 123-155.

Sobti, N. (2020). Determinants Of A Successful Commodity Contract: Evidence From The Indian Agriculture Futures Market. *IIMB Management Review, 32*(4), 376-388.

Tashjian, E. (1995). Optimal Futures Contract Design. *The Quarterly Review Of Economics And Finance, 35*(2), 153-162.

Tashjian, E., & Weissman, M. (1995). Advantages To Competing With Yourself: Why An Exchange Might Design Futures Contracts With Correlated Payoffs. *Journal of Financial Intermediation, 4*(2), 133-157.

Tse, Y., & Xiang, J. (2005). Market Quality And Price Discovery: Introduction Of The E-Mini Energy Futures. *Global Finance Journal, 16*(2), 164-179.

Wang, Y.-Y., Chang, C.-C., & Lee, W.-C. (2013). Price Discovery Between Regular And Mini Index Futures In The Taiwan Futures Exchange. *International Review of Economics & Finance, 27*, 224-237.

附錄 A　資料重建規格與補充穩健性檢查

本文主要分析可由臺灣期貨交易所 2018-2025 年期貨日行情公開檔重建。成交量聚合排除價差契約，並合併一般與盤後時段的單一期限契約；未平倉量僅使用一般交易時段日終值，以避免跨時段重複計入。主分析以 TX、MTX 與 TMF 月到期契約為比較單位，MTX 週契約另納入敏感度檢查。

主要事件樣本為 2023 年 7 月 31 日至 2025 年 7 月 28 日，共 484 個交易日。2025 年 6 月 27 日週五到期臺指選擇權上市可能干擾上市後後期估計，因此另以 2025 年 6 月 26 日為截尾日重估核心結果；本文不將此後續制度變動視為第二個處理事件。

為提高可重建性，本文固定下列衡量與估計規格。同日商品家族配置以 TMF 等值量衡量；跨時間家族活動以最近到期 TX 一般時段月契約收盤價P_t作為共同價格代理變數。TX 日內相對高低幅度定義為 (最高價－最低價)／P_t，絕對日報酬定義為$\left|\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)\right|$；主模型另控制月契約最後交易／結算日與星期效果。

主事件時間模型以上市前 120 個交易日 (−120 至−1 日) 為省略基準，上市後區分為 0-19、20-60、61-120、121-180 與 181-242 日。家族名目成交活動與家族名目未平倉規模以自然對數估計，係數轉換為 100×[exp(β)−1]%報告；商品份額以百分點、商品相對配置對數比率以對數單位報告。HAC／Newey-West 主要推論採 20 個落後期，並以 5、10 及 40 個落後期進行敏感度檢查；兩段各 223 日固定使用事件時間−223 至−1 日與 20-242 日，各 223 個交易日。

附表 A1　穩健性、識別診斷與模型敏感性

檢查項目	比較規格／設定	估計結果	判　　讀
模型規格對照	比較規格 M0／HAC5 與主規格 M-R／HAC20：名目成交後期相對初期	M0：−38.280%；M-R：−32.594%	設計矩陣不同，不可將差異歸因於 HAC 落後期改變
控制變數適格性	比較規格 M0 的最大 VIF 為 9.899；主規格 M-R 為 1.843	M-R 排除日曆月效果與其他期貨口數控制	M0 並非秩不足，但存在較高共線性風險

檢查項目	比較規格／設定	估計結果	判　　讀
事件前異質性	M-R 較遠事前區間聯合檢定	$\chi^2(2) = 18.783$，$p < .001$	不能宣稱事前平坦、亦非上市因果效果
衝擊剔除	排除 2024/8/5、2025/4/7 及各後五日	後期對初期−35.031%，$N = 472$	方向相容，非控制全部衝擊
基準更換	全部 241 日事前為比較基準	後期對初期−30.894%；初期對事前+25.018% ($p = .006$)	合併事前段改變設計，非單純改標籤
歷史假事件	2019-2023 年假事件；M-R／HAC20 (2023 年採 7 月 27 日；另列 2022 年 M0 敏感性)	2019：+9.200% ($p = .042$)；2020：+46.035% ($p < .001$)；2021：+4.764% ($p = .346$)；2022：+7.737% ($p = .068$)；2023：+35.942% ($p < .001$)。另 2022 年 M0／HAC20：−15.322% ($p = .044$)	家族名目成交後期 181-242 日相對初期 0-19 日之比較；各窗 $N = 484$，僅檢查端點差異，不能視為完整路徑檢定或因果反事實
HAC 頻寬	固定 M-R OLS／HAC5、10、20、40	*名目成交早晚 β* 均 −0.39444，*SE* 依序.04896/.04490/.04085/.03787	更換 HAC 不改 β；本組 *SE* 隨頻寬增加而下降
GLSAR(1)	*名目成交*／MTX /TX 後期對初期	*名目成交*−32.738% ($p < .001$)；MTX/TX −8.457% ($p = .210$)	家族活動方向相容；P2 敏感
循環殘差區塊法	*名目成交*，20 日區塊	95%區間[−45.024%, −17.148%]	精度與 HAC 不同
有界份額 logit 檢查	TMF 成交份額後期對初期	係數 0.96006，95% CI [0.58452, 1.33560]，$p < .001$	係數是對數勝算，非百分點
有界份額 logit 檢查	TMF 日終 OI 份額後期對初期	係數 0.75896，95% CI [0.28417, 1.23376]，$p = .002$	僅輔助部位證據
截尾	截至 2025/6/26	*名目成交後期對事前* −24.446% ($p < .001$)	同期制度不可全數排除
等寬事件段	60 日，末段對初段	−27.670% ($p < .001$)	分段敏感性
替代共同價格	TX 結算價，後期對初期	−32.637% ($p < .001$)	價格尺度不獨自決定主要方向
波動平方項	M-R 加入波動幅度平方項，*名目成交後期對初期*	−33.964%；95% CI [−37.356%, −30.389%]；$N = 484$；$p < .001$	替代規格的結果；未排除其他非線性市場衝擊
現貨價格代理	加權指數收盤價替代 TX 期貨價格	−32.348%；95% CI [−37.549%, −26.714%]；$N = 484$；$p < .001$	現貨指數價格代理敏感性，不表示已識別價格因果效果
TMF 採用頻寬敏感性	上市後成交份額後期對初期；HAC5／10／20／40	95% CI 依序[1.944,3.228]／[1.904,3.269]／[2.012,3.161]／[2.138,3.035]百分點；均 $p < .001$	同一 OLS 係數 2.586 百分點；推論以區間為準

檢查項目	比較規格／設定	估計結果	判　　讀
MTX/TX 聯合檢定	上市後五段係數相等；$df = 4$；HAC5／10／20／40	$\chi^2 = 4.74$／7.18／13.91／18.72；p 值依序為 .315、.127、.008 與 < .001	P2 並非對 HAC 頻寬不敏感；聯合檢定非早晚差
MTX/TX 早晚直接對比	後期對初期，HAC5／10／20／40	95% CI 依序[−17.759, −0.511]／[−16.069, −2.514]／[−14.402, −4.412]／[−13.707, −5.181]%；p 值依序為.039、009、< .001、< .001	HAC 早晚差均顯著，惟 GLSAR(1)無顯著
ADF/KPSS 定態診斷	名目成交對數／MTX-TX 成交對數比／名目日終 OI 對數 ($N = 484$)	ADF 統計−2.074／−1.205／−1.716，p 值依序為 .255、.671、.423；KPSS=.747／2.123／2.203，p 均 ≤ .01	ADF 不拒絕單根；KPSS 拒絕定態；受結構變動與設定影響
殘差 Ljung-Box	M-R；落後 20：名目成交／TMF 成交份額／MTX-TX／名目 OI	統計 299.708／210.042／430.164／1,991.422；p 均 < .001	殘差仍有自相關；HAC 不消除自相關或單根疑慮
主比較直接區間	名目成交／等值成交後期對初期；HAC20	名目−32.594% CI [−37.780,−26.976]；等值−31.957% CI [−37.805,−25.558]；p 均 < .001	區間使用後期−初期的聯合共變異，非個別期信賴區間
家族名目成交早晚 CI	M-R 同一 OLS 係數／HAC5、10、20、40	95% CI 依序 [−38.762,−25.805]／[−38.273,−26.393]／[−37.780,−26.976]／[−37.415,−27.401]%；p 均 < .001	不同頻寬下係數不變；CI 與 *SE* 改變

註：除明列係數、標準誤、VIF 及檢定統計量外，百分比效果依正文估計量換算。M0 與 M-R 為不同設計規格。上市前不平坦、歷史假事件及結構變動均限制因果解讀；GLSAR (1) 之名目成交與 MTX／TX 模型有效樣本數均為 483；上市後 TMF 份額如採 GLSAR (1) ，有效樣本數為 242。附表 A3 所列 TMF 份額主模型則採 OLS 估計，有效樣本數為 243。GLSAR (1) 的 p 值依常態近似計算。ADF 採含截距及 AIC 自動落後期設定；KPSS 採含截距及自動落後期設定，水準定態為虛無假說。兩者均為診斷，不排除結構變動。20 日循環殘差區塊法為固定設計、2,000 次重抽 (種子 20261017) ；不同於表 4 的兩段日均比區塊法。歷史假事件以各年 7 月 29 日為候選日，先取當日或之前最近的交易日；若完整 484 日比較窗涵蓋 2024 年 7 月 29 日真正上市事件，則再向前調整假事件日，以排除真正上市事件。2019-2023 年實際假事件日依序為 2019 年 7 月 29 日、2020 年 7 月 29 日、2021 年 7 月 29 日、2022 年 7 月 29 日及 2023 年 7 月 27 日，各窗有效樣本數均為 484。等寬 60 日替代規格則排除事件時間 240-242 日，有效樣本數為 481；末段對初段係比較 180-239 日與 0-59 日。上述敏感度檢查均不能建立因果反事實。

附表 A2 (甲)　各事件期間成交量與指數水準原始日均

事件時間	*N*	TX 成交口數	MTX 成交口數	TMF 成交口數	家族等值成交 (口)	TX 近月收盤 (點)	加權指數收盤 (點)
−241 至−181	61	151,424.5	272,621.2	0.0	4,391,595.6	16,564.6	16,575.4
−180 至−121	60	133,854.9	223,332.3	0.0	3,793,758.4	17,291.7	17,292.1
−120 至−1	120	169,464.8	310,805.3	0.0	4,943,322.9	20,865.0	20,847.3
0-19	20	210,385.9	477,388.9	125,753.4	6,720,416.0	21,747.1	21,802.9
20-60	41	150,990.2	313,458.1	150,406.5	4,737,502.1	22,397.2	22,376.1
61-120	60	125,969.0	259,714.0	144,991.8	3,962,942.4	23,026.8	22,992.8
121-180	60	137,726.1	288,754.4	191,465.9	4,389,760.4	21,715.7	21,729.2
181-242	62	111,223.0	214,790.4	153,167.5	3,451,580.0	21,923.4	22,030.5

註：各列為相應交易日的算術平均；成交口數均為月到期契約，不含價差契約。家族等值成交口數依 TX：MTX：TMF＝20：5：1 換算；TMF 上市前顯示為結構性零。指數水準與 TX 近月期貨價格為不同序列。資料來源：臺灣期貨交易所日行情、臺灣證券交易所加權指數資料。

附表 A2 (乙)　各事件期間月契約日終未平倉量原始日均

事件時間	*N*	TX 原始 OI (口)	MTX 原始 OI (口)	TMF 原始 OI (口)	TX 等值 OI (口)	MTX 等值 OI (口)	TMF 等值 OI (口)
−241 至−181	61	72,576.4	59,571.5	0.0	1,451,528.5	297,857.4	0.0
−180 至−121	60	93,747.4	62,200.8	0.0	1,874,947.0	311,004.1	0.0
−120 至−1	120	84,114.7	62,440.9	0.0	1,682,293.8	312,204.5	0.0
0-19	20	89,298.9	58,526.2	24,972.0	1,785,977.0	292,630.8	24,972.0
20-60	41	82,068.1	49,133.6	32,108.0	1,641,362.9	245,668.0	32,108.0
61-120	60	80,610.2	53,891.6	46,921.2	1,612,205.0	269,458.1	46,921.2
121-180	60	79,701.4	48,272.5	52,785.5	1,594,027.0	241,362.3	52,785.5
181-242	62	101,987.1	40,078.2	49,110.2	2,039,742.9	200,391.1	49,110.2

註：OI 為一般交易時段日終未平倉契約數；全部欄位僅包含月到期契約，不混用 MTX 週契約或盤後重複數值。等值 OI 依 20：5：1 換算，TMF 上市前為結構性零。資料來源：臺灣期貨交易所公開日資料。

附表 A2 (丙)　兩段各 223 日之原始規模與分布 (未調整)

指標 (單位)	事前日均	事前 *SD*	上市後日均	上市後 *SD*
家族等值成交 (TMF 等值口)	4,480,979.283	1,263,633.976	4,078,016.632	1,316,382.795
家族名目成交 (新臺幣十億元)	868.193	319.130	900.420	254.805
家族等值日終 OI (TMF 等值口)	1,997,879.641	218,318.759	2,016,248.350	210,784.980
家族名目日終 OI (新臺幣十億元)	381.938	67.774	448.553	51.322

註：事前為事件時間−223 至−1 日，上市後為 20 至 242 日，各 223 個交易日；*SD* 為日資料樣本標準差。正文表 4 以兩段日均計算相對變動率。名目規模以新臺幣十億元表示。此表僅為描述統計，不代表模型調整後差異。

附表 A3 (甲)　完整主要迴歸結果：成交與價格尺度

變數	ln (家族名目成交)	ln (家族等值成交)	ln (TX 近月收盤價)
截距	27.40215；(0.07859)；$p < .001$	15.14216；(0.05301)；$p < .001$	9.95741；(0.03328)；$p < .001$
−241 至−181	−0.29639；(0.07435)；$p < .001$	−0.06654；(0.05230)；$p = .203$	−0.22984；(0.03128)；$p < .001$
−180 至−121	−0.35989；(0.08599)；$p < .001$	−0.16955；(0.06207)；$p = .006$	−0.19034；(0.03379)；$p < .001$
0-19	0.08773；(0.06697)；$p = .190$	0.02578；(0.04722)；$p = .585$	0.06195；(0.03147)；$p = .049$
20-60	−0.00909；(0.06257)；$p = .885$	−0.08560；(0.04330)；$p = .048$	0.07651；(0.03407)；$p = .025$
61-120	−0.15525；(0.07370)；$p = .035$	−0.25883；(0.05410)；$p < .001$	0.10358；(0.03103)；$p < .001$
121-180	−0.19273；(0.07572)；$p = .011$	−0.24089；(0.06387)；$p < .001$	0.04816；(0.04452)；$p = .279$
181-242	−0.30670；(0.06512)；$p < .001$	−0.35925；(0.04735)；$p < .001$	0.05254；(0.03428)；$p = .125$
TX 相對波幅	21.23351；(2.81900)；$p < .001$	22.08951；(2.50286)；$p < .001$	−0.85599；(0.78789)；$p = .277$
絕對對數報酬	2.62081；(1.11620)；$p = .019$	3.39664；(1.17322)；$p = .004$	−0.77584；(0.32054)；$p = .016$
結算日	0.11880；(0.03122)；$p < .001$	0.11463；(0.03009)；$p < .001$	0.00416；(0.00738)；$p = .573$
星期二	−0.05596；(0.02363)；$p = .018$	−0.05602；(0.02339)；$p = .017$	0.00005；(0.00267)；$p = .984$
星期三	−0.07072；(0.02228)；$p = .001$	−0.07113；(0.02196)；$p = .001$	0.00040；(0.00389)；$p = .917$
星期四	−0.02198；(0.02264)；$p = .332$	−0.02328；(0.02289)；$p = .309$	0.00130；(0.00292)；$p = .656$
星期五	−0.00045；(0.01990)；$p = .982$	−0.00152；(0.01956)；$p = .938$	0.00107；(0.00257)；$p = .676$
N	484	484	484
調整後 R^2	.5892	.5602	.8189
HAC 落後期	20	20	20

註：表內主要係數依序列示估計值 β、括號內 Bartlett HAC20 標準誤及雙尾 p 值；星期一為省略參照。事件區間係數相對上市前−120 至−1 日。N、調整後 R^2及 HAC 落後期列於表末。p 值採雙尾常態近似，未經多重比較調整。

附表 A3 (乙) 完整主要迴歸結果：配置、未平倉量與新品成交份額

變　數	ln (MTX／TX 等值成交比)	ln (家族名目 OI)	TMF 等值成交份額
截距	−0.86429；(0.03918)；$p < .001$	26.76298；(0.04336)；$p < .001$	0.01758；(0.00322)；$p < .001$
−241 至−181	−0.00152；(0.04061)；$p = .970$	−0.35935；(0.04645)；$p < .001$	不適用 (上市前)
−180 至−121	−0.06439；(0.03799)；$p = .090$	−0.10017；(0.06804)；$p = .141$	不適用 (上市前)
0-19	0.17566；(0.03928)；$p < .001$	0.11469；(0.05009)；$p = .022$	參照組 (省略)
20-60	0.12707；(0.03880)；$p = .001$	0.03907；(0.04977)；$p = .432$	0.01282；(0.00332)；$p < .001$
61-120	0.13904；(0.03663)；$p < .001$	0.07107；(0.04725)；$p = .133$	0.01797；(0.00281)；$p < .001$
121-180	0.14000；(0.03793)；$p < .001$	−0.00740；(0.05757)；$p = .898$	0.02392；(0.00324)；$p < .001$
181-242	0.07535；(0.04079)；$p = .065$	0.19084；(0.05785)；$p < .001$	0.02586；(0.00293)；$p < .001$
TX 相對波幅	2.97001；(1.68551)；$p = .078$	−0.97982；(1.00512)；$p = .330$	−0.03579；(0.04254)；$p = .400$
絕對對數報酬	−0.02720；(0.70394)；$p = .969$	−0.50970；(0.55636)；$p = .360$	0.05563；(0.02430)；$p = .022$
結算日	−0.13133；(0.01152)；$p < .001$	0.04800；(0.01414)；$p < .001$	−0.00315；(0.00109)；$p = .004$
星期二	−0.00841；(0.00880)；$p = .339$	0.00680；(0.00619)；$p = .272$	−0.00056；(0.00044)；$p = .206$
星期三	0.07455；(0.01265)；$p < .001$	−0.00201；(0.00756)；$p = .790$	0.00155；(0.00060)；$p = .010$
星期四	0.09311；(0.01142)；$p < .001$	−0.01294；(0.00746)；$p = .083$	0.00334；(0.00051)；$p < .001$
星期五	0.07700；(0.00997)；$p < .001$	−0.00455；(0.00548)；$p = .406$	0.00296；(0.00047)；$p < .001$
N	484	484	243
調整後 R^2	.3471	.7006	.7109
HAC 落後期	20	20	20

註：每格依序為 β、(Bartlett HAC20 標準誤)、*p*；星期一為省略參照。前兩模型採 484 日事件樣本、上市前−120 至−1 日為省略期間；TMF 成交份額僅採上市後 243 日，以 0-19 日為省略參照。份額係數乘 100 後始為百分點。*N*、調整後 R^2及 HAC 落後期列於表末。*p* 值採雙尾常態近似，未經多重比較調整。

附表 A3 (丙)　完整主要迴歸結果：新品未平倉量份額

變　　數	TMF 等值未平倉量份額
截距	0.01208；(0.00198)；$p < .001$
20-60	0.00485；(0.00179)；$p = .007$
61-120	0.01238；(0.00201)；$p < .001$
121-180	0.01586；(0.00255)；$p < .001$
181-242	0.00962；(0.00192)；$p < .001$
TX 相對波幅	−0.00976；(0.03608)；$p = .787$
絕對對數報酬	0.00173；(0.01860)；$p = .926$
結算日	−0.00190；(0.00108)；$p = .078$
星期二	−0.00001；(0.00034)；$p = .965$
星期三	0.00010；(0.00039)；$p = .799$
星期四	−0.00026；(0.00046)；$p = .565$
星期五	0.00033；(0.00035)；$p = .342$
N	243
調整後 R^2	.5838
HAC 落後期	20

註：採上市後 243 日，以 0-19 日為省略參照；β 係份額的原始比例單位，乘 100 後始為百分點。每格依序為 β、(Bartlett HAC20 標準誤) 、p。星期一為省略參照；樣本與適配指標列於表末。p 值採雙尾常態近似，未經多重比較調整。

Micro TAIEX Futures, Family Trading Activity, and Product Reconfiguration: Dynamic Evidence from Taiwan Index Futures

Chieh-Hsiang Hsu*

Department of Business Administration, National Taipei University

Received: 2026/8/26; Accepted: 2026/10/30; Published: 2026/11/18

Abstract

Growth in a new contract's own trading activity does not necessarily imply persistent expansion of the product family sharing the same underlying index. This study examines the July 29, 2024 introduction of Micro TAIEX Futures (TMF) using publicly available TAIFEX daily data for 2018-2025 and event-time regressions. This study distinguishes product adoption, family-level trading activity, and product allocation. TMF's multiplier-equivalent volume share rises from 1.92% to 4.48%. Under the event-time specification with HAC (20) inference, days 181-242 compared with days 0-19 show a 2.586-percentage-point higher TMF multiplier-equivalent volume share, alongside 32.594% lower family notional turnover and 31.957% lower family multiplier-equivalent volume. The MTX-to-TX comparison is sensitive to the serial-error specification. Because the design lacks an ideal counterfactual and pre-event family trading activity is not fully flat, the estimates are interpreted as post-listing market patterns rather than fixed causal effects. The evidence yields two empirical propositions: persistent product adoption may follow a different post-listing path from persistent incremental trading activity at the family level, and reconfiguration within a multi-size contract family may extend beyond the nearest-sized incumbent and may change direction across post-listing stages.

Keywords: Micro TAIEX Futures, product adoption, family trading activity, product reconfiguration, contract size

* Corresponding Author E-mail：s711531402@gm.ntpu.edu.tw Tel：(02) 8674-1111