

研發影響產業獲利力的傳遞管道－ 動態縱橫門檻 DuPont 模型的應用

劉曉燕*、吳博欽**、俞姿帆***、蔡孟樺****

摘 要

本文建構一個以研發密度為門檻變數的動態縱橫門檻杜邦模型(dynamic panel threshold DuPont model, DPTDP)，評估研發影響產業獲利力的傳遞管道。實證上，以 37 個次產業(含 26 個製造業與 11 個服務業)為對象。估計期間為 2006 年至 2019 年。實證結果顯示：(1)動態縱橫門檻 DuPont 模型能產生更精確的估計結果，並提供更多資訊與政策意涵。(2)對於製造業而言，過度的研發投入(亦即 RDTA 大於門檻值 0.2885)不利於稅後淨利率、資產周轉率與權益乘數對 ROE 的貢獻。(3)對於服務業而言，在不同的研發密度(RDTA)下，稅後淨利率、資產周轉率與權益乘數對 ROE 的貢獻，並不顯著。資料庫統計當局應增加服務業抽樣公司的數目，並對服務業訂定較為明確的研發投入定義，以提升估計結果的正確性，進而提出更具意義的政策建議。

關鍵字：杜邦模型、研發密度、動態縱橫門檻杜邦模型、門檻效果

JEL 分類代號：C32, C33, D24, E22, L25

* 中原大學國際經營與貿易學系助理教授

** 中原大學國際經營與貿易學系教授

*** 中原大學國際經營與貿易學系碩士

**** 中原大學商學博士學位學程博士

壹、緒論

公司績效(firm performance)是構成一國經濟成長的重要因素之一(Machek and Martin, 2014)，而財務績效(financial performance)則為衡量公司績效的重要指標。主要的財務績效指標，包括：銷貨成長率、獲利力(profitability)、市場佔有率(market share)與市場成長率等(Vickery, 1991)，其中獲利力最得研究者青睞。

文獻上提出一些衡量公司獲利力的指標，包括：Tobin-Q(Chung and Pruitt, 1994；Farhan et al., 2020)、資產報酬率(return on assets, ROA)(Sutanto and Pribadi, 2012；Farhan et al., 2020)及股東權益報酬率(return on equity, ROE)(Bernard, 1997；Clubb and Naffi, 2007)等。對公司股東而言，ROE 被認為是至關重要的衡量指標。

隨著科技快速的推展，整體競爭水準的提升，以及產品生命週期的縮短，公司為求競爭優勢，必須不斷創新(Artz et al., 2010)，而研發(research and development, R&D)則是推動創新的動力來源(Inekwe, 2014；Salimi and Rezaei, 2018)。因此，研發與獲利力之間存在密切的關係(García-Manjón and Romero-Merino, 2012)。隨著公司研發投資的重要性日益提昇，評估研發支出對獲利力的影響更顯重要。

文獻上已存在一些關於研發支出對於公司獲利力或績效影響的實證研究，其結論相當分歧。一些研究支持研發活動對公司績效有顯著且正向的影響(Yasuda, 2005；Hughes, 2008；Choi and Williams, 2014；Akcali and Sismanoglu, 2015；Yoo et al., 2019)，另一些研究卻發現有顯著但負向的衝擊(Brouwer et al., 1993；Freel and Robson, 2004；Liao and Rice, 2010；Chen and Ibhagui, 2019)，更有一些研究認為不存在顯著的影響(Bottazzi et al., 2001；Löf and Heshmati, 2006；Booltink and Saka-Helmhout, 2018)。造成分歧結論的可能原因，包括：變數(研發與獲利力)的衡量方式、採用的實證模型(線性與非線性)、檢定與估計方法、實證的對象(特定的產業或公司層級)與實證期間(隱含不同的經濟環境與條件)等(Wu et al., 2017)。

儘管文獻上已提供不錯的基礎以估計研發對績效或獲利力的影響，卻仍存在幾項可改善之處。首先，在評估研發對績效或獲利力的影響時，直接將研發變數加入迴歸模型中，以檢視其估計係數的顯著性。此種處理方式將產生至少兩個問題，其一，無法了解研發是透過何種管道以影響績效或獲利力。例如，究竟是由銷貨收入或資產使用效率而提升績效或獲利力(吳博欽等人，2020；劉曉燕等人，2021)。其二，無法獲知過度研發是否不利於績效或獲利力。由於研發成果涉及高度不確定，一旦失敗表示研發不利於績效或獲利力(Montmartin and Massard, 2014)，而所加入研發變數之估計係數為正或負號，

均無法反映研發投資是否過度的問題。

其次，大多數的文獻採用靜態的(static)線性迴歸模型進行估計。靜態線性模型之估計結果可能產生兩個問題，其一，忽略應變數(亦即績效或獲利力)可能存在動態的遞延效果(deferred effect)(Wu et al., 2015a; 2015b)。其二，忽略應變數可能呈現非線性的路徑及門檻效果(nonlinear process or path)，形成偏誤的估計結果 Chen and Ibhagui(2019)。此外，大多數的文獻集中在特定單一產業下的公司進行估計(Chan et al., 2003；Coombs and Bierly, 2006; Hughes, 2008; Taveira et al., 2019)，甚少以產業層級的資料進行評估，較難以對產業政策提供更具價值性的建議。

在檢視研發支出對獲利力的影響時，本文建立一個動態縱橫門檻杜邦模型(dynamic panel threshold DuPont model, DPTDP model)，並以研發密度(R&D intensity)為門檻變數(threshold effect)，ROE 衡量獲利力，以同時解決上述的缺失。傳統的 DuPont 模型認為 ROE 可拆解為稅後淨利率(net profit margin, NPM)、資產周轉率(asset turnover, ATO)與權益乘數(equity multiplier, EM)的乘積。換言之，NPM、ATO 與 EM 是驅動 ROE 的三個因子。DPTDP 模型是以傳統線性 DuPont 模型為基礎，先加入落後一期的 ROE(one-period lagged ROE)，以利估計獲利力的動態性(dynamics)，及 DuPont 模型中三個驅動因子(drivers)對績效的長、短期效果；接著加入以研發密度為門檻變數的指標函數(indicator function)，並在門檻前與門檻後分別估計迴歸式，以代表 ROE 的非線性路徑及研發透過 DuPont 三個驅動因子對 ROE 的非線性衝擊。上述 DPTDP 模型的實證結論是傳統靜態線性模型無法獲得的。為了驗證 DPTDP 模型的優勢與結論，本文以 2006 年至 2019 年台灣各產業為對象進行估計(分為全體 37 個產業、26 個製造業與 11 個服務業三個樣本族群)。

根據實證結果，本文可達成下列研究目的。首先，提出更合適的估計模型供研究者估計研發投資對獲利力影響的參考。其次，為產業獲利提供具價值性的建議，包括：研發投資是否轉化為產業獲利、產業是否過度投入研發，以作為提高產業研發的效率與調整研發投資活動的參考依據。此外，提供政府決策者在制定獎勵研發投資措施，以避免業者過度研發投入的依據。

本文後續的內容如下。第貳章為文獻評析，針對國內外相關的文獻進行回顧，包括：杜邦模型、研發投資對績效與獲利力的影響，以及非線性門檻模型等，以作為建立本文實證模型的參考。第參章建立實證模型，以 Seo and Shin(2016) 提出的動態縱橫門檻迴歸模型(dynamic panel threshold regression model) 為基礎，並將其改寫為本文所採用的動態縱橫門檻(dynamic panel threshold DuPont model, DPTDP)。第肆章介紹相關的檢定方

法，包括：非線性縱橫單根檢定(nonlinear panel unit root test)，以檢視資料的定態性(stationarity)，以及線性檢定以確認採用 DPTDP 模型進行估計的合適性。第五章為實證結果，分別說明資料的來源、處理及特性，並列示靜態縱橫與動態縱橫 DuPont 模型及 DPTDP 模型的估計結果，最後為本文的結論與建議。

貳、文獻評析

一、杜邦模型

1970 年代起，財務分析的重點由 ROA 轉向 ROE，更凸顯探討杜邦模型組成因子的重要性(Gitman,1998)。杜邦模型是由美國杜邦公司的工程師 F. Donaldson Brown 於 1919 年發展而來，主要是將股東權益報酬率拆解為稅後淨利率、資產週轉率與權益乘數的乘積。Liesz(2002)指出，將 ROE 分解為此三因子，可連結不同面向的指標，建立金字塔型的分析系統，以剖析 ROE 的來源，並評估各部門績效，進而提供改善方向。近一個世紀以來，財務會計分析者陸續應用該模型進行相關分析，包括：ROE 的主要驅動因素、ROE 的三因子對股價報酬與股利政策的影響等(Blumenthal, 1998；Benjamin et al., 2018；吳博欽等人，2020；劉曉燕等人，2021)。

Abarbanel and Bernard(1992)探討證券分析師對盈餘資訊的反應程度，及該反應是否可解釋股價的異常變動。結果發現，分析時若未將時間序列差異排除，則杜邦模型的分析結果可能與部分投資人的認知相左。Nissim and Penman(2001)建議使用修改過的杜邦模型以提高評估經營管理效率，並消除財務槓桿及其他不可控制因素的影響。爾後，該修正後之杜邦模型被廣泛地運用於財務分析(Palepu and Healy, 2008；Soliman., 2008；Pratt and Hirst, 2009)。Soliman(2008)發現資產週轉率之提高隱含資產利用率提高，對未來盈餘產生正向的影響。此外，透過長、短期測試，杜邦模型中三變數的資訊能預測公司獲利力。Chang et al.(2014)認為財務報表傳遞的資訊因行業別而存在差異，例如，對醫療保健業而言，杜邦模型對未來獲利力的解釋能力較低。Benjamin et al.(2018)發現杜邦模型中的稅後淨利率及資產週轉率皆能解釋同期的股利，且提高對股利的解釋能力。

在國內文獻上，鍾輝龍(2009)發現，加入杜邦模型三因子的迴歸模型能提高對獲利力及信用評等的解釋力，且三因子對獲利力均呈正向的影響，其中以資產週轉率對獲利力的影響最大。另外，杜邦模型可反應在公司治理的成效，當資產週轉率下降時，企業將進行向上盈餘管理；反之，企業可能出現極端盈餘。此結果並可作為投資選股的依據(李宗鶯，2013；孔令如，2018)。

吳博欽等人(2020)建立動態縱橫平滑轉換迴歸模型(dynamic panel smooth transition regression model)以評估 ROE 三個驅動因子對股價報酬的影響。結果發現，三個驅動因子與前一期股價報酬對當期股價報酬的長、短期效果均決定於前兩期的波羅的海綜合指數(Baltic Dry Index; BDI)。財務槓桿與資產週轉率對股價報酬的短期效果則不確定。劉曉燕等人(2021)指出，大部分的文獻在估計杜邦模型三因子對股票報酬的影響時，忽略股票報酬的遞延效果及不同產業可能獲得不同結果的事實。由其所建構的動態縱橫資料股價評價模型(dynamic panel data stock valuation model)之實證結果顯示，利用動態追蹤資料模型估計杜邦模型三因子對股價報酬的影響，可提高估計結果的精準度。

綜上所述，過去文獻以杜邦模型作為財務分析工具，其結論並不一致。一些研究認為杜邦模型有助於提高模型的估計效率與對獲利力的解釋能力(鍾輝龍，2009；Benjamin et al., 2018；孔令如，2018)；另一些文獻則認為杜邦模型的三因子對公司未來獲利力的預測能力不足，故需對杜邦模型進行修改(Nissim and Penman, 2001；Liesz., 2002；Soliman., 2008；Palepu and Healy, 2008；Pratt and Hirst, 2009)。吳博欽等人(2020)一文首先考慮 ROE 的動態特性，卻忽略非線性與內生性問題，並聚焦於半導體產業上。劉曉燕等人(2021)一文雖提供考慮動態與非線性的估計方法，卻仍忽略內生性問題且聚焦於海運業上。這些缺失均是本文欲改善者。

二、研發投資對績效與獲利力的影響

因研發活動常伴隨昂貴成本與高度不確性，故無法確保公司是否能從中獲利(Montmartin and Massard, 2014；Liao and Rice, 2010)。因此，關於研發支出對績效或獲利力影響之實證研究，其結論相當分歧。部分研究發現研發投資對績效或獲利力有顯著且正向影響(Griliches, 1987；Chan et al., 2003；Yasuda, 2005；Pandit, Wasley, and Zach, 2011；Choi and Williams, 2014；Akcali and Sismanoglu, 2015；Yoo et al., 2019)。例如：Hughes(2008)採用一般動差法(generalized method of moments, GMM)評估 1994-2005 年英國公司研發支出對於公司市值的影響。該法可解決具內生性、公司特定效果(firm specific effects)與時間效果(time effects)等特性的資料。結果支持研發支出與股利支出可提升公司市值。此外，一些實證研究發現，R&D 支出未必提升該國的實質所得；在某些情況下，卻能擴大公司績效(Levin, Klevorick, Samimi and Alerasoul, 2009；Bozkurt, 2015；Das and Mukherjee, 2019)。

部份研究卻發現顯著且負向的衝擊。例如，Mank and Nystrom(2001)檢視 1992-1997 年美國電腦業公司研發支出與股東實質報酬之間的關係。實證顯示，第一到第五年間，

兩者間呈現負相關，表示研發投資的邊際效益未必提高股東實質報酬。因此，公司應建立機制以維持研發水準，避免過度擴充研發投入。Coombs and Bierly(2006)以 201 家美國製造業公司為對象，評估研發投資與公司績效之間的關聯性。研究顯示，研發投資與公司績效呈顯著負相關，或者無關聯性。Hartmann et al. (2006)將排除單位研發預算後的研發投資稱之為研發收益，並定義其為特定年度新產品的生命收入與開發此產品所需的總投資比率。研究結果指出，因研發投資為相對高風險的投資活動，而未來市場需求的不確定性及技術的快速升級，將導致研發投資可獲得的相關利潤不確定。Knecht(2014)認為研發密度與公司績效之間為顯著負相關，表示同期研發投資會降低利潤，但對未來公司績效可能產生正向影響。Chen and Ibhagui(2019)認為過度的研發活動可能導致大量機會成本及事後沉沒成本(sunk cost)，進而造成企業損失、盈利能力下降等負面的影響。故，研發投資的報酬率是不確定的。

此外，一些研究則認為無顯著的影響(Löf and Heshmati, 2006；Booltink and Saka-Helmhout, 2018；Taveira et al., 2019)。例如，Morbey and Reithner(1990)選用 1976-1985 年，每年研發支出超過一百萬美元且實際銷售超過一千三百萬美元的 800 家公司為對象，檢視研發密度對公司獲利能力成長率的影響。結果指出，獲利能力成長率與研發密度無顯著的關聯性，而在跨產業(化學業、電腦業、機械業與造紙業)間則有顯著的貢獻。Anagnostopoulou and Levis(2008)檢視英國企業在 1990-2003 年研發投資影響業務成長與市場績效的持續性。結果發現，研發投資支持企業穩定成長，且研發強度提升利潤與股票報酬的連續性。

在研發對獲利力影響的時點上，一些實證研究支持研發投資對獲利力與績效的影響存在時間落差(time lag)(Nordhaus, 1969；Scherer, 1990；Alam et al., 2020)。例如：Aboody and Lev(2001)以 1980-1999 年美國 83 間化學公司為對象，探討研發強度對營業利率率的影響。研究顯示，研發投入的稅前報酬率為 26.6%，且其效益可遞延到第七年。Eberhart et al.(2004)觀察 1951-2001 年 3,148 間公司，評估研發支出對公司經營績效與股價的影響。實證指出，研發支出增加的第五年起，對公司產生顯著正向長期異常營運績效，顯示公司的研發投資長期有助於改善公司績效。

在研發對獲利力影響的產業別上，自 1990 年代起，更多的研究焦點轉向不同產業研發與績效之間的差異，因研發與績效之間的關係是行業相關的(industry-depedent)。例如，在日本製藥業的研究中，Nivoix and Nguyen(2012)發現，研發強度與卓越的公司成長之間存在正相關。因此，在討論研發支出與公司成長時，區分不同的行業是必要的，因為它已被確認為一個非常有影響力的因素(Brynjolfsson and Yang, 1996；Chen, Hsieh, and Yu,

2010)。此外，一些研究發現，製藥、資訊科技、製造與電信等行業的研發支出對公司獲利力的影響更大(Garcia-Manjon and Romero-Merino, 2012；Nivoix and Nguyen, 2012；Özturk and Zeren, 2015；Chung, Eum, and Lee, 2019)。

綜合上述，文獻在評估研發投資與獲利力的關係時，大多數採用線性模型估計，且其結論並不一致，其中產業別與時間落差扮演著重要的角色。其次，儘管一些研究將 ROE 與研發投資作連結，卻無法進一步評估研發投資如何透過 ROE 三個驅動因子以影響獲利力，尤其是研發投資透過 ROE 三個驅動因子對 ROE 產生非線性的門檻效果，以致於無法判斷過度研發投資可能傷害績效或獲利力(Chen and Ibhagui, 2019)。Chen and Ibhagui(2019)一文雖提供非線性的估計方法，卻採用公司為研究對象，無法評估產業研發投資對產業獲利力的影響，且其門檻值是由事前主觀認定而非模型內生估計。

三、非線性的門檻模型

傳統線性迴歸模型設定解釋變數與應變數之間存在線性關係。然而許多文獻已證實變數之間存在非線性的門檻(threshold)關係(Tong, 1978；Fok et al., 2005；González et al., 2005；Ling, Tong and Li, 2007；Wu et al., 2015, 2017；Liu et al., 2019)。Tong(1978)及 Tong and Lim(1980)首先提出門檻自我迴歸模型(threshold autoregressive model, TAR model)，透過狀態轉換以捕捉時間序列的動態過程，它具有極限循環(limited cycles)、相關頻率(dependent frequency)及跳躍現象(abrupt jump)等特性，是線性迴歸模型所無法掌握。

一些理論研究或者將 TAR 模型應用至縱橫資料(panel data)而形成 PTR 模型(Hansen, 1999)，或者拓展為多個門檻(Gonzalo and Pitarakis, 2002)，又或者包含內生解釋變數(Caner and Hansen, 2004)。Hansen(2011)對於 TAR 模型及其延伸模型在經濟領域上的應用提供較完整的回顧。許多實證則驗證 TAR 模型及其延伸模型的適用性(Pesaran and Potter, 1997；Peel and Speight, 1998；Balke, 2000；Altissimo and Violante, 2001)。其後，Granger and Terasvirta(1993)將 TAR 模型轉化為平滑轉換自我迴歸模型(smooth transition autoregressive model, STAR model)，允許門檻變數由一個區間(regime)轉至另一區間時，迴歸係數展現平滑與漸進轉變的特性。Fok et al(2005)與 González et al.(2005)再將 STAR 模型發展為可應用至縱橫資料架構的縱橫平滑轉換迴歸模型(panel smooth transition regression model, PSTR model)。廣義而言，PSTR 模型是一種縱橫資料的估計模型，允許係數隨時間與橫斷面單位的變化而變動(Hsiao, 2003)。

標準的最小平方法要求所有共變數都是外生的(Hansen, 2000)。基本上，PTR、STAR 與 PSTR 等模型均屬於靜態模型，在固定效果估計式上，要求共變數(covariates)是嚴格外

生(strongly exogeneous)，以滿足一致性的要求。然而在實務應用上，嚴格外生性的設定受到限制與挑戰。例如，大多數的時間序列變數具有遞延的效果(Wu et al., 2015a, 2015b)，故在應用縱橫資料進行實證估計時，必須考慮變數的動態特性。一旦採用動態縱橫模型進行估計，即可能產生內生性問題(endogeneity problem)。儘管一些文獻利用 GMM 法估計具有異質性個別效果的線性動態縱橫模型(Arellano and Bond, 1991; Blundell and Bond, 1998; Alvarez and Arellano, 2003; Hayakawa, 2012)，卻未探討非線性的門檻問題，以及解釋變數透過門檻變數對應變數的長、短期效果。

儘管 Caner and Hansen(2004)建立的模型允許內生迴歸變數，而門檻變數卻仍是外生的。近期一些研究提出門檻變數的內生性問題。Dang et al.(2012)發展出適用於動態縱橫門檻模型的一般化 GMM 估計式(generalized GMM estimator)，以產生異質調整速度的一致性估計值，並對未觀察到的個別效果之短期動態縱橫模型提供門檻值的有效檢定程序。Ramirez-Rondan(2015)延伸 Hansen(1999)的 PTR 模型，允許動態縱橫架構下的門檻機制，並依據 Hsiao et al.(2002)的方法提出最大概似估計法(maximum likelihood estimation approaches)。Kremer et al.(2013)結合 Arellano and Bover(1995)的向前正交偏差轉換(forward orthogonal deviations transformation)及 Caner and Hansen(2004)的橫斷面模型工具變量估計(instrumental variable estimation)，允許內生的解釋變數。

近期，Seo and Shin(2016)將 PTR 模型擴展為具潛在內生門檻變數(potentially endogenous threshold variable)的動態縱橫模型，包含落後期應變數(lagged dependent variables)與內生共變數(endogeneous covariates)，並發展一階差分(first-differenced)一般動差法及其對應的漸進變異數估計式(asymptotic variance estimator)對模型進行估計。Seo et al.(2019)另撰寫出指令，以檢視 Seo and Shin(2016)的模型是否存在門檻效果，並進行估計。其中透過線性檢定(linearity test)檢視門檻效果的拔靴演算法(bootstrap algorithm)比 Seo and Shin(2016)提出的非參數獨立相等分配拔靴法(nonparametric independent and identically distributed bootstrap)更具吸引力。

綜合上述，Seo and Shin(2016)及 Seo et al.(2019)已為動態縱橫門檻模型的建構與估計方法，提供更完善的發展。因此，本文以此動態縱橫門檻模型為基礎，並考慮 DuPont 模型的應變數(ROE)與解釋變數(三個驅動因子)，將其轉化為以落後一期的 ROE 及 DuPont 模型的三個驅動因子為解釋變數及研發密度為門檻變數的 DPTDP 模型，以進行相關的檢定與估計。

參、實證模型

一、靜態縱橫 DuPont 模型與動態縱橫 DuPont 模型

杜邦模型將 ROE 拆解成稅後淨利率(NPM)、資產周轉率(ATO)及權益乘數(EM)等三項，以進一步評估企業或產業的銷貨收入、資產使用效率及財務槓桿對股東權益的貢獻度。Hsiao(2003)認為橫斷面(cross-sectional)資料容易存在異質變異(heteroskedasticity)，而時間序列(time series)資料則經常存在自我相關(autocorrelation)問題，故建議採用結合橫斷面與時間序列資料的縱橫資料，以增加觀察值與自由度的數目，進而提升估計結果的精確性。

在縱橫資料的架構下，考量稅後淨利率可能為負值而無法取對數值，隨機性的 ROE 可以表示為如下的方程式：

$$ROE_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_{11}NPM_{it} + \beta_{12}ATO_{it} + \beta_{13}EM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3-1)$$

其中， $i=1,2,\dots,N$ 為產業數目， $t=1,2,\dots,T$ 是時間長度。 ROE_{it} 是 i 產業 t 期的股東權益報酬率， NPM_{it} 是 i 產業 t 期的稅後淨利率， ATO_{it} 是 i 產業 t 期的資產周轉率， EM_{it} 是 i 產業 t 期的權益乘數。 α_i 與 δ_t 分別表示個別產業固定效果(fixed effect)與時間固定效果(time effect)。 β_{1i} , $i=1,2,3$ 是待估計的係數，分別代表 NPM、ATO 與 EM 對 ROE 的邊際效果。 ε_{it} 為殘差項。

(3-1)式稱為靜態縱橫 DuPont 模型。由於 ROE 可能呈現動態的特性，或具有遞延效果(deferred effect)，故在評估 ROE 三個驅動因子對 ROE 的影響時，應加入前一期的 ROE。

$$ROE_{it} = \alpha_i + \zeta_0 ROE_{it-1} + \beta_{21}NPM_{it} + \beta_{22}ATO_{it} + \beta_{23}EM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3-2)$$

(3-2)式即為動態縱橫 DuPont 模型。 ROE_{it-1} 為前一期的 ROE，表示前一期的殘餘資訊。 ζ_0 表示 ROE 的遞延效果。若 ζ_0 的估計值顯著異於零，即支持採用動態縱橫 DuPont 模型。此外，當 $0 < \zeta_0 < 1$ 之間，代表長期 ROE 呈現漸進收斂的走勢。當 $-1 < \zeta_0 < 0$ 之間，代表長期 ROE 呈現在其長期均衡值上、下震盪收斂的走勢(Wu et al., 2015a)。(3-2)式除了能更正確的表示 ROE 的脈動過程外，亦提供更多的經濟意涵，不僅可評估自變數對應變數的短期效果，且能衡量其長期效果。NPM、ATO 與 EM 對 ROE 的短期效果分別為

β_{21} 、 β_{22} 與 β_{23} ，而長期的影響效果則分別為 $\beta_{21}/(1-\zeta_0)$ 、 $\beta_{22}/(1-\zeta_0)$ 與 $\beta_{23}/(1-\zeta_0)$ ，這些是靜態模型無法獲得的結果。

二、動態縱橫門檻 DuPont 模型

在建構本文的實證模型(DPTDP 模型)之前，首先介紹 Seo and Shin(2016)提出的動態縱橫門檻迴歸模型(dynamic panel threshold regression model)如下：

$$y_{it} = X'_{it}\beta_1 1\{q_{it} \leq \gamma\} + X'_{it}\beta_2 1\{q_{it} > \gamma\} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (3-3)$$

在(3-3)式中， N 代表產業數目， T 代表時間長度。 y_{it} 為隨機變數， $X_{it} = (1, x'_{it}, q_{it})' \in \mathcal{R}^{d+1}$ 為迴歸變數(regressors)形成的向量， x_{it} 可以包含落後期的應變數(lagged dependent variables)， q_{it} 為門檻變數。 $1\{q_{it} \leq \gamma\}$ 與 $1\{q_{it} > \gamma\}$ 分別代表指數函數(indicator function)。 β_1 與 β_2 代表不同區間下的斜率。

$\varepsilon_{it} = \alpha_i + v_{it}$ 代表迴歸殘差， α_i 為無法觀察的固定效果(unobserved individual fixed effect)， v_{it} 為零均數的個別隨機干擾項(zero mean idiosyncratic random disturbance)，亦即為平賭差分序列(martingale difference sequence)，滿足 $E(v_{it} | F_{t-1}) = 0$ ， F_{t-1} 為 $t-1$ 期的自然過濾(natural filtration)。此外，並未設定 x_{it} 或 q_{it} 關於 F_{t-1} 是可衡量的，以允許 x_{it} 或 q_{it} 具有內生性(endogeneity)。

(3-3)式可以改寫如下：

$$y_{it} = X'_{it}\beta + X'_{it}\xi 1\{q_{it} \leq \gamma\} + \varepsilon_{it} \quad (3-4)$$

在(3-4)式中， $\beta = \beta_2$ 且 $\xi = \beta_1 - \beta_2$ 。因此，在模型(3-4)中，需估計的參數為 $\theta = (\beta', \xi', \gamma)'$ 。運用 GMM 即可估計未知參數 $\theta = (\beta', \xi', \gamma)'$ 。

根據(3-3)式，可建立本文在實證上所採用的 DPTDP 模型：

$$ROE_{it} = (\alpha_i + \zeta_0 ROE_{it-1} + \beta_{31} NPM_{it} + \beta_{32} ATO_{it} + \beta_{33} EM_{it}) 1\{RDTA_{it-p} \leq \gamma\} + (\alpha'_i + \zeta'_0 ROE_{it-1} + \beta'_{31} NPM_{it} + \beta'_{32} ATO_{it} + \beta'_{33} EM_{it}) 1\{RDTA_{it-p} > \gamma\} + v_{it} \quad (3-5)$$

在(3-5)中， γ 為門檻參數，門檻變數以落後 p 期的研發密度 $RDTA_{it-p}$ 取代之， $p=0,1,\dots,P$ 。本文採用當期或落後期的研發密度($RDTA_{it-p}$)作為門檻變數，因研發可能需要一段期間後才有成果而體現至 ROE 上。此項設定亦可檢視 Muthinja and Chipeta(2018)認為銀行財務獲利力平均需要 1.179 年才能反映所採用的金融創新之結論。 $1\{RDTA_{it-p} \leq \gamma\}$ 與 $1\{RDTA_{it-p} > \gamma\}$ 分別為指數函數。當研發密度低於其門檻值時，NPM、ATO 與 EM 對 ROE 的短期效果分別為 β_{31} 、 β_{32} 與 β_{33} ，長期效果分別為 $\beta_{31}/(1-\zeta_0)$ 、 $\beta_{32}/(1-\zeta_0)$ 與 $\beta_{33}/(1-\zeta_0)$ ；當研發密度高於其門檻值時，NPM、ATO 與 EM 對 ROE 的短期效果分別為 β'_{31} 、 β'_{32} 與 β'_{33} ，長期效果分別為 $\beta'_{31}/(1-\zeta'_0)$ 、 $\beta'_{32}/(1-\zeta'_0)$ 與 $\beta'_{33}/(1-\zeta'_0)$ 。

肆、檢定方法

一、非線性縱橫單根檢定

為避免因採用非定態的(nonstationary)序列而產生假性迴歸(spurious regression) 之估計結果，造成序列無法回至其長期均衡，並喪失估計結果的經濟意涵，必須先對研究的序列進行單根檢定(unit root test)。基於本文採用縱橫資料進行估計，且變數間可能存在門檻效果的考量，故依 Emirmahmutoglu and Omay(2014)提出的非線性縱橫單根檢定(nonlinear panel unit root test)檢視變數的定態性(stationarity)。該檢定方法不僅考慮縱橫資料的非線性與非對稱均值回復(nonlinear and asymmetric mean reversion)之特性，且採用篩網拔靴演算法(sieve bootstrap algorithm) 將橫斷面相依性(cross-sectional dependence)的現象納入考量。當檢定結果拒絕存在單根時，表示該序列為一定態的序列；反之，為一非定態的序列，須進行處理以讓其成為定態的序列。

Emirmahmutoglu and Omay(2014) 的非線性縱橫單根檢定方程式可表示如下：

$$\Delta y_{it} = W_{it}^1(\tau_{it}, y_{it-1}) \{ W_{it}^2(\tau_{2t}, y_{it-1}) \rho_{1i} + (1 - W_{it}^2(\tau_{2t}, y_{it-1})) \rho_{2i} \} y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4-1)$$

在(4-1) 式中， y_{it} 為隨機變數， Δ 代表差分運算因子(difference operator)。 $W_{it}^1(\tau_{it}, y_{it-1}) = 1 - \exp(-\tau_{it} y_{it-1}^2)$ ， $\tau_{it} > 0$ 且 $W_{it}^2(\tau_{2t}, y_{it-1}) = [1 + \exp(-\tau_{2t} y_{it-1})]^{-1}$ ， $\tau_{2t} > 0$ 。根據 Taylor 展開式，(4-1)式改寫如下：

$$\Delta y_{it} = \phi_{1i} y_{it-1}^3 + \phi_{2i} y_{it-1}^4 + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (4-2)$$

(4-2)式中的虛無假設為 $H_0 : \phi_{1i} = \phi_{2i} = 0$ ，表示序列 y_{it} 具有單根。若拒絕具有單根的虛無假設，再進一步檢定對稱 ESTAR 非線性的虛無假設及非對稱 ESTAR 非線性的對立假設(亦即 $H_0 : \phi_{2i} = 0$ 與 $H_1 : \phi_{2i} \neq 0$)。

二、Bootstrap 線性檢定

線性檢定的目的在於確認模型是否存在門檻效果，亦即採用 DPFDP 模型進行估計是否合適。Seo and Shin(2016) 提出較為快速的拔靴演算法(bootstrap algorithm)以檢定模型是否存在門檻效果，其虛無假設與對立假設分別為

$$H_0 : \xi_0 = 0 \quad \text{for any } \gamma \in \Gamma$$

$$H_1 : \xi_0 \neq 0 \quad \text{for some } \gamma \in \Gamma$$

其中， Γ 為 γ 的參數空間。文獻上，大多運用上界型檢定統計量(supremum type statistic)以處理虛無假設下的認定損失，亦即

$$\sup W = \sup_{\gamma \in \Gamma} \omega_n(\gamma)$$

其中， $\omega_n(\gamma)$ 為每一固定 γ 下標準的 Wald 統計量，亦即

$$\omega_n(\gamma) = n \hat{\xi}(\gamma)' \hat{\Sigma}_{\xi}(\gamma)^{-1} \hat{\xi}(\gamma)$$

其中， $\hat{\xi}(\gamma)$ 為已知 γ 下 ξ 的 GMM 估計式，且 $\hat{\Sigma}_{\xi}(\gamma) = R \left(\hat{V}_s(\gamma)' \hat{V}_s(\gamma) \right)^{-1}$ R' 為一致且漸近變異數估計式 (consistent asymptotic variance estimator)。 $R = \begin{pmatrix} 0 & & \\ & I_{d+1} & \\ & & 0 \end{pmatrix}$ ，且 $\hat{V}_s(\gamma) = \hat{\Omega}(\hat{\theta}(\gamma))^{0.5} \left(\hat{G}_{\theta}, \hat{G}_{\xi}(\hat{\theta}(\gamma)) \right)$ 。

由於漸近分配非關鍵影響因素，Seo et al.(2019)進一步提出比 Seo and Shin(2016)的獨立相等分配(independently identical distributed)拔靴法更為快速的演算法。其步驟如下：

1. 由標準常態中獨立抽取 $\{\eta_i\}_{i=1}^n$
2. 依 $\hat{\xi}(\gamma)$ 的定義，以 $\Delta y_{it}^* = \Delta \hat{\varepsilon}_{it} \eta_i$ 取代 Δy_{it} 並計算 $\hat{\xi}(\gamma)^*$ 。 $\Delta \hat{\varepsilon}_{it} = \Delta y_{it} - \Delta x_{it}' \hat{\beta} - \hat{\xi}' X_{it}' 1_{it}(\hat{\gamma})$ 為原始樣本的殘差。
3. 計算拔靴統計量 $\omega_n^*(\gamma) = n \hat{\xi}(\gamma)^* \hat{\Sigma}_{\hat{\xi}}(\gamma)^{-1} \hat{\xi}(\gamma)^*$ 及其在 Γ 空間下的 supremum，以求取 $\sup W^*$ 。
4. 重複步驟 1-3 共 B 次，並計算 $\sup W^*$ 大於 $\sup W$ 的實證比例。

伍、實證結果分析

一、資料的來源、處理與特性

實證上，本文採用 37 個次產業(含 26 個製造業與 11 個服務業)在 2006 年至 2019 年的縱橫資料(panel data)進行實證估計。獲利力以股東持股報酬率的 ROE 衡量之，並利用 DuPont 方程式將其拆解為稅後淨利率、資產周轉率與權益乘數等三項。創新則以研發密度(R&D intensity) 衡量，亦即產業的研究發展支出(research and development expenditure, R&D)佔產業的總資產比率(RDTA)(Blonigen and Taylor, 2000; Curtis et al., 2017)。

變數的敘述統計(descriptive statistics)結果可了解其基本特性，其結果如表 5-1 所示。在標準差方面，無論是製造業、服務業或全體樣本產業，以權益乘數最大，研發支出最小，表示權益乘數為所有變數中波動幅度最大者。在偏態係數上，除了 ROE 與 NPM 外，其餘變數的係數值均大於 0，屬於右偏分配。¹ 在峰態係數上，所有變數的係數值均大於 3，屬高峽峰分配型態。最後，由常態分配的檢定統計量(Jarque-Bera)得知，所有變數均拒絕常態分配的虛無假設，代表這些變數皆不屬於常態分配。

為使估計的一致性及改善定態性檢定的檢定力，本文在建構動態縱橫門檻 DuPont 模型時，採用 Emirmahmutoglu and Omay(2014)提出的非線性縱橫單根檢定法進行定態性檢定，其結果如表 5-2 所示。在 5%的顯著水準下，該五個變數皆為定態的序列，且為非對稱 ESTAR 的非線性過程。因此，可進行後續的估計與結果分析。

¹ 扣除製造業的 NPM 為正。

表 5-1 變數的敘述統計

Panel A. 製造業(含 26 個次產業)					
	<i>ROE</i>	<i>NPM</i>	<i>ATO</i>	<i>EM</i>	<i>RDTA</i>
平均數	7.5291	4.9879	79.605	222.54	0.5243
最大值	30.980	31.189	180.74	570.95	3.2586
最小值	-24.715	-5.5296	37.943	134.11	0.0000
標準差	4.9816	4.1419	24.335	57.644	0.7042
偏態係數	-0.0356	2.1867	1.7074	1.9901	2.1561
峰態係數	9.3150	11.248	7.5158	10.373	7.0966
J-B 值	604.91	1321.8	486.16	1064.7	536.54
P 值	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Panel B. 服務業(含 11 個次產業)					
	<i>ROE</i>	<i>NPM</i>	<i>ATO</i>	<i>EM</i>	<i>RDTA</i>
平均數	-56.421	0.3221	54.204	727.13	0.3760
最大值	17.344	46.016	226.08	67645	5.0859
最小值	-8958.0	-291.84	5.1193	125.66	0.0003
標準差	722.41	33.722	46.275	5429.3	0.9632
偏態係數	-12.268	-7.3009	1.5850	12.277	3.5074
峰態係數	151.66	60.666	4.9608	151.82	14.948
J-B 值	145672	22706	89.154	145991	1231.8
P 值	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Panel C. 全體樣本產業(含 37 個次產業)					
	<i>ROE</i>	<i>NPM</i>	<i>ATO</i>	<i>EM</i>	<i>RDTA</i>
平均數	-11.483	3.6008	72.053	372.55	0.4802
最大值	30.980	46.016	226.08	67645	5.0859
最小值	-8958.0	-291.84	5.1193	125.66	0.0002
標準差	394.10	18.792	34.418	2962.9	0.7920
偏態係數	-22.650	-12.934	0.9251	22.661	2.8453
峰態係數	514.68	194.22	5.0935	515.00	12.053
J-B 值	5695061	803675	168.47	5702370	2467.8
P 值	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

註 1：ROE 代表股東權益報酬率，NPM 代表稅後淨利率，ATO 代表資產周轉率，EM 代表權益乘數，RDTA 代表研發支出佔總資產的比率。

註 2：J-B 值用於檢定變數是否為常態分配，其虛無假設為序列符合常態分配。

表 5-2 非線性的縱橫單根檢定結果

	製造業		服務業		全體樣本產業	
	F_{AE}	t^{as}_{AE}	F_{AE}	t^{as}_{AE}	F_{AE}	t^{as}_{AE}
ROE	39.070 [0.000]	-0.0020 [0.000]	13.449 [0.000]	-0.0070 [0.003]	60.774[0.000]	0.0081[0.000]
NPM	24.057 [0.000]	-0.0046 [0.000]	3.6793 [0.029]	0.0014 [0.009]	48.736[0.000]	0.001[0.000]
ATO	26.381 [0.000]	-5.92E-5 [0.000]	3.4956 [0.035]	-2.83E-5 [0.010]	31.331[0.000]	-5.8E-6[0.004]
EM	30.244 [0.000]	9.46E-7 [0.150]	20.362 [0.000]	-3.27E-6 [0.003]	9.2658[0.000]	1.06E-5[0.064]
RDTA	3.9589 [0.020]	-0.1477 [0.014]	11.947 [0.000]	-0.0783 [0.000]	32.928[0.000]	-0.0397[0.000]

註 1：ROE 代表股東權益報酬率，NPM 代表稅後淨利率，ATO 代表資產周轉率，EM 代表權益乘數，RDTA 代表研發支出佔總資產的比率。

註 2：本研究採用 Emirmahmutoglu and Omay(2014) 所提出的非線性單根檢定法進行檢定，落後期為兩期。

二、線性 DuPont 模型估計結果

表 5-3 列出傳統靜態縱橫資料 DuPont 模型及動態縱橫資料 DuPont 模型的估計結果。在靜態縱橫資料 DuPont 模型中，對製造業而言，稅後淨利率、資產周轉率與權益乘數對當期 ROE 的影響均為正向且顯著，且以稅後淨利率的貢獻最大(1.1769)，權益乘數的貢獻最小(0.0211)。對服務業而言，稅後淨利率對當期 ROE 的影響為正向且顯著，權益乘數對當期 ROE 的影響為負向且顯著，而資產周轉率對當期 ROE 的影響則為負向但不顯著。對全體 37 個樣本產業而言，稅後淨利率與資產周轉率對當期 ROE 的影響均為正向且顯著，而權益乘數對當期 ROE 的影響為負向且顯著。

至於動態縱橫 DuPont 模型的估計結果，如表 5-3 所示。對製造業而言，落後一期 ROE 對當期 ROE 的影響為正向但不顯著(0.0262)。造成不顯著的原因，可能為忽略研發密度透過 DuPont 模型的三個驅動因子對 ROE 產生門檻的衝擊。稅後淨利率、資產周轉率及權益乘數對當期 ROE 的影響均為正向且顯著，其中以稅後淨利率對當期 ROE 的影響最大。此外，稅後淨利率對 ROE 的長期效果為 1.2657，資產周轉率對股價的長期效果為 0.0393，權益乘數對股價的長期效果為 0.0251。對服務業而言，落後一期 ROE 對當期 ROE 的影響為正向但不顯著(0.0432)，其理由可能同製造業所述。稅後淨利率對當期 ROE 的影響為正向且顯著，權益乘數對當期 ROE 的影響為負向且顯著，而資產周轉率對當期 ROE 的影響則為負向但不顯著。稅後淨利率對 ROE 的長期效果為 0.4440，資產周轉率對股價的長期效果為-0.0789，權益乘數對股價的長期效果為-0.1361。針對全體 37 個樣本產業而言，稅後淨利率對當期 ROE 的影響為正向且顯著，權益乘數對當期 ROE 的影響為負向且顯著，至於資產周轉率對當期 ROE 的影響則為負向但不顯著。

表 5-3 線性的 DuPont 模型估計結果

Panel A. 製造業				
解釋變數	靜態縱橫 DuPont 模型		動態縱橫 DuPont 模型	
	估計係數	p 值	估計係數	p 值
<i>c</i>	-8.2437	[0.000]	-7.3509	[0.000]
<i>ROE(1)</i>			0.0262	[0.405]
<i>NPM</i>	1.1769	[0.000]	1.2325	[0.000]
<i>ATO</i>	0.0653	[0.000]	0.0383	[0.004]
<i>EM</i>	0.0211	[0.000]	0.0244	[0.000]
<i>NPM</i> 的長期效果			1.2657	
<i>ATO</i> 的長期效果			0.0393	
<i>EM</i> 的長期效果			0.0251	
<i>R</i> ²	0.7428			
Panel B. 服務業				
解釋變數	靜態縱橫 DuPont 模型		動態縱橫 DuPont 模型	
	估計係數	p 值	估計係數	p 值
<i>c</i>	41.298	[0.000]	43.788	[0.000]
<i>ROE(1)</i>			0.0432	[0.154]
<i>NPM</i>	0.2523	[0.000]	0.4324	[0.000]
<i>ATO</i>	-0.0290	[0.203]	-0.0768	[0.188]
<i>EM</i>	-0.1323	[0.000]	-0.1325	[0.000]
<i>NPM</i> 的長期效果			0.4440	
<i>ATO</i> 的長期效果			-0.0789	
<i>EM</i> 的長期效果			-0.1361	
<i>R</i> ²	0.998			
Panel C. 整體樣本產業				
解釋變數	靜態縱橫 DuPont 模型		動態縱橫 DuPont 模型	
	估計係數	p 值	估計係數	p 值
<i>c</i>	34.151	[0.003]	34.451	[0.000]
<i>ROE(1)</i>			-0.0009	[0.963]
<i>NPM</i>	0.3006	[0.000]	0.4005	[0.000]
<i>ATO</i>	0.0346	[0.012]	0.0283	[0.364]
<i>EM</i>	-0.1321	[0.000]	-0.1324	[0.000]
<i>NPM</i> 的長期效果			0.4113	
<i>ATO</i> 的長期效果			0.0291	
<i>EM</i> 的長期效果			-0.1360	
<i>R</i> ²	0.997			

註 1：應變數為當期的股東權益報酬率(ROE)，NPM 代表稅後淨利率，ATO 代表資產周轉率，EM 代表權益乘數。ROE(1) 代表前一期的 ROE。

註 2：靜態縱橫 DuPont 模型的估計中，製造業考慮個別的固定效果(individual fixed effects)，服務業及整體樣本產業另考慮橫斷面加權。

註 3：動態縱橫 DuPont 模型的估計中，利用 Panel GMM 方法(一階差分) 進行估計，工具變數為落後二期的應變數。J 統計量無法顯著拒絕虛無假設，顯示工具變數的選擇是可以接受的。

三、DPTDP 模型估計結果

表 5-3 中的動態縱橫 DuPont 模型即使考慮 ROE 的動態性，其估計結果似乎不甚理想，可能與忽略研發支出在影響 ROE 上所扮演的角色，尤其是透過 DuPont 模型的三個驅動因子對於 ROE 所產生的門檻效果。有鑑於此，表 5-4 再利用 DPTDP 模型進行估計，以解決該項缺失。

對製造業而言，門檻變數為前一期的研發密度(RDTA(1))，且其門檻值為 0.2885，顯著異於零。當 RDTA(1)小於門檻值時，落後一期 ROE 對當期 ROE 的影響為負向且顯著(-0.1587)，顯示 ROE 呈現震盪收斂的走勢。稅後淨利率及權益乘數對當期 ROE 的影響均為正向且顯著，短期效果分別為 1.5422 與 0.0195，長期效果則分別為 1.3310 與 0.0168。至於資產周轉率，對於 ROE 的影響為正向(0.0114)，卻不顯著。明顯地，當 RDTA(1)小於門檻值，無論是長期或短期，稅後淨利率對 ROE 的影響最大，而長期效果卻因震盪收斂而小於短期效果。當 RDTA(1) 大於門檻值時，落後一期 ROE 對當期 ROE 的影響為正向且顯著(0.2085)，顯示 ROE 呈逐漸收斂的走勢。稅後淨利率對當期 ROE 的影響顯著轉為負向(-0.6522)，而資產周轉率對於當期 ROE 的影響則明顯地轉為正向(0.1003)。至於權益乘數對當期 ROE 的影響則轉為不顯著(0.0012)。綜合言之，當研發密度高於門檻時，長期雖能讓 ROE 由震盪收斂轉為漸進收斂，卻導致 DuPont 模型三個驅動因子對 ROE 的長、短期效果轉差。² 換言之，製造業無論是透過稅後淨利率、資產周轉率或權益乘數，過度研發投入將不利於 ROE 長、短期的提升。

對服務業而言，其門檻值為 0.0141，卻是不顯著異於零。明顯地，研發密度並未對服務業的 ROE 透過 DuPont 模型三個驅動因子而產生門檻效果。此結論亦可由 RDTA(1) 小於或大於門檻值時，各解釋變數(含前一期 ROE、稅後淨利率、資產周轉率及權益乘數)對當期 ROE 影響均不顯著異於零可獲得佐證。推究其原因，可能有二：其一，11 個服務業次產業彼此間的產業屬性差異較大，導致在進行研發投資時，所考量的因素變異較大；其二，11 個服務業次產業所涵蓋的公司數，平均每年約 450 家，不若製造業般的充分，代表性較弱。

對於全體的 37 個樣本產業而言，其門檻值為 0.0237，顯著異於零。當 RDTA(1)小於門檻值時，落後一期 ROE 對當期 ROE 的影響為負向且顯著(-0.0389)，顯示 ROE 呈震盪收斂的走勢。稅後淨利率及權益乘數對當期 ROE 的影響均為正向且顯著，短期效果分別

² 除了資產周轉率的長期效果略有改善。

為 0.6538 與 0.0021，長期效果則分別為 0.6293 與 0.0020。至於資產周轉率對 ROE 的影響，短期效果為-0.0877，長期效果則為-0.0844。明顯地，當 RDTA(1)小於門檻值時，無論是長期或短期，稅後淨利率對 ROE 的影響最大，而長期效果卻因震盪收斂而小於短期效果。當 RDTA(1)大於門檻值時，落後一期 ROE 對當期 ROE 的影響為正向且顯著 (0.3241)，顯示 ROE 呈現逐漸收斂的走勢。稅後淨利率對當期 ROE 的短期效果由 0.6538 降為 0.6111，長期效果由 0.6293 提升為 0.9041。資產周轉率對當期 ROE 的短期效果顯著地由-0.0877 轉為正向的 0.1679，長期效果由-0.0844 提升為 0.2484。至於權益乘數對當期 ROE 的短期效果由 0.0021 提升為 0.0227，長期效果由 0.0020 提升為 0.0336。綜合言之，當研發密度高於門檻時，長期能讓 ROE 由震盪收斂轉為漸進收斂，且導致 DuPont 模型三個驅動因子對 ROE 的長、短期效果轉佳。³ 換言之，無論是透過稅後淨利率、資產周轉率或權益乘數，製造業的過度研發投入不利於 ROE 長、短期的提升。

表 5-4 動態縱橫門檻 DuPont 模型估計結果

門檻變數		<i>RDTA(I)</i>				
應變數	製造業		服務業		整體樣本產業	
<i>c</i>	-9.3387	[0.009]	46.313	[0.345]	-27.235	[0.000]
<i>γ</i>	0.2885	[0.074]	0.0141	[0.993]	0.0237	[0.835]
<i>RDTA(I) < γ</i>						
解釋變數						
<i>ROE(I)</i>	-0.1587	[0.001]	0.0346	[0.984]	-0.0389	[0.000]
<i>NPM</i>	1.5422	[0.000]	0.3916	[0.835]	0.6538	[0.000]
<i>ATO</i>	0.0114	[0.651]	-0.2164	[0.647]	-0.0877	[0.000]
<i>EM</i>	0.0195	[0.000]	0.0152	[0.932]	0.0021	[0.091]
<i>NPM</i> 的長期效果		1.3310			0.6293	
<i>ATO</i> 的長期效果		0.0098			-0.0844	
<i>EM</i> 的長期效果		0.0168			0.0020	
<i>RDTA(I) > γ</i>						
解釋變數						
<i>ROE(I)</i>	0.2085	[0.030]	1.5181	[0.520]	0.3241	[0.000]
<i>NPM</i>	-0.6522	[0.000]	-0.2144	[0.929]	0.6111	[0.000]
<i>ATO</i>	0.1003	[0.007]	0.1315	[0.797]	0.1679	[0.000]
<i>EM</i>	0.0012	[0.916]	-0.1475	[0.316]	0.0227	[0.000]
<i>NPM</i> 的長期效果		-0.8240			0.9041	
<i>ATO</i> 的長期效果		0.1267			0.2484	
<i>EM</i> 的長期效果		0.0015			0.0336	

註 1：應變數為當期的 ROE，NPM 代表稅後淨利率，ATO 代表資產周轉率，EM 代表權益乘數，RDTA 代表研發支出佔總資產比率，衡量創新。RDTA(1) 代表前一期研發支出佔總資產比率

註 2：中括號中的數字代表機率。

³ 除了稅後淨利率對當期 ROE 的短期效果略有下降。

陸、結論與政策建議

一、結論

研發活動是驅動企業及產業競爭力、獲利力與成長的關鍵因素。究竟研發投入是經由何種管道影響產業的獲利力，是本文研究的重心。實證上，本文以 2006-2019 年國內產業為對象，並區分為全體 37 個產業、26 個製造業次產業與 11 個服務業次產業等三個族群，分別進行估計。實證結果摘錄如下：

- (一) 由前一期 ROE 與門檻值的估計係數顯著異於零的結論得知，在縱橫資料的架構下，採用靜態縱橫 DuPont 模型與動態的 DuPont 模型，將產生偏誤的估計結果，而動態縱橫門檻 DuPont 模型則能產生更精確的估計結果，並提供更多的資訊與政策意涵。
- (二) 動態縱橫門檻 DuPont 模型的估計結果顯示，對製造業而言，過度的研發投入並不利於稅後淨利率、資產周轉率與權益乘數對 ROE 的貢獻。當 RD_{TA} 小於門檻值時，ROE 呈現在其長期均值上下震盪且收斂的脈動，並導致 ROE 的三個驅動因子對 ROE 的長期效果小於短期效果。此外，三個驅動因子對 ROE 的影響，以稅後淨利率最大，資產周轉率最小。
- (三) 動態縱橫門檻 DuPont 模型的估計結果顯示，對服務業而言，在不同的研發投入水準下，稅後淨利率、資產周轉率與權益乘數對 ROE 的貢獻，並不顯著。可能理由係服務業中的各次產業的產業屬性差異甚大，造成在評估研發投入的影響因素時，產生較大的歧見，或者資料庫所提供的樣本公司，仍有待進一步擴增。

二、政策建議

根據上述結論，本文提出下列的政策建議，供業者與管理當局參考：

- (一) 研究者在評估研發投資或稅後淨利率、資產周轉率與權益乘數對 ROE 的影響時，應採用本文所建構的 DPTDP 模型，以獲得更合理且精確的估計結果，並提出對應的政策建議。
- (二) 由於製造業的研發密度對其 ROE 產生顯著的門檻效果，意味著研發密度透過 DuPont 模型的三個驅動因子對 ROE 產生狀態轉換效果(regime-switching effect)，即在特定的門檻(0.2885)前、後產生差異性的效果。換言之，製造業增加研發支出，無法單調提升其 ROE。故，製造業不能一味地擴充研發支出，而門檻值可視為研發投資的上

限，以免傷害其 ROE。此外，企業間可採取合作研發，以防個別公司過度的投入研發，或者可透過企業併購以獲得創新技術等。

- (三) 無論是長期或短期，製造業的稅後淨利率對其 ROE 的影響最大。因此，製造業的研發投資應以能提升銷貨收入的創新為要，以對提升 ROE 發揮最大的效益。
- (四) 為獎勵產業進行研發活動，且避免過度投入研發資源，政府管理當局可將研發密度的門檻值(0.2885)視為獎勵措施的上限，亦即對於公司(或產業)的研發密度低於門檻值者，給予適度的補助或租稅優惠，以提升三個驅動因子對 ROE 的貢獻。
- (五) 資料庫統計當局應增加服務業抽樣公司的數目，並對服務業訂定較為明確的研發投入定義，以提升估計結果的正確性，進而提出具參考性的政策建議。

參考文獻

一、中文文獻

- 孔令如(2018)，「杜邦分析三因子與股票報酬之關聯性及公司治理對其之影響」，臺灣師範大學高階經理人企業管理碩士在職專班學位論文。
- 吳博欽、劉曉燕、羅吉宏(2020)。ROE 的三個驅動因子對航運公司股票報酬之門檻衝擊－動態 PSTR 模型的應用。臺灣銀行季刊，第七十一卷第四期，頁 53-73。
- 劉曉燕、吳博欽、葉宗霖、黃財源(2021)。杜邦方程式三因子對半導體公司股價報酬的影響動態縱橫資料模型之應用。臺灣銀行季刊，第七十二卷第二期，頁 80-96。
- 鍾登訓(2010)，「資訊揭露與公司經營績效關聯之研究」，交通大學管理學院碩士在職專班經營管理組學位論文。

二、英文文獻

- Abarbanell, J., and V. Bernard.(1992). Test of analysts' overreaction/underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior. *Journal of Finance*, 47, 1181-1207.
- Aboody, D., and Lev, B.(2001). R&D productivity in the chemical industry. *New York*(disponible en [www. baruch lev. com](http://www.baruchlev.com)).
- Akcali, B.Y., and Sismanoglu, E.(2015). Innovation and the effect of research and development(R&D) expenditure

- on growth in some developing and developed countries. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 195, 768-775.
- Altissimo, F., and Violante, G.L.(2001). The non-linear dynamics of output and unemployment in the U.S. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 461-486.
- Alam, A., Uddin, M., Yazdifar, H., Shafique, S., and Lartey, T.(2020). R&D investment, firm performance and moderating role of system and safeguard: Evidence from emerging markets. *Journal of Business Research*, 106, 94-105.
- Anagnostopoulou, S.C., and Levis, M.(2008). R&D and performance persistence: Evidence from the United Kingdom. *The International Journal of Accounting*, 43(3), 293-320.
- Artz, K.W., Norman, P.M., Hatfield, D.E., and Cardinal, L.B.(2010). A longitudinal study of the impact of R&D, patents, and product innovation on firm performance. *Journal of Product Innovation Management*, 27(5), 725-740.
- Balke, N.S.(2000). Credit and economic activity: Credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*, 82, 344-349.
- Blundell, R., and Bond, S.(1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Blumenthal, Robin G.(1998) Tis the gift to be simple: Why the 80-year-old Du Pont model still has fans. *CFO Magazine*, 1-3.
- Bottazzi, G., Dosi, G., Lippi, M., Pammolli, F., and Riccaboni, M.(2001). Innovation and corporate growth in the evolution of the drug industry. *International Journal of Industrial Organization*, 19(7), 1161-1187.
- Booltink, L.W.A., and Saka-Helmhout, A.(2018). The effects of R&D intensity and internationalization on the performance of non-high-tech SMEs. *International Small Business Journal: Researching Entrepreneurship*, 36(1), 81-103.
- Bozkurt, C.(2015). R&D expenditures and economic growth relationship in Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*; 5(1), 188-198.
- Brouwer, E., Kleinknecht A., and Reijnen, J.O.N.(1993). Employment growth and innovation at the firm level. *Journal of Evolutionary Economics*, 3, 153-159.
- Brynjolfsson, E., and Yans, S.(1996). Information technology and productivity: a review of the literature. *Advances in Computers*, 43, 179-214
- Caner, M. and Hansen, B.E.(2004). Instrumental variable estimation of a threshold model. *Econometric Theory*, 20, 813-843.
- Chan, L. K. C., Karceski, J., and Lakonishok, J.(2003). The Level and Persistence of Growth Rates. *The Journal of Finance*, 58(2), 643-684.

- Chang, K.J., Chichernea, D.C., and HassabElnaby, H.R.(2014). On the DuPont analysis in the health care industry. *Journal of Accounting and Public Policy*, 33(1), 83–103.
- Chen, Y., and Ibhagui, O.W.(2019). R&D-Firm Performance Nexus: New Evidence from NASDAQ Listed Firms. *The North American Journal of Economics and Finance*, 101009.
- Chen, C.S., Hsieh, D.T., and Yu, H.C.(2010). Keiretsu style main bank relationships, R&D investment, leverage, and firm value, quantile regression approach. *Handbook of Quantitative Finance and Risk Management*, 829-841.
- Choi, S.B., and Christopher Williams, C.(2014). The impact of innovation intensity, scope, and spillovers on sales growth in Chinese firms. *Asia Pacific Journal of Management*, 31, 25–46.
- Chung, K. H., and Pruitt, S. W.(1994). A Simple Approximation of Tobin's q. *Financial Management*, 23(3), 70.
- Chung, H., Eum, S., and Lee, C.(2019). Firm growth and R&D in the Korean pharmaceutical industry. *Sustainability*, 11(10), 2865.
- Clubb, C., and Naffi, M.(2007). The Usefulness of Book-to-Market and ROE Expectations for Explaining UK Stock Returns. *Journal of Business Finance and Accounting*, 34(1-2), 1–32.
- Coombs, J.E., and Bierly, P.E.(2006). Measuring technological capability and performance. *R&D Management*, 36(4), 421 438.
- Das, R.C., and Mukherjee, S.(2019). Do Spending on R&D Influence Income? An Enquiry on the World's Leading Economies and Groups. *Journal of the Knowledge Economy*.
- de Oliveira, J.A.S., Basso, L.F.C., Kimura, H., and Sobreiro, V.A.(2018). Innovation and financial performance of companies doing business in Brazil. *International Journal of Innovation Studies*, 2(4), 153-164.
- Diéguez-Soto, J., Manzanegue, M., González-García, V., and Galache-Laza, T.(2019). A study of the moderating influence of R&D intensity on the family management-firm performance relationship: Evidence from Spanish private manufacturing firms. *Business Research Quarterly*, 22(2), 105-118.
- Eberhart, A.C., Maxwell, W.F., and Siddique, A.R.(2004). An Examination of Long-Term Abnormal Stock Returns and Operating Performance Following R&D Increases. *The Journal of Finance*, 59(2), 623-650.
- Freel, M.S., and Robson, P.J.A.(2004). Small Firm Innovation, Growth and Performance: Evidence from Scotland and Northern England. *International Small Business Journal*, 22(6), 561–575.
- Fu, L., Liu, Z., and Zhou, Z.(2018). Can open innovation improve firm performance? An investigation of financial information in the biopharmaceutical industry. *Technology Analysis & Strategic Management*, 1-15.
- García-Manjon, J.V., and Romero-Merino, M.E.(2012). Research, development, and firm growth. Empirical evidence from European top R&D spending firms. *Research Policy*, 41(6), 1084-1092.
- Gitman, Lawrence J. *Principles of Financial Management, 8th Edition*, Addison Wesley Publishers, 2000.
- González, A., Teräsvirta, T., and van Dijk, D.(2005). Panel smooth transition regression models. *Sidney*

- Quantitative Finance Research Centre*, Research paper, 165.
- Gonzalo, J., and Pitarakis, J.-Y.(2002). Estimation and model selection based inference in single and multiple threshold models. *Journal of Econometrics*, 110 319-352.
- Granger, C.W.J., and Terasvirta, T.(1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford, New York.
- Griliches, Z.(1987). R&D and Productivity: Measurement Issues and Econometric Results. *Science*, 237(4810), 31-35.
- Hansen, B.E.(1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Hansen, B.E.(2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68575-68603.
- Hansen, B.E.(2011). Threshold autoregression in economics. *Statistics and Its Interface*, 4, 123-127.
- Hartmann, G.C., Myers, M.B., and Rosenbloom, R.S.(2006). Planning your firm's R&D investment. *Research Technology Management*, 49(2), 25-36.
- Hsiao, C.(2003). *Analysis of panel data(2nd)*. Cambridge: Cambridge University Press. International Communication Union. Available at <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/stat/default.aspx>.
- Hsiao, C., Pesaran, M.H., and Tahmiscioglu, A.K.(2002). Maximum likelihood estimation of fixed effects dynamic panel data models covering short time periods. *Journal of Econometrics*, 109(1), 107-150.
- Hughes J.P.(2008). R&D and dividend payments as determinants of corporate value in the UK: Empirical evidence after controlling for endogeneity. *International Journal of Managerial Finance*, 4(1), 76-91.
- Inekwe, J.(2014). The Contribution of R&D Expenditure to Economic Growth in Developing Economies. *Social Indicators Research*, 124(3), 1-19
- J. E. Sutanto., and Y., Pribadi.(2012). Efficiency of working capital on company profitability in generating ROA(case studies in CV. Tools Box in Sarabaya) *Journal of Economics, Business, and Accountancy*, 15(2), 289-304.
- Keskin, R., and Gökalp, F.(2016). Çalışma sermaye yönetiminin firma karlılığı üzerine etkisi: Panel veri analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 17(1): 15-25.
- Knecht, M.(2014). *Diversification, Industry Dynamism, and Economic Performance-The Impact of Dynamic-related Diversification on the Multi-business Firm*. Springer Fachmedien Wiesbaden, Wiesbaden.
- Liao, Tung-Shan, and Rice, J.(2010). Innovation investments, market engagement and financial performance: A study among Australian manufacturing SMEs. *Research Policy*, 39(1), 117-125.
- Ling, S., Tong, H. and Li, D.(2007). Ergodicity and invertibility of threshold moving-average models. *Bernoulli*, 13, 161-168
- Liu, Shiao-Yen, Wu, Po-Chin, Huang, Ching-Wen(2019). The threshold effect of monetary policy on earnings persistence. *Spanish Journal of Finance and Accounting*, 48(1), 68-86.

- Lööf, H., and Heshmati, A.(2006). On the relationship between innovation and performance: A sensitivity analysis. *Economics of Innovation and New Technology*, 15(4-5), 317–344.
- Machek, O., and Martin, M.(2014). Factors of Business Growth: A Decomposition of Sales Growth into Multiple Factors. *WSEAS Transactions on Business and Economics*, 11(35), 380-385.
- Mank, D.A., and Nystrom, H.E.(2001). Decreasing returns to shareholders from R&D spending in the computer industry. *Engineering Management Journal*, 13(3), 3–8.
- Montmartin, B., and Massard, N.(2014). Is financial support for private R&D always justified? A discussion based on the literature on growth. *Journal of Economic Surveys*, 29(3), 479–505.
- Morby, G., and Reithner, R.(1990). How R&D affects sales growth, productivity and profitability. *Research Technology Management*, 33(3), 11-14.
- Nissim, D. & S. Penman(2001). Ratio analysis and valuation: From research to practice. *Review of Accounting Studies*, 6, 109-154.
- Nivoix, S., and Nguyen, P.(2012). Characteristics of R&D expenditures in Japan's pharmaceutical industry, *Asia Pacific Business Review*, 18(2), 225-240.
- Nordhaus, W.D.(1969). An economic theory of technological change. *The American Economic Review*, 59(2), 18-28.
- Ozturk, E., and Zeren, F.(2015). The impact of R&D expenditure on firm performance in the manufacturing industry: Further evidence from Turkey. *International Journal of Economics and Research*, 6(2), 32-36.
- Pandit, S., Wasley C.E., and Zach, T.(2011). The effect of research and development(R&D) inputs and outputs on the relation between the uncertainty of future operating performance and R&D expenditures. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 26(1), 121-144.
- Palepu, K., and P. Healy(2008). Business analysis and valuation: Using financial statements(Fourth edition). Mason, OH: Thomson Southwestern.
- Peel, D. and Speight, A.E.H.(1998). Threshold nonlinearities in output: Some international evidence. *Applied Economics*, 30, 323-333.
- Pesaran, H.M., and Potter, S.M.(1997). A floor and ceiling model of US output. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 661-695.
- Pratt, J., and Hirst, E.(2009) *Financial reporting for managers : a value-creation perspective*.
- Salimia, N., and Rezaei, J.(2018). Evaluating firms' R&D performance using best worst method. *Evaluation and Program Planning*, 66, 147-155.
- Scherer, F.M., and Ross, D.(1990) *Industrial market structure and economic performance*, Bosto, Houghton Mifflin, 279-299.
- Seo, M.H., and Shin, Y.(2016). Dynamic panels with threshold effect and endogeneity. *Journal of Econometrics*,

- 195, 169-186.
- Seo, M.H., Kim, S., Kim, and Y.J.(2019). Estimation of dynamic panel threshold model using Stata. *The Stata Journal*, 19(3), 685-697.
- Soliman, M.T.(2008). The Use of DuPont Analysis by Market Participants, *The Accounting Review*, 83(3), 823–853.
- Spescha, A.(2019). R&D expenditures and firm growth - is small beautiful? *Economics of Innovation and New Technology*, 28(2), 156-179.
- Taveira, J. G., Gonçalves, E., and Freguglia, R.D.S.(2019). The missing link between innovation and performance in Brazilian firms: a panel data approach. *Applied Economics*, 1-18.
- Tong, H.(1978). On a threshold model. In Chen, C. H., editor, *Pattern Recognition and Signal Processing*, pages 101–41. Sijthoff & Noordhoff, Amsterdam.
- Tong, H., and Lim, K.S.(1980). Threshold autoregressions, limit cycles and data. *Journal of the Royal Statistical Society*, 42(3), 245-92.
- Wu, Po-Chin, and Liu, Shiao-Yen(2017). Monetary policy and the time-varying spatial effects of bilateral trade: Evidence from China – ASEAN-5 countries. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 10, 103-120.
- Wu, Po-Chin, Pan, Sheng-Chieh, and Tai, Xue-Ling(2015a). Non-linearity, persistence and spillover effects in stock returns: The role of the volatility index. *Empirica*, 42, 597-613.
- Wu, Po-Chin, Liu, Shiao-Yen, and Pan, Sheng-Chieh(2015b). The impact of monetary policy on oil price persistence: an application of the smooth regime-switching model. *Journal of International Trade & Economic Development*, 24, 24-42.
- Yasuda, T.(2005). Firm growth, size, age and behavior in Japanese manufacturing. *Small Business Economics*, 24, 1-15.