全球商業經營管理學報
第十一期 108.09 page 15-24
ISSN：2076-9474

金融控股公司經營績效與外匯市場關聯性之研究

A Study of the Relationship between the Performances of Financial Holding Companies and Exchange markets

柏婉貞 [a]

摘要

本研究旨在探討台灣金融控股公司經營績效與外匯市場之關聯性，並利用追蹤資料模型、追蹤單根檢定與追蹤共整合檢定來分析外匯市場變動對台灣金融控股公司經營績效與股價之影響。本文研究對象為台灣 14 家金融控股公司與各國外匯市場進行實證研究，期間為 2003 年第一季至 2018 年第三季之季資料，合計 882 筆。本研究實證結果顯示，追蹤資料單根檢定發現英鎊、歐元與日圓存在單根現象，表示序列呈現非穩定，而在追蹤共整合檢定方面，本文發現各金融控股公司的 ROA、ROE、EPS 與各國匯率均存在長期均衡關係，另外，在追蹤資料估計結果，發現各國外匯市場顯著影響國泰金股價與富邦金股價。本文主要貢獻在於應用追蹤共整合技術來檢視國內金融控股公司營運績效、股價與各國匯率之關係，除了考量整體金融控股公司經營績效與外匯之影響外，並進一步分析日圓、英鎊、台幣對金控經營績效之關係，期能提供廣大消費者之投資標的與參考，使研究結果更具指標性。

關鍵字:金融控股公司、經營績效、外匯市場、追蹤資料模型

ABSTRACT

This article aimed to explore the correlation between the foreign exchange market and the performances of 14 financial holding companies in Taiwan was analyzed by the panel data test of random effect, as well as the panel unit root test and the co-integration test from the first quarter of 2003 to the third quarter of 2018, with a total of 882 samples, The empirical find that the Pound, Euro and Yen have unit root effect, which indicates that the sequences are not stable, and there is a long-term relationship with the exchange rate and ROA、ROE、EPS. In addition, the estimate of panel data discovered that exchange rate have a significant impact on Cathay Pacific’s stock price and Fubon Gold's price. The main contribution of this research is the application of panel integration technology to examine the relationship between the performances of financial holding companies and foreign exchange market. The innovation of this paper is in addition to considering the impact of the financial holding company performance and foreign exchange, this study further analyzes the relationship between other exchange rates, which can provide investment trading strategy references.

Keywords：Financial Holding Company, Performances, Exchange markets, Panel Data

1.前言

隨著金融市場全球化經營策略的布局，企業經營型態與投資策略均走向大型化、多角化、資訊化與國際化，以進一步追求利潤的成長，提高競爭力。國內金控業者為維持一定獲利水準，近幾年不約而同將目標瞄準外幣存款，拉高存放利差，並將放款目標鎖定外幣放款，以及積極爭取參與海外聯貸案。

外匯市場的變動是企業在全球化的環境下，導致企業經營與獲利不確定性的主要因素，其對公司經營績效影響甚鉅。國際化的企業在全球各地從事投資貿易及融資活動時，均涉及國際間的資金轉移，由此可見匯率的重要性。匯率風險屬於因未來市場價值變動，使得金融機構所持有交易部位的市場價值遭遇損失之市場風險。

金融機構因擁有以外匯計價的資產或負債，在匯率變動的情況下，可能產生的匯兌損益風險

[a]正修科技大學金融管理系副教授 Email: k3670@gcloud.csu.edu.tw

則稱為外匯風險。匯率波動對經濟體系的影響既深且廣，大至中央銀行的外匯存底，及金融機構的外匯部位控管，小至企業外匯資金調度，均受匯率波動的影響，尤其在外匯市場 24 小時連續交易的市場機制下，更使外匯部位隨時暴露於匯率風險。因此匯率波動成為影響金融控股公司獲利的關鍵因素之一，若外匯操作得宜，不僅避險成本降低，且會提高外匯準備金，有助於金融控股公司整體經營績效。

爰此，本研究主要目的乃建構追蹤資料模型，以國內 14 家金融控股公司(國泰金、開發金、中信金、玉山金、第一金、富邦金、華南金、日盛金、兆豐金、永豐金、新光金、台新金、國票金、元大金) 為研究對象，分析英鎊、歐元、人民幣、台幣與日圓等國際外匯市場，探討各國匯率的變動對台灣金融控股公司相關經營績效如：稅後淨利率、ROA(資產報酬率)、ROE(股東權益報酬率)、EPS(每股稅後盈餘)及股價之影響，研究目的如下:

一、 研究金融控股公司股價與國際外匯市場關聯性

二、 探討金融控股公司獲利狀況與國際外匯市場關聯性

三、 追蹤資料之單根與共整合檢定

四、 追蹤資料之估計與分析

2.文獻探討

本文獻回顧主要探討金融控股公司經營績效之相關文獻與追蹤資料分析方法相關實證文獻。

2.1 金融控股公司經營績效相關文獻

Jorion(1990)、王美文(2003)、程嘉瑩(2003)、張朝富(2008)等人研究中，結論顯示銀行從事基本外匯風險管理確實對其經營績效有正面影響，外匯業務及外幣交易金額與外匯風險管理間存在顯著性的正相關,衍生性金融商品為避險用途時,能降低外匯曝險。也就是說，匯率變動對國內銀行業經營績效有相關。石淼(2004)以台灣的 14 家金融控股公司作為研究對象，發現經營規模與業務整合對於經營績效具有顯著的影響性，且經營規模與業務整合度間具有相關性，當金控母公司之規模越大且業務能達完全整合的情況，有助於提升本身的經營績效。藍麗惠、廖源星、林育志(2007) 利用自我迴歸模型分析，研究 26 家台灣金融機構的外匯風險，研究結果發現銀行持有特定外幣的淨資產部位時，則該貨幣的相對價值波動，將使得銀行暴露於風險中，故受到金融監理機構之嚴格規範。Lo and Lu(2009)、宋允文(2012)等人研究中，發現規模大比規模小的金控公司獲利能力及經營效率，國內銀行經營績效顯著受國內總體經濟指標影響程度大於受國外總體經濟指標影響程度。也就是說，金控公司的績效皆受到總體經濟正向指標影響。

2.2 追蹤資料分析方法之相關實證文獻

Panel Data 是一種結合橫斷面與時間序列的資料型態，在實證分析上，它與橫斷面(cross-section)分析和時間序列(time series)分析最大的不同在於其能有效控制個體(individual)之間存在的差異性(heterogeneity)，可以解決上述兩種分析無法解決的問題，降低導致估計結果產生偏誤(biased)的風險。王譽穎(2004)利用 Panel Data 中的固定效果模型與隨機效果模型來評估 35 家本國銀行 OBU 的經營績效。實證結果發現，OBU 辦理兩岸金融業務對技術無效率指數呈正向顯著影響，顯然在未經過審慎評估開放風險、建立有效風險控管機制前即開放兩岸直接貿易，對於 OBU 經營績效的提升實屬不易。李彥儁(2015)利用 Panel Data 方法來探討實施最低資本適足率的規定對台灣地區本國銀行信用緊縮之現象。實證結果發現，全體銀行之表現，在實施最低資本適足率的規定下確實會造成台灣地區本國銀行業對中小企業信用緊縮的影響；對平均資本適足率偏低之公營銀行與民營銀行進行研究，是否受控制型態之差異影響結果發現面對最低資本適足率規定下，控制型態的不同對於放款與對中小型放款之供給有顯著差異。李宏忠(2016)採用 Panel Data 方法來探討 2010 年 7 月至 2015 年 7 月這段期間投信公司特性與基金經理人個人特質的角度和總體經濟因素等層面對基金績效的影響。實證結果發現，投信公司內部因素變數以及總體變數皆呈現顯著性，而基金經理人的特質變數皆呈現不顯著。這結果代表樣本的基金報酬率受到投信內部因素和總體變數影響甚大，而基金經理人特質卻無法解釋報酬率的波動。彭建文、蔡怡純(2017)利用追蹤資料單根與共整合檢定，分析與估房價與生育率及房價與扶老率的長短期關係並採用 FMOLS 估計長期迴歸係數，捕捉共整合向量。

由於過去文獻中，鮮少探討各國匯率的變動對金融控股公司相關經營績效之影響，是故，本研究主要貢獻在於應用追蹤共整合技術來檢視國內金融控股公司營運績效、股價與各國匯率之關係，以補足過去文獻之不足。

3.研究方法

本研究運用追蹤資料模型(Panel date model)探討台灣 14 家金融控股公司股價、營收(ROA、ROE、EPS)與各國匯率變數(英磅、歐元、日元、人民幣與台幣)之動態關聯性，為達本研究之目的，本文運用合適的計量方法。

3.1 Panel Data 模型

追蹤資料模型結合了橫斷面(cross sectional)與時間面(time series)的資料。傳統之最小平方法(Ordinary Least Square，OLS)當橫斷面與時間面並存時，容易忽略資料間的差異性，而無法顯現樣本不同的特質，會產生無效率的估計結果。由於觀測是對多個變量同時進行的，橫截面資料和時間序列資料為二維資料，而追蹤資料具有個體、時期和變量的三個維度，是三維資料。使用追蹤資料的重要動機是為了解決遺漏變量問題。如果使用追蹤資料，就能控制這些異質性，更精確地估計模型。

固定效果模型

固定效果模型又稱虛擬變數模型(Least Square Dummy Variable Model)，認為樣本間存在差異性，而每個樣本都擁有各自的截距項，假設截距項依分析單位不同而有差異，且不隨著時間不同而改變。在模型係數的估計上，會加入虛擬變數方式，來衡量分析單位間的差異性。

固定效果模型允許個體差異存在，考量個體差異即為個體固定效果，而考量時間差異即為時間固定效果，只考量上述其中一類效果稱為一元固定效果模型(one-way fixed effect model)，也有將兩者都考慮的二元固定效果模型(two-way fixed effect model)。

固定效應模型係數估計：

$$y_{*n} = X_{*n}b + e_{*n} \qquad n = 1,2,\cdots,N \tag{1}$$

則一階差分變換方法的係數估計為：

$$b_{FD} = \left(\sum_{n=1}^{N} X_n' K' K X_n\right)^{-1}\left(\sum_{n=1}^{N} X_n' K' K y_n\right)，其中 K \equiv \begin{bmatrix} -1 & 1 & & \\ & -1 & 1 & \\ & & \ddots & \ddots \\ & & & -1 \end{bmatrix}_{(T-1)xT} \tag{2}$$

(1)隨機效果模型

隨機效果模型與固定效果模型相似，也同時考慮橫斷面與時間序列並存的資料，且容許橫斷面與縱斷面同時有差異性存在，也就是說各個個體不同的特質，不但來自個別特性的差異，也會隨時間不同而有所變動。隨機效果模型亦稱為誤差成分模型(Error Component Model)，此模型於表現個體效果與時間效果的方式與固定效果模型相同，皆呈現於迴歸式的截距項上；惟此模型較著重於母體整體的關係，而非個別個體間的差異，其將觀察資料中的個體視為隨機取樣於一個相似性極高的母體，亦即假設個體之間的差異性為隨機產生，以隨機變數型態的截距項來表示每個橫斷面之間不同的結構。

(2)隨機效應係數估計：

隨機效應模型的假設條件為：

RE.1:條件期望假設

$$E(e_n|X_n, c_n) = 0$$

$$E(e_n|X_n) = E(c_n) = 0，u_{nt} = c_n + e_{nt}，n = 1,2,\cdots N，t = 1,2,\cdots,T \tag{3}$$

其中誤差項 u_{nt}，c_n 被稱為個體效應(individual effect)，e_{nt} 是異質誤差(idiosyncratic errors)。

RE.2: $\text{rank}\left(E(X_n' S^{-1} X_n)\right) = K$，$n = 1,2,\cdots,N$，其中 $S = E(u_n u')$ 要求是正定的

RE.3:變異矩陣假設

$$E(e_n e_n'|X_n, c_n) = s_c^2 I,\ E(c_n^2|X_n) = s_c^2,\ n = 1,2,\cdots,N \tag{4}$$

隨機效應模型的係數估計為：

$$b_{RE} = \left[X'\left(\frac{E}{s_e^2} + \frac{H}{s_I^2}\right)X\right]^{-1} X'\left(\frac{E}{s_e^2} + \frac{H}{s_I^2}\right)y \tag{5}$$

$$a_{RE} = \overline{y} - \overline{x}' b_{RE}$$

$$var(b_{RE}) = \left[X'\left(\frac{E}{s_e^2} + \frac{H}{s_I^2}\right)X\right]^{-1} \tag{6}$$

3. 2 模型檢測方法

為檢定傳統最小平方法、固定效果模型或隨機效果模型的適切性，可利用 F 檢定及 Hausman Test 予以檢測，分別敘述如下：

(1)F Test：

採用 F Test 來檢定固定效果模型中各產業截距項是否相同。

F Test 檢定統計量：

$$F = \frac{(RSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT-N-K)} \sim F_{N-1,N(T-1)-K} \tag{7}$$

假設：

$$H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \ldots = \beta_{1N}$$
$$H_1: \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq \ldots \neq \beta_{1N} \quad (8)$$

當檢驗結果拒絕 ，則採用固定效果模型；若不拒絕，則採用最小平方法。

(2)Hausman Test：

Hausman(1978)所提出的檢定方法，可檢定資料適用固定效果模型或隨機效果模型，此法假設固定效果與隨機效果估計值符合一致性。若此模型的截距項與解釋變數間具有相關性會產生偏誤的情形，應採用固定效果模型；反之若模型不具相關性，則採用隨機效果模型。Hausman 檢定的假設如下：

$$H_0: E(\eta_i|x_{it}) = 0$$
$$H_1: E(\eta_i|x_{it}) \neq 0 \quad (9)$$

Hausman 檢驗的檢定統計量為：

$$H = \left(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\right)'\left[Var\left(\hat{\beta}_{FE}\right) - Var\left(\hat{\beta}_{RE}\right)\right]^{-1}\left(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\right) \sim \chi^2 \quad (10)$$

其中，H 統計量符合卡方分配，自由度為解釋變數個數，$\hat{\beta}_{FE}$為固定效果模型估計係數，$\hat{\beta}_{RE}$為隨機效果模型估計係數，$Var\left(\hat{\beta}_{FE}\right)$為固定效果模型估計式之變異數，$Var\left(\hat{\beta}_{RE}\right)$為隨機效果模型估計式之變異數。在顯著水準 α 下，若$H > x_{\alpha}^2$（α:解釋變數個數)，則拒絕虛無假設，應採用固定效果模型較佳；反之，則採用隨機效果模型。

3.3 追蹤資料單根檢定

Panel 單根檢定(panel unit root test)是以時間序列及橫斷面資料檢定變數是否為定態，主要用來彌補傳統單根檢定力的不足，為了提高檢定力，使研究結果更加精確，Levin et al.（2002, LLC）首先研究允許動態異質性、固定效果與個別特定趨勢的追蹤單根檢定，提出針對追蹤資料的Levin-Lin-Chu(LLC)單根檢定法，然而，他們設定對立假設為同質性。近年來，Im et al.（2003, IPS）建議組間（between-group）追蹤單根檢定，允許異質性自我迴歸單根，提出了 Im-Pesaran-Shin (IPS)檢定以及 Maddala and Wu(1999)提出了 Fisher 檢定，包含 ADF-Fisher 檢定與 PP-Fisher 檢定等方法。

假設一 Panel 迴歸方程式為

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + X_{it}\delta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中$i = 1,2,\cdots,N$共有 N 筆橫斷面資料，$t = 1,2,\cdots,T$共有 T 期資料

X_{it}為外生變數，且包含固定效果或個別趨勢效果

ρ_i為自我迴歸係數

ε_{it}假設服從相互獨立之分配

若$|\rho_i| < 1$，代表y_i為一個穩定序列；若$|\rho_i| = 1$，則表示y_i具有單根，即y_i為個非穩定序列。

(1) The Levin, Lin, and Chu (LLC) (Levin et al.，2002)

Levin et al.(2002)提出的 LLC 檢定以 ADF 檢定為基礎，對追蹤資料進行單根檢定，其方程式如下：

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta_{ij}\Delta y_{i,t-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中假設 ，橫斷面落後項為 j=1,…,ρ_i。檢定的虛無假設為所有的序列變數具有單根，表示為非定態序列；對立假設為所有的序列變數不具有單根，表示為定態序列，分別表示如下：

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_N = \beta = 0$$
$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_N = \beta < 0 \quad (13)$$

若檢定結果拒絕虛無假設，表示序列變數不具單根，為定態序列，反之，檢定結果不拒絕虛無假設，則表示序列變數具有單根，必須進行差分以達到定態。

(2) Im, Pesaran, and Shin (IPS)(Im et al.，2003)

IPS 檢定放寬 ρi 每期皆相同的假設，迴歸式如下：

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta_{ij}\Delta y_{i,t-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_N = \beta = 0$$
$$H_1: \beta_i < 0 \text{ 至少存在一個或以上的序列為定態} \quad (15)$$

(3) Fisher ADF & Fisher-PP(Maddala and Wu，1999)

若π_i是i個橫斷面單根檢定統計量的機率值，於各橫斷面對序列變數進行整體單根檢定，提高檢定力。統計量如下：

$$-2\sum_{i=1}^{N} log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2$$

此外 Choi 表示

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N}\Phi^{-1}(\pi_i) \rightarrow N(0,1) \quad (16)$$

其中Φ^{-1}為累積常態分配之機率反函數。

3.4 追蹤資料共整合檢定

為了解決傳統的共整合檢定只針對僅具有時間序列的資料來做檢定，所以本研究採用同時具有時間序列及橫斷面資料特性下的共整合檢定，即為 Panel 共整合檢定，藉以提升檢定力。本研究採用的是 Pedroni(2001)所提出的異質 Panel 共整合檢定，其模型如下:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1,i} x_{1i,t} + \beta_{2,i} x_{2i,t} + \ldots \beta_{M,i} x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (17)$$

其中$t = 1,2,\cdots,T$為觀察期間；$i = 1,2,\cdots,N$為追蹤資料中代表不同產業；$m = 1,2,\cdots,M$代表迴歸方程式中不同的變數。模型中的參數α (截距項)及β斜率係數將隨著追蹤資料中個別變數不同而有所差異。模型中的虛無假設為 與 無共整合關係，即為非定態序列。

在異質 Panel 模型下，有兩種檢定。一為 Pooled panel cointegration statistic，包括四種統計量來檢定：(1)panel ν-statistic，(2)panel rho-statistic，(3)panel ADF statistic，(4)panel PP statistic；二為 Group mean panel cointegration test，近似於 Panel 單根檢定之 IPS 檢定的檢定方法，包括三種統計量來檢定：(1)group rho，(2)group PP，(3)group ADF，這七個統計量，經由平均數和變異數調整後，其漸近分配均為標準常態分配。

對於 Panel 共整合檢定，其虛無假設為無共整合關係，其中在 Pooled panel cointegration statistic 中的 panel ν-statistic 為正值，而其他六個為負值，表示其拒絕虛無假設，即變數間具有共整合關係，且存在長期均衡關係；如果無法拒絕該虛無假設，則表示變數之間不存在長期均衡關係。

3.5 追蹤資料之固定與隨機模型檢定

(1) 固定效果模型（Fixed Effect Model）

固定效果模型又稱為最小平方虛擬變數模型(Least Squares Dummy Variable Model，LSDV)，同時考慮橫斷面與時間面並存的資料而進行估計。當在時間序列資料無差異性存在的情形下容許橫斷面資料有差異性存在。此可由迴歸式中每個個體未觀察到的效果部份(截距項)不相等來表示，其模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \ldots + \beta_k X_{itk} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中$i = 1,2,\cdots,N$，$t = 1,2,\cdots,T$；

ε_{it}為特性誤差項；

α_i為未觀察到的效果，以固定的方式出現，表示不受時間的影響；

β_0為常數項；

$\beta_1 \sim \beta_k$表示各個解釋變數的迴歸係數；

X_{itk}表示第i個個體第t期之第k個解釋變數；

i代表橫斷面觀察個體的數量共有N個，而t代表時間序列的長度，共有T期。

(2) 隨機效果模型（Random Effect Model）

隨機效果模型又稱誤差成分模型（Error Components Model），此模型假設表現個體結構差異或時間變動所造成的差異是隨機而生，而此隨機性來自樣本的隨機抽樣方式，亦即個體結構的差異或時間變動而造成的差異，其表現形式將落於殘差項。在此模型下，個體效果視為誤差項之一，所以和迴歸式不相關，但若個體效果與迴歸式間有相關性，則可能會造成結果之偏差，其模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \cdots + \beta_k X_{itk} + (\alpha_i + u_i) + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中α_i表示為未觀察到的效果，以隨機的方式出現；

u_i：表示截距項的誤差；ε_{it}：表示特性誤差項。

4.實證結果與分析

4.1 資料來源與處理

本研究旨在探討台灣 14 家金融控股公司(國泰金、開發金、中信金、玉山金、第一金、富邦金、南華金、日盛金、兆豐金、永豐金、新光金、台新金、國票金、元大金)營運狀況 (ROA、ROE、EPS、NB)、股價與國際外匯市場動態之關聯性研究。資料來源取自台灣經濟新報(TEJ)資料庫，並且以英磅、歐元、為研究變數。研究期間為 2003 年第一季至 2018 年第三季之季資料，合計 882 筆資料。

4.2 基本資料敘述

本文研究變數初步的敘述統計資料分析，14 家金控中，國泰金在 2011 年前股價均領先其它金控公司，但因歐債問題導致獲利衰退，在 2009 年股價來到低點，因國際金融風暴的影響，加上國泰金近幾年與富邦和中信金相比獲利較少，導致股價一直處於低迷的狀態。各家金控在 2008 年這段期間有大幅下跌的情形，源自於美國的次貸風暴引起的金融海嘯，投資者開始對抵押證券的價值失去信心，引發流動性危機，造成全球股市崩跌，台灣股市也因此明顯受到衝擊，造成景氣低

迷。自從金融海嘯發生後，金融市場陷入資金流動停滯，而美國聯準會為了積極救市，除了連續調降利率外，為了強化資金之流動性，採用量化寬鬆貨幣政策，才漸漸使金融市場復甦，也因此在 2009 年後台灣股價指數逐漸有上漲的趨勢，量化寬鬆貨幣政策也一直實施至美國景氣回升，在 2016 年才重新啟動升息循環。

近年國票金之平均值和最大值資產報酬率最高，而國票金近年因美國升息，不利於票、債券業務獲利，陸續在降低外幣債的部分並縮短操作的期間，達到穩定獲利的能力。中信金平均值之股東權益報酬率優於同業，主要考量全現金股利政策及基本面穩健，富邦金平均值及最大值之每股盈餘連九年登國內 16 家金控第一，而近年國泰金平均值、最大值、最小值和標準差之股價領先，因國際金融風暴的影響，導致股價一直處於低迷的狀態，採用量化寬鬆貨幣政策，股價才漸漸復甦。其次，第一金最大值之股東權益報酬率最高。近年南華金最小值之資產報酬率、股東權益報酬率及每股盈餘創近年來新高。開發金資產報酬率之標準差為最高，而近年日盛金標準差之股東權益報酬率與每股盈餘為穩定成長。

4.3 追蹤資料之單根與共整合檢定

(1)單根檢定

本研究分別利用 Levin, Lin and Chu Test(2002)、Im, Pesaran and Shin Test(2003)與 Fisher ADF & Fisher PP Test(1999)，來判斷各變數是否存在單根。若檢定結果為無法拒絕有單根的虛無假設，即說明變數為非定態；若變數拒絕有單根的虛無假設，則表示變數為定態。

單根檢定結果發現，英鎊、歐元、日圓的所有單根檢定結果皆無法拒絕虛無假設，P-value 皆大於 0.05，表示序列有單根存在，為一非定態序列，本研究經一階差分後呈現定態序列。而股價、ROA、ROE、EPS、人民幣、台幣的單根檢定結果顯著拒絕虛無假設，表示序列無單根存在，證明該序列皆為定態序列，後續進行共整合檢定。

(2)共整合檢定

追蹤資料之共整合檢定，可以檢定這些變數之間是否具有長期穩定的均衡關係。本研究採用 Pedroni(2001)提出的異質 Panel 共整合模型，虛無假設為變數之間不具有共整合關係，該檢定包含 7 個檢定統計量，除了 Panel v-Statistic 為右尾檢定外，其他 6 個統計量是左尾檢定。判斷準則為 (1) Panel v-Statistic 若為正值且可以顯著拒絕虛無假設時，變數之間存在共整合關係；(2)Panel rho-Statistic、Panel PP-statistic、Panel ADF-statistic、Group rho-statistic、Group rho-statistic 及 Group rho-statistic 若為負值且可以顯著拒絕虛無假設時，代表變數之間有共整合關係。

追蹤資料共整合檢定得知，首先各金控公司股價與英鎊、人民幣存在共整合關係；其次各金控公司資產報酬率和英鎊、歐元、人民幣、台幣、日幣均存在長期均衡關係；同樣的，各金控公司股東權益報酬率與各國匯率(英鎊、歐元、人民幣、台幣、日幣)亦存在共整合關係，且各金控公司每股盈餘和英鎊、歐元、人民幣、台幣、日幣其檢定統計量均呈現變數間存在共整合關係，另外，各金控公司股價和歐元、日圓、台幣則不存在共整合關係，上述結果意味著各金融控股公司的 ROA、ROE、EPS 與匯率存在長期均衡關係。

4.4 追蹤資料之固定與隨機模型檢定

(1) F 檢定

F 的檢定統計量為 0，當檢驗結果拒絕H_0，採用固定效果模型。

表 1: F 檢定結果

Test Summary	Static	d.f.	Prob
F test	2893.4	(3,125)	0.342

F 檢定的結果，無法拒絕虛無假設，代表採用隨機效果模型。

(2) Hausman 檢定

在分析 Panel 模型檢定時，有固定效果模型與隨機效果模型這兩種模型，為了尋找合適的估計模型，利用 Hausman 檢定來選擇較適合的模型，若檢定拒絕虛無假設則選擇使用固定效果模型，反之則選擇隨機效果模型。

表 2: Hausman 檢定

Test Summary	Hausman 統計量	自由度	Prob
Cross-section random	7238.5	5	0.689

以上檢定結果，本文發現隨機效果模型適用在本研究實證模型上，故本文進一步採用隨機效果模型來探討台灣 14 家金融控股公司營運狀況、股價與國際外匯市場動態之關聯性。

4.5 追蹤資料之估計結果

本研究 Panel Date 迴歸模型公式如下:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中i 表示第i個金融控股公司，$i = 1,2,\cdots,N$；t表示第t年，$t = 1,2,\cdots,T$；

Y_{it}：表示第i個金融控股公司在第i年的應變數數值；

α_i：表示第i個金融控股公司各自的截距項，可表現出個體間的差異性；

β_k：表示第k個解釋變數的迴歸係數；

X_{kit}：表示第i個金融控股公司在第i期的第個解釋變數之值；

ε_{it}：表示誤差項，且$\varepsilon_{it} \sim iid(\sigma_\varepsilon^2)$；

本文採用隨機效果模型來估計 14 家金融控股公司營運狀況、股價與國際外匯市場動態之關聯性，其估計結果說明如下：

由表 3 估計結果可以發現，首先觀察金控股價，實證發現各國匯市(英磅、歐元、人民幣、日圓及台幣)均正向顯著影響國泰金股價，尤其是英磅影響最大，且與其它金控業者相比較，國泰金受英磅、日圓與人民幣之影響最大。國泰金 2008 年以前，國泰金控穩居國內第一大金控，合併資產 3.68 兆元，與第二大金控間至少都有 1.3 兆元的差距，且子公司國泰人壽在市場上「獨大」，所有壽險公司都難與國壽競爭。但 2008 年的金融海嘯，與外商壽險公司退出，徹底改變國內金融市場的競爭態勢，有金控趁勢併購，市場排名變化，獲利排名也大洗牌，資本市場的波動也讓大型金融機構被迫增資，重新檢視投資策略。國壽擁有 3.3 兆元以上國外投資部位，因而股價受匯率的變動影響極大。同樣的，富邦金股價也受各國匯市之影響，除日圓外均為負向顯著影響，尤其是歐元影響最大，且與其它金控業者相比較，富邦金股價受歐元與台幣之影響最大。富邦金旗下獲利來源主要是富邦人壽及台北富邦銀行，占金控獲利比重分別為 55%、29.4%，富邦人壽海外投資比重達 63.1%，大部份投資在債券部位，國內投資亦以債券為主，因此股價受各國匯率波動影響極大。另外，日盛金僅受台幣負向影響，原因是日盛金控規模較小，股價受匯率影響相當有限。

其次在 ROA 估計方面，表 4 實證發現各國匯市對日盛金與國票金的稅後純益佔資產比率均顯著影響，由於日盛金與國票金是股本較小的中小型金控，但近 5 年股價淨值比、本益比都較同業低，美國升息對票券、債券業務獲利能力不利，日盛金與國票金已降低外幣債部位。進一步分析，ROA 和景氣回溫、銀行存放利差擴增有關，ROA 下滑，可能反映景氣略降、銀行也無法提升和客戶的放款議價能力，使利差縮減，獲利下降，資產效益低落。

另外在 ROE 估計方面，表 5 發現各國匯市對日盛金的稅後純益佔股東權益比率均顯著負向影響，尤其在人民幣、日圓及台幣。由於 ROE 和淨值增減有關，因應新版巴塞爾 III 協定，日盛金應保留較多盈餘在帳上，或提高配股票股利，或大舉增資，使淨值增加，提升 ROE。

最後針對 EPS 估計部份，表 6 實證發現各國匯市對日盛金的每股稅後純益均顯著負向影響，尤其在歐元、人民幣、日圓及台幣。日盛金因 TRF 風暴，導致每股稅後純益減少，但公司重視股東權益，未來著重強化風控與法遵執行，提升管理效能。

綜合以上實證結果發現，金融控股公司之獲利能力受匯率之影響性，與金融控股公司之業務性質有關係，例如國泰金控旗下的 6 大子公司當中，以國泰人壽的營業比重最高，佔 62％，另外富邦金旗下的富邦人壽、台北富邦銀行合計貢獻金控獲利約 80%，二家金控公司均擁有國外投資部位極大，因而股價易受匯率的變動影響極大。另一方面，由於日盛金與國票金相對其它金控公司規模較小，導致公司財務指標與外匯市場關聯性高，相對而言，國際化程度高與規模越大的金控公司因有能力從事外匯風險管理與控制外匯風險，故其影響較不顯著。由於我國未來的金融制度將朝向「股權集中化、組織大型化、經營多角化、監理透明化」等方向發展，在這種情況下金控走向大規模、多角化經營勢不可免。本研究評估經營績效的目的，不僅在了解金控本身經營績效管理，且對存戶、股東等利害關係人及投資大眾，不但能保障其權益，亦能提供投資決策之資訊。

5.結論與建議

本研究旨在探討台灣金融控股公司經營績效與外匯市場之關聯性，並利用追蹤資料模型、追蹤單根檢定與追蹤共整合檢定來分析外匯市場變動對台灣金融控股公司經營績效與股價之影響。

由於傳統的單根與共整合檢定的檢定力與資料有關，當資料取得受限時會對檢定力的影響極大，追蹤資料不僅可以增加觀察值且能提升檢定力，因此，本文先以追蹤單根與追蹤共整合檢定來檢視資料的定態性與變數之間的關係，以控制傳統成長迴歸模型因包含變數落後期而產生的同

時性偏誤，有別於先前學者採用橫斷面資料或時間序列資料，僅強調變數之間的短期關係。因此，本文建構動態追蹤資料估計模型來估計變數之間關係。

本研究實證結果顯示，追蹤資料單根檢定發現英鎊、歐元與日圓存在單根現象，表示序列呈現非穩定，而在追蹤共整合檢定方面，本文發現各金融控股公司的 ROA、ROE、EPS 與各國匯率均存在長期均衡關係。而在追蹤資料估計結果發現各國外匯市場顯著影響國泰金股價與富邦金股價，由於國泰金控與富邦金控旗下子公司國泰人壽、富邦人壽因擁有龐大國外資產投資部位，股價受匯率的變動影響極大，且與其它金控業者相比較，國泰金受英磅、日圓與人民幣之影響最大，而富邦金股價受歐元與台幣影響最大；另一方面，由於日盛金與國票金相對其它金控公司規模較小，導致公司財務指標與外匯市場關聯性高，相對而言，國際化程度高與規模越大的金控公司因有能力從事外匯風險管理與控制外匯風險，故其影響較不顯著。

由於我國未來的金融制度將朝向「股權集中化、組織大型化、經營多角化、監理透明化」等方向發展，在這種情況下金控走向大規模、多角化經營勢不可免。本研究評估經營績效的目的，不僅在了解金控本身經營績效管理，且對存戶、股東等利害關係人及投資大眾，不但能保障其權益，亦能提供投資決策之資訊。

對於後續研究之建議，本研究期間為 2003 年至 2018 年，長達時間約 15 年，由於金融商品日新月異、金融市場環境變遷、經濟波動等因素均會影響金控公司獲力之能力，因此，後續的研究者可將本文作為參考依據，並且在實證分析時，加入結構性轉變進一步分析與探討。

參考文獻

1. 王美文(2003)。匯率變動及外匯風險管理對國內銀行業營績效響之研究(未出版碩士論文)。國立成功大學企業管理研究所，台南市。
2. 石淼（2003）。台灣地區金融控股公司經營規模、業務整合度與經營績效關係之研究(未出版碩士論文)。中原大學企業管理研究所，桃園市。
3. 王譽穎(2004)。我國境外金融中心經營績效的分析-以隨機邊界模型為例(未出版碩士論文)。中原大學企業管理研究所碩士論文，桃園市。
4. 宋允文（2012）。國內外總體經濟指標對國內銀行經營績效之影響(未出版碩士論文)。世新大學財務金融研究所碩士論文，台北市。
5. 李宏忠(2016)。影響基金績效之關鍵因素研究(未出版碩士論文)。銘傳大學國際企業學系碩士論文，台北市。
6. 李彥儁(2015)。Basel 協議對台灣銀行放款之影響 (未出版碩士論文)。國立雲林科技大學財務金融系碩士論文，雲林縣。
7. 張朝富(2008)。外匯在銀行效率扮演角色之研究－SUPER SBM 及 ALMQUIST 生產力指數 (未出版碩士論文)。東吳大學經濟學系碩士論文，台北市。
8. 程嘉瑩(2003)。台灣銀行業外匯曝險及其影響因子之研究(未出版碩士論文)。國立中央大學財務金融研究所碩士論文，桃園市。
9. 曾麗卿（2013）。資本適足率與銀行經營績效之相關聯探討(未出版碩士論文)。國立中央大學財務金融研究所碩士論文，桃園市。
10. 彭建文、蔡怡純(2017)。人口結構變遷對房價影響分析，經濟論文叢刊，45(1)，163-192。
11. 藍麗惠、廖源星、林育志(2007)。臺灣金融機構之外匯風險，臺灣經濟預測與政策，38(1)，127-151。
12. Im K. S., Pesaran, M. H, and Shin Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Journal of Econometrics 115, 53-74
13. Hausman. J.A. (1978). Specification tests in econometrics. Econometrica,46(6), 1251-1271
14. Philippe Jorion. (1990). The Exchange-rate Exposure U.S. Multinationals. Journal of Business, 63(3), 331-345.
15. Levin, D. Z., Cross, R. L, & Abrams, L. C. (2002). The strength of weak ties you can trust: The mediating role of trust in effective knowledge transfer. Best Papers Proceedings of the Academy of Management.
16. Lo, S., & Lu, W. (2009). An Integrated Performance Evaluation of Financial Holding Companies in Taiwan. European Journal of Operational Research, 19(4), 341-350.
17. Maddala, G. S. and Shaowen Wu. (1999). A comparative study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. Oxford Bulletin of

Economics and Statistics, 61(4), 631–652.

18. Pedroni, P. (2001). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests With An Application to the PPP Hypothesis. Indiana University Working Papers in Economics:95-013.

表 3: 隨機效果之估計結果-股價

外匯 / 金控	Eg	Eu	Jp	Rb	Tw
國泰金 ca	47.79***	29.21***	0.45***	8.70***	0.89*
開發金 cd	6.91*	-	-	2.56**	-
中信金 ct	18.14***	-	0.14**	6.33***	-
玉山金 es	-	-14.78**	0.11**	1.59*	-1.61***
第一金 fi	11.39***	-	-	2.83***	-1.20**
富邦金 fu	-25.59***	-33.53***	0.07**	-6.62***	-3.78***
華南金 hu	10.77**	-	-	3.35***	-
日盛金 ji	-	-	-	-	-2.16***
兆豐金 me	-	-11.09*	-	-1.44*	-2.66***
永豐金 si	7.48**	-	-	2.04**	-1.22**
新光金 sk	36.90***	12.83**	0.25***	8.81***	-
台新金 ta	12.08***	-10.36*	0.11**	5.09***	-
國票金 wa	-	-	-0.05**	-	-0.44***
元大金 yu	-	17.87**	-0.12**	-1.42*	-2.50***

註: *指達到 10%顯著水準，**達到 5%顯著水準，***達到 1%顯著水準。

表 4: 隨機效果之估計結果-ROA

外匯 / 金控	Eg	Eu	Jp	Rb	Tw
國泰金 ca	-	-0.85*	-	-	-
開發金 cd	0.77**	-	-	-	-0.20***
中信金 ct	0.18	-	-	-	-0.07*
玉山金 es	-	-0.86*	-	-	-
第一金 fi	-	-	-	-	-
富邦金 fu	-	-	-	-	-
華南金 hu	-	-	-	-	-
日盛金 ji	-	-1.00*	-0.01**	-0.20**	-0.13**
兆豐金 me	-	-	-	-	-
永豐金 si	-	-0.87*	-	-	-
新光金 sk	-	-1.00*	-	-	-
台新金 ta	-	-	-	-	-
國票金 wa	-	-1.62**	0.01*	0.32***	0.10**
元大金 yu	-	-	-0.01*	-	-0.09**

註: *指達到 10%顯著水準，**達到 5%顯著水準，***達到 1%顯著水準。

表 5: 隨機效果之估計結果-**ROE**

外匯 / 金控	Eg	Eu	Jp	Rb	Tw
國泰金 ca	-	-11.70**	-	-	-
開發金 cd	-	-	-	-	-0.68**
中信金 ct	-	-7.47*	-	-	-0.66**
玉山金 es	-	-10.35**	-	-	-
第一金 fi	6.21**	-	-	-	-0.69**
富邦金 fu	-	-	-	-	-
華南金 hu	5.54*	-	-	-	-
日盛金 ji	-4.99*	-11.29**	-0.11**	-2.47***	-1.23***
兆豐金 me	-	-8.30*	-	-	-
永豐金 si	-	-10.20**	-	-	-
新光金 sk	-	-17.66***	-	1.65*	-
台新金 ta	-	-7.58*	-	-	-
國票金 wa	5.98**	-8.16*	-	-	-
元大金 yu	-	-	-	-	-

註: *指達到 10%顯著水準，**達到 5%顯著水準，***達到 1%顯著水準。

表 6: 隨機效果之估計結果-**EPS**

外匯 / 金控	Eg	Eu	Jp	Rb	Tw
國泰金 ca	-	-2.69***	0.01**	-	-
開發金 cd	0.71*	-	-	-	-
中信金 ct	-	-1.16*	-	-	-
玉山金 es	-	-0.34**	-	-	-
第一金 fi	1.00**	-	-	-	-0.09*
富邦金 fu	-	-1.82**	-	-0.36**	-0.13**
華南金 hu	-0.39**	-	-	-	-
日盛金 ji	-	-1.21*	-0.01**	-0.29**	-0.12**
兆豐金 me	-	-1.33**	-	-	-
永豐金 si	-	-1.31**	-	-	-
新光金 sk	0.75*	-2.47***	-	0.22**	-
台新金 ta	-	-	-0.01**	-	-0.08*
國票金 wa	0.88**	-	-	-	-
元大金 yu	-	-	-	-	-

註: *指達到 10%顯著水準，**達到 5%顯著水準，***達到 1%顯著水準。