

國立政治大學統計學系

碩士學位論文

指導教授：鄭宗記 博士

台灣壽險業國外投資與績效之長期追蹤分析

The longitudinal approach to analyzing the foreign
investment and performance for the life insurance
industry in Taiwan

研究生：黃全利 撰

中華民國一〇一年六月

摘要

自 2003 年起隨著台灣壽險業國外投資比率不斷提高，至 2010 年底國外投資比率已達 34.47%，因此為了探討壽險業國外投資與績效並了解相關因素之影響，本研究檢視壽險公司之市占率和各險種保費收入比率與國外投資比率之間的關係，同時亦檢視美國政府十年期公債殖利率與投資報酬率之間是否具有正向關係。另一方面，探討已公開發行公司是否因需揭露財務報表而與未公開發行公司之間在國外投資比率和投資績效上有所差異。

本文以 2004 年至 2008 年台灣 25 家壽險公司的長期資料 (longitudinal data)，分析總合 (pooled)、固定效果 (fixed effects) 和隨機效果 (random effects) 迴歸模型，並檢視模型之適合性檢定。另因反應變數之密度估計具長尾之特性，所以亦使用 Koenker (2004) 和 Geraci and Bottai (2007) 提出的長期資料分量迴歸 (quantile regression for longitudinal data) 分析作為探討。實證結果顯示，若壽險公司的市占率愈高，則其資產配置於國外的比重亦相對地提高，且壽險和年金險比率與國外投資比率之間呈現顯著地正相關；此外，公開發行公司的國外投資比率顯著高於未公開發行公司。在投資績效方面，美國政府十年期公債殖利率與投資報酬率之間為顯著的正相關。

長期資料分量迴歸分析實證結果顯示，當使用 Koenker (2004) 提出之方法時，則一般 (ordinary) 分量迴歸在 50%、75% 和 90% 條件分量下，隨著樣本期間年度的增加，壽險業的國外投資報酬率相對地上升；在 10% 和 25% 條件分量下，壽險公司市占率與國外投資報酬率之間是顯著的正相關。而使用 Geraci and Bottai (2007) 提出之隨機效果分量迴歸方法時，在 50% 條件分量下，國外投資比率與國外投資報酬率之間為顯著地正相關，再者匯率風險將降低台灣壽險業國外投資的意願，然而實行避險策略是有益於投資績效的提升。

關鍵字：長期資料、長期資料分量迴歸、國外投資、投資績效

Abstract

The foreign investment ratio for the life insurance industry in Taiwan has risen constantly since 2003 and reached 34.47% in 2010. In order to explore foreign investment and performance, and understand the impact of relevant factors in the life insurance industry, this study examines the relationship between the market shares of life insurance companies, types of premium income ratio and the foreign investment ratio. Simultaneously, this study also examines the relationship between the 10-year US Treasury Bond Yield Currency and investment return. On the other hand, we explore whether the difference between the publicly traded companies and non-publicly traded companies on the foreign investment ratio and the investment performance.

In this dissertation, we analyze 25 Taiwanese life insurance companies between 2004 and 2008 using the pooled, fixed effects and random effects regression model. Due to the distribution of the response variable is characterized by the long tail, we explore the use of the quantile regression for longitudinal data by Koenker(2004) and Geraci and Bottai(2007). The empirical results show that the more market share of life insurance companies, the higher foreign investment ratio and there is significantly positive correlation between the life insurance, annuity ratio and the foreign investment ratio. In addition, the publicly traded company's foreign investment ratio is significantly higher than non-publicly traded company. In terms of investment performance, it's significantly positive correlation between the U.S. 10-year Treasury Bond Yield Currency and return on investment.

The empirical results about quantile regression for longitudinal data show that the return on foreign investment relatively enhance for the life insurance industry with the increase of the year during the sample period under the 50%,75% and 90% conditional qauntile when using the ordinary quantile regression proposed by Koenker(2004). There is significantly positive correlation between the market share and the return on foreign investment under the 10% and 25% conditional qauntile. When using the method proposed by Geraci and Bottai(2007), there is

significantly positive correlation between the foreign investment ratio and the return on foreign investment under the 50% conditional qauntile. Furthermore, exchange rate risk will reduce the foreign investment willingness of the life insurance industry in Taiwan. However, the implementation of the hedging strategy is beneficial to enhance investment performance for the life insurance industry.

Keywords : longitudinal data, quantile regression for longitudinal data, foreign investment, investment performance



目錄

目錄.....	I
表目錄.....	II
圖目錄.....	V
第一章 緒論	1
第二章 文獻回顧	6
第一節 長期資料分析	6
壹、長期資料分析之特點.....	6
貳、長期資料迴歸模型.....	10
參、模型檢定方法.....	17
第二節 長期資料分量迴歸分析	20
第三章 實證分析	25
第一節 資料與變數	25
壹、資料來源.....	25
貳、變數定義.....	26
參、變數敘述統計量及相關性分析.....	28
肆、變數對觀察年度之分析.....	32
第二節 實證模型	39
第三節 實證結果	44
壹、長期資料分析結果與討論.....	44
貳、長期資料分量迴歸分析結果.....	91
第四章 結論	108
參考文獻	111
附錄	113

表目錄

表 1 2002-2010 年壽險業國外投資比率.....	2
表 2-1 樣本公司.....	26
表 2-2 樣本公司.....	26
表 3 變數敘述統計量.....	28
表 4 變數相關矩陣.....	30
表 5 影響國外投資因素實證結果.....	47
表 6 模型(一)個體特定固定效果係數.....	48
表 7 模型(一)時間特定固定效果係數.....	49
表 8 實證模型(一)檢定結果.....	49
表 9 影響投資報酬率因素實證結果.....	51
表 10 模型(二)個體特定固定效果係數.....	52
表 11 模型(二)時間特定固定效果係數.....	53
表 12 實證模型(二)檢定結果.....	53
表 13 影響國內投資報酬率因素實證結果.....	55
表 14 模型(三)個體特定固定效果係數.....	56
表 15 模型(三)時間特定固定效果係數.....	57
表 16 實證模型(三)檢定結果.....	57
表 17 影響國外投資報酬率因素實證結果.....	59
表 18 模型(四)個體特定固定效果係數.....	60
表 19 模型(四)時間特定固定效果係數.....	61
表 20 實證模型(四)檢定結果.....	61
表 21 模型(二)個體隨機效果 1 實證結果比較.....	85
表 22 模型(三)個體隨機效果 1 實證結果比較.....	86

表 23 模型(四)個體隨機效果 1 實證結果比較.....	87
表 24 影響國外投資因素實證結果(考慮落後一期)	89
表 25 模型(一)落後一期的個體特定固定效果係數.....	90
表 26-1 影響國外投資因素之分量迴歸($\lambda=0.01$)實證結果.....	94
表 26-2 影響國外投資因素之分量迴歸($\lambda=5$)實證結果.....	95
表 26-3 影響國外投資因素之分量迴歸($\lambda=10^{10}$)實證結果.....	96
表 27-1 影響投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=0.01$)實證結果.....	97
表 27-2 影響投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=5$)實證結果.....	98
表 27-3 影響投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=10^{10}$)實證結果.....	99
表 28-1 影響國內投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=0.01$)實證結果..	100
表 28-2 影響國內投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=5$)實證結果....	101
表 28-3 影響國內投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=10^{10}$)實證結果..	102
表 29-1 影響國外投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=0.01$)實證結果..	103
表 29-2 影響國外投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=5$)實證結果....	104
表 29-3 影響國外投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda=10^{10}$)實證結果..	105
表 30 刪除變數後隨機效果的 50%條件分量迴歸實證結果.....	106

圖目錄

圖 1 閱讀能力和孩童年齡之間的關係.....	7
圖 2 散佈圖矩陣.....	31
圖 3 國外投資比率對觀察年度圖.....	32
圖 4 投資報酬率對觀察年度圖.....	33
圖 5 國內投資報酬率對觀察年度圖.....	34
圖 6 國外投資報酬率對觀察年度圖.....	34
圖 7 國外投資比率對觀察年度圖（公司性質別）.....	35
圖 8 投資報酬率對觀察年度圖（公司性質別）.....	36
圖 9 國內投資報酬率對觀察年度圖（公司性質別）.....	37
圖 10 國外投資報酬率對觀察年度圖（公司性質別）.....	38
圖 11 模型(一)之殘差箱型圖.....	62
圖 12 模型(一)標準化殘差對配適值之散佈圖.....	63
圖 13 模型(一)標準化殘差對配適值之散佈圖（公司別）.....	63
圖 14 國外投資比率與配適值之散佈圖.....	64
圖 15 模型(一)殘差之常態圖.....	65
圖 16 模型(一)估計的隨機效果之常態圖.....	65
圖 17 模型(二)殘差之箱型圖.....	66
圖 18 模型(二)標準化殘差對配適值之散佈圖.....	67
圖 19 模型(二)標準化殘差對配適值之散佈圖（公司別）.....	67
圖 20 投資報酬率與配適值之散佈圖.....	68
圖 21 模型(二)殘差之常態圖.....	69
圖 22 模型(二)估計的隨機效果之常態圖.....	69

圖 23	模型(三)之殘差箱型圖.....	70
圖 24	模型(三)標準化殘差對配適值之散佈圖.....	71
圖 25	模型(三)標準化殘差對配適值之散佈圖(公司別).....	71
圖 26	國內投資報酬率與配適值之散佈圖.....	72
圖 27	模型(三)殘差之常態圖.....	73
圖 28	模型(三)估計的隨機效果之常態圖.....	73
圖 29	模型(四)之殘差箱型圖.....	74
圖 30	模型(四)標準化殘差對配適值之散佈圖.....	75
圖 31	模型(四)標準化殘差對配適值之散佈圖(公司別).....	75
圖 32	國外投資報酬率與配適值之散佈圖.....	76
圖 33	模型(四)殘差之常態圖.....	77
圖 34	模型(四)估計的隨機效果之常態圖.....	77
圖 35	對數轉換後殘差之常態圖.....	78
圖 36	原始資料排除離群值後殘差之常態圖.....	80
圖 37	對數轉換排除離群值後殘差之常態圖.....	82
圖 38	反應變數之密度的三角核估計圖(環寬為一倍標準差).....	92
圖 39	反應變數之密度的三角核估計圖(環寬為兩倍標準差).....	92
圖 40	反應變數之箱型圖(公司性質別).....	93
圖 41	國外投資比率對各解釋變數圖.....	113
圖 42	投資報酬率對各解釋變數圖.....	115
圖 43	國內投資報酬率對各解釋變數圖.....	117
圖 44	國外投資報酬率對各解釋變數圖.....	119
圖 45	解釋變數之箱型圖(公司性質別).....	121

第一章 緒論

有關國際化資產配置議題，Odier and Solnik (1993) 提出由歷史證據顯示，對於投資組合風險的降低與報酬的提升方面，國際化投資提供了有利的助益。實證結果發現，即使各國資本市場間相關性些微地增加，但國際多元化投資的風險與報酬仍具有很大優勢，故建議只要投資組合的總風險謹慎地監控下，可採取積極的國際化配置。此外，最佳的避險政策將會隨著國家的差異、投資組合中國外資產的比例和資產的種類而有所變化。Goetzmann et al. (2005) 研究發現過去多元化投資的利益，主要是由於各國市場間相關性低而使得風險降低；然而全球化時期則是由於投資機會集合 (investment opportunity set) 的擴張，但此時多元化投資的利益卻逐漸仰賴於新興市場投資。

對於國際化資產配置的匯率風險管理方面，Glen and Jorion (1993) 認為國際投資組合加入遠匯避險能夠顯著改善投資績效。Solnik (1995) 研究發現國際多元化的投資風險比單一市場較低，並且加入遠匯避險後比不避險更降低風險。

就台灣壽險業資產配置而言，張士傑 (2010) 指出因為壽險業負債面存續期限遠較一般產業長，為配合負債面特性，投資配置多以會計分類屬「持有至到期日 (held-to-maturity)」或「無活絡市場交易」之長期投資為主。然而依據會計 34 號公報規範，上述類型之長期投

資資產得以成本價格入帳，但投資期間所產生之兌換損益卻須計入當期損益，此規定造成壽險業者損益極易隨著匯率而大幅波動，進而影響公司之正常營運。賴本隊（2010）亦指出，壽險業配置於國外投資標的約有九成以上為固定收益型金融商品，其資金運用的理念為拉長資產的存續期間及提高資金運用收益率。

自 2003 年主管機關開放保險業投資國外標的資金占可運用資金比例成為 35% 以來，再於 2007 年修正保險法提高至 45%，加上國內利率環境急遽下降，壽險業為改善利差損問題，逐漸將資金往海外收益較高的標的投資，據統計至 2010 年底壽險業的實際國外投資比率達 34.47%，且投資金額已達 3 兆 6 千億元(詳如表 1)。

表 1 2002-2010 年壽險業國外投資比率

年度	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
國外投資比率 (%)	16.42	26.34	27.11	30.59	30.31	31.23	30.31	32.17	34.47

資料來源：2002 年至 2010 年保險年鑑

面對壽險業資產配置提高海外投資比例之探討，張士傑、朱浩民、許素珠與黃雅文（2010）實證結果指出，壽險業資產配置於國外部位可提升公司收益，以整體產業而言，匯率避險具正面效益；並且本資公司資產配置效率顯著不如外資公司。林金樹（2004）研究發現，由風險性資產效率前緣分析結果，國外投資上限之提高在避險成本較低

時，不失為在臺灣金融工具之質與量無法短期提升下，業者可以提高資金運用收益之解決方案。但如果避險成本增加，隨著國外投資上限提高而將資金移往國外，投資效率並不見得會提升，但也不會比提高前來得差，此時投資效率將端視個別公司風險控管及國外金融工具選擇能力而定。賴本隊（2010）亦指出壽險業的國外投資應該於最適的避險成本支出下，才會達到最佳效益；因此提供壽險業可控制避險成本的工具，對壽險業達成最佳效益是有幫助的。然而，壽險業國外投資仍以美元為主要配置區域，但隨著美元利率於93年中開始升息，而台灣升息幅度遠較美國低的影響下，期間於95年7月雙方3個月定存利息的利率差距高達3.085%，如此造成避險成本劇增。

而目前壽險業面對匯率風險主要有三種匯率避險方法，一是傳統避險，二是替代避險（proxy hedge），三是一籃子貨幣避險（basket hedge）。在傳統避險上，主要的避險工具為匯率交換（Swap）合約、換匯換利合約（Cross Currency Swap, CCS）及無本金交割遠期外匯合約（Non Principal Delivery Forward Contract, NDF）等衍生性商品。由於一般外匯避險成本會與兩個幣別的利差有相關，當兩國的利差擴大，此時匯率避險成本增加，因此傳統避險工具成本難以控制，部分保險公司為降低避險成本，紛紛以替代避險或是搭配一籃子避險策略取代傳統避險。

對於壽險公司的貨幣避險策略與投資績效之間的關係，Chang, Chu and Hsu (2011) 實證結果顯示壽險業之貨幣避險策略對於投資績效有正向的影響，其研究發現亦支持由 Glen and Jorion (1993) 和 Campbell et al. (2010) 所證明：避險策略改善國外投資報酬率並且比不避險策略更降低貨幣風險。

綜觀上述有關台灣壽險業資產配置與匯率風險管理之探討，本研究參照張士傑、朱浩民、許素珠與黃雅文 (2010) 研究，對於壽險業拉長資產的存續期間及提高資金運用收益率的國外投資資金運用理念，以及壽險業之保費收入中，壽險與年金險兩者皆為長期性契約且具儲蓄性質，故本研究檢視壽險公司之市占率和各險種保費收入占總保費收入的比例與國外投資比例之間的關係；同時由於壽險業國外投資以美元為主要配置區域，所以亦檢視美國政府十年期公債殖利率與投資報酬率之間是否具有正向關係。另一方面，若將壽險公司分為已公開發行和未公開發行兩類，則可探討已公開發行公司是否因需揭露財務報表而與未公開發行公司之間在國外投資比率和投資績效上有所差異。

本研究所使用之研究方法是以長期資料 (longitudinal data) 分析總合 (pooled)、固定效果 (fixed effects) 和隨機效果 (random effects) 迴歸模型，並檢視模型之適合性檢定。此外，由於反應變數投資報酬

率、國內投資報酬率和國外投資報酬率呈現左偏之型態，因而亦使用 Koenker (2004) 和 Geraci and Bottai (2007) 提出的長期資料分量迴歸 (quantile regression for longitudinal data) 作為分析，因長期資料分量迴歸分析可在不同條件分量下去分析參數估計的結果，尤其是對於條件分配尾端的部分。

各章節內容簡述如下：第二章文獻回顧，回顧長期資料分析和長期資料分量迴歸分析相關文獻；第三章實證分析，依據台灣壽險業之長期資料進行模型配適，並檢視實證模型之適合性檢定；第四章結論，總結實證分析之結果。



第二章 文獻回顧

由於本研究主要是以長期追蹤方法分析台灣壽險業資產配置情形，故本章文獻回顧探討之主題共分為兩部分：第一節介紹長期資料分析與長期資料迴歸模型及其適合性檢定；第二節介紹長期資料分量迴歸分析。

第一節 長期資料分析

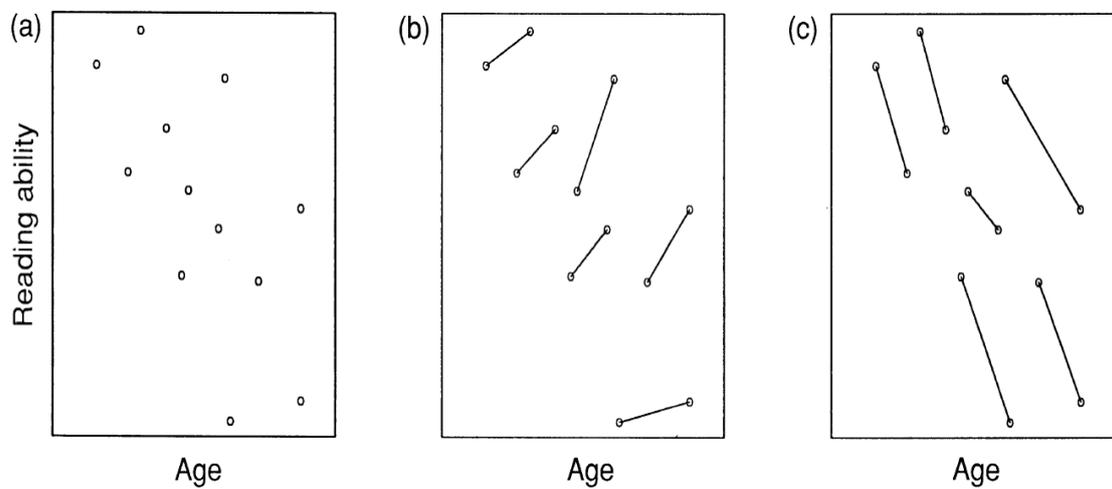
壹、長期資料分析之特點

所謂長期資料分析 (longitudinal data analysis) 即結合橫斷面分析 (cross section analysis) 與時間數列分析 (time series analysis)，而在社會科學與經濟領域上，長期資料分析亦被稱為追蹤資料分析 (panel data analysis) (Baltagi 2005)。

Diggle, Heagerty, Liang and Zeger (2002) 指出橫斷面分析其資料型態為每一觀察個體皆只觀測一次，此即為一般傳統的迴歸分析；而長期資料分析之資料型態則是每一觀察個體內隨著時間被重複觀測，且其主要的特點是其可區分世代效果 (cohort effects) 和年齡效果 (age effects)。所謂世代效果即是一群體中整體地觀察個體間之變化；年齡效果則是每一觀察個體內隨著時間的變化。因此，長期資料分析可同時探討個體與個體之間的變異與單一個體內隨著時間的變化。

以閱讀能力和孩童年齡之間的關係為例 (Diggle et al. 2002)，從圖 1 (a) 對於閱讀能力和孩童年齡的假設性橫斷面研究，可以得知閱讀能力隨著孩童年齡越大相對越差。圖 1 (b) 我們假設這些相同的資料，是在長期資料研究中每一個體被重複觀測兩次所得到的，則其不僅於橫斷面中顯示出孩童年齡越大其閱讀能力越差 (此即世代效果)，並且亦於縱斷面中顯示出每位孩童的閱讀能力都隨著年齡的增長而有所提升 (此即年齡效果)。若長期資料研究其資料顯示如圖 1 (c)，則無論橫斷面或縱斷面之型態皆有相同的結論為閱讀能力隨著年齡增長而越差。

圖 1 閱讀能力和孩童年齡之間的關係



在長期資料研究的例子中，如圖 1 (b) 和圖 1 (c)，主要是說明長期資料研究可區分個體內隨著時間之變化 (年齡效果) 和在相同時間基準下個體間之變異 (世代效果) 的不同。然而，橫斷面研究則只

能探討世代效果。

接著可利用上述例子之說明，在不考慮截距項下，使用迴歸模型的數學模式來探討長期資料之特性。首先定義變數符號：對 N 個觀察個體，每一個體均重複觀測 T 次， y_{it} 表示第 i 個個體在第 t 次所觀測之反應變數， x_{it} 表示為解釋變數。

在橫斷面研究中，由於每個觀察個體皆只觀測一次(亦即 $T=1$)，所以在只有一個解釋變數的假設之下，模型可表示為：

$$y_{i1} = \beta_C x_{i1} + \varepsilon_{i1}, \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

其中 β_C 表示為解釋變數每變動一單位，反應變數的平均變動量。

長期資料研究中，對每個觀察個體重複觀測 T 次，在同樣只有一個解釋變數的假設之下，線性模型可表示為 (Ware *et al.* 1990)：

$$y_{it} = \beta_C x_{i1} + \beta_L (x_{it} - x_{i1}) + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

當 $T=1$ 時，式子 (2) 之模型則簡化為式子 (1)，因此 β_C 與在橫斷面的解釋相同。然而，現在亦可藉由式子 (2) 與式子 (1) 相減來解釋 β_L ，模型表示為：

$$(y_{it} - y_{i1}) = \beta_L (x_{it} - x_{i1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i1} \quad (3)$$

其中 β_L 表示對於某一既定個體內，隨著時間改變，解釋變數 x_{it} 與 x_{i1} 之差量每變動一單位，反應變數差量的平均變動量。應用在上述例子中，圖 1 (b) 表示 β_C 和 β_L 有著相異的符號，圖 1 (c) 則表示有著相同的符號。

Diggle et al. (2002) 提到若想從橫斷面研究中估計個體隨著時間如何變化，則必須考慮假設 $\beta_C = \beta_L$ 。然而，對於長期資料研究，因為 β_C 和 β_L 兩者皆可被估計，所以此假設是不需要的。即使當 $\beta_C = \beta_L$ ，長期資料研究亦較橫斷面研究更具有效性 (efficiency)。

在長期資料研究中多數情況，個體之間常因諸如環境因素、個人習慣…等無法測量的特性之影響而造成相當大的變異，且這些特性是不易隨著時間而消逝。然而此影響在 β_L 的估計中是會被忽略，但不會被 β_C 的估計忽略。

Diggle et al. (2002) 亦提到長期資料研究的優點是其可區分以下二者之不同，一為同一個體內隨著時間的改變在反應變數上的變異，另一為不同個體間在反應變數上的變異。在橫斷面資料研究中，對於某一個體的估計是利用其他個體的觀察值來做推論，但是整體的平均化卻忽視了個體之間固有的差異性。因此，若在橫斷面研究中，個體之間變異小時，對於某一個體的估計仍可利用其他個體的觀察值來做推論；然而，如個體之間變異大時，若在長期資料分析中，我們能夠

認知個體之間固有的差異性。

Hsiao (2003) 和 Klevmarcken (1989) 亦提出關於使用追蹤資料分析之助益，其中包括：(1) 個體異質 (individual heterogeneity) 的控制；(2) 給予更多的訊息資料、自由度與有效性，以及在變數之間有較低的共線性。

貳、長期資料迴歸模型

長期資料研究中，其資料是屬於針對每一觀察個體隨著時間被重複觀測的型態，Hsiao (2003) 將一般長期資料線性模型表示為：

$$y_{it} = \alpha_{it}^* + \beta_{it}' \mathbf{x}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

其中， α_{it}^* 和 $\beta_{it}' = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$ 分別為 1×1 的常數和 $1 \times K$ 的常數向量， $\mathbf{x}_{it}' = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$ 為一 $1 \times K$ 的解釋變數向量，且 u_{it} 為誤差項， $u_{it} \sim \text{iid} (0, \sigma_u^2)$ 。

Baltagi (2005) 指出長期資料迴歸模型可考慮個體特定效果 (individual-specific effect)、時間特定效果 (time-specific effect) 或兩者同時考慮，若僅單獨考慮其中之一特定效果，稱為一因子誤差成分迴歸模型 (one-way error component regression model)；若兩者同時考慮，則稱為二因子誤差成分迴歸模型 (two-way error component regression model)。

本研究使用一因子誤差成分迴歸模型作為分析，並以個體特定效果為例，我們假設參數對於任何時間都是常數，但是卻可能會隨著不同個體而有所改變，因此，迴歸模型表示為：

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad , \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

接著，我們可依截距項和斜率係數之不同假設，將(5)分為三種型式，分述如下：

一. 總合模型 (pooled model)

總合模型是假設對每一個體其截距項和斜率係數皆是相同的，即不考慮不可觀察的個體特定效果 (unobservable individual-specific effect)。總合模型型式如下所示：

$$y_{it} = \alpha^* + \beta' x_{it} + u_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad , \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

Hsiao (2003) 指出總合模型(6)利用最小平方迴歸可得參數估計如下：

$$\hat{\beta} = T_{xx}^{-1} T_{xy} \quad , \quad \hat{\alpha}^* = \bar{y} - \hat{\beta}' \bar{x} \quad (7)$$

其中， $T_{xx} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(x_{it} - \bar{x})'$ ， $T_{xy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y})$ ，

$$T_{yy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y})^2 \quad , \quad \bar{y} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \quad , \quad \bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it} \quad .$$

Hsiao (2003) 亦指出由於總合模型不考慮不可觀察的個體特定效果，因此，當使用總合模型進行分析時，將無法控制個體之特性。如若資料結構中確實存有不可觀察的個體特定效果，則用總合模型估計的結果將會產生異質偏誤 (heterogeneity bias)。

二. 固定效果模型(fixed effects model)

固定效果模型是假設對每一個體其斜率係數皆是相同的，但截距項卻不相同，亦即將不可觀察的個體特定效果視為被估計的固定常數。因此，使用固定效果模型進行分析時，由於個體間擁有各自不同的截距項，如此將允許控制個體之特性，而呈現出個體間之差異。固定效果模型如下：

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta' x_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

其中， β' 是 $1 \times K$ 的常數向量； α_i^* 是 1×1 的數值常數，代表第 i 個個體特定效果，並且假設 u_{it} 與 $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})$ 不相關， $u_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_u^2)$ 。

Baltagi (2005) 指出若以公司為例，此不可觀察的公司特定效果 (unobservable firm-specific effects) 將會被 α_i^* 所捕捉，並且認為這些特性諸如公司執行者的企業家能力或管理技能。

接著，我們將(8)以向量之形式表示為：

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{1} \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \alpha_1^* + \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{1} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \alpha_2^* + \cdots + \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{1} \end{bmatrix} \alpha_N^* + \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_N \end{bmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_N \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$\text{其中, } \mathbf{y}_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X}_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \cdots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \cdots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & & x_{KiT} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{0}' = (0, 0, \dots, 0),$$

$\mathbf{1}' = (1, 1, \dots, 1)$, $\mathbf{u}'_i = (u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT})$, $E\mathbf{u}_i = \mathbf{0}$; 若 $i = j$ 則 $E\mathbf{u}_i \mathbf{u}'_i = \sigma_u^2 \mathbf{I}_T$, 若 $i \neq j$ 則 $E\mathbf{u}_i \mathbf{u}'_j = \mathbf{0}$, 且 \mathbf{I}_T 為一 $T \times T$ 單位矩陣。

在給定 u_{it} 的假設條件下，模型(9)的一般最小平方估計(Ordinary least squares (OLS) estimator)即為最佳線性不偏估計(Best linear unbiased estimator, BLUE)。我們可藉由極小化(10)求得 α_i^* 和 $\boldsymbol{\beta}$ 的 OLS 估計。

$$S = \sum_{i=1}^N \mathbf{u}'_i \mathbf{u}_i = \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{1}\alpha_i^* - \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta})' (\mathbf{y}_i - \mathbf{1}\alpha_i^* - \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}) \quad (10)$$

α_i^* 和 $\boldsymbol{\beta}$ 的 OLS 估計如下：

$$\hat{\alpha}_i^* = \bar{y}_i - \boldsymbol{\beta}' \bar{\mathbf{x}}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (11)$$

其中, $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{\mathbf{x}}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it}$ 。

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{within}} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) (y_{it} - \bar{y}_i) \right] \quad (12)$$

OLS 估計(12)稱為最小平方虛擬變數(Least squares dummy variable, LSDV) 估計；亦因其估計形式只利用到群內變異，所以又稱為群內估計(within-group estimator)。

而另一與(8)等價之型式，我們將其表示為：

$$y_{it} = \mu + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (13)$$

其中， μ 為平均截距(mean intercept)， α_i 表示為第 i 個個體與共同平均 μ 之差的效果；且 μ 和 α_i 皆是固定常數。

三. 隨機效果模型 (random effects model)

隨機效果和固定效果差別在於，固定效果是假設個體特定效果 α_i^* 為被估計的固定常數；而隨機效果則是將觀察個體視為自一母體中抽樣的隨機樣本，亦即假設個體間之差異性為隨機產生(Baltagi 2005)。

將模型(13)以向量之形式表示，則隨機效果模型為：

$$\mathbf{y}_i = \tilde{\mathbf{X}}_i \boldsymbol{\delta} + \mathbf{v}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (14)$$

其中， $\tilde{\mathbf{X}}_i = (\mathbf{1}, \mathbf{X}_i)$ ， $\boldsymbol{\delta}' = (\mu, \boldsymbol{\beta}')$ ， $\mathbf{v}_i' = (v_{i1}, v_{i2}, \dots, v_{iT})$ ，且 $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$ ， $\alpha_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\alpha^2)$ ， $u_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_u^2)$ ， $E\alpha_i u_{it} = 0$ ， $E\alpha_i \mathbf{x}_{it}' = E u_{it} \mathbf{x}_{it}' = \mathbf{0}$ 。

v_i 的變異數-共變異矩陣為

$$E v_i v_i' = \sigma_u^2 \mathbf{I}_T + \sigma_\alpha^2 \mathbf{1}\mathbf{1}' = V \quad (15)$$

則其逆矩陣為

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[\mathbf{I}_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \mathbf{1}\mathbf{1}' \right] \quad (16)$$

(見 Graybill (1969) ; Nerlove (1971) ; Wallace and Hussain (1969))。

因為 v_{it} 和 v_{is} 兩者皆包含 α_i ，所以(14)的誤差是相關的。為了得到 $\delta' = (\mu, \beta')$ 的有效估計值，我們必須使用廣義最小平方方法 (Generalized least squares (GLS) method)。對於 GLS 估計的正規方程式如下所示：

$$\left[\sum_{i=1}^N \tilde{\mathbf{X}}_i' V^{-1} \tilde{\mathbf{X}}_i \right] \hat{\delta}_{\text{GLS}} = \sum_{i=1}^N \tilde{\mathbf{X}}_i' V^{-1} \mathbf{y}_i \quad (17)$$

根據 Maddala (1971)，可將(16)表示為下面形式：

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[\left(\mathbf{I}_T - \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right) + \psi \cdot \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[Q + \psi \cdot \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] \quad (18)$$

其中， $\psi = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2}$ 。因此，(17)即可表示為：

$$[W_{\tilde{x}\tilde{x}} + \psi B_{\tilde{x}\tilde{x}}] \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix}_{\text{GLS}} = W_{\tilde{x}y} + \psi B_{\tilde{x}y} \quad (19)$$

$$\text{其中, } T_{\tilde{x}\tilde{x}} = \sum_{i=1}^N \tilde{X}'_i \tilde{X}_i, \quad T_{\tilde{x}y} = \sum_{i=1}^N \tilde{X}'_i y_i, \quad B_{\tilde{x}\tilde{x}} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N (\tilde{X}'_i \mathbf{e}\mathbf{e}' \tilde{X}_i),$$

$$B_{\tilde{x}y} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N (\tilde{X}'_i \mathbf{e}\mathbf{e}' y_i), \quad W_{\tilde{x}\tilde{x}} = T_{\tilde{x}\tilde{x}} - B_{\tilde{x}\tilde{x}}, \quad W_{\tilde{x}y} = T_{\tilde{x}y} - B_{\tilde{x}y} \circ$$

求解(19)可得 GLS 估計如下 (Hsiao 2003) :

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{\text{GLS}} &= \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i Q \mathbf{X}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right]^{-1} \\ &\quad \times \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i Q y_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right] \quad (20) \\ &= \Delta \hat{\beta}_{\text{between}} + (\mathbf{I}_K - \Delta) \hat{\beta}_{\text{within}}, \\ \hat{\mu}_{\text{GLS}} &= \bar{y} - \hat{\beta}'_{\text{GLS}} \bar{x} \end{aligned}$$

$$\text{其中, } \Delta = \psi T \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i Q \mathbf{X}_i + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right]^{-1}$$

$$\times \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right],$$

$$\hat{\beta}_{\text{within}} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{x}_i)(\mathbf{x}_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right]$$

$$\hat{\beta}_{\text{between}} = \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right]$$

估計量 $\hat{\beta}_{\text{between}}$ 稱為群間估計 (between-group estimator)。

Hsiao (2003) 亦指出 GLS 估計 (20) 是群間估計和群內估計的加權平均，若 $\sigma_\alpha^2 = 0$ ，則 $\psi \rightarrow 1$ ，如此 δ_{GLS} 將收斂到 OLS 估計 $T_{\bar{x}\bar{x}}^{-1} T_{\bar{x}y}$ ；若 $T \rightarrow \infty$ ，則 $\psi \rightarrow 0$ ，如此 $\hat{\beta}_{\text{GLS}}$ 則將收斂為 $\hat{\beta}_{\text{within}}$ 。

參、模型檢定方法

關於比較資料型態是適合總合、固定效果或隨機效果追蹤資料模型之檢定方法，可透過 F test、Lagrange Multiplier test (LM test) 以及 Hausman test 三種檢定作為檢測，分述如下：

1. F test

在對於 $i=1, \dots, N$ ， $t=1, \dots, T$ ，誤差項 u_{it} 皆獨立服從於常態分配 $N(0, \sigma_u^2)$ 的假設下，我們可以使用 F test 來檢定固定效果模型中每一個體之截距項是否相同，亦即對於固定效果之檢定，虛無假設為：

$$H_0: \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_N^*$$

檢定統計量如下：

$$F = \frac{(\text{RRSS} - \text{URSS}) / (N-1)}{\text{URSS} / [N(T-1) - K]} \stackrel{H_0}{\sim} F_{N-1, N(T-1) - K} \quad (21)$$

其中，限制的殘差平方和（restricted residual sums of squares，RRSS）為總和模型中 OLS 之殘差平方和；未限制的殘差平方和（unrestricted residual sums of squares，URSS）則為固定效果模型中 LSDV 之殘差平方和（Baltagi 2005）。

若檢定結果拒絕虛無假設，則表示個體間擁有各自不同的截距項，此時，使用固定效果模型會較總合模型適合；反之，則是使用總合模型較適合。

2. LM test

對於隨機效果模型，Breusch and Pagan (1980) 提出 Lagrange multiplier (LM) test 來檢定 α_i 之變異數是否顯著異於 0，亦即檢定 $H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$ ；並且在 H_0 之下，LM 統計量是漸近的卡方分配，自由度為 1。檢定統計量如下所示：

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left(\frac{S_1}{S_2} - 1 \right)^2 \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2_{(1)} \quad (22)$$

其中， $S_1 = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \right)^2$ ， $S_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2$ ，且 \hat{u}_{it} 為總合模型 (6) OLS 之殘差。

若檢定結果拒絕虛無假設，則表示 α_i 之變異數顯著異於 0，此時，我們使用隨機效果模型會較總合模型適合；反之，則是使用總合模型

較適合。

3. Hausman test

對於比較隨機效果模型與固定效果模型估計的檢定，Hausman (1978) 提出建議在虛無假設 $H_0: E(\alpha_i | \mathbf{X}_i) = 0$ 之下，對於 (14) 之 GLS 將達 Cramer-Rao 下界 (Cramer-Rao lower bound, CRLB)，且其為 BLUE；但是若在 $H_1: E(\alpha_i | \mathbf{X}_i) \neq 0$ 之下，GLS 會是一個有偏 (biased) 且不一致的 (inconsistent) 估計。相反地，固定效果模型中 LSDV 無論是在虛無假設或對立假設之下，其皆為一致的估計。因此，Hausman test 主要檢定 β 之 GLS 與 LSDV 估計是否有顯著差異。檢定統計量如下所示：

$$H = (\hat{\beta}_{\text{within}} - \hat{\beta}_{\text{GLS}})' [\text{Var}(\hat{\beta}_{\text{within}}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{\text{GLS}})]^{-1} (\hat{\beta}_{\text{within}} - \hat{\beta}_{\text{GLS}}) \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2_{(k)} \quad (23)$$

其中， $\hat{\beta}_{\text{within}}$ 、 $\hat{\beta}_{\text{GLS}}$ 分別為 LSDV 估計與 GLS 估計； $\text{Var}(\hat{\beta}_{\text{within}})$ 、 $\text{Var}(\hat{\beta}_{\text{GLS}})$ 則分別為 $\hat{\beta}_{\text{within}}$ 與 $\hat{\beta}_{\text{GLS}}$ 的變異數-共變異數矩陣 (variance-covariance matrix)。

若檢定結果拒絕虛無假設，則 GLS 將會是一個有偏且不一致的估計，此時，我們使用固定效果模型會較隨機效果模型適合；反之，則是使用隨機效果模型較適合。

第二節 長期資料分量迴歸分析

Koenker and Bassett (1978) 指出，分量迴歸 (quantile regression) 將傳統迴歸分析中條件平均的概念擴展到整個條件分配。因此，對於反應變數的條件分配即允許各條件分量下邊際效果的異質性，不再受限於傳統迴歸分析中條件平均的限制。相較於傳統迴歸，分量迴歸可以捕捉反應變數的條件分配中不同分量的行為，尤其是對於條件分配尾端的部分。

Shi and Frees (2010) 指出分量迴歸對於處理厚尾 (heavy-tailed) 資料型態提供一個替代的方法，並且在長尾迴歸模型上具有三項優點：第一是對於任何的單調轉換模型，分量迴歸係數的解釋比均數迴歸更加容易；第二是在常態模型中，分量迴歸較最小平方估計更有效性，以及在非常態厚尾的誤差分配上，分量迴歸亦較最小平方估計來得佳；第三是分量迴歸估計較最小平方估計來得穩健，因分量對於離群值是較不敏感的。Shi and Frees (2010) 實證結果顯示對於辨識壽險公司不尋常之行為，長期資料分量迴歸模型的使用較一般長期資料迴歸模型佳。

Koenker (2004) 指出對於估計長期資料分量迴歸模型的一般方法，即是利用 ℓ_1 調整方法 (ℓ_1 regularization methods)。並且考慮第 i 個個體第 t 個觀測值之反應變數的條件分量函數，其形式如下所示：

$$Q_{y_{it}}(\tau | \mathbf{x}_{it}) = \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta}(\tau) + \alpha_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (24)$$

模型(24)中， α_i 在反應變數的條件分量上，為一純粹的位置移動效果 (location-shift effect)，並且共變異 \mathbf{x}_{it} 的效果是被允許與分量 τ 相關的，但是 α_i 則不然。

為了對某些分量於模型(24)中能同時地估計，可求解式(25)：

$$\arg \min_{(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta})} \sum_{k=1}^q \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N w_k \rho_{\tau_k}(y_{it} - \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta}(\tau_k) - \alpha_i) \quad (25)$$

其中， $\rho_{\tau_k}(u) = u(\tau_k - I(u < 0))$ 是分段線性的分量損失函數 (Koenker and Bassett 1978)，權重 w_k 是控制 q 個分量 $\{\tau_1, \dots, \tau_q\}$ 在參數 α_i 之估計上的相對影響。

對於分量損失函數，若考慮 ℓ_1 懲罰 (ℓ_1 penalty) $P(\boldsymbol{\alpha}) = \sum_{i=1}^N |\alpha_i|$ 取代傳統的高斯懲罰 (Gaussian penalty)，此將維持極值問題的線性規劃形式 (linear programming form)，則模型(25)之 ℓ_1 懲罰的估計結果如下：

$$\left\{ \hat{\boldsymbol{\beta}}(\tau_k, \lambda), \hat{\alpha}_i(\lambda) \right\} \equiv \arg \min_{(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta})} \sum_{k=1}^q \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N w_k \rho_{\tau_k}(y_{it} - \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta}(\tau_k) - \alpha_i) + \lambda \sum_{i=1}^N |\alpha_i| \quad (26)$$

對於 $\lambda \rightarrow 0$ ，我們可得到固定效果估計量；然而，當 $\lambda \rightarrow \infty$ ，則對於所

有 $i=1,2,\dots,N$ ， $\hat{\alpha}_i \rightarrow 0$ ，所以我們得到清除固定效果模型的估計量。

Geraci and Bottai (2007) 提出對於具有位置移動隨機效果 (location-shift random effect) 的條件分量函數之參數估計方法，此方法與估計具有隨機截距項的均數迴歸類似，當中介紹一種建立在非對稱拉普拉斯密度 (asymmetric Laplace density, ALD) 上之概似函數，其自動提供懲罰的最適水準之選擇，即一近乎最適的個體效果之減縮程度會自動被資料與其概似所選取。並且若依循 ℓ_1 懲罰調整方法，則對於估計 τ -分配的 (τ -distributional) 個體效果將無法實行，因此，藉由令位置移動效果為隨機的且其分配之參數與 τ 是相關的來避免此問題，此即模型(24)中之 α_i 將被令為一位置移動隨機效果。

對於 $i=1,\dots,N$ 且 $t=1,\dots,T$ ，我們假設給定 α_i 下的反應變數是依據 ALD 的獨立分配，密度函數為

$$f(y_{it} | \boldsymbol{\beta}, \alpha_i, \sigma) = \frac{\tau(1-\tau)}{\sigma} \exp\left\{-\rho_\tau\left(\frac{y_{it} - \mu_{it}}{\sigma}\right)\right\} \quad (27)$$

其中， $\mu_{it} = \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i$ 是第 τ 分量之線性預測。並且假設隨機效果 α_i 為一相同且獨立之常態分配，即對於 $i=1,\dots,N$ ， $\alpha_i \sim N(0, \varphi)$ ，其中 φ 為 τ -相關的 (τ -dependent) 參數 (亦即 $\varphi(\tau)$)，則對於第 i 個個體 (\mathbf{y}_i, α_i) 之聯合密度函數為：

$$f(\mathbf{y}_i, \alpha_i | \eta) = f(\alpha_i | \varphi) \prod_{t=1}^T f(y_{it} | \boldsymbol{\beta}, \alpha_i, \sigma)$$

$$= \left\{ \frac{\tau(1-\tau)}{\sigma} \right\}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\varphi}} \exp \left[-\sum_{t=1}^T \left\{ \rho_\tau \left(\frac{y_{it} - \mu_{it}}{\sigma} \right) \right\} - \frac{1}{2\varphi} \alpha_i^2 \right] \quad (28)$$

其中， $f(\alpha_i | \varphi)$ 是 α_i 的密度函數且 $\eta = (\boldsymbol{\beta}, \sigma, \varphi)$ 。

若以 N 個個體為基礎，則 $(\mathbf{Y}, \boldsymbol{\alpha})$ 的聯合密度函數為：

$$f(\mathbf{Y}, \boldsymbol{\alpha} | \eta) = \prod_{i=1}^N f(\mathbf{y}_i | \boldsymbol{\beta}, \alpha_i, \sigma) f(\alpha_i | \varphi)$$

其中， $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1, \dots, \alpha_N)$ 。

最後，為了估計 $\eta = (\boldsymbol{\beta}, \sigma, \varphi)$ ，Geraci and Bottai (2007) 提出蒙地卡羅 EM 演算法 (Monte Carlo EM algorithm)，對於第 τ 分量模型的參數 η ，我們將可得到最大概似估計，而應用之遞迴 (iterative) 程序如下所示：

步驟一：首先設定參數 $\eta^{(t)} = (\boldsymbol{\beta}^{(t)}, \sigma^{(t)}, \varphi^{(t)})$ 之初始值，設定 $t=0$ ，並且將 $\eta^{(t)}$ 加入 $f(\alpha_i | \mathbf{y}_i, \eta)$ ，其中 $f(\alpha_i | \mathbf{y}_i, \eta) \propto f(\mathbf{y}_i | \boldsymbol{\beta}, \alpha_i, \sigma) f(\alpha_i, \varphi)$ ；

步驟二：對於 $i=1, \dots, N$ ，我們由 $f(\alpha_i | \mathbf{y}_i, \eta^{(t)})$ 中獨立抽出一組樣本 $\mathbf{v}_i^{(t)} = (\mathbf{v}_{i1}^{(t)}, \dots, \mathbf{v}_{im_i}^{(t)})$ ；

步驟三：求解

$$\arg \min_{\beta \in B} \sum_{i=1}^N \frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^{m_i} \sum_{t=1}^T \rho_{\tau}(\tilde{y}_{ijt}^{(t)} - \mathbf{x}'_{it} \beta)$$

其中， $\tilde{y}_{ijt}^{(t)} = y_{it} - v_{ij}^{(t)}$ ，並且設定極小化問題之解等於 $\beta^{(t+1)}$ ，以及計算

$$\sigma^{(t+1)} = \frac{1}{\sum_{i=1}^N n_i} \frac{1}{\sum_{i=1}^N m_i} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{m_i} \sum_{t=1}^T \rho_{\tau}(\tilde{y}_{ijt}^{(t)} - \mathbf{x}'_{it} \beta^{(t+1)}) ,$$

$$\varphi^{(t+1)} = \hat{\Phi}(\mathbf{v}_1, \dots, \mathbf{v}_N)$$

其中， $\hat{\Phi}$ 為給定 Y 之下， φ 的最大概似估計；

步驟四：設定 $t=t+1$ ，並且重複步驟一~三，直至參數 η 收斂為止。

如此，在每一次遞迴中， $\eta^{(t+1)}$ 即為給定 $\eta^{(t)}$ 之下， η 的最大概似估計。

上述應用之遞迴程序，實證分析中我們將使用 R 統計軟體的套件

‘lqmm’ 作為分析。

第三章 實證分析

本章共分為三部分，第一節為資料與變數，包含資料來源、變數定義、變數敘述統計量與相關性分析以及變數對觀察年度之分析；第二節為實證模型，主要依壽險業國外資產配置與投資績效之研究，建構實證模型；第三節為實證結果，探討長期資料分析與長期資料分量迴歸分析之結果。

第一節 資料與變數

壹、資料來源

本研究分析之資料來源為財團法人保險事業發展中心之人壽保險業財務資料、保險年鑑、證券交易所股市觀測站及各公司資訊。研究期間為 2004 年至 2008 年，並以研究期間存續的 25 家壽險公司為樣本進行實證分析，同時為了比較不同公司性质於國外投資比率和投資報酬率上是否具有差異，我們將壽險公司依所有權與是否已公開發行作為分類，則樣本公司依據所有權可區分為本資公司和外資公司，如 50% 所有權由外資持有，即歸為外資公司；反之則為本資公司。另一分類為依據樣本公司是否已公開發行，區分為已公開發行公司和未公開發行公司。

表 2-1 樣本公司

本資公司	外資公司
國寶人壽 (Global Life , GL)	宏利人壽 (Manulife , MNL)
幸福人壽 (Singfor Life , SFL)	康健人壽 (CIGNA)
國華人壽 (Kuo Hua Life , KHL)	安聯人壽 (Allianz Taiwan Life , ATL)
遠雄人壽 (Far Glory Life , FGL)	保誠人壽 (PCA Life , PCA)
臺銀人壽 (BankTaiwan Life , BTL)	保德信國際 (Prudential of Taiwan , PT)
臺灣郵政 (Taiwan Post , TP)	全球人壽 (Aegon)
富邦人壽 (Fubon Life , FL)	安泰人壽 (ING Life , ING)
興農人壽 (Sinon Life , SNL)	三商美邦 (MassMutual Mercuries , MM)
台灣人壽 (Taiwan Life , TL)	大都會國際 (Metlife , ML)
宏泰人壽 (Hontai Life , HL)	南山人壽 (Nan Shan Life , NSL)
新光人壽 (Shin Kong Life , SKL)	美國人壽 (Alico , AL)
國泰人壽 (Cathay Life , CTL)	國際紐約 (New York Life , NYL)
中國人壽 (China Life , CL)	

表 2-2 樣本公司

已公開發行公司		未公開發行公司	
國泰人壽 (CTL)	興農人壽 (SNL)	宏利人壽 (MNL)	國華人壽 (KHL)
新光人壽 (SKL)	台灣人壽 (TL)	康健人壽 (CIGNA)	大都會國際 (ML)
三商美邦 (MM)	國寶人壽 (GL)	安聯人壽 (ATL)	南山人壽 (NSL)
遠雄人壽 (FGL)	幸福人壽 (SFL)	保誠人壽 (PCA)	美國人壽 (AL)
中國人壽 (CL)		保德信國際 (PT)	國際紐約 (NYL)
宏泰人壽 (HL)		全球人壽 (Aegon)	臺銀人壽 (BTL)
富邦人壽 (FL)		安泰人壽 (ING)	臺灣郵政 (TP)

貳、變數定義

投資報酬率(Return)： $2 \times$ 本期投資損益 / (前期期末資金運用數 + 本期期末資金運用數 - 本期投資收益)，當期間未滿 1 年者，按其期間予以年化。

國內投資報酬率(DomesticR)：各年度各公司國內投資工具報酬率合計數。

國外投資報酬率(ForeignR)：各年度各公司國外投資工具報酬率合計數。

國外投資比率(Ratio)：各年度各公司國外投資金額 / 可運用資金總額；其中可運用資金總額包括業主權益及各種準備金。

市占率(MarketS)：各年底各公司總保費收入占所有樣本公司總保費收入之比率。

匯兌損益率(ExchangeR)：各年度各公司匯兌損益占可運用資金的比率；其中匯兌損益包含避險成本及每月未到期之匯率衍生性商品評價損益。

壽險比率(LifeR)：各年度各公司壽險保費收入占該公司總保費收入之比率。

健康險比率(HealthR)：各年度各公司健康險保費收入占該公司總保費收入之比率。

年金險比率(AnnuityR)：各年度各公司年金險保費收入占該公司總保費收入之比率。

資本虛擬變數(Capital dummy)：1：本資公司，0：外資公司。

公開發行虛擬變數(Public dummy)：1：已公開發行公司，0：未公開發行公司。

殖利率(Rate)：各年底美國政府十年期公債殖利率。

年度(Year)：研究期間各觀察年度。



參、變數敘述統計量與相關性分析

經由檢視變數敘述統計量和皮爾森相關係數 (Pearson correlation coefficient) 以及散佈圖矩陣，我們可以從中初步了解資料之型態 (詳見表 3、表 4 和圖 2)。

由表 3 中統計量偏態的部分可知，投資報酬率和國內、國外投資報酬率等變數其資料是呈現左偏的型態。表 4 變數相關矩陣與圖 2 散佈圖矩陣則提供判斷變數之間關聯的性質與強度，並有助於辨認資料點散佈情形。由散佈圖矩陣與相關矩陣可得知，與國外投資比率相關性較高的變數為市占率、國外投資報酬率和各險種比率，而與投資報酬率相關性較高的變數則有匯兌損益率和美國政府十年期公債殖利率。由散佈圖矩陣觀察資料點散佈情形可知，對於國外投資報酬率有一邊遠觀察值，且該觀察值為保誠人壽 97 年之國外投資報酬率。

表 3 變數敘述統計量

	平均數	標準差	最小值	最大值	偏態	峯態
投資報酬率	0.0288	0.0327	-0.1456	0.0927	-2.4621	9.7937
國內投資報酬率	0.0273	0.0343	-0.1565	0.1061	-2.2454	9.5117
國外投資報酬率	0.0172	0.0500	-0.3153	0.1050	-3.0094	16.2689
國外投資比率	0.2334	0.0963	0.0000	0.3763	-0.8187	-0.1123
市占率	0.0400	0.0532	0.0015	0.2401	2.2979	5.3082
匯兌損益率	-0.0011	0.0042	-0.0120	0.0119	-0.0124	1.2405
壽險比率	0.7417	0.1689	0.2399	1.0000	-0.7003	0.0159
健康險比率	0.1196	0.1007	0.0000	0.6077	1.9075	5.8499
年金險比率	0.0985	0.1456	0.0000	0.6038	1.6184	1.6933
殖利率	0.0390	0.0095	0.0205	0.0471	-1.3355	0.0807

表 4 變數相關矩陣

	投資報酬率	國內投資報酬率	國外投資報酬率	國外投資比率	市占率	匯兌損益率	壽險比率	健康險比率	年金險比率	殖利率
投資報酬率	1									
國內投資報酬率	0.921	1								
30 國外投資報酬率	0.4852	0.2761	1							
國外投資比率	0.0925	0.0268	0.2444	1						
市占率	0.0883	0.0643	0.0856	0.4098	1					
匯兌損益率	0.2116	0.1832	0.0727	-0.0364	0.1534	1				
壽險比率	-0.0534	-0.0332	0.1464	0.2133	0.07	-0.0752	1			
健康險比率	-0.1249	-0.1162	-0.2045	-0.3850	-0.1208	-0.0119	-0.4726	1		
年金險比率	0.1497	0.1199	0.0198	0.2030	0.0224	0.0585	-0.6379	-0.247	1	
殖利率	0.5511	0.4273	0.4992	0.0009	0.0038	0.1374	0.1035	-0.1015	-0.0945	1

圖 2 散佈圖矩陣

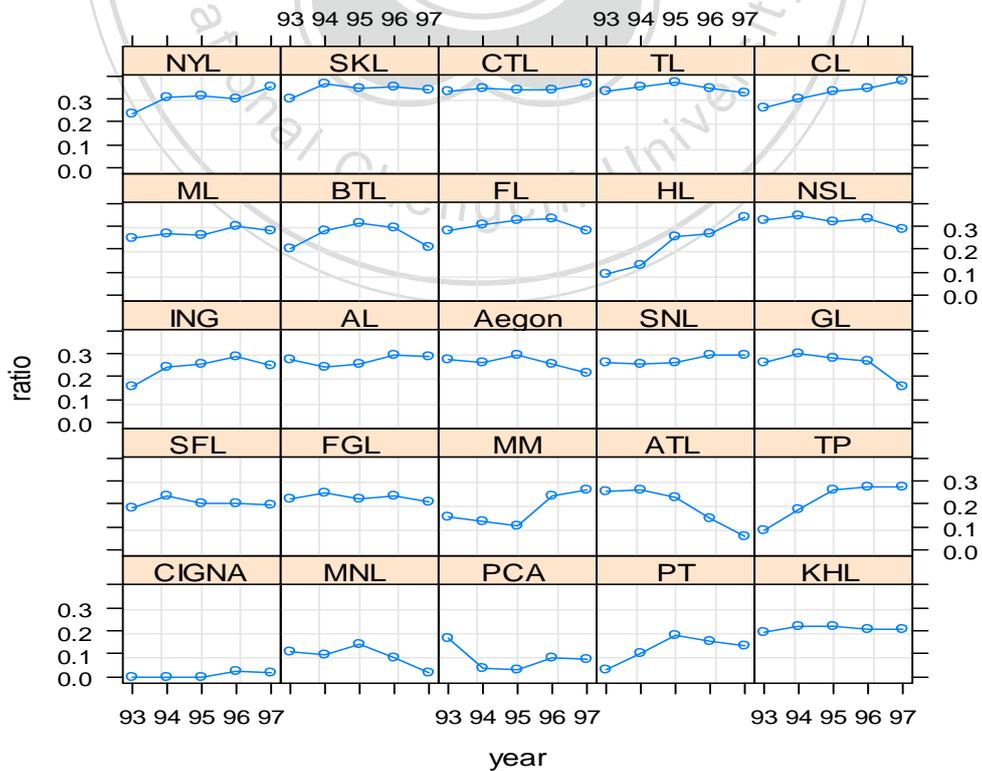


肆、變數對觀察年度之分析

建構實證模型之前，一方面依不同公司別的角度，觀察此研究中四個反應變數於觀察期間之變化；另一方面則是依公司性質別的角度作觀察。

首先，依不同公司別的角度，對於國外投資比率方面，由於主管機關於 2003 年起陸續放寬資金運用限制並提高海外投資上限，加上壽險業為改善利差損問題，因而逐漸提高國外投資比率，圖 3 中亦顯示大部份壽險公司在觀察期間其國外投資比率是呈現持平向上的趨勢。

圖 3 國外投資比率對觀察年度圖



對於投資報酬率和國內、國外投資報酬率方面（見圖 4～圖 6），由於 2008 年美國次級房貸問題引發金融市場流動性危機與信用緊縮，導致全球經濟衰退，此在各投資報酬率對觀察年度圖中亦顯示出，部分壽險公司受 2008 年金融海嘯影響，因而造成該年度的投資報酬率下降，其中在投資報酬率和國內投資報酬率方面，尤以國華人壽和幸福人壽最為明顯；在國外投資報酬率方面則以保誠人壽最為明顯。

圖 4 投資報酬率對觀察年度圖

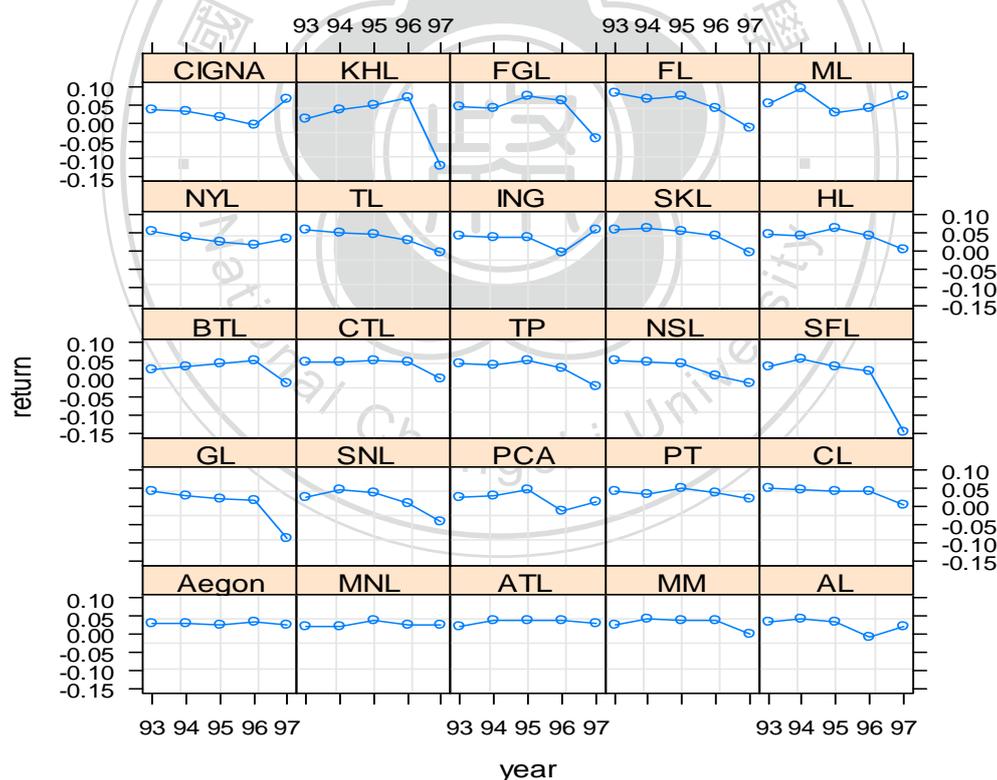


圖 5 國內投資報酬率對觀察年度圖

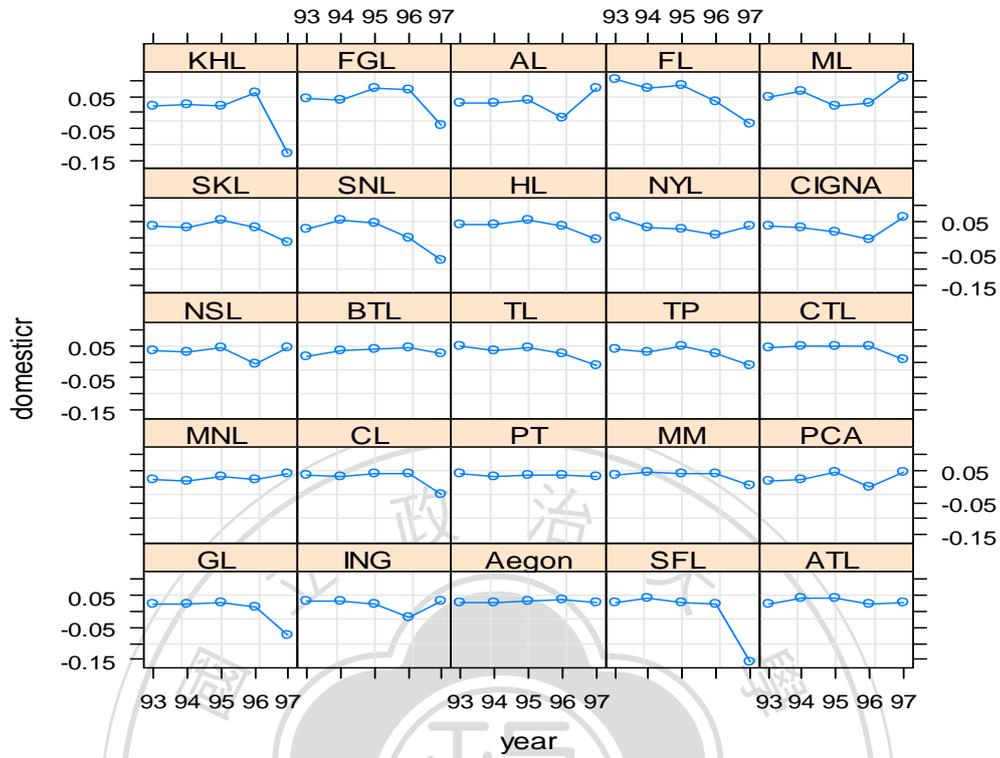
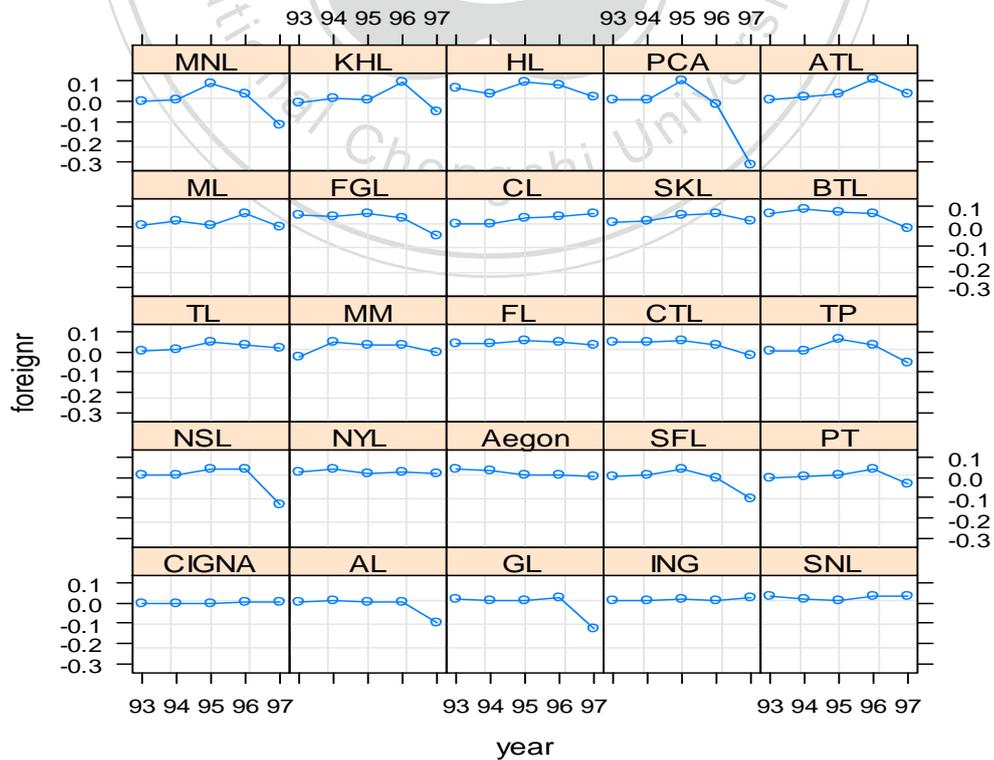


圖 6 國外投資報酬率對觀察年度圖



接著依公司性質別的角度觀察國外投資比率、投資報酬率和國內、國外投資報酬率四個反應變數於觀察期間之變化（見圖 7~圖 10），公司性質別即分為本資與外資公司以及已公開發行與未公開發行公司。圖 7 中顯示，本資公司在國外投資比率上約略高於外資公司，並且已公開發行公司亦約略高於未公開發行公司。

圖 7 國外投資比率對觀察年度圖（公司性質別）

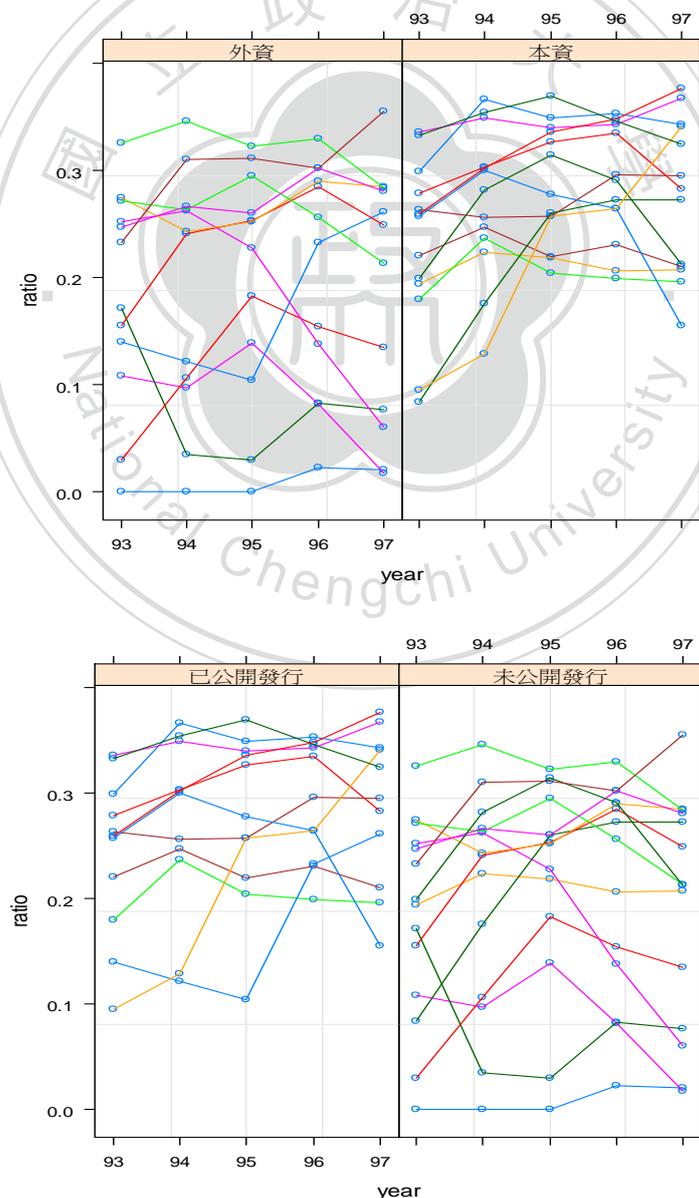


圖 8 中顯示出，由於 2008 年發生全球金融海嘯，使得本資公司和已公開發行公司可能受其影響，因而造成該年度投資報酬率明顯降低，至於研究期間其他年度投資報酬率則無明顯差異。

圖 8 投資報酬率對觀察年度圖（公司性質別）

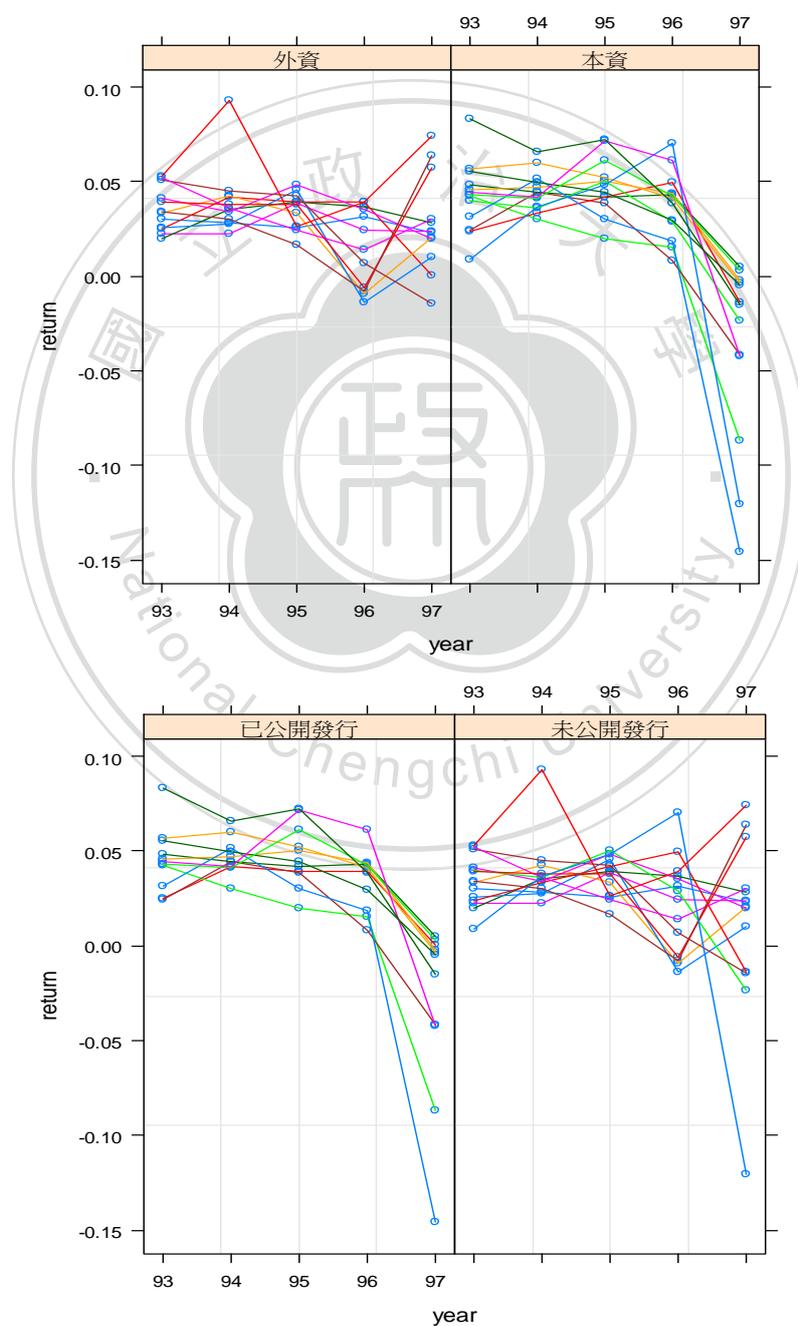


圖 9 中顯示，97 年金融海嘯時期，本資公司的國內投資報酬率明顯下降，但外資公司卻是上升的；並且該年度已公開發行公司的國內投資報酬率是明顯呈現下降的。

圖 9 國內投資報酬率對觀察年度圖（公司性質別）

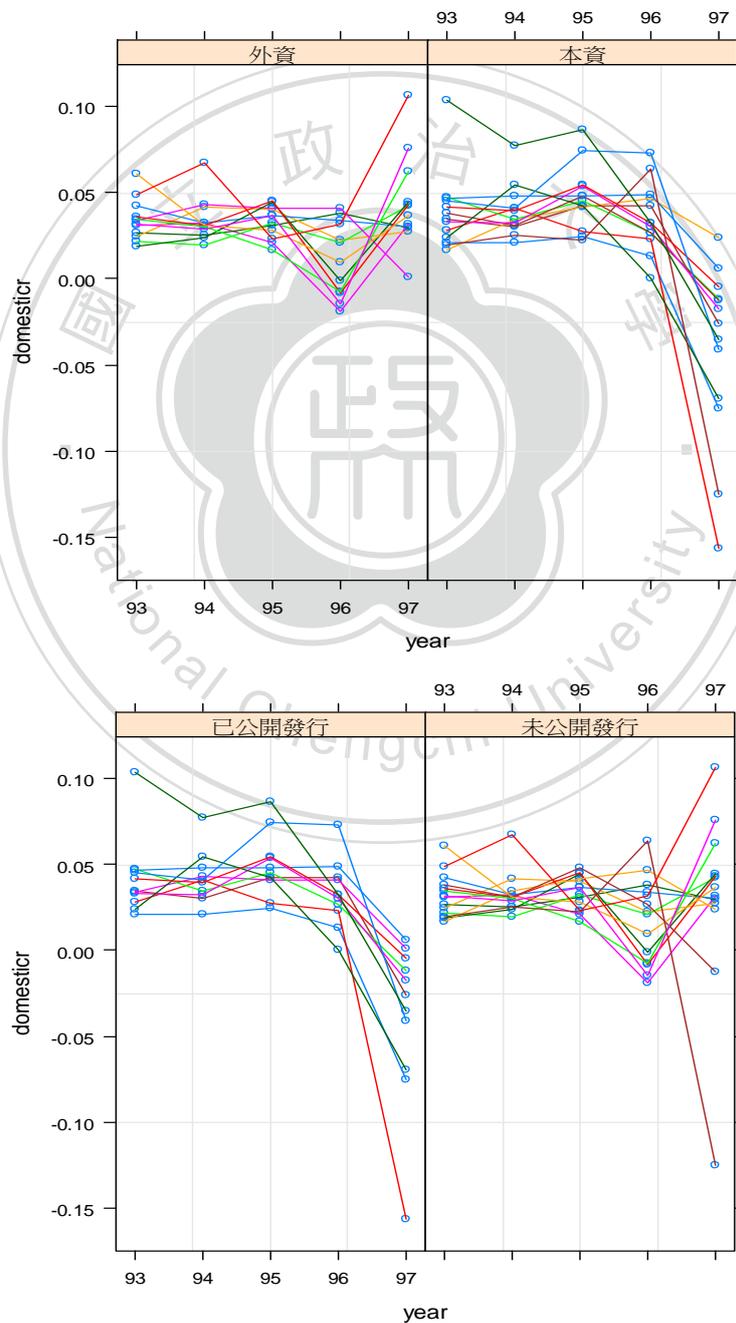
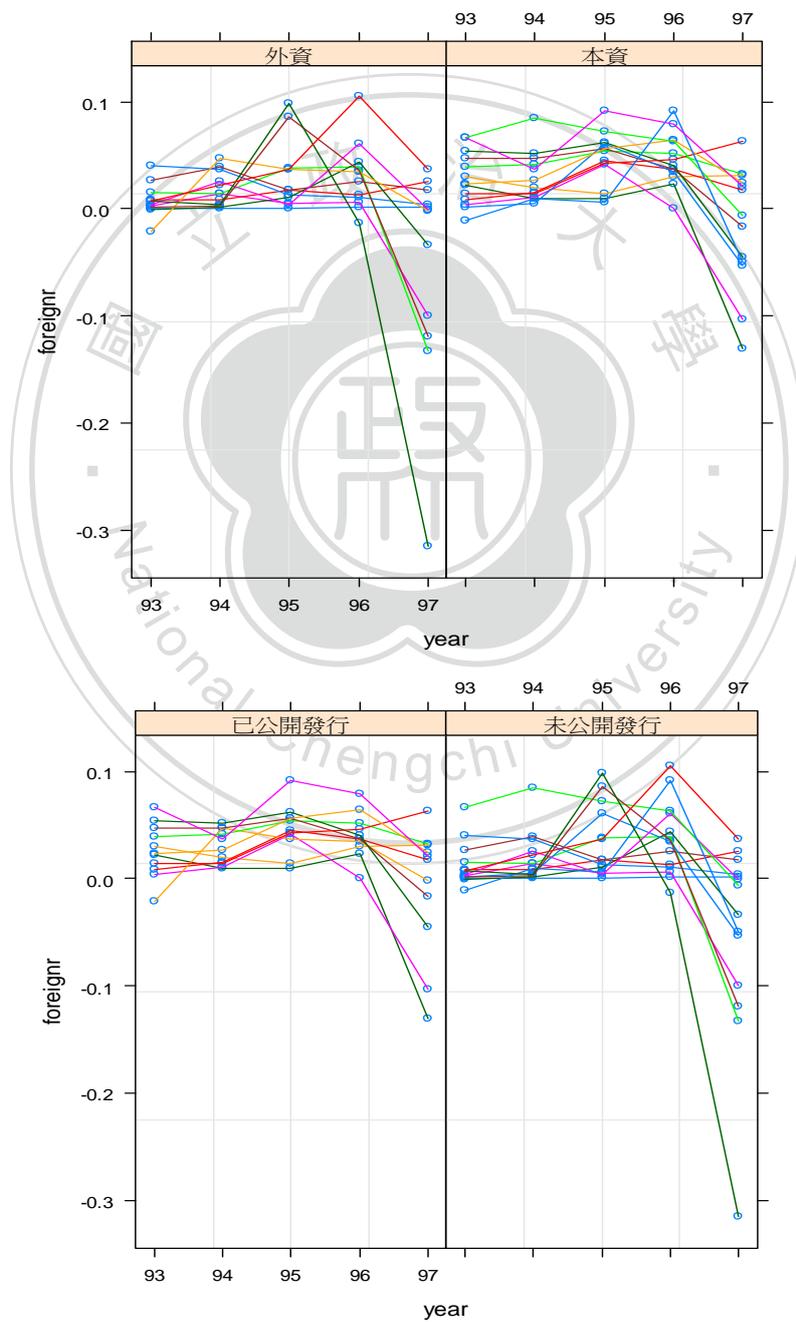


圖 10 中顯示，同樣於 97 年金融海嘯時期，無論本資或外資公司以及已公開發行或未公開發行公司，該年度之國外投資報酬率皆明顯呈現下降趨勢。

圖 10 國外投資報酬率對觀察年度圖（公司性質別）



第二節 實證模型

關於實證模型之建構，因本研究主要探討壽險公司國外資產配置與投資績效之議題，所以反應變數包含壽險公司國外投資比率與投資報酬率，其中又將投資報酬率細分為國內投資報酬率和國外投資報酬率；解釋變數方面，則包含公司性質別變數、市占率、不同險種之保費收入占總保費收入的比例和其他可能與反應變數有相關之變數。其中公司性質變數分為兩部分，其一是依所有權分類為本資公司與外資公司，另一則是依公開發行與否分類為已公開發行與未公開發行公司。以下各實證模型中使用之下標 i 代表第 i 家壽險公司， $i=1,2,\dots,25$ ； t 代表第 t 年觀察期間， $t=1,2,\dots,5$ 。

實證模型(一)主要檢視壽險公司之市占率和各險種保費收入占總保費收入的比例與國外投資比例之間的關係，同時亦針對不同公司性質別，檢視本資和外資公司以及已公開發行和未公開發行公司在國外投資比率上是否有差異。若以個體特定效果為例，則實證模型(一)如下所示：

$$\begin{aligned} \text{Ratio}_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 \text{Capital}_{i,t} / \text{Public}_{i,t} + \beta_2 \text{Year}_{i,t} + \beta_3 \text{MarketS}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{DomesticR}_{i,t} + \beta_5 \text{ForeignR}_{i,t} + \beta_6 \text{ExchangeR}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{LifeR}_{i,t} + \beta_8 \text{HealthR}_{i,t} + \beta_9 \text{AnnuityR}_{i,t} + \beta_{10} \text{Rate}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (29)$$

其中，截距項係數皆相同時，即為總合模型型式；若截距項係數不相

同且為數值常數，即為固定效果模型；若 $\alpha_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\alpha^2)$ ，則為隨機效果模型； $\varepsilon_{i,t}$ 為誤差項， $\varepsilon_{i,t} \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。同理，當以時間特定效果為例，截距項則為 γ_t ，且其隨機效果模型即假設 $\gamma_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\gamma^2)$ 。

若本(外)資虛擬變數或(未)公開發行虛擬變數之係數 β_1 為正數，表示本資公司國外投資比例高於外資公司或公開發行公司國外投資比例高於未公開發行公司；反之，則表示本資公司國外投資比例低於外資公司或公開發行公司國外投資比例低於未公開發行公司，由於已公開發行公司因需揭露財務報表，可能為提升投資績效而提高國外投資的比例，因此，預期係數 β_1 為正數。2003年起主管機關陸續放寬資金運用限制並提高國外投資上限，再加上壽險業為改善利差損問題，逐漸將資金往海外收益較高的標的投資，故預期係數 β_2 為正數。若市占率越高，則壽險公司可運用資金亦相對地提高，資金配置於國外的比重將可能相對增加，因此，預期係數 β_3 為正數。若國內投資報酬率越高，將會降低壽險公司國外投資的意願，故預期係數 β_4 為負數。而國外投資報酬率與國外投資比率具有正向關係，故預期係數 β_5 為正數。匯兌損益部分包含避險成本及每月未到期之匯率衍生性金融商品評價損益，其中避險成本會降低國外投資報酬率而導致國外投資的意願減低，因此，預期係數 β_6 為負數。因為壽險業對於國外投資資金運用的理念為拉長資產的存續期間及提高資金運用收益率，加上壽險和年

金險兩者皆為長期性契約且具儲蓄性質，故預期係數 β_7 和 β_9 皆為正數。若美國政府十年期公債殖利率越高，將可能提高壽險公司國外投資意願，因此，預期係數 β_{10} 為正數。

實證模型(二) 主要檢視美國政府十年期公債殖利率與投資報酬率之間是否具有正向關係，同時亦針對不同公司性質別，檢視本資和外資公司以及已公開發行和未公開發行公司在投資報酬率上是否有顯著差異。以個體特定效果為例，實證模型(二)如下所示：

$$\begin{aligned} \text{Return}_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 \text{Capital}_{i,t} / \text{Public}_{i,t} + \beta_2 \text{Year}_{i,t} + \beta_3 \text{Ratio}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{MarketS}_{i,t} + \beta_5 \text{ExchangeR}_{i,t} + \beta_6 \text{LifeR}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{HealthR}_{i,t} + \beta_8 \text{AnnuityR}_{i,t} + \beta_9 \text{Rate}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (30)$$

其中，若 $\alpha_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\alpha^2)$ ，則為隨機效果模型； $\varepsilon_{i,t}$ 為誤差項， $\varepsilon_{i,t} \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。當以時間特定效果為例，截距項則為 γ_t ，且其隨機效果模型即假設 $\gamma_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\gamma^2)$ 。

若本(外)資虛擬變數或(未)公開發行虛擬變數之係數 β_1 為正數，表示本資公司投資績效高於外資公司或公開發行公司投資績效高於未公開發行公司；反之，則表示本資公司投資績效低於外資公司或公開發行公司投資績效低於未公開發行公司。若係數 β_2 為正數，表示觀察期間內隨著年度增加，投資績效相對提升；反之，則表示投資績效相對降低。係數 β_3 如為正數，表示國外投資比率與投資績效之間具有

正向關係。若係數 β_4 為正數，表示市占率與投資績效之間具有正向關係，亦即資產管理有規模效果。係數 β_5 如為正數，表示加計避險成本及每月未到期之匯率衍生性商品評價損益後，樣本期間匯率波動產生的匯兌損益對於壽險公司投資報酬率具有正向影響，亦即壽險公司實行避險策略有利於公司資產配置的績效。係數 β_6 、 β_7 或 β_8 如為正數，表示該險種保費收入與投資績效之間具有正向關係。賴本隊 (2010) 指出壽險業國外投資目前仍以美元為主要配置區域，因此，若美國政府十年期公債殖利率越高，對投資績效而言將可能有正向影響，故預期係數 β_9 為正數。

實證模型(三)和(四)主要是將上述模型(二)中反應變數投資報酬率，又細分為國內投資報酬率和國外投資報酬率兩區塊，作個別地分析探討。以個體特定效果為例，實證模型(三)如下：

$$\begin{aligned} \text{DomesticR}_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 \text{Capital}_{i,t} / \text{Public}_{i,t} + \beta_2 \text{Year}_{i,t} + \beta_3 \text{Ratio}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{MarketS}_{i,t} + \beta_5 \text{ExchangeR}_{i,t} + \beta_6 \text{LifeR}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{HealthR}_{i,t} + \beta_8 \text{AnnuityR}_{i,t} + \beta_9 \text{Rate}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (31)$$

實證模型 (四)如下所示：

$$\begin{aligned} \text{ForeignR}_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 \text{Capital}_{i,t} / \text{Public}_{i,t} + \beta_2 \text{Year}_{i,t} + \beta_3 \text{Ratio}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{MarketS}_{i,t} + \beta_5 \text{ExchangeR}_{i,t} + \beta_6 \text{LifeR}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{HealthR}_{i,t} + \beta_8 \text{AnnuityR}_{i,t} + \beta_9 \text{Rate}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (32)$$

其中，若 $\alpha_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\alpha^2)$ ，則為隨機效果模型； $\varepsilon_{i,t}$ 為誤差項， $\varepsilon_{i,t} \sim \text{iid}$

$(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。當以時間特定效果為例，截距項則為 γ_t ，且其隨機效果模型即假設截距項 $\gamma_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\gamma^2)$ 。

實證模型(三)反應變數代表國內投資績效，實證模型(四)反應變數則代表國外投資績效，兩實證模型中各解釋變數係數的正負號所代表之意義以及我們所預期之符號與實證模型(二)同理。

另外，關於上述四個實證模型，我們亦可以公司別之角度，來觀察模型中反應變數對各解釋變數間資料散佈的情形（詳見附錄 圖 41 ~ 圖 44）。



第三節 實證結果

壹、長期資料分析結果與討論

關於長期資料分析實證結果與討論，將針對每一個實證模型其總合、固定效果和隨機效果進行分析探討，同時並檢視各實證模型之適合性檢定，其中對於固定效果和隨機效果，因考量個別公司間差異性與各年度間差異性，所以兩者又分別細分為個體特定與時間特定作為分析。固定效果方面，將經由個體特定與時間特定固定效果係數表，分析各公司或各年度固定效果係數是否顯著，藉以得知哪間公司或哪一年度具有特定效果，同時透過模型檢定之方法來檢視各實證模型分別是較適合總合、固定效果或隨機效果。最後，則對各實證模型進行殘差分析，檢視其是否符合實證模型之基本假設。

以下分別就四個實證模型來分析探討，每張實證結果分析表會含括總合 1 和總合 2，1 代表該模型考量本（外）資虛擬變數，2 則代表考量（未）公開發行虛擬變數，同理，固定效果和隨機效果部分亦是。其中因個體特定固定效果對於本（外）資虛擬變數或（未）公開發行虛擬變數，在估計上無法看出其效果，因此只有單一情況。

首先，為了解壽險公司資產配置情形，於實證模型(一)主要檢視壽險公司之市占率以及各險種保費收入占總保費收入的比例與國外投資比率之間的關係，同時亦針對不同公司性质別，檢視本資和外資

公司以及已公開發行和未公開發行公司在國外投資比率上是否有顯著差異。

表 5 中顯示，總合、固定效果和隨機效果模型的 F 統計量皆是顯著的，表示於總合、固定效果和隨機效果模型中之係數至少有一顯著不為零。模型(一)中本(外)資虛擬變數在總和、時間特定固定效果和隨機效果上是顯著的，且其係數皆為正號，表示本資公司其國外投資的比率是顯著高於外資公司，亦即本資公司資產配置之國外部位是顯著高於外資公司；同樣情況下，(未)公開發行虛擬變數亦是顯著的，且其係數為正號，表示公開發行公司於國外投資的比率是顯著高於未公開發行公司，此結果與我們所預期是一致的。

同時，模型中年度(Year)變數於總和、固定效果和隨機效果上是顯著的，且其係數皆為正號，代表年度與國外投資比率之間是顯著的正相關，即表示 2004 年至 2008 年間隨著年度的增加，相對地台灣壽險業於國外投資的比重亦顯著提升；而模型中市占率變數除在個體特定固定效果外，皆是顯著的，且其係數皆為正號，代表若壽險公司的市占率愈高，則其資產配置於國外的比重亦相對提高，此結果與我們所預期的相符合。

對於不同險種之特性的探討，模型中顯著的變數有壽險比率和年金險比率，且其係數皆為正號，代表壽險比率和年金險比率與國外投

資比率之間呈現顯著地正相關，亦即表示壽險公司有效契約中，若壽險與年金險的保費收入占總保費收入的比率越高，則壽險公司可運用資金投資於國外的比重亦相對較高，此結果可能與壽險和年金險之特性有關，因壽險和年金險的保費收入皆為長期性契約且具儲蓄性質，而且壽險業國外投資資金運用的理念為拉長資產的存續期間及提高資金運用收益率，因此，如壽險公司其壽險與年金險的保費收入占總保費收入的比率越高，則其可運用資金愈傾向往國外投資。

表 5 中顯示匯兌損益率變數其係數皆為負號，代表匯兌損益率和國外投資比率之間為負向關係，表示避險成本及每月未到期之匯率衍生性商品評價損益若愈高，則壽險公司資金投資於國外的比重相對較低，亦即匯率風險將降低台灣壽險業資金往國外投資的意願；模型中國外投資報酬率其係數皆為正號，表示國外投資報酬率與國外投資比率之間為正向關係，惟其係數並未達顯著水準。

表 5 影響國外投資因素實證結果

反應變數：國外投資比率

模型(一)	總合		時間		個體		時間		
	總合 1	總合 2	固定效果	固定效果 1	固定效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2
截距項	-0.152 (-1.357)	-0.140 (-1.249)				-0.145 (-1.268)	-0.150 (-1.307)	-0.152 (-1.357)	-0.140 (-1.249)
本(外)資 虛擬變數	0.038** (2.430)			0.038** (2.401)		0.047 (1.545)		0.038** (2.430)	
(未)公開發行 虛擬變數		0.040** (2.488)			0.040** (2.461)		0.050 (1.646)		0.040** (2.488)
年度	0.013* (1.803)	0.012* (1.687)	0.011** (2.347)			0.012*** (2.627)	0.011** (2.591)	0.013* (1.803)	0.012* (1.687)
市占率	0.601*** (4.565)	0.597*** (4.528)	-0.952 (-1.015)	0.600*** (4.522)	0.596*** (4.483)	0.473* (1.771)	0.465* (1.740)	0.601*** (4.565)	0.597*** (4.528)
國內投資報酬率	0.013 (0.058)	-0.028 (-0.125)	0.004 (0.025)	0.008 (0.033)	-0.033 (-0.144)	0.025 (0.171)	0.025 (0.167)	0.013 (0.058)	-0.028 (-0.125)
國外投資報酬率	0.219 (1.324)	0.228 (1.389)	0.105 (0.912)	0.226 (1.341)	0.234 (1.398)	0.113 (1.010)	0.113 (1.019)	0.219 (1.324)	0.228 (1.389)
匯兌損益率	-1.297 (-0.761)	-1.065 (-0.620)	-1.073 (-0.888)	-1.223 (-0.708)	-0.982 (-0.563)	-0.749 (-0.650)	-0.728 (-0.633)	-1.297 (-0.761)	-1.065 (-0.620)
壽險比率	0.299*** (2.993)	0.303*** (3.032)	0.513** (2.202)	0.300*** (2.975)	0.303*** (3.014)	0.316** (2.502)	0.328** (2.610)	0.299*** (2.993)	0.303*** (3.032)
健康險比率	0.068 (0.516)	0.051 (0.384)	0.052 (0.476)	0.070 (0.524)	0.053 (0.392)	0.025 (0.255)	0.024 (0.247)	0.068 (0.516)	0.051 (0.384)
年金險比率	0.333*** (3.080)	0.320*** (2.932)	0.456** (2.141)	0.334*** (3.064)	0.321*** (2.914)	0.284** (2.322)	0.290** (2.394)	0.333*** (3.080)	0.320*** (2.932)
美國政府十年期 公債殖利率	0.874 (0.716)	0.745 (0.609)	0.681 (0.816)			0.795 (1.005)	0.758 (0.959)	0.874 (0.716)	0.745 (0.609)
σ_α						0.071	0.071		
σ_γ								0.000	0.000
R^2_{adj}	0.411	0.412	0.127	0.394	0.396	0.215	0.216	0.411	0.412
F 統計量	9.289 ***	9.338 ***	2.117 **	10.929 ***	10.991 ***	3.485 ***	3.520 ***	9.289 ***	9.338 ***
觀察值個數	124	124	124	124	124	124	124	124	124

註 1：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

註 2： σ_α 為隨機效果模型中個體特定效果之標準差； σ_γ 則為時間特定效果之標準差。

註 3：因臺銀人壽 2006 年匯兌損益率資料缺漏，故觀察值個數為 $25 \times 5 - 1 = 124$ 。

表 6 中顯示，模型(一)個體特定固定效果係數顯著的公司有宏利人壽、康健人壽、保誠人壽和保德信國際，但其係數皆為負號，表示此四間外資公司其資金配置於國外的比例相對其他壽險公司來的低。

表 6 模型(一)個體特定固定效果係數

壽險公司	固定效果係數	壽險公司	固定效果係數
三商美邦	-0.250 (-1.400)	南山人壽	-0.021 (-0.106)
大都會國際	-0.216 (-1.097)	美國人壽	-0.244 (-1.191)
臺銀人壽	-0.296 (-1.378)	國際紐約	-0.211 (-1.024)
中國人壽	-0.176 (-0.863)	國泰人壽	0.072 (0.288)
臺灣郵政	-0.281 (-1.291)	國華人壽	-0.157 (-1.005)
台灣人壽	-0.143 (-0.719)	國寶人壽	-0.166 (-0.951)
全球人壽	-0.264 (-1.254)	康健人壽	-0.253** (-2.304)
安泰人壽	-0.144 (-0.813)	安聯人壽	-0.342 (-1.599)
宏利人壽	-0.373** (-1.976)	富邦人壽	-0.175 (-0.858)
宏泰人壽	-0.290 (-1.444)	新光人壽	-0.059 (-0.299)
幸福人壽	-0.324 (-1.535)	遠雄人壽	-0.257 (-1.318)
保誠人壽	-0.366* (-1.945)	興農人壽	-0.252 (-1.217)
保德信國際	-0.377* (-1.875)		

註：**，*分別表示達 5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 7 中顯示，實證模型(一)之時間特定固定效果係數均不顯著，表示此五年樣本觀察期間在國外投資比率上未顯著地存在時間特定效果。

表 7 模型(一)時間特定固定效果係數

年度	固定效果 1	固定效果 2
	效果係數	效果係數
93	-0.106 (-1.097)	-0.101 (-1.042)
94	-0.083 (-0.856)	-0.078 (-0.805)
95	-0.073 (-0.734)	-0.070 (-0.709)
96	-0.068 (-0.684)	-0.064 (-0.645)
97	-0.069 (-0.689)	-0.065 (-0.640)

註：括號內為對應之 t 值。

以下模型之適合性檢定將檢視實證模型是適合總和、固定效果或隨機效果，且檢定結果如表 8 所示，由於 F 檢定和 LM 檢定皆是顯著的，表示實證模型(一)是較適合固定效果或隨機效果，我們再透過 Hausman 檢定，其結果並不顯著，表示隨機效果是較固定效果適合，故總結適合性檢定結果得知，實證模型(一)使用隨機效果是最適合。

表 8 實證模型(一)檢定結果

	F test	LM test	Hausman test
F 值	9.596		
卡方值		93.323	3.529
p 值	0.000***	0.000***	0.940
檢定結果	固定效果 優於總和	隨機效果 優於總和	隨機優於 固定效果

註：***表示達 1% 顯著水準。

實證模型(二)主要檢視美國政府十年期公債殖利率與投資報酬率之間是否具正向關係，同時亦針對不同公司性質別，檢視本資和外資公司以及已公開發行和未公開發行公司在投資報酬率或資產配置績效上是否有顯著差異。

實證結果如表 9 所示，模型中除時間特定固定效果 2 外，F 統計量皆是顯著的，表示於總合、個體特定固定效果和隨機效果模型中之係數至少有一顯著不為零。同時，總合、個體特定固定效果和隨機效果模型中美國政府十年期公債殖利率於各效果模型中皆是顯著的，且其係數皆為正號，表示美國政府十年期公債殖利率與投資報酬率之間為顯著的正相關，亦即若美國政府十年期公債殖利率愈高，則壽險公司的投資報酬率亦相對地提高。並且本(外)資虛擬變數亦是顯著的，但其係數為負號，表示本資公司其投資報酬率是顯著低於外資公司，亦即外資公司在投資績效上是顯著優於本資公司。

關於壽險業匯率風險管理之探討，我們檢視匯兌損益(包含避險成本及每月未到期之匯率衍生性商品評價損益)與投資績效之間的關係。表 9 中顯示，匯兌損益率變數其係數皆為正號，表示加計避險成本及每月未到期之匯率衍生性商品評價損益後，樣本期間匯率波動產生的匯兌損益與壽險公司的投資報酬率之間具有正向關係，亦即壽險公司實行避險策略有利於投資績效的提升，惟其係數並不顯著。

表 9 影響投資報酬率因素實證結果

反應變數：投資報酬率

模型(二)	總合		個體		時間		個體		時間	
	總合 1	總合 2	固定效果	固定效果 1	固定效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2	
截距項	-0.052 (-1.323)	-0.052 (-1.319)				-0.055 (-1.383)	-0.057 (-1.409)	-0.052 (-1.323)	-0.052 (-1.319)	
本(外)資 虛擬變數	-0.012** (-2.129)			-0.012** (-2.101)		-0.012** (-2.041)		-0.012** (-2.129)		
(未)公開發行 虛擬變數		-0.008 (-1.313)			-0.008 (-1.291)		-0.008 (-1.300)		-0.008 (-1.313)	
年度	-0.002 (-0.793)	-0.002 (-0.760)	-0.0009 (2.478)			-0.002 (-0.793)	-0.002 (-0.756)	-0.002 (-0.793)	-0.002 (-0.760)	
國外投資比率	0.035 (1.039)	0.028 (0.834)	0.047 (0.720)	0.034 (1.007)	0.027 (0.803)	0.034 (0.999)	0.029 (0.808)	0.035 (1.039)	0.028 (0.834)	
市占率	0.035 (0.696)	0.033 (0.640)	-0.234 (-0.438)	0.035 (0.691)	0.033 (0.635)	0.036 (0.669)	0.034 (0.603)	0.035 (0.696)	0.033 (0.640)	
匯兌損益率	0.762 (1.257)	0.808 (1.305)	0.407 (0.559)	0.806 (1.314)	0.852 (1.360)	0.724 (1.190)	0.734 (1.186)	0.762 (1.257)	0.808 (1.305)	
壽險比率	0.012 (0.326)	0.011 (0.284)	-0.156 (-1.233)	0.013 (0.345)	0.011 (0.304)	0.014 (0.373)	0.014 (0.344)	0.012 (0.326)	0.011 (0.284)	
健康險比率	0.015 (0.320)	0.018 (0.371)	0.035 (0.504)	0.016 (0.339)	0.019 (0.388)	0.021 (0.430)	0.026 (0.540)	0.015 (0.320)	0.018 (0.371)	
年金險比率	0.062 (1.565)	0.059 (1.456)	-0.060 (-0.526)	0.063 (1.578)	0.060 (1.470)	0.066 (1.622)	0.066 (1.558)	0.062 (1.565)	0.059 (1.456)	
美國政府十年期 公債殖利率	1.720*** (4.545)	1.731*** (4.497)	2.041*** (8.191)			1.732*** (4.623)	1.754*** (4.641)	1.720*** (4.545)	1.731*** (4.497)	
σ_α						0.005	0.006			
σ_γ								0.000	0.000	
R^2_{adj}	0.362	0.348	0.332	0.108	0.089	0.365	0.356	0.362	0.348	
F 統計量	8.212***	7.717***	9.406***	2.170**	1.741	8.321***	7.993***	8.212***	7.717***	

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 10 中顯示，實證模型(二)所有個體特定固定效果係數均不顯著，表示此 25 家壽險公司在投資報酬率上未顯著地存在個體特定效果，因此預期模型適合性檢定之結果，固定效果可能會較不適合。

表 10 模型(二)個體特定固定效果係數

壽險公司	固定效果係數	壽險公司	固定效果係數
三商美邦	0.062 (0.609)	南山人壽	0.084 (0.774)
大都會國際	0.084 (0.753)	美國人壽	0.072 (0.623)
臺銀人壽	0.086 (0.705)	國際紐約	0.076 (0.654)
中國人壽	0.073 (0.632)	國泰人壽	0.116 (0.835)
臺灣郵政	0.113 (0.922)	國華人壽	0.011 (0.122)
台灣人壽	0.061 (0.547)	國寶人壽	-0.002 (-0.023)
全球人壽	0.086 (0.716)	康健人壽	-0.003 (-0.052)
安泰人壽	0.068 (0.682)	安聯人壽	0.095 (0.779)
宏利人壽	0.050 (0.462)	富邦人壽	0.080 (0.699)
宏泰人壽	0.085 (0.742)	新光人壽	0.099 (0.897)
幸福人壽	0.040 (0.331)	遠雄人壽	0.064 (0.574)
保誠人壽	0.058 (0.540)	興農人壽	0.058 (0.487)
保德信國際	0.083 (0.715)		

註：括號內為對應的 t 值。

表 11 中顯示，實證模型(二)之時間特定固定效果係數均不顯著，表示此五年樣本觀察期間在投資報酬率上未顯著地存在時間特定效果。

表 11 模型(二)時間特定固定效果係數

年度	固定效果 1	固定效果 2
	效果係數	效果係數
93	0.017 (0.494)	0.017 (0.484)
94	0.023 (0.649)	0.023 (0.640)
95	0.023 (0.651)	0.023 (0.650)
96	0.008 (0.230)	0.008 (0.226)
97	-0.027 (-0.745)	-0.027 (-0.738)

註：括號內為對應的 t 值。

關於實證模型(二)之適合性檢定，檢定結果如表 12 所示，對於 Hausman 檢定是不顯著的，表示隨機效果較固定效果適合此模型；然而，因為 F 檢定和 LM 檢定皆不顯著，表示總合是較固定效果和隨機效果適合此模型，所以總結適合性檢定結果得知，實證模型(二)是較適合總合追蹤資料模型。

表 12 實證模型(二)檢定結果

	F test	LM test	Hausman test
F 值	1.231		
卡方值		0.032	9.171
p 值	0.241	0.858	0.328
檢定結果	總合優於 固定效果	總合優於 隨機效果	隨機優於 固定效果

實證模型(三) 主要檢視美國政府十年期公債殖利率與國內投資報酬率之間的關係，同時亦針對不同公司性質別，檢視本資和外資公司以及已公開發行和未公開發行公司在國內投資報酬率上是否有顯著差異。

表 13 中顯示，除時間特定固定效果外，F 統計量皆是顯著的，表示於總合、個體特定固定效果和隨機效果模型中之係數至少有一顯著不為零。同時，總合、個體特定固定效果和隨機效果模型中美國政府十年期公債殖利率皆是顯著的，且其係數皆為正號，表示美國政府十年期公債殖利率與國內投資報酬率之間為顯著的正相關，亦即若美國政府十年期公債殖利率愈高，則壽險公司的國內投資報酬率亦相對地提高；此外，本(外)資虛擬變數亦是顯著的，但其係數為負號，表示本資公司在國內投資報酬率上是顯著低於外資公司，亦即外資公司在國內投資績效上是顯著優於本資公司。

表 13 影響國內投資報酬率因素實證結果

反應變數：國內投資報酬率

模型(三)	總合		時間		個體		時間		
	總合 1	總合 2	固定效果	固定效果 1	固定效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2
截距項	-0.043 (-0.945)	-0.044 (-0.951)				-0.043 (-0.948)	-0.047 (-1.007)	-0.043 (-0.945)	-0.044 (-0.951)
本(外)資	-0.015** (-2.320)			-0.015** (-2.303)		-0.015** (-2.312)		-0.015** (-2.320)	
(未)公開發行		-0.010 (-1.478)		-0.010 (-1.487)		-0.010 (-1.418)		-0.010 (-1.478)	
年度	-0.001 (-0.386)	-0.001 (-0.352)	0.001 (0.170)			-0.001 (-0.386)	-0.001 (-0.350)	-0.001 (-0.386)	-0.001 (-0.352)
國外投資比率	0.008 (0.201)	0.000 (0.001)	0.003 (0.038)	0.007 (0.191)	-0.0001 (-0.003)	0.008 (0.200)	0.001 (0.012)	0.008 (0.201)	0.000 (0.001)
市占率	0.046 (0.774)	0.043 (0.716)	-0.970 (-1.570)	0.046 (0.767)	0.043 (0.711)	0.046 (0.771)	0.042 (0.646)	0.046 (0.774)	0.043 (0.716)
匯兌損益率	0.638 (0.909)	0.689 (0.959)	0.222 (0.276)	0.646 (0.909)	0.693 (0.953)	0.637 (0.906)	0.643 (0.892)	0.638 (0.909)	0.689 (0.959)
壽險比率	0.019 (0.443)	0.017 (0.396)	-0.203 (-1.293)	0.020 (0.455)	0.018 (0.409)	0.019 (0.445)	0.019 (0.426)	0.019 (0.443)	0.017 (0.396)
健康險比率	0.007 (0.120)	0.010 (0.181)	0.015 (0.209)	0.007 (0.133)	0.011 (0.196)	0.007 (0.126)	0.018 (0.314)	0.007 (0.120)	0.010 (0.181)
年金險比率	0.067 (1.463)	0.064 (1.358)	-0.105 (-0.731)	0.068 (1.478)	0.065 (1.379)	0.067 (1.465)	0.069 (1.407)	0.067 (1.463)	0.064 (1.358)
美國政府十年期 公債殖利率	1.453*** (3.315)	1.470*** (3.291)	1.860*** (4.031)			1.454*** (3.318)	1.487*** (3.376)	1.453*** (3.315)	1.470*** (3.291)
σ_α						0.001	0.007		
σ_γ								0.000	0.000
R^2_{adj}	0.241	0.222	0.244	0.083	0.061	0.241	0.226	0.241	0.222
F 統計量	4.502***	4.042***	5.670***	1.626	1.161	4.501***	4.121***	4.502***	4.042***

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 14 中顯示，模型(三)個體特定固定效果係數顯著的公司有南山人壽、國泰人壽和新光人壽，且其係數皆為正號，表示此三間壽險公司的國內投資報酬率相對其他壽險公司來的高。其中，在觀察期間內，國泰人壽與南山人壽平均市占率分別約達 23% 和 14%，表示此三間市占率較高的壽險公司在國內投資績效上相對其他壽險公司具有優勢。

表 14 模型(三)個體特定固定效果係數

壽險公司	固定效果係數	壽險公司	固定效果係數
三商美邦	0.142 (1.220)	南山人壽	0.246** (1.963)
大都會國際	0.145 (1.129)	美國人壽	0.139 (1.042)
臺銀人壽	0.165 (1.166)	國際紐約	0.145 (1.077)
中國人壽	0.148 (1.118)	國泰人壽	0.352** (2.202)
臺灣郵政	0.232 (1.641)	國華人壽	0.067 (0.662)
台灣人壽	0.135 (1.045)	國寶人壽	0.052 (0.453)
全球人壽	0.164 (1.191)	康健人壽	0.025 (0.345)
安泰人壽	0.161 (1.414)	安聯人壽	0.177 (1.258)
宏利人壽	0.101 (0.806)	富邦人壽	0.187 (1.421)
宏泰人壽	0.143 (1.080)	新光人壽	0.229* (1.800)
幸福人壽	0.099 (0.707)	遠雄人壽	0.136 (1.063)
保誠人壽	0.132 (1.070)	興農人壽	0.112 (0.826)
保德信國際	0.137 (1.024)		

註：**，*分別表示達 5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 15 中顯示，實證模型(三)之時間特定固定效果係數均不顯著，表示此五年樣本觀察期間在國內投資報酬率上未顯著地存在時間特定效果。

表 15 模型(三)時間特定固定效果係數

年度	固定效果 1	固定效果 2
	效果係數	效果係數
93	0.016 (0.406)	0.016 (0.393)
94	0.019 (0.479)	0.019 (0.469)
95	0.024 (0.598)	0.025 (0.595)
96	0.008 (0.200)	0.008 (0.193)
97	-0.018 (-0.443)	-0.019 (-0.443)

註：括號內為對應的 t 值。

關於實證模型(三)之適合性檢定，檢定結果如表 16 所示，對於 Hausman 檢定是不顯著的，表示隨機效果較固定效果適合此模型；然而，由於 F 檢定和 LM 檢定皆不顯著，表示總合是較固定效果和隨機效果適合此模型，故總結適合性檢定結果得知，實證模型(三)是較適合總合追蹤資料模型。

表 16 實證模型(三)檢定結果

	F test	LM test	Hausman test
F 值	1.291		
卡方值		0.502	13.147
p 值	0.196	0.479	0.107
檢定結果	總合優於 固定效果	總合優於 隨機效果	隨機優於 固定效果

關於模型(四)實證結果之分析探討，由於壽險業國外投資以美元為主要配置區域，因此，我們主要檢視受匯率波動影響的匯兌損益率以及美國政府十年期公債殖利率與國外投資報酬率之間是否具正向關係；同時亦針對不同公司性質別，檢視本資和外資公司以及已公開發行和未公開發行公司在國外投資報酬率上是否有顯著差異。

表 17 中顯示，除時間特定固定效果外，F 統計量皆是顯著的，表示於總合、個體特定固定效果和隨機效果模型中之係數至少有一顯著不為零。

同時，總合、個體特定固定效果和隨機效果模型中美國政府十年期公債殖利率皆是顯著的，且其係數皆為正號，表示美國政府十年期公債殖利率與國外投資報酬率之間為顯著的正相關，亦即若美國政府十年期公債殖利率愈高，則壽險公司的國外投資報酬率亦相對地提高。對於本(外)資虛擬變數與(未)公開發行虛擬變數，因其係數皆為正號，表示在國外投資績效上，本資公司是高於外資公司，且公開發行公司是高於未公開發行公司，惟其係數並不顯著；而在匯兌損益率變數上，其係數亦皆為正號，表示樣本期間匯率波動所產生的匯兌損益與國外投資報酬率之間具有正向關係，亦即壽險公司採取避險策略有利於國外投資績效的提升，惟其係數並不顯著。

表 17 影響國外投資報酬率因素實證結果

反應變數：國外投資報酬率

模型(四)	總合		個體		時間		個體		時間	
	總合 1	總合 2	固定效果	固定效果 1	固定效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2	
截距項	-0.170*** (-2.755)	-0.168*** (-2.702)				-0.185 *** (-2.857)	-0.182*** (-2.822)	-0.170*** (-2.755)	-0.168*** (-2.702)	
本(外)資	0.012 (1.395)			0.012 (1.390)		0.012 (1.142)		0.012 (1.395)		
(未)公開發行		0.011 (1.179)			0.011 (1.210)		0.010 (0.949)		0.011 (1.179)	
年度	0.006 (1.589)	0.006 (1.546)	0.006 (1.318)			0.006 (1.640)	0.006 (1.603)	0.006 (1.589)	0.006 (1.546)	
國外投資比率	0.071 (1.344)	0.074 (1.389)	0.087 (0.918)	0.072 (1.360)	0.074 (1.397)	0.072 (1.217)	0.074 (1.279)	0.071 (1.344)	0.074 (1.389)	
市占率	-0.010 (-0.126)	-0.010 (-0.123)	0.437 (0.520)	-0.010 (-0.122)	-0.010 (-0.122)	-0.009 (-0.098)	-0.009 (-0.092)	-0.010 (-0.126)	-0.010 (-0.123)	
匯兌損益率	0.330 (0.344)	0.347 (0.357)	0.858 (0.785)	0.303 (0.313)	0.329 (0.336)	0.451 (0.469)	0.433 (0.447)	0.330 (0.344)	0.347 (0.357)	
壽險比率	0.025 (0.421)	0.026 (0.442)	0.192 (0.900)	0.023 (0.391)	0.024 (0.411)	0.039 (0.602)	0.039 (0.613)	0.025 (0.421)	0.026 (0.442)	
健康險比率	-0.018 (-0.234)	-0.022 (-0.292)	0.075 (0.763)	-0.020 (-0.261)	-0.024 (-0.322)	0.001 (0.011)	-0.005 (-0.060)	-0.018 (-0.234)	-0.022 (-0.292)	
年金險比率	0.023 (0.371)	0.022 (0.348)	0.188 (0.962)	0.020 (0.322)	0.019 (0.290)	0.040 (0.589)	0.039 (0.568)	0.023 (0.371)	0.022 (0.348)	
美國政府十年期 公債殖利率	3.267*** (5.442)	3.233*** (5.346)	3.188*** (5.083)			3.284 *** (5.680)	3.259*** (5.578)	3.267*** (5.442)	3.233*** (5.346)	
σ_a						0.015	0.013			
σ_y								0.000	0.000	
R^2_{adj}	0.315	0.312	0.277	0.090	0.087	0.322	0.319	0.315	0.312	
F 統計量	6.599***	6.507***	6.901***	1.780*	1.707	6.841***	6.725***	6.599***	6.507***	

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 18 中顯示，模型(四)個體特定固定效果係數未顯著的公司只有臺銀人壽和宏泰人壽，表示除這兩家壽險公司外，其他壽險公司在國外投資報酬率上均顯著地存在個體特定效果，且因係數皆為負號，代表這些壽險公司其國外投資報酬率是較低的。

表 18 模型(四)個體特定固定效果係數

壽險公司	固定效果係數	壽險公司	固定效果係數
三商美邦	-0.312** (-1.970)	南山人壽	-0.396** (-2.326)
大都會國際	-0.322* (-1.840)	美國人壽	-0.354* (-1.950)
臺銀人壽	-0.294 (-1.532)	國際紐約	-0.323* (-1.769)
中國人壽	-0.330* (-1.832)	國泰人壽	-0.411* (-1.896)
臺灣郵政	-0.378** (-1.971)	國華人壽	-0.299** (-2.168)
台灣人壽	-0.333* (-1.900)	國寶人壽	-0.332** (-2.151)
全球人壽	-0.334* (-1.782)	康健人壽	-0.235** (-2.374)
安泰人壽	-0.341** (-2.201)	安聯人壽	-0.318* (-1.660)
宏利人壽	-0.313* (-1.836)	富邦人壽	-0.335* (-1.871)
宏泰人壽	-0.279 (-1.545)	新光人壽	-0.355** (-2.052)
幸福人壽	-0.353* (-1.865)	遠雄人壽	-0.307* (-1.768)
保誠人壽	-0.369** (-2.195)	興農人壽	-0.313* (-1.691)
保德信國際	-0.322* (-1.778)		

註：**，*分別表示達 5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 19 中顯示，實證模型(四)之時間特定固定效果係數均不顯著，表示此五年樣本觀察期間在國外投資報酬率上未顯著地存在時間特定效果。

表 19 模型(四)時間特定固定效果係數

年度	固定效果 1	固定效果 2
	效果係數	效果係數
93	-0.019 (-0.358)	-0.019 (-0.340)
94	-0.016 (-0.284)	-0.015 (-0.269)
95	-0.002 (-0.035)	-0.002 (-0.032)
96	-0.002 (-0.031)	-0.001 (-0.018)
97	-0.071 (-1.269)	-0.070 (-1.248)

註：括號內為對應的 t 值。

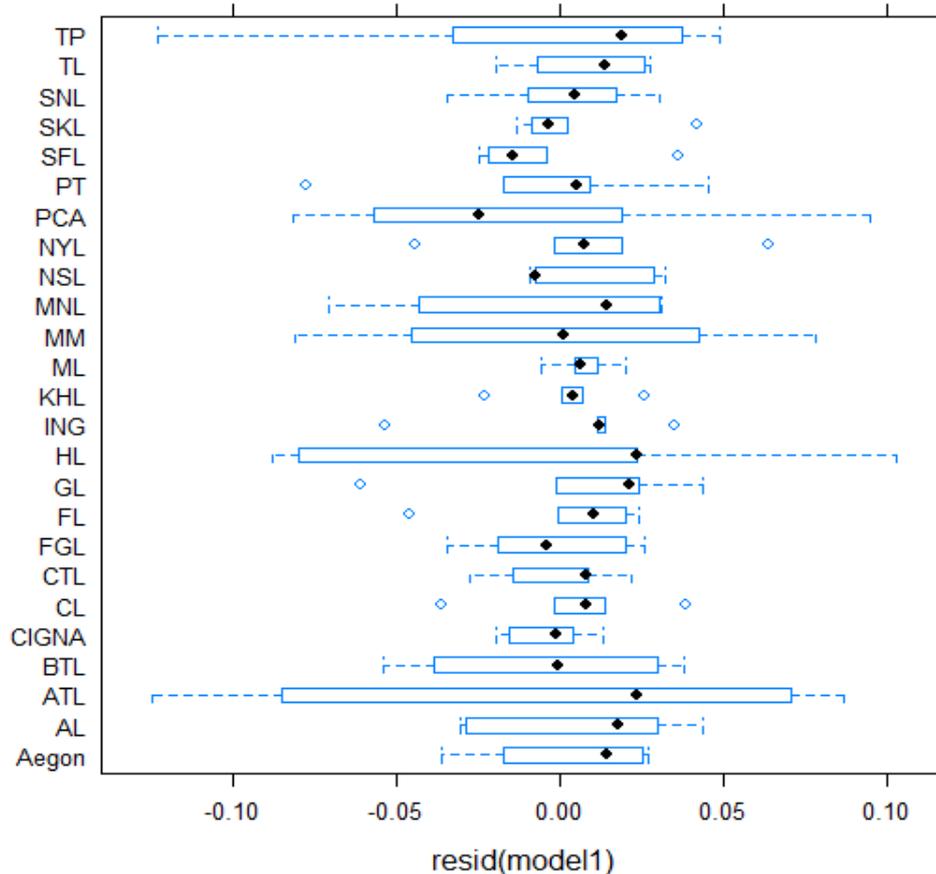
關於模型(四)之適合性檢定，檢定結果如表 20 所示，對於 Hausman 檢定是不顯著的，表示隨機效果較固定效果適合此模型；然而，由於 F 檢定和 LM 檢定皆不顯著，表示總合是較固定效果和隨機效果適合此模型，故總結適合性檢定結果得知，實證模型(四)是較適合總合追蹤資料模型。

表 20 實證模型(四)檢定結果

	F test	LM test	Hausman test
F 值	1.370		
卡方值		0.836	2.563
p 值	0.149	0.360	0.959
檢定結果	總合優於 固定效果	總合優於 隨機效果	隨機優於 固定效果

接下來我們將進行各實證模型的殘差分析，檢視資料是否符合實證模型的基本假設，且主要檢視誤差項和隨機效果項之假設是否符合。圖 11 為實證模型(一)之殘差依公司別所畫的箱型圖，圖中顯示，殘差的變異隨著個別公司而有所不同，其中對於台灣郵政、保誠人壽、宏泰人壽和統一安聯人壽有大的殘差。

圖 11 模型(一)殘差之箱型圖



進一步檢視實證模型(一)標準化殘差對配適值之散佈圖，圖 12 中顯示，殘差的變異由小漸大再漸漸縮小，且其散佈不具任何形式，所以尚符合恆常變異假設；圖 13 中則可依公司別的角度進行對照。

圖 12 模型(一)標準化殘差對配適值之散佈圖

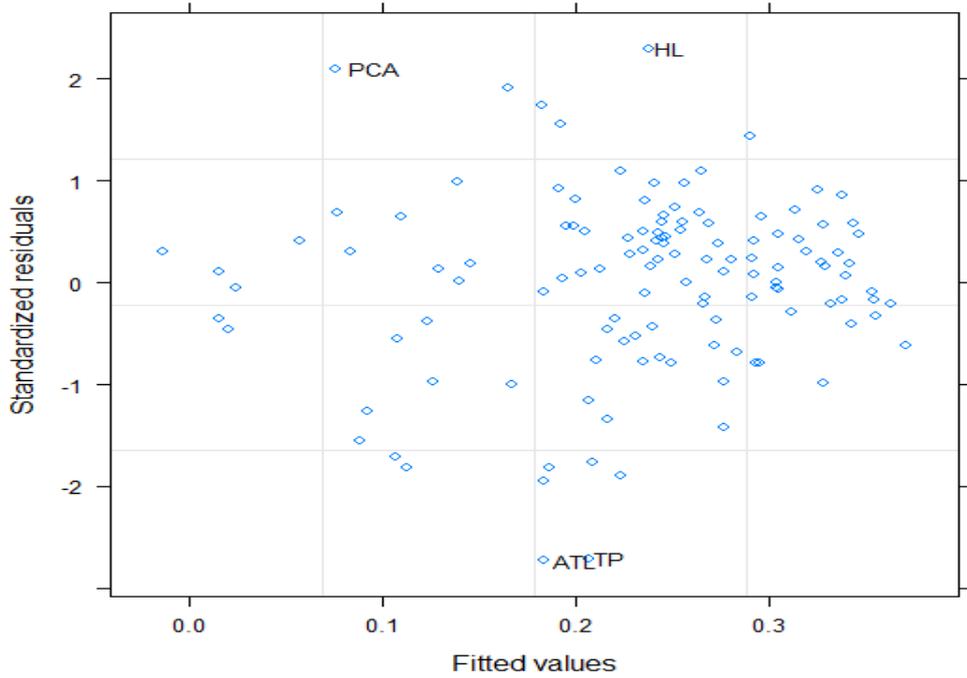
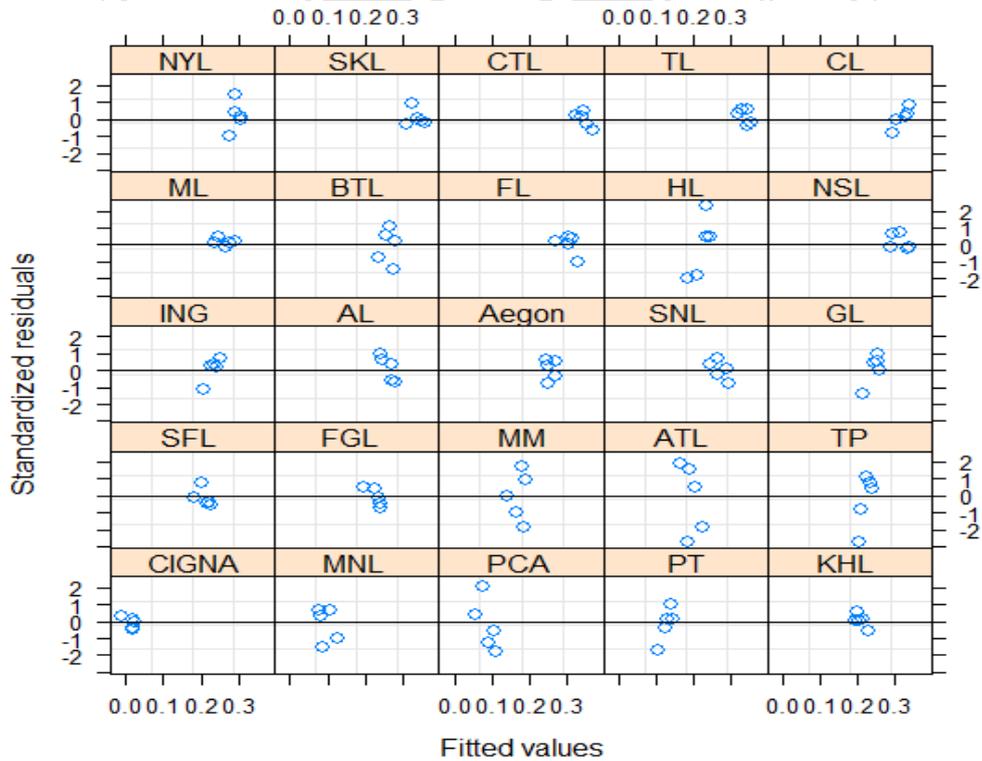


圖 13 模型(一)標準化殘差對配適值之散佈圖 (公司別)



由圖 14 可知，除少數觀察值外，模型(一)其配適值大致接近國外投資比率觀察值；進一步檢視常態性部份，由圖 15 殘差之常態圖可知，實證模型(一)是符合常態分配的假設。圖 16 則可檢視隨機效果項是否符合常態性，圖中顯示隨機效果項是符合常態性之假設。

圖 14 國外投資比率與配適值之散佈圖

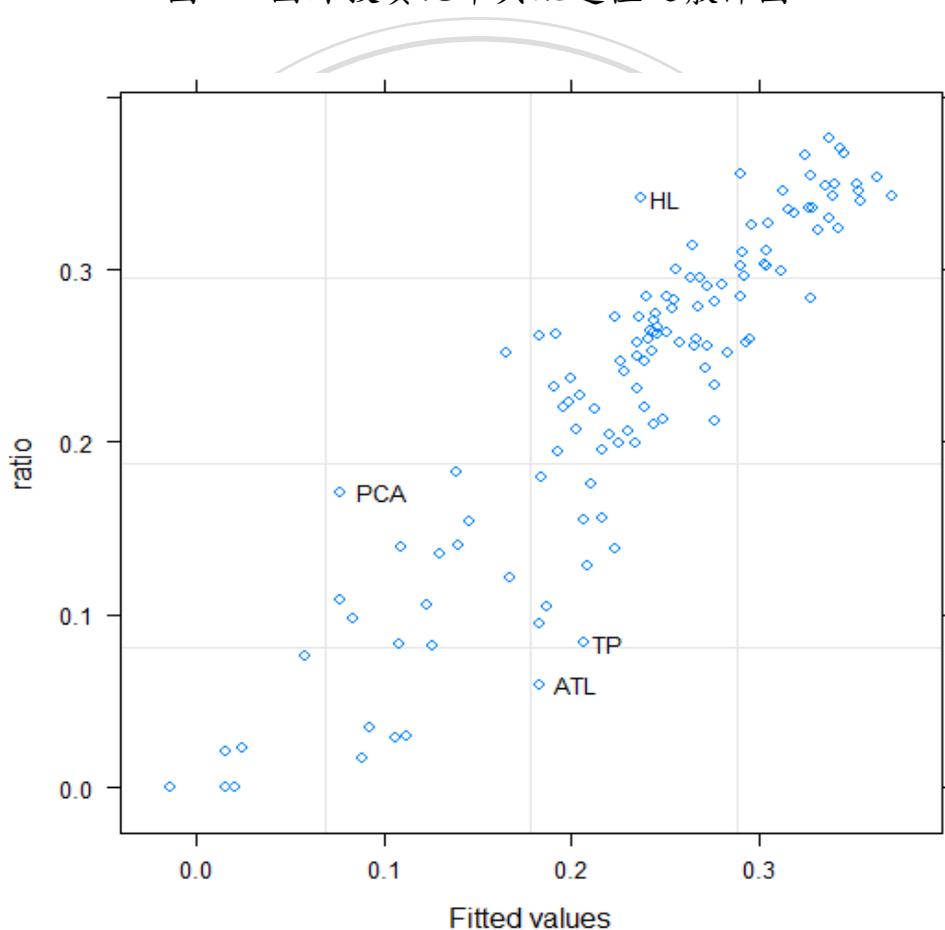


圖 15 模型(一)殘差之常態圖

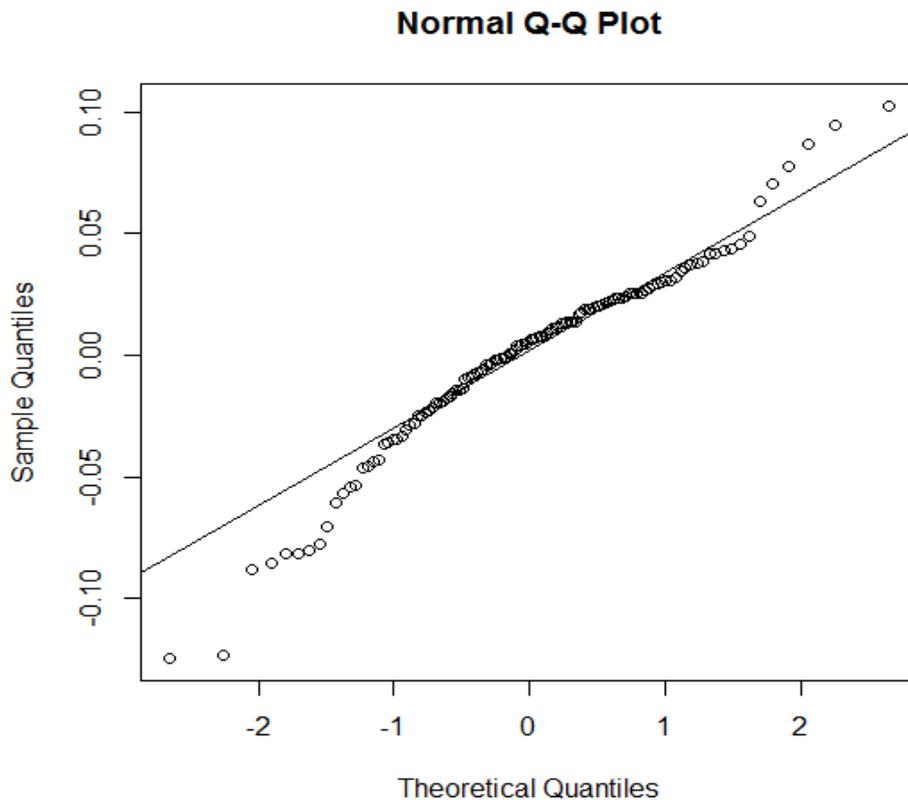


圖 16 模型(一)估計的隨機效果之常態圖

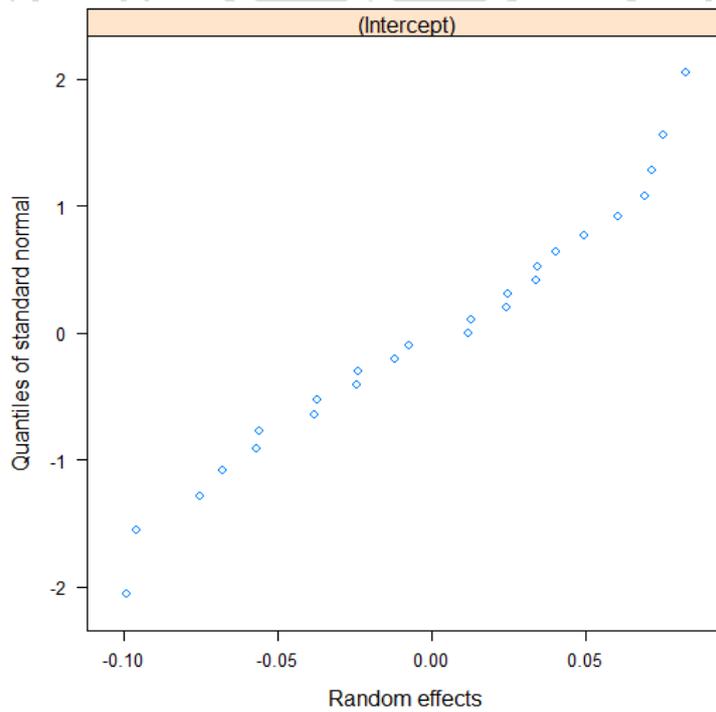


圖 17 中顯示，對於個別公司而言，除幸福人壽和國華人壽各有一個較邊遠的觀測外，其殘差之變異不大，且對照圖 19 亦顯示此結果。進一步檢視實證模型(二)標準化殘差對配適值之散佈圖，圖 18 中顯示，除幸福人壽和國華人壽有邊遠的觀測外，殘差之變異大致符合恆常性，且其散佈型態亦不具任何形式。

圖 17 模型(二)殘差之箱型圖

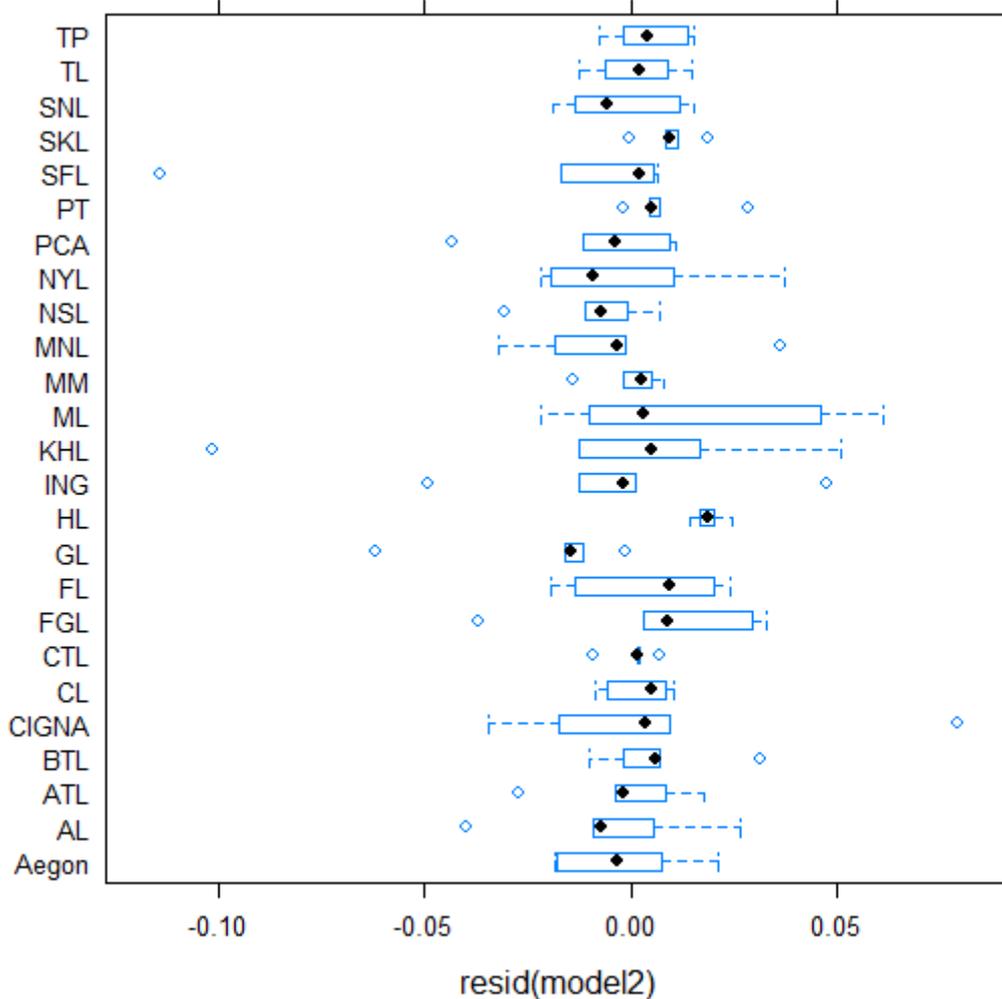


圖 18 模型(二)標準化殘差對配適值之散佈圖

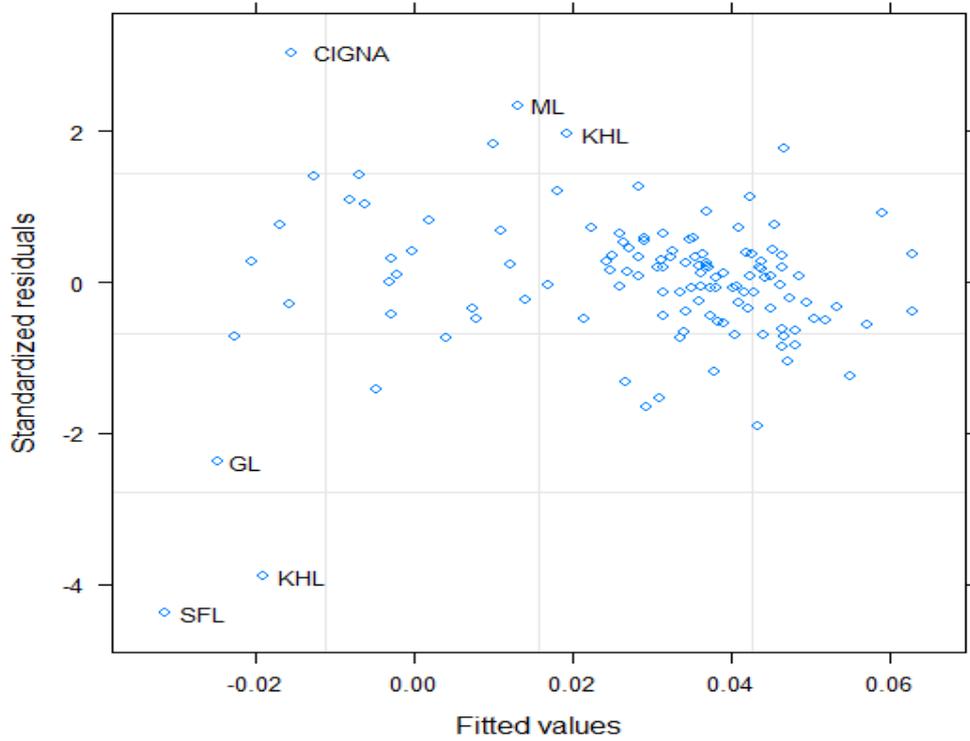
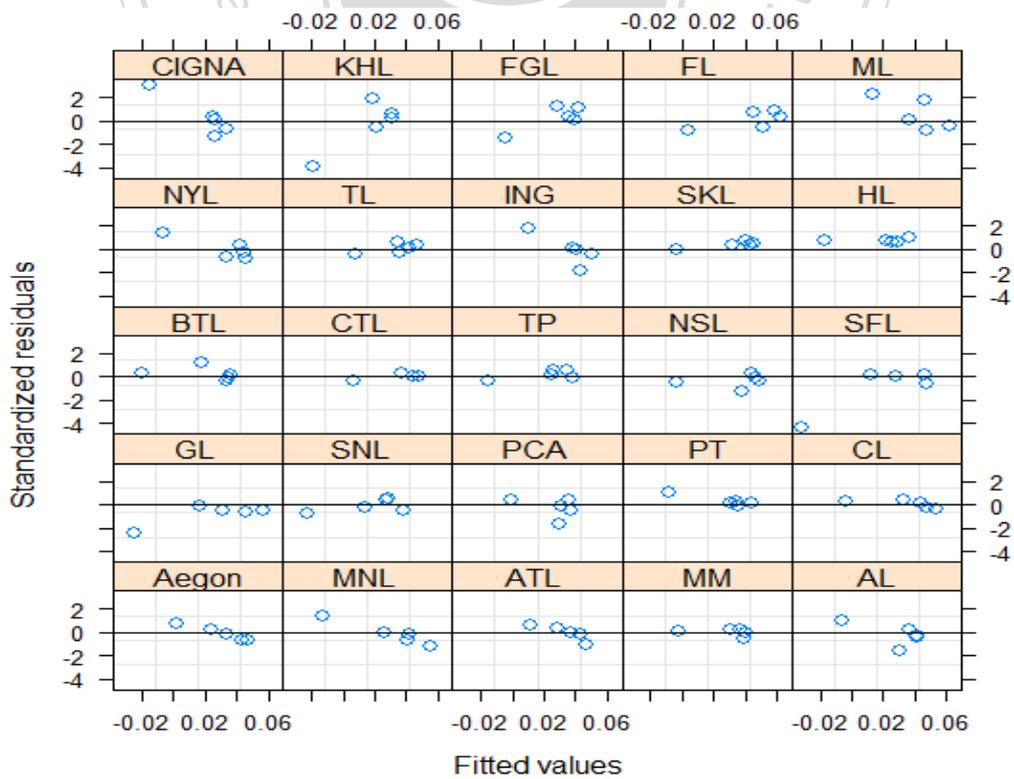


圖 19 模型(二)標準化殘差對配適值之散佈圖 (公司別)



由圖 20 可知，除少數觀察值外，模型(二)其配適值大致接近投資報酬率觀察值；進一步檢視常態性部份，圖 21 顯示實證模型(二)大致符合常態分配之假設，不過稍具長尾特性，而對於隨機效果項是否符合常態性，由圖 22 可知，除少數觀察值外，隨機效果項大致是符合常態性的假設。

圖 20 投資報酬率與配適值之散佈圖

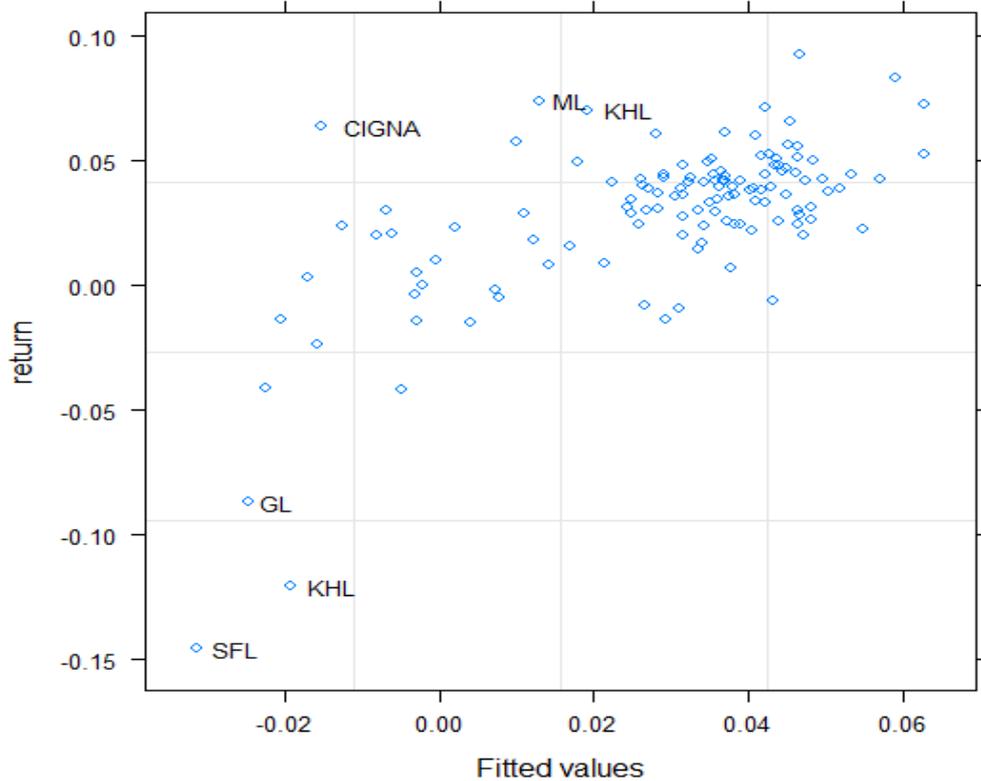


圖 21 模型(二)殘差之常態圖

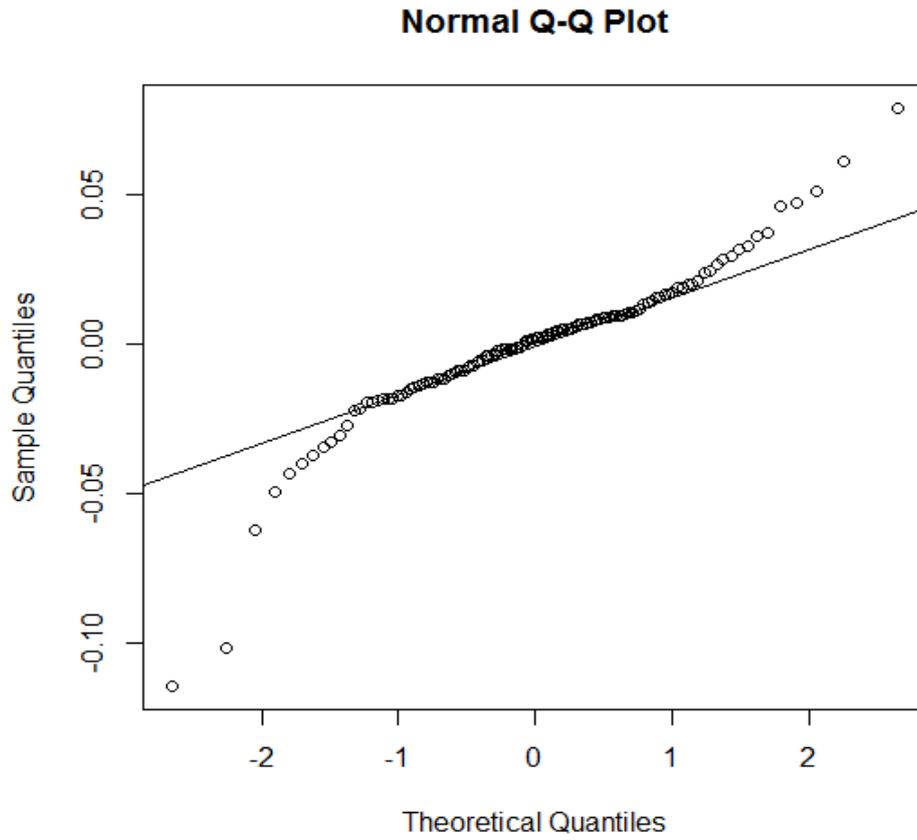


圖 22 模型(二)估計的隨機效果之常態圖

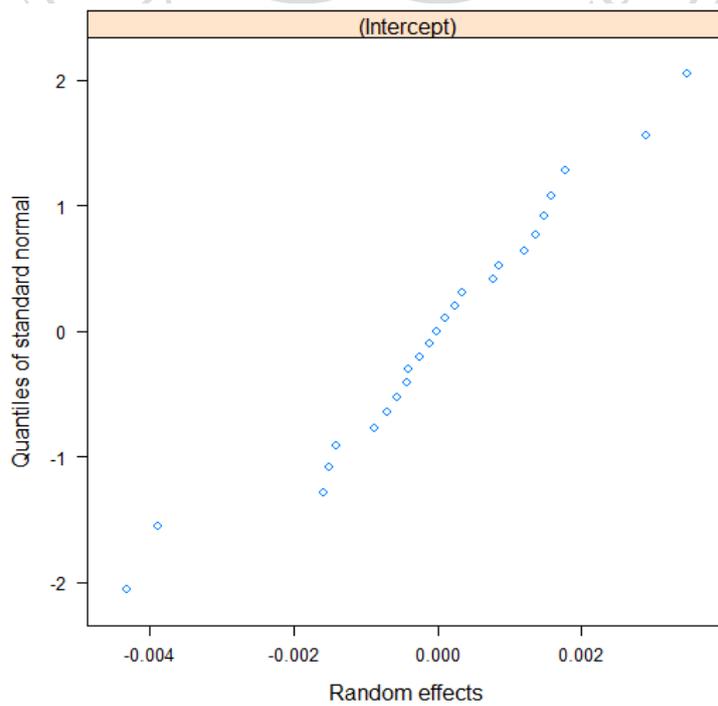


圖 23 中顯示，對於個別公司而言，除幸福人壽和國華人壽各有一個較邊遠的觀測外，其殘差之變異不大，且對照圖 25 亦顯示此結果；進一步檢視實證模型(三)標準化殘差對配適值之散佈圖，圖 24 中顯示，除幸福人壽和國華人壽有邊遠的觀測外，殘差的變異大致符合恆常性，且其散佈型態亦不具任何形式。

圖 23 模型(三)殘差之箱型圖

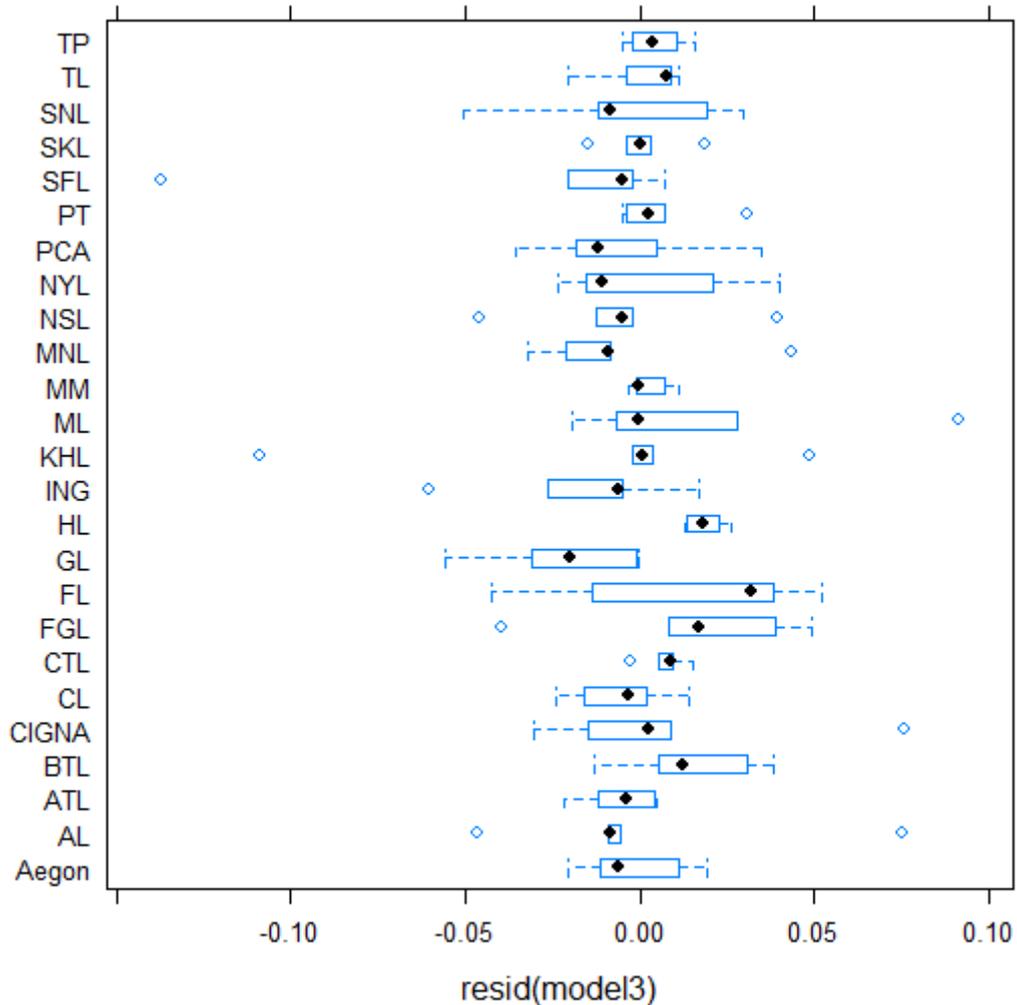


圖 24 模型(三)標準化殘差對配適值之散佈圖

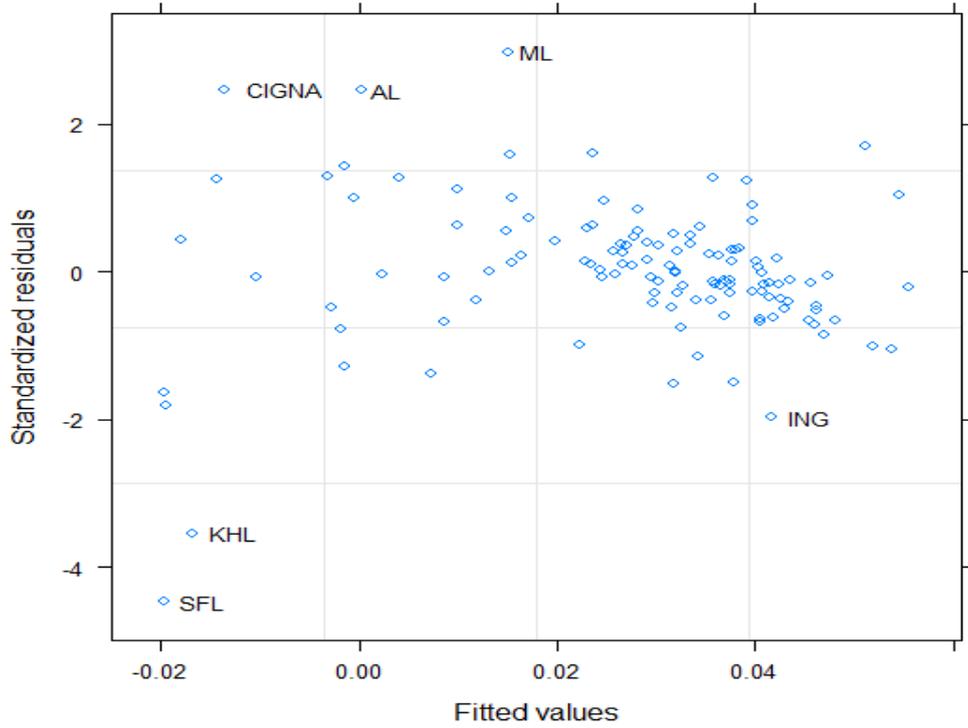
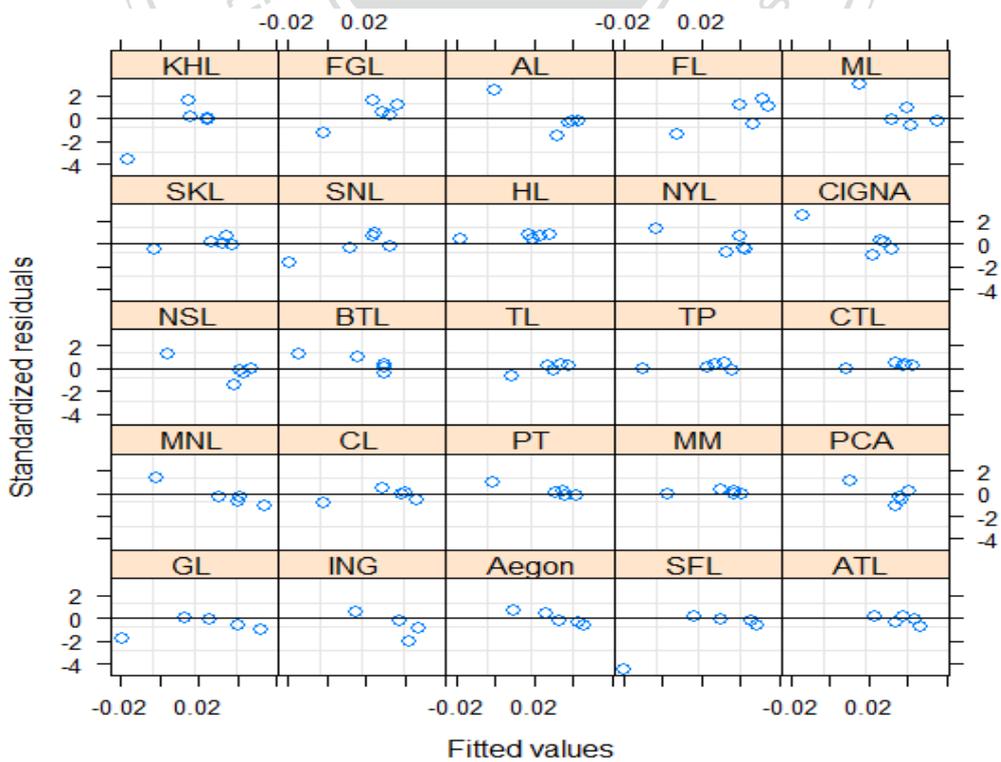


圖 25 模型(三)標準化殘差對配適值之散佈圖 (公司別)



由圖 26 可知，除少數觀察值外，實證模型(三)其配適值大致接近國內投資報酬率觀察值；進一步檢視常態性部份，圖 27 顯示實證模型(三)大致符合常態分配之假設，不過具長尾之特性，而對於隨機效果項是否符合常態性，由圖 28 可知，除少數觀察值外，隨機效果項大致是符合常態性的假設。

圖 26 國內投資報酬率與配適值之散佈圖

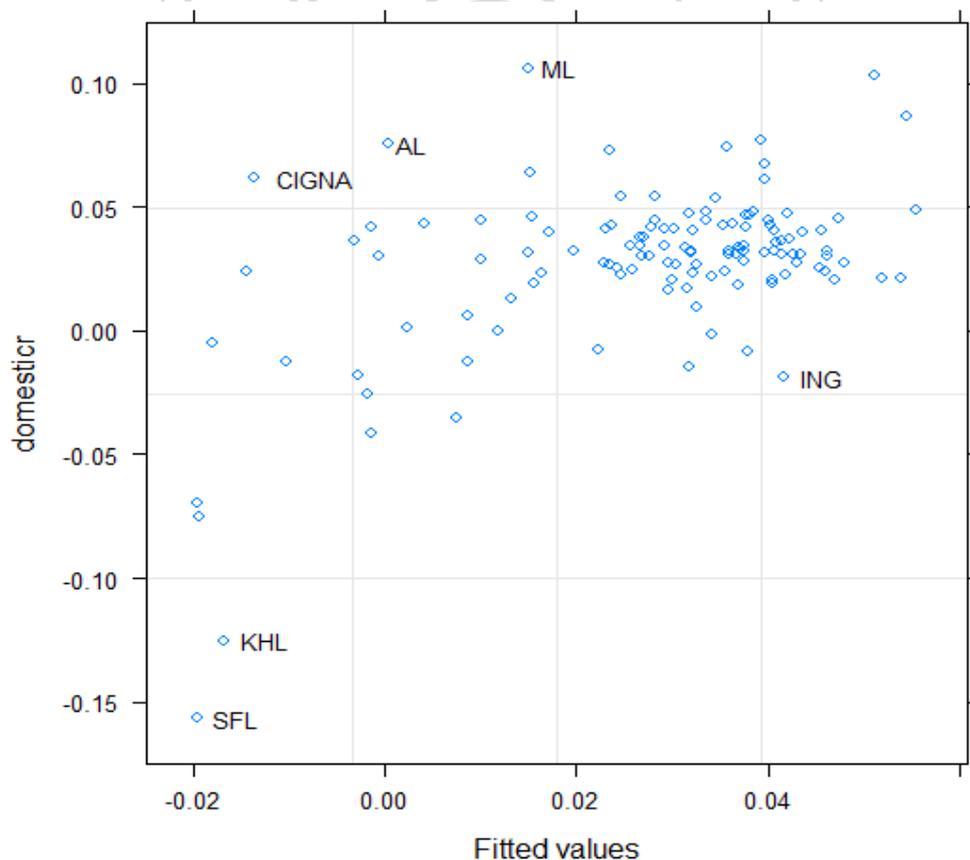


圖 27 模型(三)殘差之常態圖

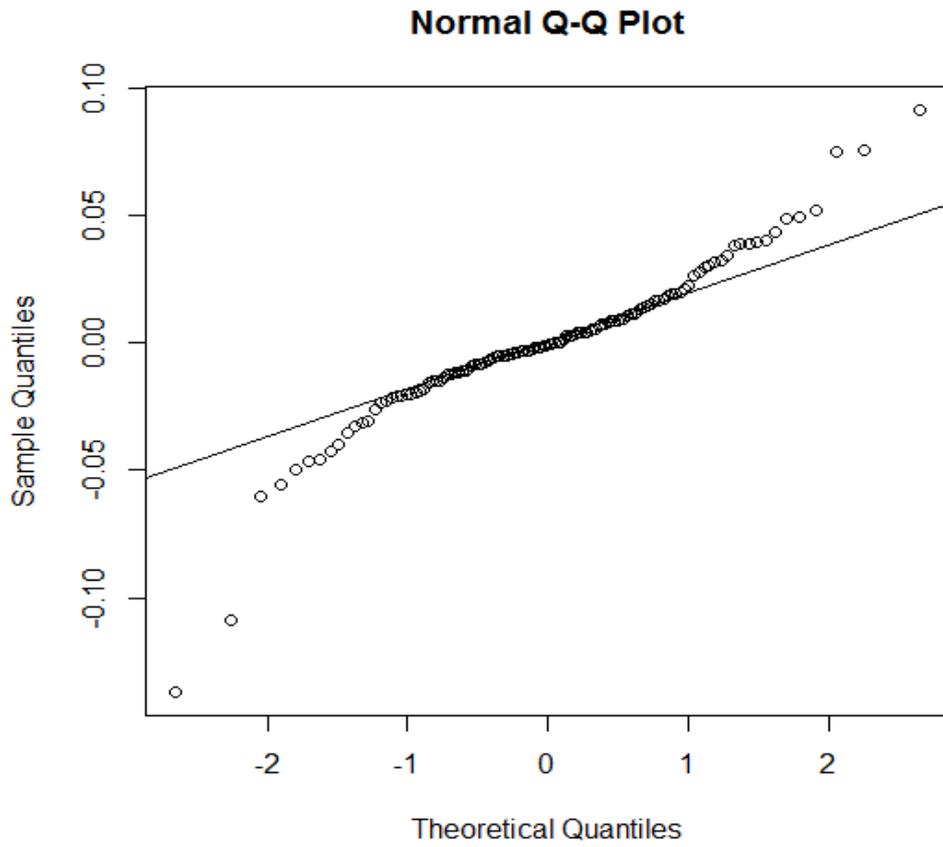


圖 28 模型(三)估計的隨機效果之常態圖

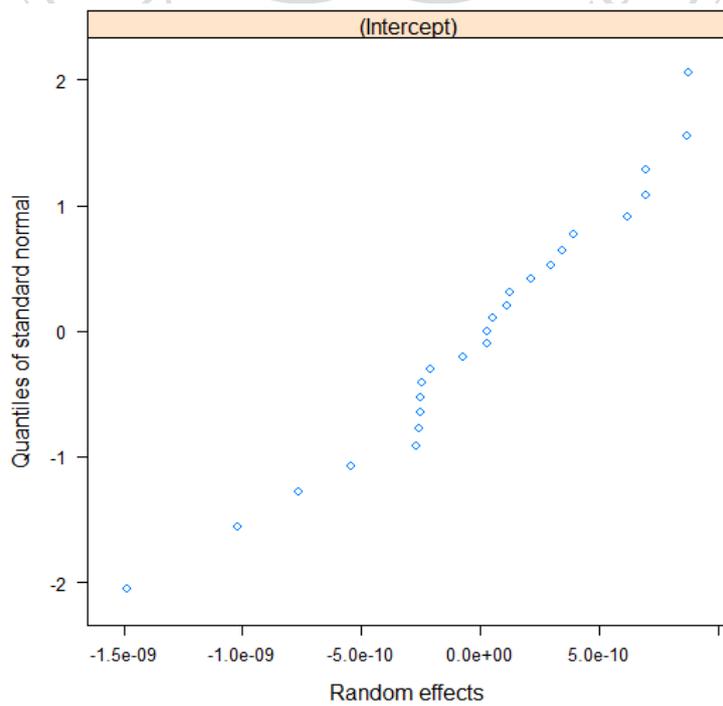


圖 29 中顯示，對於個別公司而言，除保誠人壽有一個較邊遠的觀測外，其殘差之變異不大，且對照圖 31 亦可顯示出保誠人壽有一個邊遠的觀測；進一步檢視實證模型(四)標準化殘差對配適值之散佈圖，圖 30 中顯示，除少數公司有邊遠的觀測外，殘差的變異大致符合恆常性，且其散佈型態亦不具任何形式。

圖 29 模型(四)殘差之箱型圖

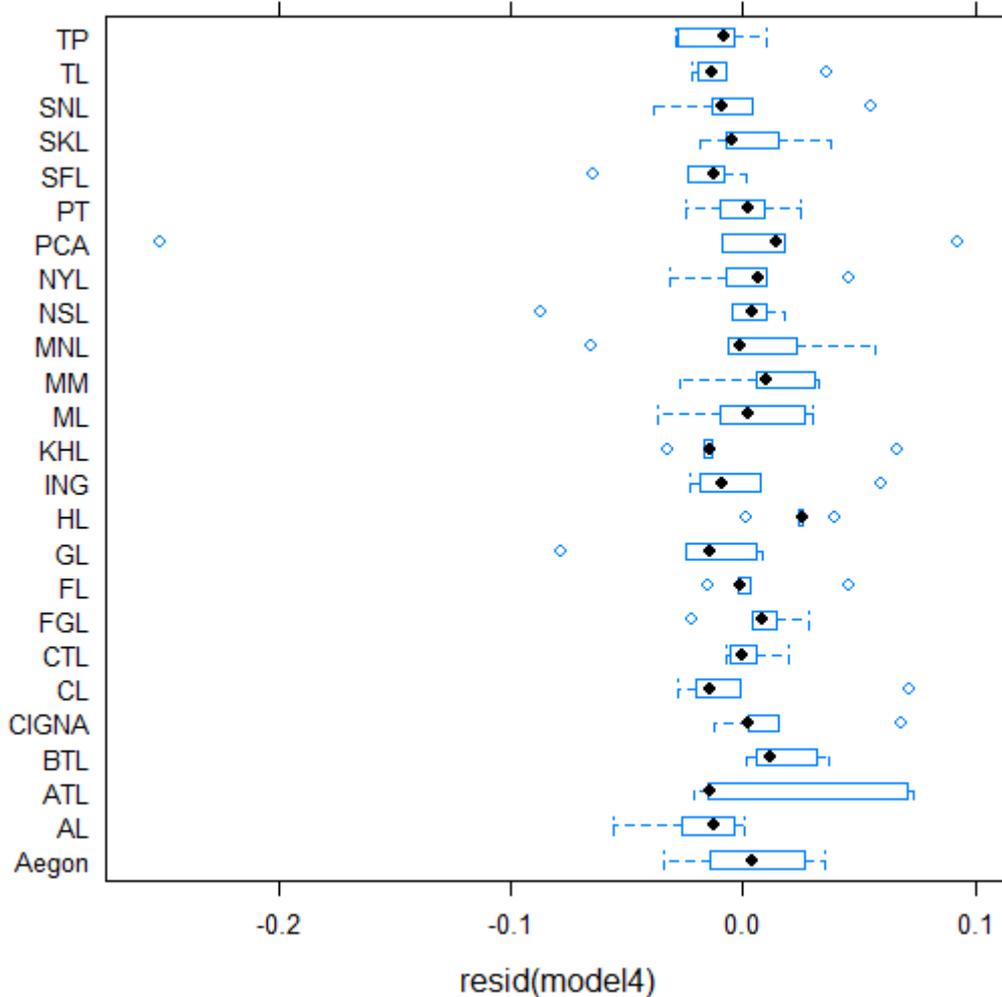


圖 30 模型(四)標準化殘差對配適值之散佈圖

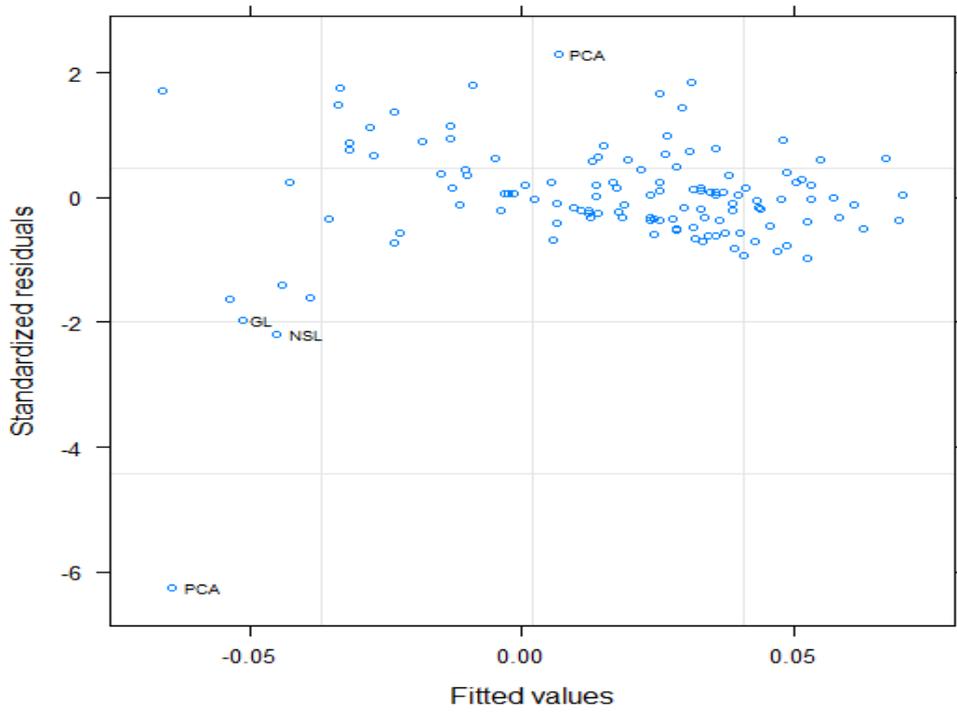
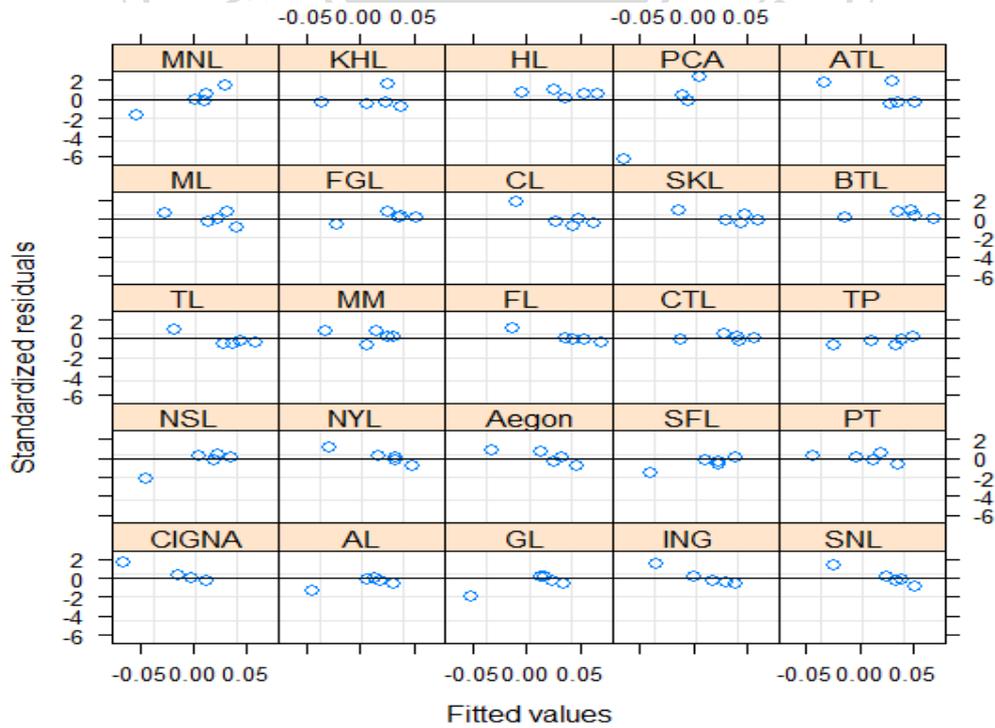


圖 31 模型(四)標準化殘差對配適值之散佈圖 (公司別)



由圖 32 可知，除少數觀察值外，實證模型(四)其配適值大致接近國外投資報酬率觀察值；進一步檢視常態性部份，圖 33 顯示實證模型(四)除保誠人壽的一個邊遠觀測外，大致亦符合常態分配之假設，而對於隨機效果項是否符合常態性，由圖 34 可知，除少數觀察值外，隨機效果項大致是符合常態性的假設。

圖 32 國外投資報酬率與配適值之散佈圖

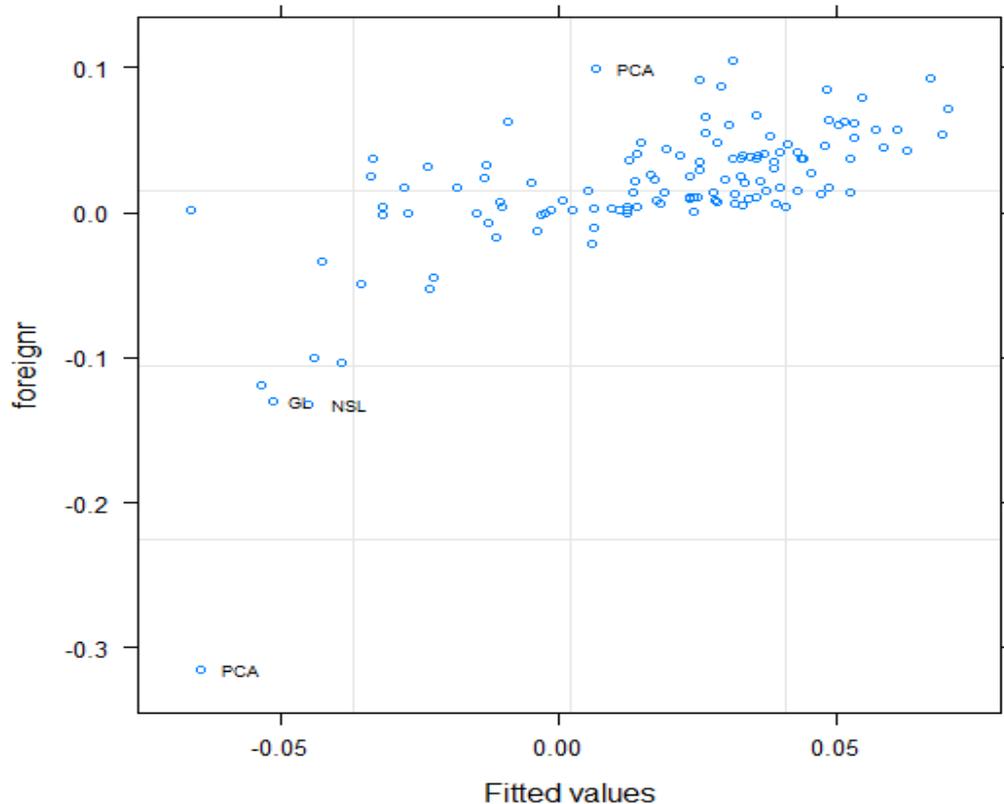


圖 33 模型(四)殘差之常態圖

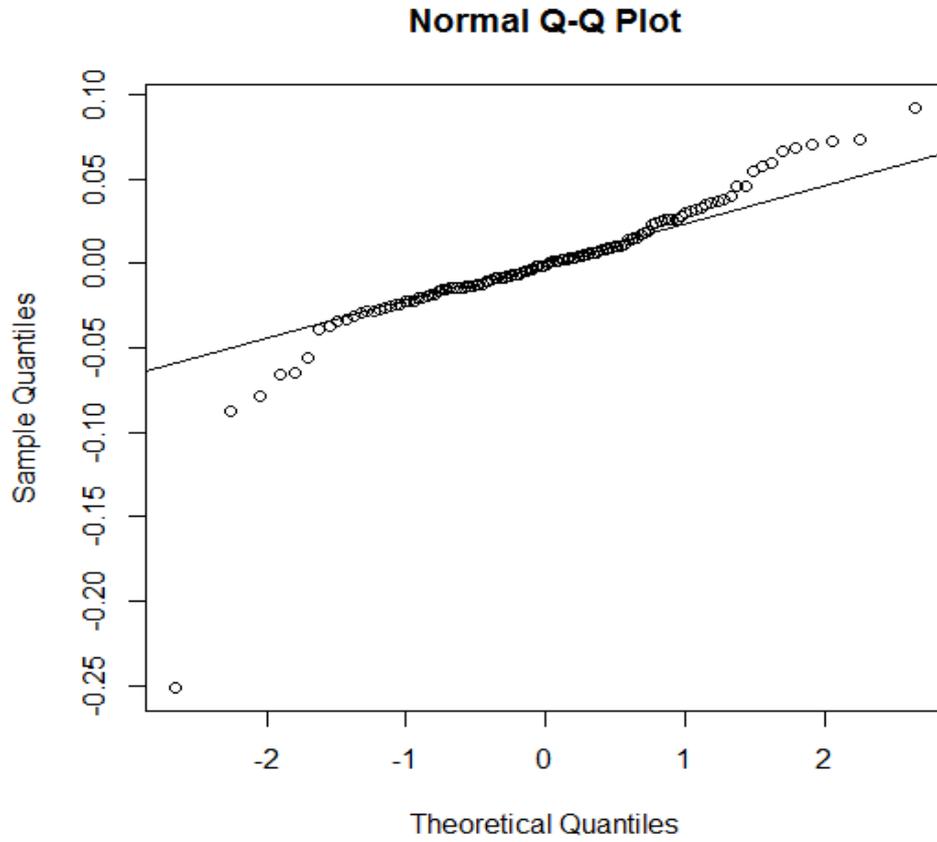
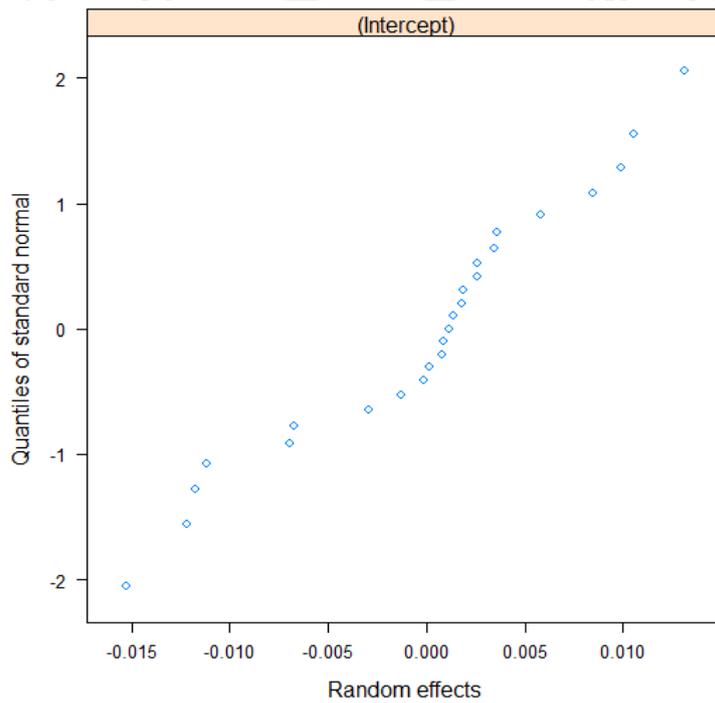


圖 34 模型(四)估計的隨機效果之常態圖



由於實證模型(二)、模型(三)和模型(四)殘差之分佈皆具有長尾之特性，所以對此三個實證模型的反應變數進行對數轉換，並針對個體隨機效果 1 部分，觀察對數轉換後殘差是否更符合常態性之假設。由圖 35 可知，三個實證模型皆明顯受離群值之影響，所以我們考慮排除離群值，看排除後是否會更符合常態性。

圖 35 對數轉換後殘差之常態圖

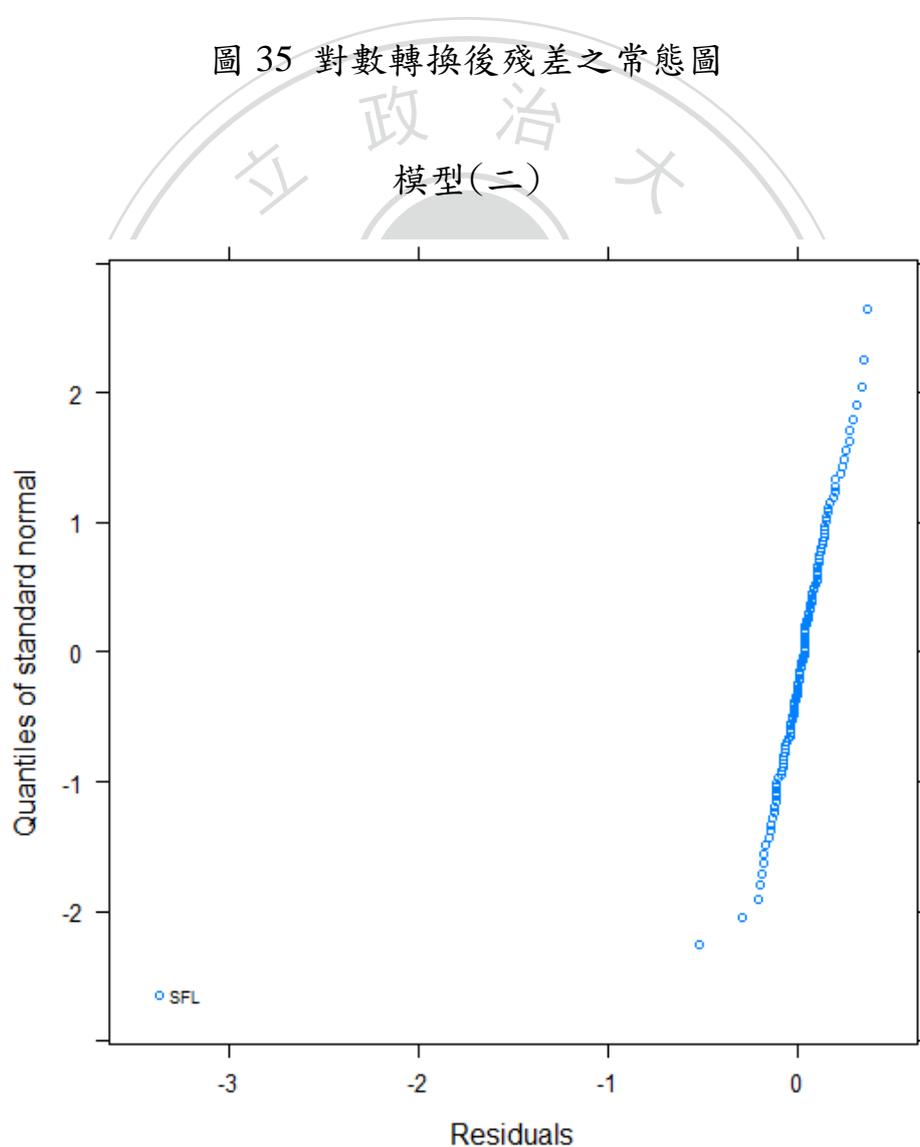
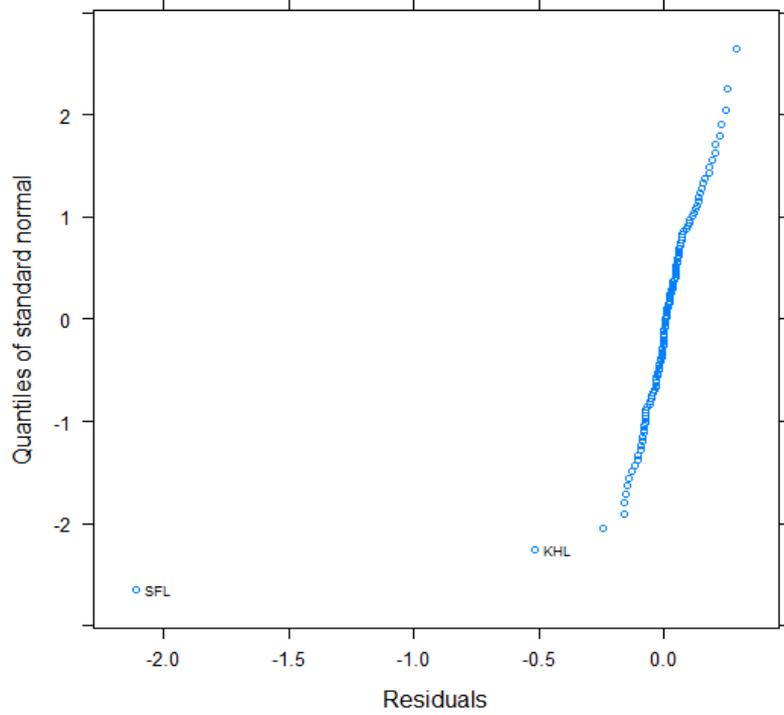
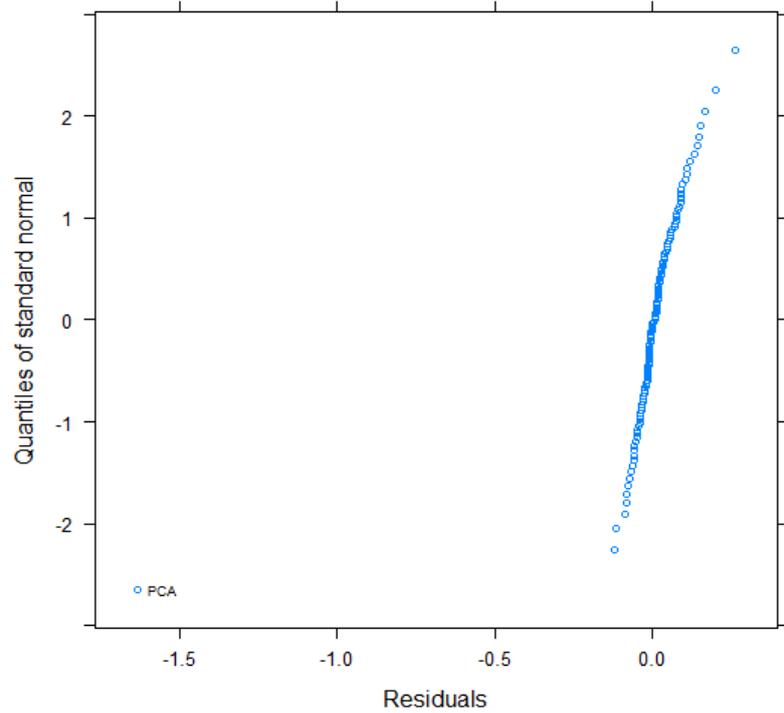


圖 35 對數轉換後殘差之常態圖(續)

模型(三)



模型(四)



針對個體隨機效果 1 部分，觀察原始資料排除離群值後殘差是否更符合常態性之假設，由圖 36 原始資料排除離群值後殘差之常態圖可知，三個實證模型於原始資料排除離群值後，其殘差的分佈皆更符合常態性假設。

圖 36 原始資料排除離群值後殘差之常態圖

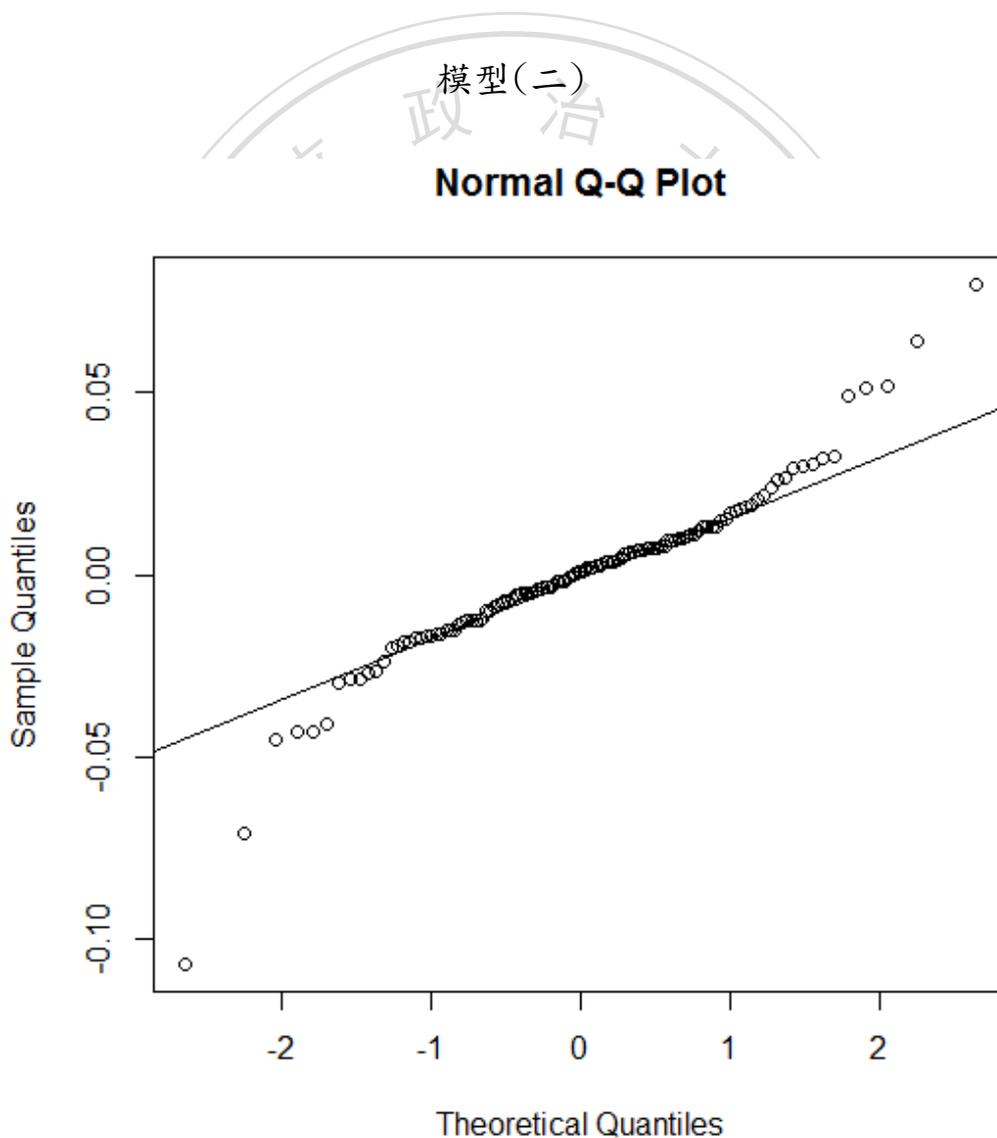
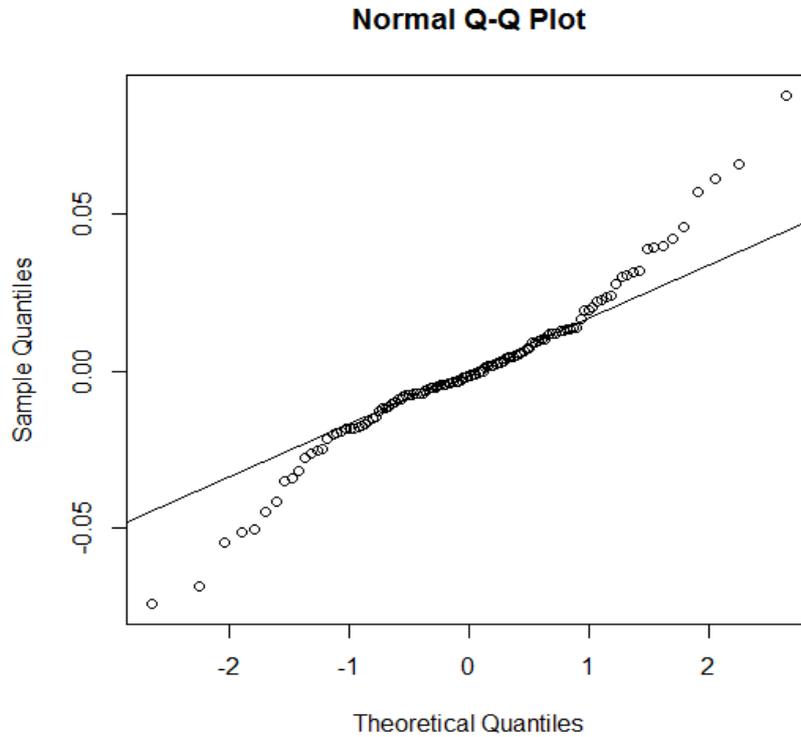
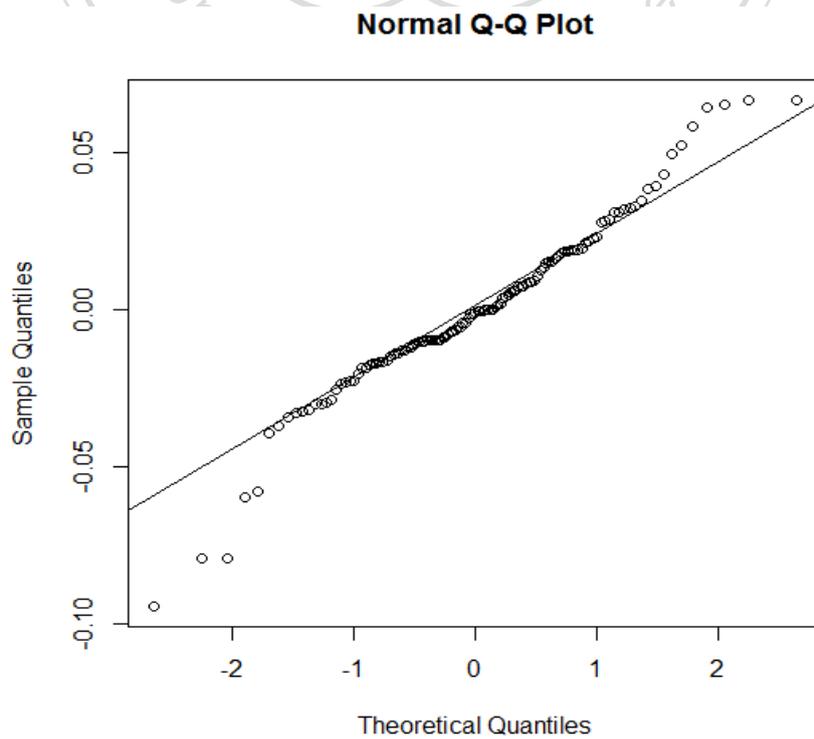


圖 36 原始資料排除離群值後殘差之常態圖(續)

模型(三)



模型(四)



針對個體隨機效果 1 部分，觀察對數轉換且排除離群值後殘差是否更符合常態性之假設，由圖 37 對數轉換且排除離群值後殘差之常態圖可知，三個實證模型於對數轉換且排除離群值後，模型(三)更符合常態性假設，模型(二)與模型(四)殘差的分佈雖仍有少數邊遠觀察值，不過大致尚符合常態性假設。

圖 37 對數轉換且排除離群值後殘差之常態圖

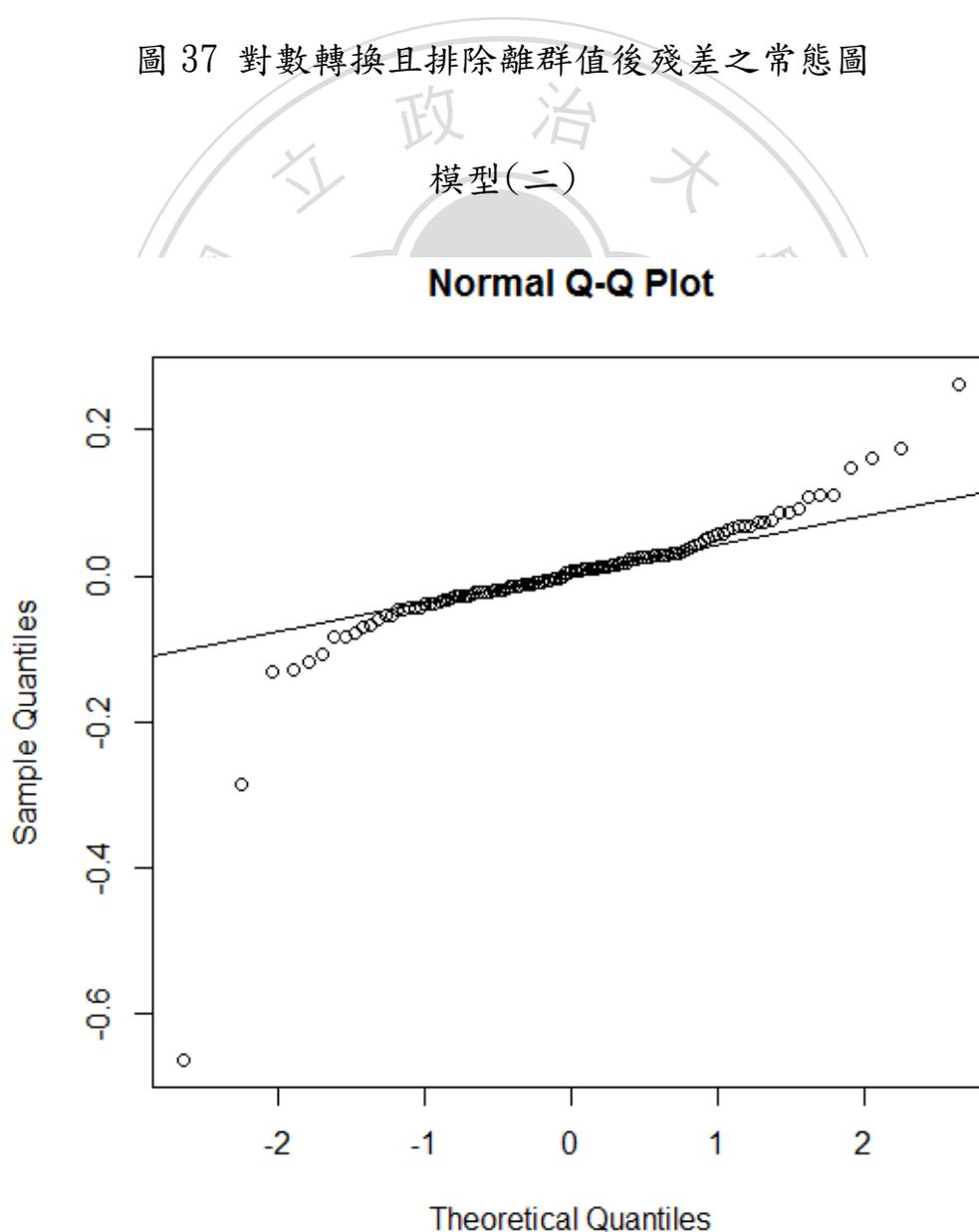
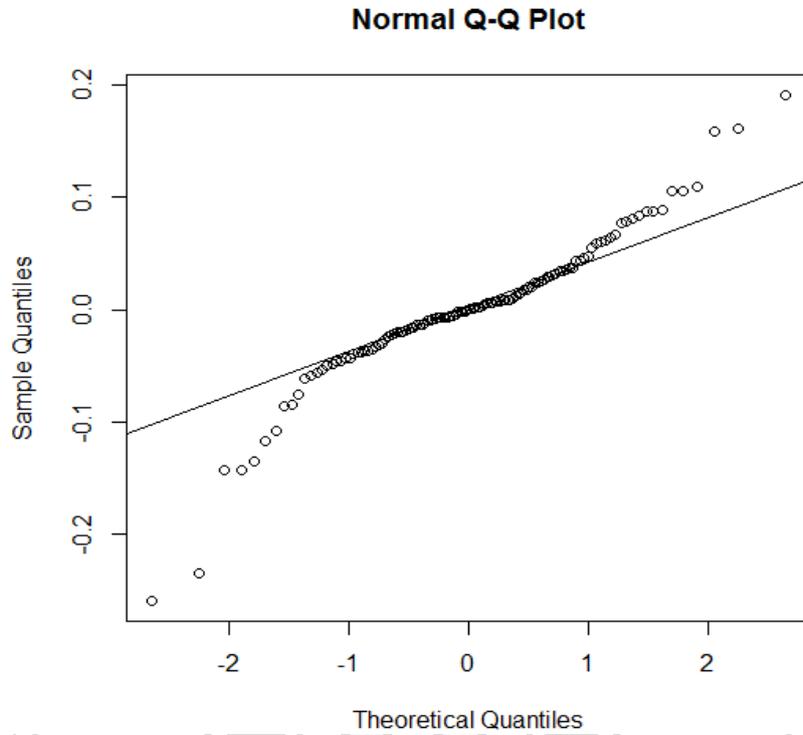
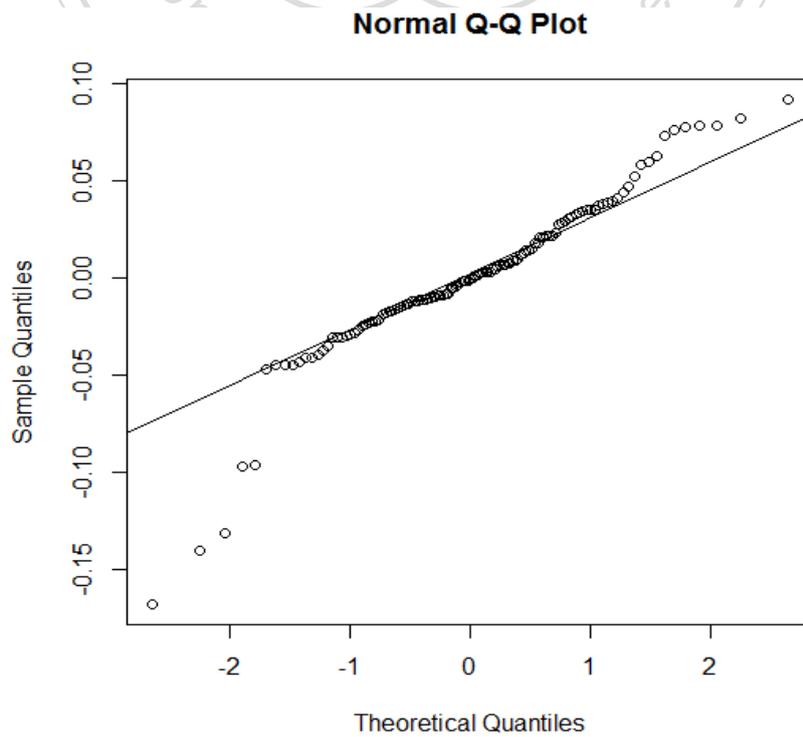


圖 37 對數轉換排除離群值後殘差之常態圖(續)

模型(三)



模型(四)



經由上述殘差分析結果得知，當我們考慮將原始資料刪除離群值後，發現三個實證模型其殘差之常態圖更符合常態性假設。接下來我們將原始資料刪除離群值以及反應變數取對數轉換且刪除離群值後，分別對三個實證模型的個體隨機效果 1 進行實證結果探討。

由表 21 可知，對於對數轉換與刪除離群值前後以及兩者同時成立之情況，實證結果顯示，隨機效果模型(二)之 F 統計量皆是顯著的；並且在解釋變數方面，顯著的變數同樣只為本(外)資虛擬變數與美國政府十年期公債殖利率。表 22 隨機效果模型(三)實證結果亦雷同，差別在於經原始資料刪除離群值後，本(外)資虛擬變數成為不顯著，表示原本外資公司在國內投資績效上是顯著優於本資公司，但經原始資料刪除離群值後，外資公司不再顯著優於本資公司，因所刪除之離群值為 2008 年時幸福與國華人壽之國內投資報酬率，並且這兩家壽險公司是 2008 年國內投資績效較差的本公司，所以影響整體本資公司的國內投資績效。

由表 23 隨機效果模型(四)實證結果比較得知，刪除離群值前，年度變數是不顯著的；然而，刪除離群值後，無論是否經對數轉換，年度變數皆是顯著的，且其係數為正號，表示若不考慮 2008 年保誠人壽的國外投資報酬率情況下，壽險業的國外投資報酬率是顯著地隨著年度增加而上升。

表 21 模型(二) 個體隨機效果 1 實證結果比較

模型(二)	反應變數：投資報酬率			
	原始資料	對數轉換	原始資料 刪除離群值	對數轉換 刪除離群值
截距項	-0.055 (-1.383)	-1.339 ** (-2.408)	0.139 (0.614)	-0.744 (-0.867)
本(外)資 虛擬變數	-0.012** (-2.041)	-0.147* (-1.687)	-0.009* (-1.727)	-0.045** (-2.360)
年度	-0.002 (-0.793)	-0.001 (-0.041)	-0.002 (-0.853)	-0.003 (-0.342)
國外投資比率	0.035 (0.999)	0.501 (1.007)	0.019 (0.624)	0.028 (0.245)
市占率	0.036 (0.669)	0.280 (0.352)	0.032 (0.700)	0.160 (0.919)
匯兌損益率	0.724 (1.190)	13.346 (1.591)	0.315 (0.571)	-0.137 (-0.065)
壽險比率	0.014 (0.373)	-0.093 (-0.170)	0.017 (0.502)	0.067 (0.526)
健康險比率	0.021 (0.430)	0.351 (0.525)	0.003 (0.064)	-0.068 (-0.420)
年金險比率	0.066 (1.622)	0.471 (0.813)	0.056 (1.570)	0.207 (1.528)
美國政府十年期 公債殖利率	1.732*** (4.623)	12.523** (2.460)	1.504*** (4.383)	5.413*** (4.156)
σ_α	0.005	0.101	0.000	0.000
R_{adj}^2	0.365	0.163	0.315	0.274
F 統計量	8.321***	2.722***	7.230***	6.113***
觀察值個數	124	124	123	123

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 22 模型(三) 個體隨機效果 1 實證結果比較

反應變數：國內投資報酬率

模型(三)			原始資料	對數轉換
	原始資料	對數轉換	刪除離群值	刪除離群值
截距項	-0.043 (-0.948)	-1.154*** (-3.210)	-0.014 (-0.376)	-0.510 (-0.817)
本(外)資	-0.015**	-0.108*	-0.007	-0.024*
虛擬變數	(-2.312)	(-1.944)	(-1.308)	(-1.729)
年度	-0.001 (-0.386)	-0.001 (-0.027)	-0.002 (-0.635)	-0.004 (-0.594)
國外投資比率	0.008 (0.200)	0.237 (0.742)	-0.005 (-0.145)	-0.025 (-0.297)
市占率	0.046 (0.771)	0.251 (0.494)	0.025 (0.502)	0.095 (0.746)
匯兌損益率	0.637 (0.906)	7.811 (1.433)	0.389 (0.657)	0.906 (0.592)
壽險比率	0.019 (0.445)	-0.006 (-0.018)	0.016 (0.456)	0.041 (0.450)
健康險比率	0.007 (0.126)	0.204 (0.471)	0.002 (0.055)	-0.014 (-0.117)
年金險比率	0.067 (1.465)	0.365 (0.976)	0.043 (1.113)	0.108 (1.093)
美國政府十年期 公債殖利率	1.454 *** (3.318)	8.701 *** (2.622)	0.924 ** (2.498)	2.817 *** (2.936)
σ_α	0.001	0.061	0.002	0.000
R_{adj}^2	0.241	0.171	0.161	0.153
F 統計量	4.501 ***	2.890 ***	2.644 ***	3.426 ***
觀察值個數	124	124	122	122

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 23 模型(四) 個體隨機效果 1 實證結果比較

反應變數：國外投資報酬率

模型(四)	原始資料		對數轉換	
	原始資料	對數轉換	刪除離群值	刪除離群值
截距項	-0.185 *** (-2.857)	-0.753 *** (-3.016)	-0.181 *** (-3.460)	-0.750 *** (-9.837)
本(外)資 虛擬變數	0.012 (1.142)	0.036 (0.961)	0.006 (0.681)	0.005 (0.382)
年度	0.006 (1.640)	0.001 (0.052)	0.008 *** (2.649)	0.010 ** (2.249)
國外投資比率	0.072 (1.217)	0.358 (1.643)	0.036 (0.741)	0.073 (1.018)
市占率	-0.009 (-0.098)	-0.170 (-0.503)	0.015 (0.181)	0.014 (0.115)
匯兌損益率	0.451 (0.469)	-0.167 (-0.043)	0.704 (0.948)	0.975 (0.901)
壽險比率	0.039 (0.602)	-0.052 (-0.217)	0.051 (0.955)	0.064 (0.822)
健康險比率	0.001 (0.011)	-0.101 (-0.333)	0.018 (0.299)	0.022 (0.244)
年金險比率	0.040 (0.589)	-0.158 (-0.615)	0.083 (1.474)	0.120 (1.468)
美國政府十年期 公債殖利率	3.284 *** (5.680)	6.035 ** (2.547)	3.001 *** (6.822)	4.273 *** (6.663)
σ_α	0.015	0.029	0.016	0.023
R^2_{adj}	0.322	0.149	0.361	0.359
F 統計量	6.841 ***	2.446 **	8.119 ***	8.048 ***
觀察值個數	124	124	123	123

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

在實證模型(一)中，由於解釋變數國外投資報酬率是以各年度期末之國外投資工具報酬率合計數作為計算，若當期的國外投資報酬率提高，則相對地國外投資比率亦將提高，因此，為避免當期的國外投資比率受到當期的國外投資報酬率影響，所以我們採用落後一期的方式，將式子(29)改寫成如下型式：

$$\begin{aligned} \text{Ratio}_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 \text{Capital}_{i,t} / \text{Public}_{i,t} + \beta_2 \text{Year}_{i,t} + \beta_3 \text{MarketS}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{DomesticR}_{i,t} + \beta_5 \text{ForeignR}_{i,t-1} + \beta_6 \text{ExchangeR}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{LifeR}_{i,t} + \beta_8 \text{HealthR}_{i,t} + \beta_9 \text{AnnuityR}_{i,t} + \beta_{10} \text{Rate}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (33) \end{aligned}$$

其中，下標 i 代表第 i 家壽險公司， $i=1,2,\dots,25$ ； t 代表第 t 年觀察期間， $t=2,3,4,5$ ；若 $\alpha_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\alpha^2)$ ，則為隨機效果模型； $\varepsilon_{i,t}$ 為誤差項， $\varepsilon_{i,t} \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。若以時間特定效果為例，截距項則為 γ_t ，且其隨機效果模型即假設截距項 $\gamma_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\gamma^2)$ 。

考慮落後一期之模型(一)實證結果如表 24 所示，且對照表 5 不考慮落後一期之結果可知，其差異主要在於當考慮落後一期時，則在個體固定效果下壽險和年金險比率是不顯著的，但市占率卻是顯著的且其係數為負，表示模型中若允許控制個體之特性，則市占率和國外投資比率之間是顯著的負向關係，並且由表 25 固定效果係數可知所控制的個體特性中，南山人壽、國泰人壽和新光人壽此三間市占率較高的壽險公司在國外投資比率上顯著高於其他壽險公司。

表 24 影響國外投資因素實證結果(考慮落後一期)

反應變數：國外投資比率

模型(一)	總合		時間		個體		時間		
	總合 1	總合 2	固定效果	固定效果 1	固定效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2	隨機效果 1	隨機效果 2
截距項	-0.198 (-1.090)	-0.186 (-1.012)				-0.112 (-1.268)	-0.115 (-1.307)	-0.198 (-1.090)	-0.185 (-1.012)
本(外)資	0.031*			0.031*		0.048		0.031*	
虛擬變數	(1.775)			(1.769)		(1.545)		(1.775)	
(未)公開發行		0.027			0.027		0.046		0.027
虛擬變數		(1.478)			(1.476)		(1.646)		(1.478)
年度	0.019** (2.583)	0.019** (2.556)	0.017*** (3.744)			0.015*** (2.627)	0.015*** (2.591)	0.019** (2.583)	0.019** (2.556)
市占率	0.619*** (4.476)	0.625*** (4.490)	-3.978** (-2.496)	0.619*** (4.451)	0.625*** (4.464)	0.462* (1.771)	0.465* (1.740)	0.619*** (4.476)	0.625*** (4.490)
國內投資報酬率	-0.299 (-0.669)	-0.309 (-0.681)	-0.267 (-0.838)	-0.298 (-0.662)	-0.308 (-0.674)	-0.234 (0.171)	-0.239 (0.167)	-0.299 (-0.669)	-0.309 (-0.681)
國外投資報酬率	0.203 (1.261)	0.213 (1.316)	0.091 (0.892)	0.199 (1.212)	0.208 (1.263)	0.098 (1.010)	0.099 (1.019)	0.203 (1.261)	0.213 (1.316)
匯兌損益率	-1.598 (-0.877)	-1.495 (-0.811)	-0.627 (-0.508)	-1.560 (-0.845)	-1.453 (-0.778)	0.080 (-0.650)	0.083 (-0.633)	-1.598 (-0.877)	-1.495 (-0.811)
壽險比率	0.315*** (3.247)	0.320*** (3.281)	0.230 (0.891)	0.316*** (3.233)	0.320*** (3.266)	0.248* (2.502)	0.262** (2.610)	0.315*** (3.247)	0.320*** (3.281)
健康險比率	0.080 (0.580)	0.070 (0.501)	-0.048 (-0.416)	0.081 (0.580)	0.071 (0.502)	-0.014 (0.255)	-0.015 (0.247)	0.080 (0.580)	0.070 (0.501)
年金險比率	0.417*** (3.879)	0.421*** (3.841)	0.292 (1.248)	0.418*** (3.860)	0.421*** (3.822)	0.264** (2.322)	0.274** (2.394)	0.417*** (3.879)	0.421*** (3.841)
美國政府十年期 公債殖利率	1.049 (0.290)	0.779 (0.215)	1.678 (0.792)			1.040 (1.005)	0.985 (0.959)	1.049 (0.290)	0.779 (0.215)
σ_α						0.067	0.067		
σ_γ								0.000	0.000
R^2_{adj}	0.433	0.428	0.188	0.416	0.411	0.258	0.257	0.433	0.428
F 統計量	8.361 ***	8.180 ***	2.903 ***	9.769 ***	9.551 ***	3.601 ***	3.571 ***	8.361 ***	8.180 ***

註 1：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

註 2： σ_α 為隨機效果模型中個體特定效果之標準差； σ_γ 則為時間特定效果之標準差。

表 25 中顯示，模型(一)落後一期的個體特定固定效果係數顯著的公司有南山人壽、國泰人壽和新光人壽，且其係數皆為正號，表示這三間市占率較高的壽險公司在國外投資比率上相對其他壽險公司來的高。

表 25 模型(一)落後一期的個體特定固定效果係數

壽險公司	固定效果係數	壽險公司	固定效果係數
三商美邦	0.006 (0.028)	南山人壽	0.598** (2.098)
大都會國際	-0.019 (-0.081)	美國人壽	-0.058 (-0.236)
臺銀人壽	-0.036 (-0.144)	國際紐約	-0.001 (-0.004)
中國人壽	0.086 (0.358)	國泰人壽	0.956** (2.428)
臺灣郵政	0.170 (0.634)	國華人壽	0.052 (0.271)
台灣人壽	0.113 (0.481)	國寶人壽	0.006 (0.026)
全球人壽	0.019 (0.078)	康健人壽	-0.187 (-1.312)
安泰人壽	0.241 (1.068)	安聯人壽	0.009 (0.037)
宏利人壽	-0.189 (-0.841)	富邦人壽	0.152 (0.630)
宏泰人壽	-0.090 (-0.383)	新光人壽	0.474* (1.783)
幸福人壽	-0.114 (-0.461)	遠雄人壽	-0.030 (-0.130)
保誠人壽	-0.114 (-0.506)	興農人壽	-0.061 (-0.248)
保德信國際	-0.177 (-0.745)		

註：**，*分別表示達 5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

貳、長期資料分量迴歸分析結果

為了探討觀察資料於實證模型中是否具有長尾之特性，參照 Geraci and Bottai (2007) 使用之三角的核函數 (triangular kernel function) 來估計反應變數之密度 (density)，並且核函數之環寬 (bandwidth) 設定為一倍、兩倍標準差，此結果如圖 38、圖 39 所示，無論環寬為一倍或兩倍標準差，除反應變數國外投資比率外，其他三者反應變數皆具長尾之特性，尤其以國外投資報酬率最為明顯，如參照反應變數之箱型圖 (圖 40)，可得知對於投資報酬率和國內投資報酬率而言，只有本資公司於 97 年度時報酬率明顯為負，但若對於國外投資報酬率，則在 97 年度時無論本資或外資公司，很多公司的國外投資報酬率皆為負報酬，特別是外資公司保誠人壽的國外投資，其負報酬率高達 31.53%，如此使得估計的國外投資報酬率密度明顯地呈現左尾拉長的型態；至於解釋變數之箱型圖則詳見附錄圖 45。

接下來由於長期資料分量迴歸分析可在不同條件分量下分析參數估計的結果，如此即可捕捉反應變數的條件分配中不同分量的行為，尤其是對於條件分配尾端的部分，因此，對於長期資料分量迴歸分析之探討，將使用 Koenker (2004) 和 Geraci and Bottai (2007) 所提出的方法分析探討實證模型之結果。

圖 38 反應變數之密度的三角核估計圖(環寬為一倍標準差)

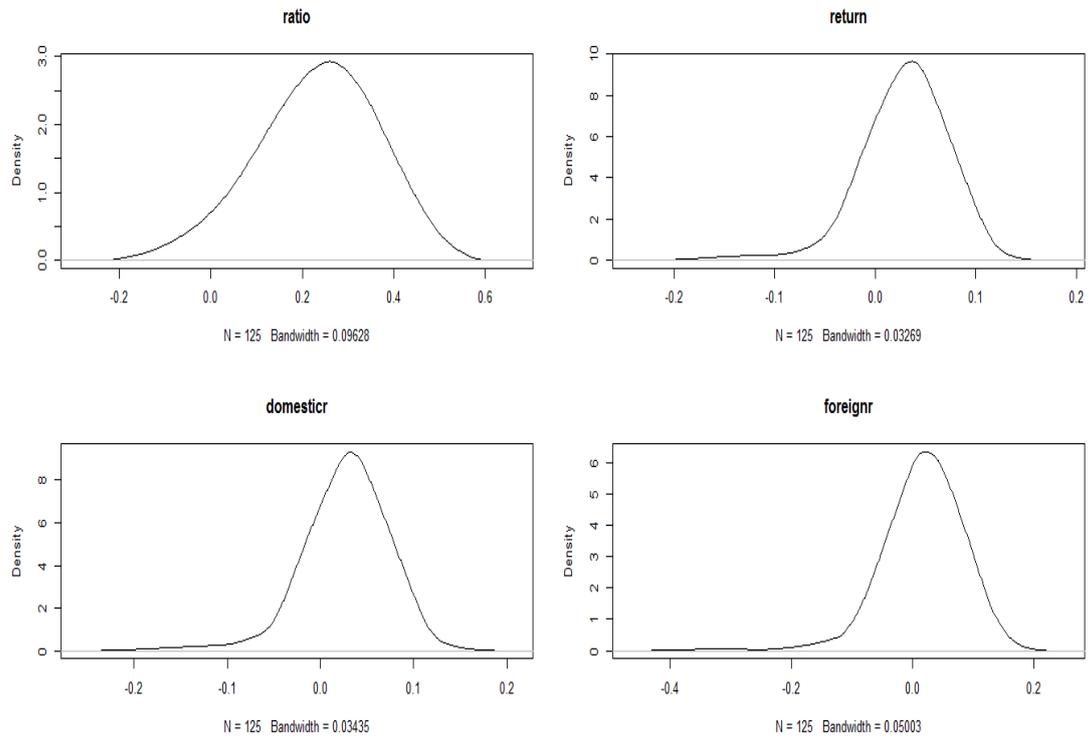


圖 39 反應變數之密度的三角核估計圖(環寬為兩倍標準差)

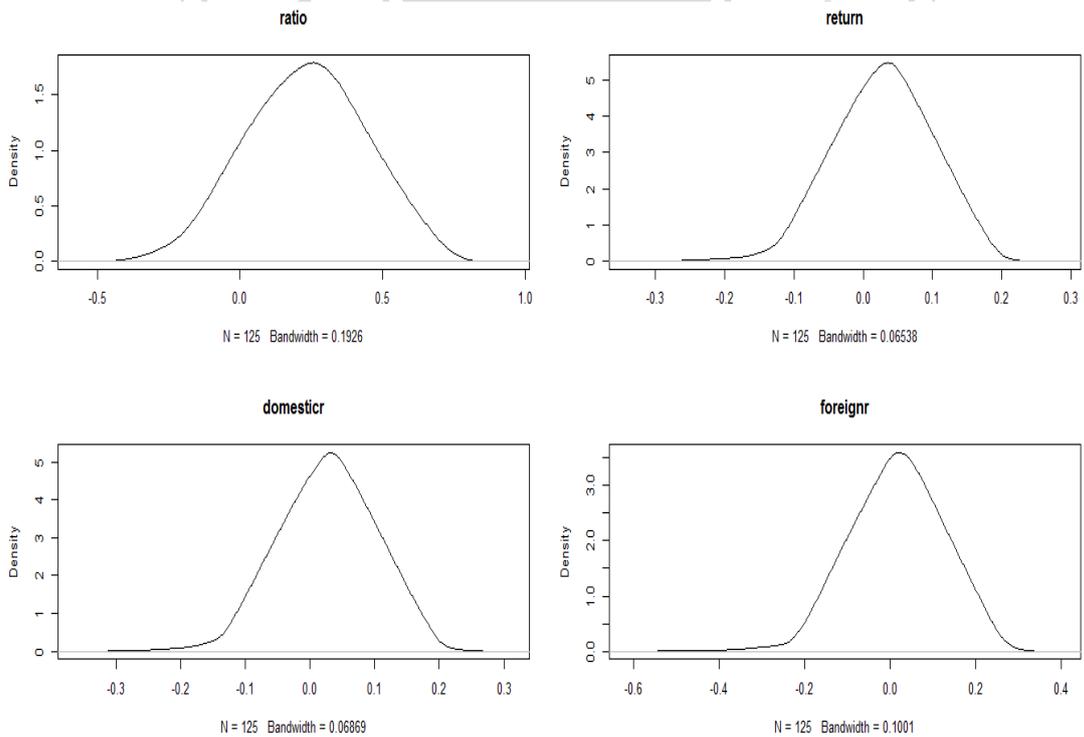
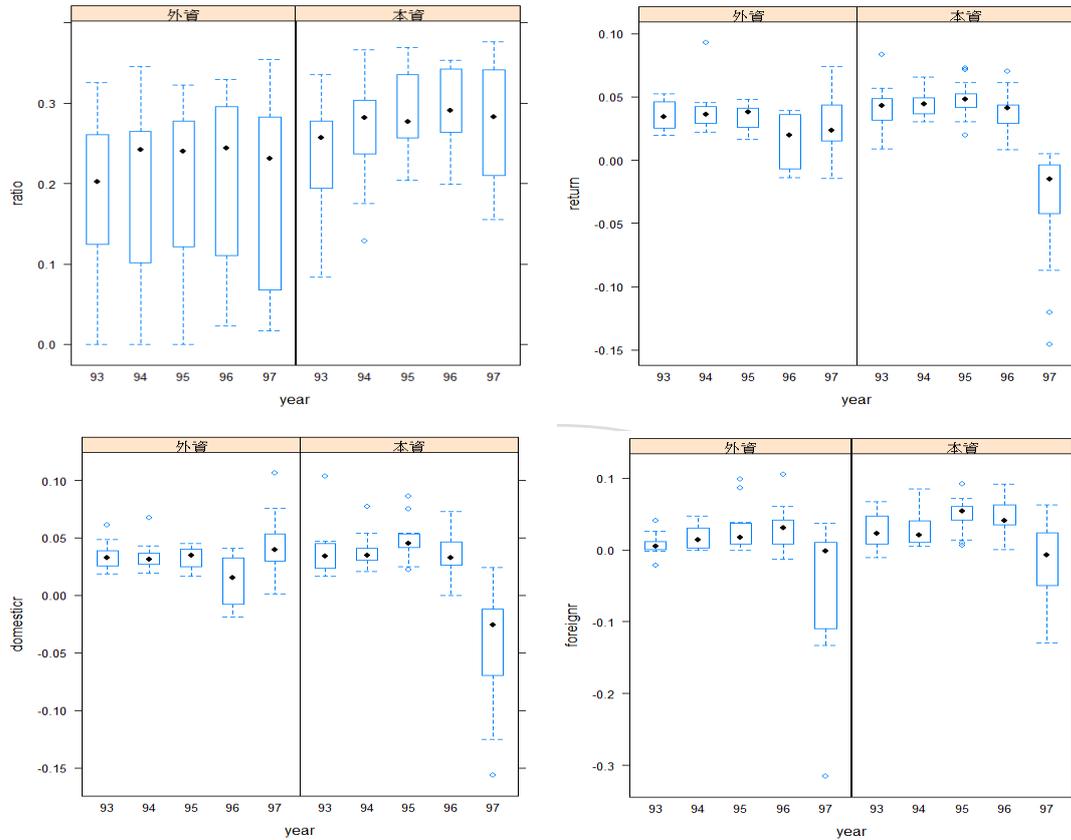


圖 40 反應變數之箱型圖(公司性質別)



首先，使用 Koenker (2004) 所提出的 l_1 調整方法來估計長期資料分量迴歸模型，其中關於 l_1 懲罰之調整參數 λ ，如 $\lambda \rightarrow 0$ ，我們將可得固定效果估計量；然而，當 $\lambda \rightarrow \infty$ ，則對於所有 $i = 1, 2, \dots, N$ ， $\hat{\alpha}_i \rightarrow 0$ ，所以我們會得到清除固定效果模型的估計量，此即等價於一般分量迴歸 (ordinary quantile regression)。至於如何選擇參數 λ 值，Geraci and Bottai (2007) 指出關於參數 λ 值之選擇，由於沒有理論依據或實務上被接受的指導方針，所以參數 λ 值是依經驗來做選擇，因而我們依據 Geraci and Bottai (2007) 所使用之參數 λ 值，選擇 $\lambda = 0.01$ 、 $\lambda = 5$ 和 $\lambda = 10^{10}$ 來分析長期資料分量迴歸。

由表 26-1 可得知，當 $\lambda = 0.01$ ，年度與美國政府十年期公債殖利率在 10% 和 25% 條件分量下是顯著的，且其係數皆為正號，表示樣本期間內隨著年度的增加，壽險業的國外投資比率相對地上升，並且美國政府十年期公債殖利率與國外投資比率之間呈現顯著地正相關。

表 26-1 影響國外投資因素之分量迴歸 ($\lambda = 0.01$) 實證結果

模型(一)	反應變數：國外投資比率					
	總和	分量迴歸 ($\lambda = 0.01$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.152 (-1.357)	-2.238** (-2.532)	-1.882** (-2.597)	-0.689 (-1.114)	-0.654 (-1.216)	0.150 (0.197)
本(外)資 虛擬變數	0.038** (2.430)	0.052 (1.548)	0.037 (1.265)	0.042 (1.487)	0.039 (1.466)	0.022 (0.769)
年度	0.013* (1.803)	0.023** (2.494)	0.019** (2.496)	0.007 (1.056)	0.008 (1.323)	-0.001 (-0.177)
市占率	0.601*** (4.565)	-0.322 (-0.340)	-0.671 (-0.737)	-0.688 (-0.769)	-0.706 (-0.785)	-0.432 (-0.472)
國內投資報酬率	0.013 (0.058)	0.086 (0.385)	-0.207 (-1.380)	0.043 (0.338)	0.057 (0.408)	-0.051 (-0.250)
國外投資報酬率	0.219 (1.324)	-0.034 (-0.159)	0.089 (0.353)	0.160 (0.649)	0.088 (0.439)	0.169 (1.008)
匯兌損益率	-1.297 (-0.761)	0.440 (0.180)	-0.977 (-0.526)	-0.262 (-0.199)	-0.364 (-0.303)	-0.779 (-0.558)
壽險比率	0.299*** (2.993)	0.109 (0.356)	0.149 (0.519)	0.234 (0.806)	0.214 (0.745)	0.340 (1.093)
健康險比率	0.068 (0.516)	-0.129 (-0.804)	-0.010 (-0.074)	0.064 (0.613)	0.018 (0.184)	0.108 (0.763)
年金險比率	0.333*** (3.080)	0.221 (0.768)	0.210 (0.826)	0.199 (0.797)	0.209 (0.858)	0.334 (1.256)
美國政府十年期 公債殖利率	0.874 (0.716)	3.312** (2.181)	2.770** (2.337)	0.518 (0.490)	-0.104 (-0.112)	-0.903 (-0.854)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 26-2 和 26-3 可得知，當 $\lambda = 5$ 和 $\lambda = 10^{10}$ ，本（外）資虛擬變數在 10% 條件分量下是顯著的，並且市占率在各條件分量下亦是顯著的，表示若壽險公司市占率愈高，則其國外投資比率亦相對地提升。

表 26-2 影響國外投資因素之分量迴歸($\lambda = 5$)實證結果

模型(一)	總和	分量迴歸($\lambda = 5$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.152 (-1.357)	-1.713 (-1.275)	-1.216 (-1.050)	-1.426 (-1.644)	-2.041*** (-2.774)	-0.370 (-0.701)
本(外)資 虛擬變數	0.038** (2.430)	0.113*** (2.676)	0.064 (1.346)	0.013 (0.402)	0.017 (0.655)	0.038 (1.322)
年度	0.013* (1.803)	0.016 (1.125)	0.011 (0.923)	0.013 (1.530)	0.019*** (2.652)	0.002 (0.293)
市占率	0.601*** (4.565)	0.604** (2.116)	0.688*** (3.032)	0.517** (2.204)	0.462** (2.287)	0.454** (2.637)
國內投資報酬率	0.013 (0.058)	0.016 (0.060)	0.048 (0.143)	-0.354 (-1.317)	0.010 (0.046)	0.013 (0.058)
國外投資報酬率	0.219 (1.324)	0.117 (0.380)	0.171 (0.476)	0.391 (1.566)	0.137 (0.469)	-0.036 (-0.124)
匯兌損益率	-1.297 (-0.761)	-3.932 (-1.183)	-1.731 (-0.532)	0.297 (0.133)	-0.991 (-0.601)	-1.479 (-0.845)
壽險比率	0.299*** (2.993)	0.196 (1.357)	0.252 (0.805)	0.378 (1.096)	0.434 (1.398)	0.568* (1.938)
健康險比率	0.068 (0.516)	0.122 (0.632)	0.056 (0.147)	0.115 (0.277)	0.227 (0.677)	0.267 (0.900)
年金險比率	0.333*** (3.080)	0.254* (1.711)	0.301 (0.971)	0.441 (1.335)	0.451 (1.581)	0.470* (1.686)
美國政府十年期 公債殖利率	0.874 (0.716)	2.526 (1.145)	1.188 (0.608)	1.086 (0.676)	1.400 (1.203)	-0.483 (-0.523)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 26-3 影響國外投資因素之分量迴歸($\lambda = 10^{10}$)實證結果

反應變數：國外投資比率

模型(一)	總和	分量迴歸($\lambda = 10^{10}$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.152 (-1.357)	-1.713 (-1.327)	-1.216 (-1.012)	-1.426* (-1.737)	-2.041** (-2.580)	-0.370 (-0.646)
本(外)資 虛擬變數	0.038** (2.430)	0.113*** (2.816)	0.064 (1.516)	0.013 (0.426)	0.017 (0.633)	0.038 (1.412)
年度	0.013* (1.803)	0.016 (1.157)	0.011 (0.891)	0.013* (1.694)	0.019** (2.546)	0.002 (0.285)
市占率	0.601*** (4.565)	0.604*** (2.672)	0.688*** (2.910)	0.517** (2.088)	0.462** (2.255)	0.454*** (2.985)
國內投資報酬率	0.013 (0.058)	0.016 (0.053)	0.048 (0.152)	-0.354 (-1.465)	0.010 (0.049)	0.013 (0.066)
國外投資報酬率	0.219 (1.324)	0.117 (0.383)	0.171 (0.520)	0.391 (1.497)	0.137 (0.458)	-0.036 (-0.126)
匯兌損益率	-1.297 (-0.761)	-3.932 (-1.278)	-1.731 (-0.558)	0.297 (0.145)	-0.991 (-0.588)	-1.479 (-0.834)
壽險比率	0.299*** (2.993)	0.196 (0.701)	0.252 (0.653)	0.378 (0.836)	0.434 (1.177)	0.568* (1.878)
健康險比率	0.068 (0.516)	0.122 (0.352)	0.056 (0.122)	0.115 (0.219)	0.227 (0.532)	0.267 (0.886)
年金險比率	0.333*** (3.080)	0.254 (0.920)	0.301 (0.798)	0.441 (1.019)	0.451 (1.304)	0.470* (1.682)
美國政府十年期 公債殖利率	0.874 (0.716)	2.526 (1.104)	1.188 (0.641)	1.086 (0.708)	1.400 (1.201)	-0.483 (-0.475)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

由表 27 可得知，美國政府十年期公債殖利率在各條件分量下皆是顯著的，惟獨於 90% 條件分量下是不顯著。

表 27-1 影響投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda = 0.01$)實證結果

模型(二)	反應變數：投資報酬率					
	總和	分量迴歸($\lambda = 0.01$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.052 (-1.323)	0.355 (1.532)	0.365 (1.543)	0.074 (0.368)	0.066 (0.311)	0.005 (0.022)
本(外)資 虛擬變數	-0.012** (-2.129)	0.010 (1.293)	0.008 (1.034)	0.005 (0.626)	0.005 (0.559)	0.010 (0.814)
年度	-0.002 (-0.793)	-0.004 (-1.616)	-0.004 (-1.480)	0.000 (-0.095)	0.000 (0.029)	0.001 (0.327)
國外投資比率	0.035 (1.039)	-0.004 (-0.171)	0.021 (0.361)	-0.014 (-0.311)	0.006 (0.128)	0.035 (0.804)
市占率	0.035 (0.696)	-0.004 (-0.241)	0.130 (0.260)	0.116 (0.231)	0.093 (0.185)	-0.047 (-0.100)
匯兌損益率	0.762 (1.257)	-0.517 (-0.895)	-0.125 (-0.259)	-0.129 (-0.336)	0.093 (0.209)	0.875 (1.132)
壽險比率	0.012 (0.326)	-0.123 (-0.940)	-0.119 (-0.840)	-0.103 (-0.743)	-0.103 (-0.736)	-0.094 (-0.699)
健康險比率	0.015 (0.320)	-0.093 (-1.118)	-0.063 (-0.604)	-0.018 (-0.192)	0.002 (0.024)	0.078 (1.301)
年金險比率	0.062 (1.565)	-0.082 (-0.659)	-0.094 (-0.683)	-0.042 (-0.312)	-0.047 (-0.347)	-0.053 (-0.405)
美國政府十年期 公債殖利率	1.720*** (4.545)	3.196*** (2.773)	2.217*** (3.526)	1.564*** (2.800)	1.114* (1.698)	0.775 (1.347)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

當 $\lambda = 5$ 和 $\lambda = 10^{10}$ ，市占率在 10% 和 25% 條件分量下是顯著的，且其係數皆為正號，表示若壽險公司市占率愈高，則其投資報酬率亦相對地提升。對於健康險比率，在 25% 條件分量下與投資報酬率之間是顯著地負相關；然而在 90% 條件分量下卻是顯著地正相關，相同分量下年金險比率亦是顯著地正相關。

表 27-2 影響投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda = 5$)實證結果

模型(二)	反應變數：投資報酬率					
	總和	分量迴歸($\lambda = 5$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.052 (-1.323)	0.045 (0.162)	0.145 (0.899)	0.182 (1.128)	0.139 (0.874)	0.035 (0.168)
本(外)資 虛擬變數	-0.012** (-2.129)	0.006 (0.923)	-0.005 (-0.958)	0.000 (0.019)	0.001 (0.270)	0.005 (0.591)
年度	-0.002 (-0.793)	-0.002 (-0.509)	-0.002 (-1.311)	-0.002 (-1.400)	-0.002 (-0.998)	0.000 (-0.175)
國外投資比率	0.035 (1.039)	-0.004 (-0.091)	-0.009 (-0.295)	-0.004 (-0.139)	0.020 (1.007)	0.038 (1.249)
市占率	0.035 (0.696)	0.085** (2.079)	0.101*** (3.039)	0.044 (1.591)	-0.008 (-0.274)	-0.033 (-0.582)
匯兌損益率	0.762 (1.257)	-0.340 (-0.416)	0.053 (0.135)	-0.228 (-0.419)	0.659 (1.337)	0.884 (1.344)
壽險比率	0.012 (0.326)	-0.037 (-0.494)	-0.005 (-0.216)	0.013 (0.754)	0.010 (0.712)	0.008 (0.332)
健康險比率	0.015 (0.320)	-0.110 (-1.370)	-0.061** (-2.110)	0.014 (0.436)	0.026 (0.627)	0.088** (2.014)
年金險比率	0.062 (1.565)	0.012 (0.163)	0.033 (1.118)	0.038 (1.407)	0.041* (1.837)	0.065** (2.319)
美國政府十年期 公債殖利率	1.720*** (4.545)	3.520*** (3.357)	2.176*** (4.379)	1.322*** (2.797)	0.856* (1.835)	0.624 (1.148)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 27-3 影響投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda = 10^{10}$)實證結果

反應變數：投資報酬率

模型(二)	總和	分量迴歸($\lambda = 10^{10}$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.052 (-1.323)	0.045 (0.179)	0.145 (0.833)	0.182 (1.032)	0.139 (0.864)	0.035 (0.181)
本(外)資 虛擬變數	-0.012** (-2.129)	0.006 (1.014)	-0.005 (-0.912)	0.000 (0.017)	0.001 (0.288)	0.005 (0.818)
年度	-0.002 (-0.793)	-0.002 (-0.541)	-0.002 (-1.257)	-0.002 (-1.276)	-0.002 (-0.979)	0.000 (-0.186)
國外投資比率	0.035 (1.039)	-0.004 (-0.089)	-0.009 (-0.273)	-0.004 (-0.149)	0.020 (1.115)	0.038 (1.291)
市占率	0.035 (0.696)	0.085** (2.546)	0.101*** (3.139)	0.044 (1.554)	-0.008 (-0.281)	-0.033 (-0.636)
匯兌損益率	0.762 (1.257)	-0.340 (-0.462)	0.053 (0.149)	-0.228 (-0.430)	0.659 (1.329)	0.884 (1.381)
壽險比率	0.012 (0.326)	-0.037 (-0.487)	-0.005 (-0.214)	0.013 (0.905)	0.010 (0.516)	0.008 (0.402)
健康險比率	0.015 (0.320)	-0.110 (-1.143)	-0.061** (-2.331)	0.014 (0.487)	0.026 (0.565)	0.088** (2.404)
年金險比率	0.062 (1.565)	0.012 (0.170)	0.033 (1.075)	0.038 (1.478)	0.041 (1.657)	0.065** (2.596)
美國政府十年期 公債殖利率	1.720*** (4.545)	3.520*** (3.063)	2.176*** (4.658)	1.322*** (2.775)	0.856* (1.803)	0.624 (1.301)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

由表 28 可得知，美國政府十年期公債殖利率在 10%、25% 和 50% 條件分量下是顯著的，且其係數為正號，但在 75% 和 90% 條件分量下卻是不顯著，表示在較低的條件分量下，美國政府十年期公債殖利率和國內投資報酬率之間是顯著地正相關。另外，年度在 10% 條件分量下是顯著的，表示樣本期間內隨著年度的增加，壽險業的國內投資報酬率相對地下降。

表 28-1 影響國內投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda = 0.01$)實證結果

模型(三)	反應變數：國內投資報酬率					
	總和	分量迴歸($\lambda = 0.01$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.043 (-0.945)	0.502** (2.176)	0.250 (1.092)	-0.105 (-0.507)	-0.119 (-0.517)	-0.075 (-0.320)
本(外)資 虛擬變數	-0.015** (-2.320)	0.007 (0.854)	0.006 (0.691)	0.003 (0.305)	0.007 (0.730)	0.015 (1.211)
年度	-0.001 (-0.386)	-0.006** (-2.482)	-0.002 (-0.832)	0.002 (0.996)	0.003 (1.226)	0.002 (1.005)
國外投資比率	0.008 (0.201)	-0.060 (-1.182)	-0.023 (-0.489)	-0.031 (-0.679)	-0.036 (-0.846)	0.019 (0.416)
市占率	0.046 (0.774)	0.021 (0.028)	-0.367 (-0.536)	-0.360 (-0.520)	-0.391 (-0.566)	-0.144 (-0.194)
匯兌損益率	0.638 (0.909)	-0.524 (-0.740)	-0.271 (-0.491)	-0.144 (-0.304)	-0.126 (-0.261)	0.966 (1.176)
壽險比率	0.019 (0.443)	-0.103 (-0.608)	-0.137 (-0.966)	-0.136 (-0.919)	-0.123 (-0.811)	-0.138 (-0.963)
健康險比率	0.007 (0.120)	0.008 (0.046)	-0.070 (-1.027)	-0.037 (-0.507)	-0.023 (-0.325)	0.040 (0.409)
年金險比率	0.067 (1.463)	-0.073 (-0.431)	-0.109 (-0.782)	-0.091 (-0.636)	-0.089 (-0.604)	-0.124 (-0.867)
美國政府十年期 公債殖利率	1.453*** (3.315)	3.503*** (3.258)	2.422*** (2.827)	1.761*** (2.486)	0.640 (1.168)	0.284 (0.417)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10% 顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

當 $\lambda = 5$ 和 $\lambda = 10^{10}$ ，市占率在 10%、25% 和 50% 條件分量下與國內投資報酬率之間是顯著的正相關，但在 90% 條件分量下卻是顯著的負相關，表示在 10%、25% 和 50% 條件分量下，若壽險公司市占率愈高，則其國內投資報酬率亦相對地提升，但在 90% 條件分量下卻是下降的。另外，在 90% 條件分量下年金險比率與國內投資報酬率之間為顯著地正相關。

表 28-2 影響國內投資報酬率因素之分量迴歸 ($\lambda = 5$) 實證結果

模型(三)	反應變數：國內投資報酬率					
	總和	分量迴歸 ($\lambda = 5$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.043 (-0.945)	0.356* (1.898)	0.071 (0.384)	-0.054 (-0.296)	-0.018 (-0.079)	0.120 (0.502)
本(外)資 虛擬變數	-0.015** (-2.320)	0.002 (0.395)	0.002 (0.522)	-0.006 (-1.500)	0.002 (0.311)	0.002 (0.392)
年度	-0.001 (-0.386)	-0.005** (-2.558)	-0.001 (-0.746)	0.000 (0.130)	0.000 (0.157)	-0.001 (-0.406)
國外投資比率	0.008 (0.201)	-0.038 (-1.353)	-0.011 (-0.687)	-0.026 (-1.260)	-0.002 (-0.078)	0.046 (1.176)
市占率	0.046 (0.774)	0.118*** (2.971)	0.083*** (3.046)	0.085*** (2.907)	0.021 (0.579)	-0.085* (-1.802)
匯兌損益率	0.638 (0.909)	-0.929 (-1.556)	-0.414 (-0.633)	-0.520 (-0.937)	-0.270 (-0.349)	1.035 (1.326)
壽險比率	0.019 (0.443)	0.012 (0.176)	-0.013 (-0.503)	0.015 (0.695)	0.005 (0.382)	0.013 (0.525)
健康險比率	0.007 (0.120)	-0.038 (-0.414)	-0.065* (-1.894)	-0.020 (-0.620)	0.047 (1.305)	0.066* (1.777)
年金險比率	0.067 (1.463)	0.023 (0.330)	-0.009 (-0.326)	0.034 (1.228)	0.029 (0.753)	0.111*** (2.843)
美國政府十年期 公債殖利率	1.453*** (3.315)	3.984*** (3.558)	2.309*** (3.194)	1.311* (1.945)	0.339 (0.591)	-0.110 (-0.173)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10% 顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

表 28-3 影響國內投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda = 10^{10}$)實證結果

反應變數：國內投資報酬率

模型(三)	總和	分量迴歸($\lambda = 10^{10}$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.043 (-0.945)	0.356* (1.633)	0.071 (0.428)	-0.054 (-0.332)	-0.018 (-0.078)	0.120 (0.511)
本(外)資 虛擬變數	-0.015** (-2.320)	0.002 (0.435)	0.002 (0.453)	-0.006 (-1.302)	0.002 (0.302)	0.002 (0.383)
年度	-0.001 (-0.386)	-0.005** (-2.382)	-0.001 (-0.851)	0.000 (0.148)	0.000 (0.156)	-0.001 (-0.422)
國外投資比率	0.008 (0.201)	-0.038 (-1.211)	-0.011 (-0.538)	-0.026 (-1.373)	-0.002 (-0.073)	0.046 (1.273)
市占率	0.046 (0.774)	0.118*** (2.725)	0.083** (2.472)	0.085*** (2.877)	0.021 (0.671)	-0.085* (-1.928)
匯兌損益率	0.638 (0.909)	-0.929 (-1.377)	-0.414 (-0.820)	-0.520 (-0.971)	-0.270 (-0.381)	1.035 (1.508)
壽險比率	0.019 (0.443)	0.012 (0.180)	-0.013 (-0.567)	0.015 (0.822)	0.005 (0.201)	0.013 (0.425)
健康險比率	0.007 (0.120)	-0.038 (-0.463)	-0.065* (-1.933)	-0.020 (-0.651)	0.047 (0.980)	0.066 (1.540)
年金險比率	0.067 (1.463)	0.023 (0.332)	-0.009 (-0.359)	0.034 (1.235)	0.029 (0.669)	0.111** (2.405)
美國政府十年期 公債殖利率	1.453*** (3.315)	3.984*** (3.747)	2.309*** (3.343)	1.311* (1.915)	0.339 (0.593)	-0.110 (-0.174)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

由表 29 可得知，美國政府十年期公債殖利率在各條件分量下皆是顯著的，表示美國政府十年期公債殖利率與國外投資報酬率之間呈現顯著地正相關；當 $\lambda = 0.01$ ，匯兌損益率在 25% 條件分量下是顯著的，表示樣本期間匯率波動所產生的匯兌損益與國外投資報酬率之間具有正向關係，亦即壽險公司採取避險策略有利於國外投資績效的提升。

表 29-1 影響國外投資報酬率因素分量迴歸($\lambda = 0.01$)實證結果

模型(四)	反應變數：國外投資報酬率					
	總和	分量迴歸($\lambda = 0.01$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.170*** (-2.755)	-0.685 (-1.476)	-0.343 (-1.035)	-0.432 (-1.387)	-0.880** (-2.327)	-1.207** (-2.604)
本(外)資 虛擬變數	0.012 (1.395)	0.011 (0.697)	0.022 (1.455)	0.012 (0.768)	0.008 (0.500)	-0.007 (-0.414)
年度	0.006 (1.589)	0.005 (0.884)	0.002 (0.493)	0.003 (0.944)	0.008** (2.031)	0.011** (2.275)
國外投資比率	0.071 (1.344)	0.050 (0.449)	0.077 (0.806)	0.082 (0.888)	-0.005 (-0.052)	-0.129 (-1.009)
市占率	-0.010 (-0.126)	0.390 (0.424)	-0.003 (-0.003)	-0.005 (-0.005)	0.018 (0.018)	0.416 (0.468)
匯兌損益率	0.330 (0.344)	0.545 (0.720)	1.226* (1.768)	1.004 (1.426)	0.295 (0.332)	-0.047 (-0.044)
壽險比率	0.025 (0.421)	0.038 (0.235)	0.018 (0.088)	0.041 (0.207)	0.071 (0.371)	0.200 (1.193)
健康險比率	-0.018 (-0.234)	-0.080 (-0.749)	-0.023 (-0.253)	0.006 (0.077)	0.026 (0.338)	0.107 (0.939)
年金險比率	0.023 (0.371)	0.056 (0.372)	0.017 (0.093)	0.047 (0.267)	0.082 (0.481)	0.201 (1.335)
美國政府十年期 公債殖利率	3.267*** (5.442)	4.375*** (4.984)	3.316*** (4.207)	2.146** (2.279)	1.758* (1.733)	1.827* (1.909)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

當 $\lambda = 5$ 和 $\lambda = 10^{10}$ ，年度在 50%、75% 和 90% 條件分量下是顯著的，且其係數皆為正號，表示樣本期間內隨著年度的增加，壽險業的國外投資報酬率相對地上升；並且市占率在 10% 和 25% 條件分量下與國外投資報酬率之間是顯著的正相關，表示若壽險公司市占率愈高，則其國外投資報酬率亦相對地提升。

表 29-2 影響國外投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda = 5$)實證結果

模型(四)	反應變數：國外投資報酬率					
	總和	分量迴歸($\lambda = 5$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.170*** (-2.755)	-0.114 (-0.328)	-0.458 (-1.523)	-0.978*** (-3.086)	-0.692*** (-2.721)	-0.988*** (-2.744)
本(外)資 虛擬變數	0.012 (1.395)	0.009 (1.095)	0.002 (0.212)	0.008 (0.819)	0.025** (2.617)	0.012 (1.262)
年度	0.006 (1.589)	-0.001 (-0.130)	0.004 (1.137)	0.009*** (2.827)	0.006** (2.535)	0.009** (2.517)
國外投資比率	0.071 (1.344)	0.055 (1.358)	0.055 (1.407)	0.009 (0.180)	-0.055 (-0.837)	-0.142* (-1.817)
市占率	-0.010 (-0.126)	0.129* (1.906)	0.122** (2.440)	0.077 (1.270)	0.034 (0.573)	0.066 (0.967)
匯兌損益率	0.330 (0.344)	0.092 (0.090)	-0.112 (-0.154)	-0.243 (-0.288)	0.735 (0.850)	0.661 (0.706)
壽險比率	0.025 (0.421)	-0.045 (-0.578)	-0.026 (-0.347)	0.024 (0.367)	0.068* (1.697)	0.153*** (3.232)
健康險比率	-0.018 (-0.234)	-0.103 (-1.067)	-0.079 (-0.761)	-0.022 (-0.245)	0.033 (0.652)	0.075 (1.162)
年金險比率	0.023 (0.371)	-0.032 (-0.401)	-0.003 (-0.036)	0.046 (0.705)	0.036 (0.778)	0.099** (2.073)
美國政府十年期 公債殖利率	3.267*** (5.442)	4.385*** (3.276)	3.018*** (2.967)	1.991** (2.334)	1.427** (2.162)	1.936** (2.299)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

對於本（外）資虛擬變數，在 75% 條件分量下是顯著的，表示本資公司的國外投資績效是顯著優於外資公司；另外，在 90% 條件分量下，壽險和年金險比率與國外投資報酬率之間為顯著地正相關。

表 29-3 影響國外投資報酬率因素之分量迴歸($\lambda = 10^{10}$)實證結果

模型(四)	總和	分量迴歸($\lambda = 10^{10}$)				
		10%	25%	50%	75%	90%
截距項	-0.170*** (-2.755)	-0.114 (-0.334)	-0.458 (-1.570)	-0.978*** (-3.015)	-0.692** (-2.619)	-0.988** (-2.437)
本(外)資 虛擬變數	0.012 (1.395)	0.009 (1.175)	0.002 (0.209)	0.008 (0.774)	0.025*** (2.751)	0.012 (1.362)
年度	0.006 (1.589)	-0.001 (-0.138)	0.004 (1.120)	0.009*** (2.676)	0.006** (2.474)	0.009** (2.230)
國外投資比率	0.071 (1.344)	0.055 (1.462)	0.055 (1.397)	0.009 (0.166)	-0.055 (-0.782)	-0.142 (-1.732)
市占率	-0.010 (-0.126)	0.129* (1.857)	0.122** (2.348)	0.077 (1.215)	0.034 (0.549)	0.066 (0.881)
匯兌損益率	0.330 (0.344)	0.092 (0.095)	-0.112 (-0.141)	-0.243 (-0.272)	0.735 (0.862)	0.661 (0.656)
壽險比率	0.025 (0.421)	-0.045 (-0.567)	-0.026 (-0.266)	0.024 (0.302)	0.068 (1.538)	0.153*** (3.435)
健康險比率	-0.018 (-0.234)	-0.103 (-1.133)	-0.079 (-0.627)	-0.022 (-0.216)	0.033 (0.547)	0.075 (1.374)
年金險比率	0.023 (0.371)	-0.032 (-0.436)	-0.003 (-0.029)	0.046 (0.598)	0.036 (0.751)	0.099** (2.229)
美國政府十年期 公債殖利率	3.267*** (5.442)	4.385*** (3.814)	3.018*** (2.799)	1.991** (2.389)	1.427** (2.489)	1.936** (2.519)

註：***，**，*分別表示達 1%，5%，10%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

最後，使用 Geraci and Bottai (2007) 提出對於具有位置移動隨機效果的條件分量函數之參數估計方法，當中運用非對稱拉普拉斯密度 (ALD) 建立概似函數，因其會自動提供懲罰的最適水準之選擇；再者，由於分量對於離群值是較不敏感的，所以使用分量迴歸估計較最小平方估計來得穩健，然而在標準誤的估計上有樣本數太少之限制，故減少實證模型 (一) 和 (二) 中解釋變數個數，分析探討其隨機效果的 50% 條件分量迴歸。

表 30 中顯示，刪除解釋變數後，對於實證模型 (一)，在 50% 條件分量下，顯著的變數有市占率、國外投資報酬率、匯兌損益率和美國政府十年期公債殖利率，且對照表 5 可知，在一般長期資料分析中，國外投資報酬率、匯兌損益率和美國政府十年期公債殖利率是不顯著的，但對於長期資料分量迴歸分析，在 50% 條件分量下，這三個變數卻是顯著的。此結果表示國外投資比率與國外投資報酬率之間為顯著地正相關，但與美國政府十年期公債殖利率之間卻是呈現顯著地負相關；同時，因匯兌損益率係數為負號，表示避險成本及每月未到期之匯率衍生性商品評價損益若愈高，則壽險公司資金投資於國外的比重相對愈低，亦即匯率風險將降低台灣壽險業資金往國外投資的意願。

對於實證模型 (二)，在 50% 條件分量下，顯著的變數有匯兌損

益率和美國政府十年期公債殖利率，且對照表 9 可知，一般長期資料分析中，匯兌損益率是不顯著的，但對於長期資料分量迴歸分析，在 50%條件分量下卻是顯著的；此結果表示樣本期間匯率波動產生的匯兌損益與壽險公司的投資報酬率之間具有正向關係，亦即壽險公司實行避險策略有利於投資績效的提升。

表 30 刪除變數後隨機效果的 50%條件分量迴歸實證結果

	模型(一)	模型(二)
截距項	0.242*** (242.00)	-0.043*** (43.000)
市占率	0.726*** (15.710)	0.041 (1.573)
國內投資報酬率	-0.013 (-0.193)	
國外投資報酬率	0.542*** (11.729)	
匯兌損益率	-2.332*** (-6.220)	1.013*** (35.413)
美國政府十年期 公債殖利率	-0.802*** (-7.611)	1.841*** (50.571)
φ	1.000	1.000

註 1：***表示達 1%顯著水準；括號內則為對應的 t 值。

註 2： φ 為隨機效果的 50%條件分量迴歸中個體特定效果之變異數。

第四章 結論

自 2003 年主管機關放寬資金運用限制並提高海外投資上限，加上壽險業為改善利差損問題，逐漸將資金往海外收益較高的標的投資，然而，國外資產配置對於台灣壽險業是否存在正面效益，值得深入探討。由於壽險業國外投資主要配置於美金，且國外投資標的約有九成以上為固定收益型金融商品，其資金運用的理念為拉長資產的存續期間及提高資金運用收益率，而壽險業保費收入中，壽險與年金險兩者皆為長期性契約且具儲蓄性質，因此，本研究主要檢視壽險公司之市占率和各險種保費收入比率與國外投資比率之間的關係，同時亦檢視美國政府十年期公債殖利率與投資報酬率之間是否具有正向關係。

本文所使用之研究方法是以長期追蹤資料分析總合、固定效果和隨機效果迴歸模型，並檢視模型之適合性檢定。對於反應變數投資報酬率、國內投資報酬率和國外投資報酬率其密度的核估計具長尾之特性，因長期資料分量迴歸分析可在不同條件分量下去分析參數估計的結果，尤其是對於條件分配尾端的部分，所以又使用長期資料分量迴歸分析進一步探討。

經由實證結果顯示，若壽險公司的市占率愈高，則其資產配置於國外的比重亦相對提高，且壽險比率和年金險比率與國外投資比率之間呈現顯著地正相關，此結果呼應壽險業拉長資產的存續期間及提高

資金運用收益率的國外資金運用理念，因壽險和年金險皆為長期性契約且具儲蓄性質。若將壽險公司依是否已公開發行作為分類，則公開發行公司於國外投資的比率是顯著高於未公開發行公司。在投資績效方面，美國政府十年期公債殖利率與投資報酬率之間為顯著的正相關，表示若美國政府十年期公債殖利率愈高，則壽險公司的投資報酬率亦相對地提高。

最後，探討長期資料分量迴歸分析之實證結果，對於使用 Koenker (2004) 所提出的 ℓ_1 調整方法，當 ℓ_1 懲罰之調整參數 $\lambda = 0.01$ ，則在 25% 條件分量下，樣本期間匯率波動所產生的匯兌損益與國外投資報酬率之間具有正向關係，表示壽險公司採取避險策略有利於國外投資績效的提升。當 $\lambda = 5$ 和 $\lambda = 10^{10}$ ，則在 50%、75% 和 90% 條件分量下，隨著樣本期間年度的增加，壽險業的國外投資報酬率相對地上升；在 10% 和 25% 條件分量下，壽險公司市占率與國外投資報酬率之間是顯著的正相關；在 75% 條件分量下，本資公司的國外投資績效是顯著優於外資公司；並且在 90% 條件分量下，壽險和年金險比率與國外投資報酬率之間為顯著地正相關。

而使用 Geraci and Bottai (2007) 提出隨機效果的條件分量函數之參數估計方法，其實證結果顯示，對於壽險公司資產配置方面，在 50% 條件分量下，國外投資比率與國外投資報酬率之間為顯著地正相

關，並且匯率風險將降低台灣壽險業資金往國外投資的意願；對於壽險公司投資績效方面，顯示匯率波動產生的匯兌損益與壽險公司的投資報酬率之間具有正向關係，亦即壽險公司實行避險策略有利於投資績效的提升。



參考文獻

- 林金樹 (2004),「壽險業資金運用效率與國外投資額度關係之研究」, 國立政治大學風險管理與保險研究所碩士論文。
- 張士傑、朱浩民、許素珠與黃雅文 (2010),「資產配置之迷思或現實? 台灣壽險業之實證研究」, 風險管理學報, 第十二卷第一期, 5-32。
- 張士傑 (2010),「十字路口的抉擇: 國際接軌或是分道揚鑣」, 壽險季刊, 第 155 期, 1-10。
- 賴本隊 (2010),「壽險業「外匯價格變動準備金」評析」, 壽險季刊, 第 155 期, 11-26。
- Abrevaya, J., and C.M. Dahl (2008). “The Effects of Birth Inputs on Birthweight : Evidence From Quantile Estimation on Panel Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 26, No. 4, 379-397.
- Allayannis, G., and J.P. Weston (2001). “The Use of Foreign Currency Derivatives and Firm Market Value”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 14, No. 1, 243-276.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley and Sons, Ltd.
- Breusch, T. S., and A. R. Pagan (1980). “The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, 239-253.
- Campbell, J.Y., K. Serfaty-de Medeiros, and L.M. Viceira (2010). “Global Currency Hedging”, *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 1, 87-121.
- Chamberlain, G. (1982). “Multivariate Regression Models for Panel Data”, *Journal of Econometrics*, Vol. 18, 5-46.
- Chamberlain, G. (1984). “Panel Data. In Z. Griliches and M. D. Intriligator (Eds.)”, *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, 1247-1318. New York : Academic Press.
- Chang, S.C., H.M. Chu, and S.C. Hsu (2011). “Striving for Home Advantages? An Empirical Study of Currency Hedging of Taiwan’s Life Insurers”, *Middle Eastern Finance and Economics*, Issue 12, 49-64.
- Chen, C.T., and C.T. Liang (2010). “An Empirical Study on the Basket Hedge”, *Journal of Risk Management*, Vol. 12, No. 1, 133-153.
- Cummins, J.D., R.D. Phillips, and S.D. Smith (1997). “Corporate Hedging in the Insurance Industry : The Use of Financial Derivatives by U.S. Insurers”, *The North American Actuarial Journal*, Vol. 1, 13-49.
- Diggle, P.J., P.J. Heagerty, K.Y. Liang, and S.L. Zeger (2002). *Analysis of Longitudinal Data*. Oxford : Oxford University Press.

- Geraci, M. and M. Bottai (2007). “Quantile regression for longitudinal data using the asymmetric Laplace distribution”, *Biostatistics*, Vol. 8, No. 1, 140-154
- Glen, J. and P. Jorion (1993). “Currency Hedging for International Portfolios”, *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, 1865-1886.
- Goetzmann, W.N., L. Li, and K.G. Rouwenhorst (2005). “Long-Term Global Market Correlations”, *Journal of Business*, Vol. 78, No. 1, 1-38.
- Graybill, F.A. (1969). *Introduction to Matrices with Applications in Statistics*. Belmont, CA : Wadsworth.
- Hausman, J. A. (1978). “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, 1251-1271.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Klevmarck, N.A. (1989). “Panel studies : What can we learn from them ? Introduction”, *European Economic Review*, Vol. 33, Issues 2-3, 523-529.
- Koenker, R., and G. Bassett (1978). “Regression Quantiles”, *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, 33-50.
- Koenker, R. (2004). “Quantile Regression for Longitudinal Data”, *Journal of Multivariate Analysis*, Vol. 91, Issues 1, 74-89.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. New York : Cambridge University Press.
- Maddala, G.S. (1971). “The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data”, *Econometrica*, Vol. 39, 341-358.
- Nerlove, M. (1971). “A Note on Error Components Models”, *Econometrica*, Vol. 39, 383-396.
- Odier, P., and B. Solnik, (1993). “Lessons from International Asset Allocation”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 49, No. 2, 63-77.
- Pinheiro, J.C., and D.J. Bates (2000). *Mixed-Effects Models in S and S-PLUS*. New York : Springer.
- Solnik, B.H. (1995). “Why not Diversify Internationally rather than Domestically?”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No. 1, 89-94.
- Shi P., and E.W. Frees (2010). “Long-tail longitudinal modeling of insurance company expenses”, *Insurance : Mathematics and Economics*, Vol. 47, 303-314.
- Ware, J.H., D. Dockery, T.A. Louis, et al. (1990). “Longitudinal and cross-sectional estimates of pulmonary function decline in never-smoking adults”, *American Journal of Epidemiology*, Vol. 132, Issue 4, 685-700.
- Wallace, T.D., and A. Hussain (1969). “The Use of Error Components Models in Combining Cross-Section with Time Series Data”, *Econometrica*, Vol. 37, 55-72.

附錄

圖 41 國外投資比率對各解釋變數圖

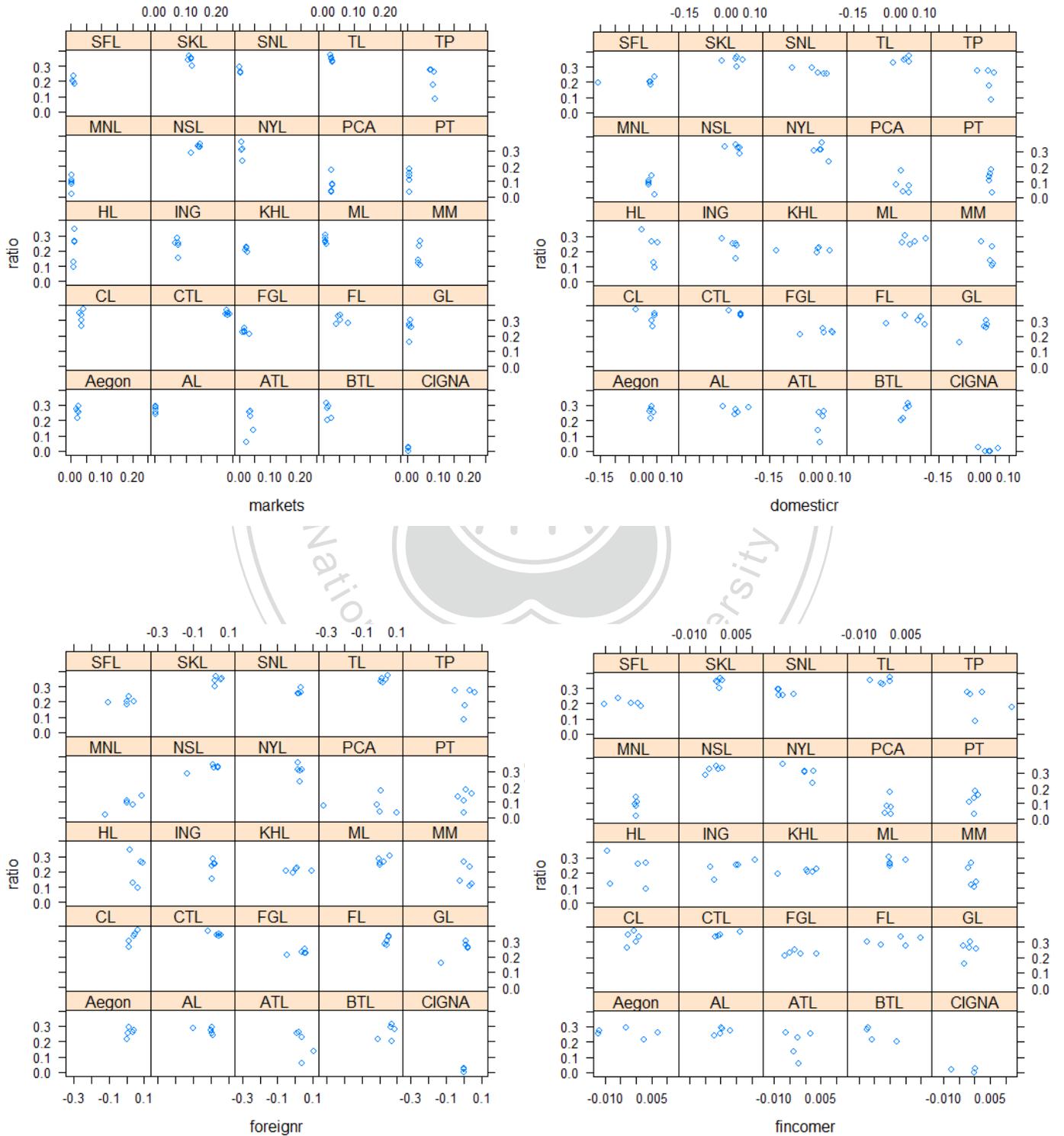


圖 41 國外投資比率對各解釋變數圖 (續)

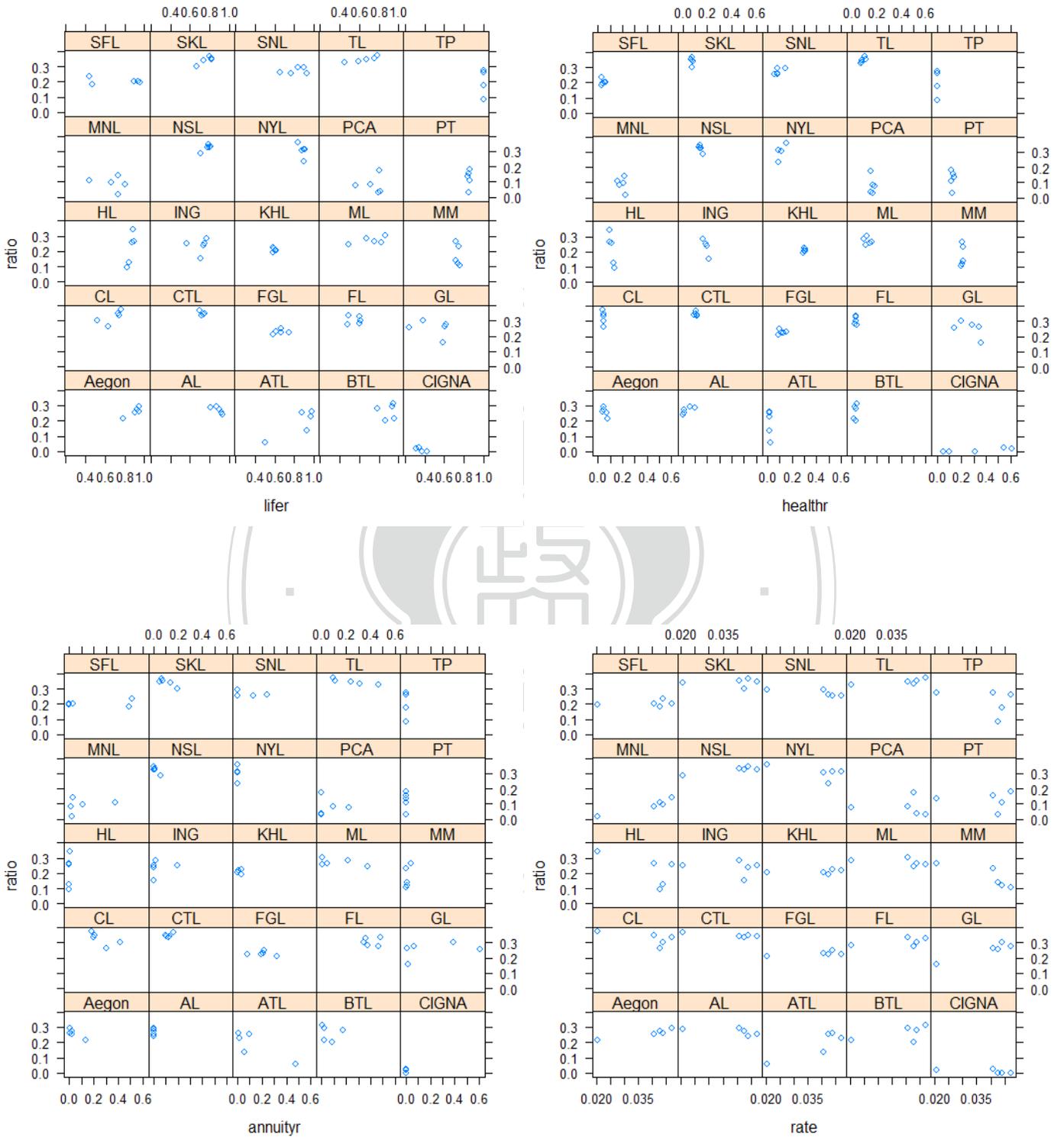


圖 42 投資報酬率對各解釋變數圖

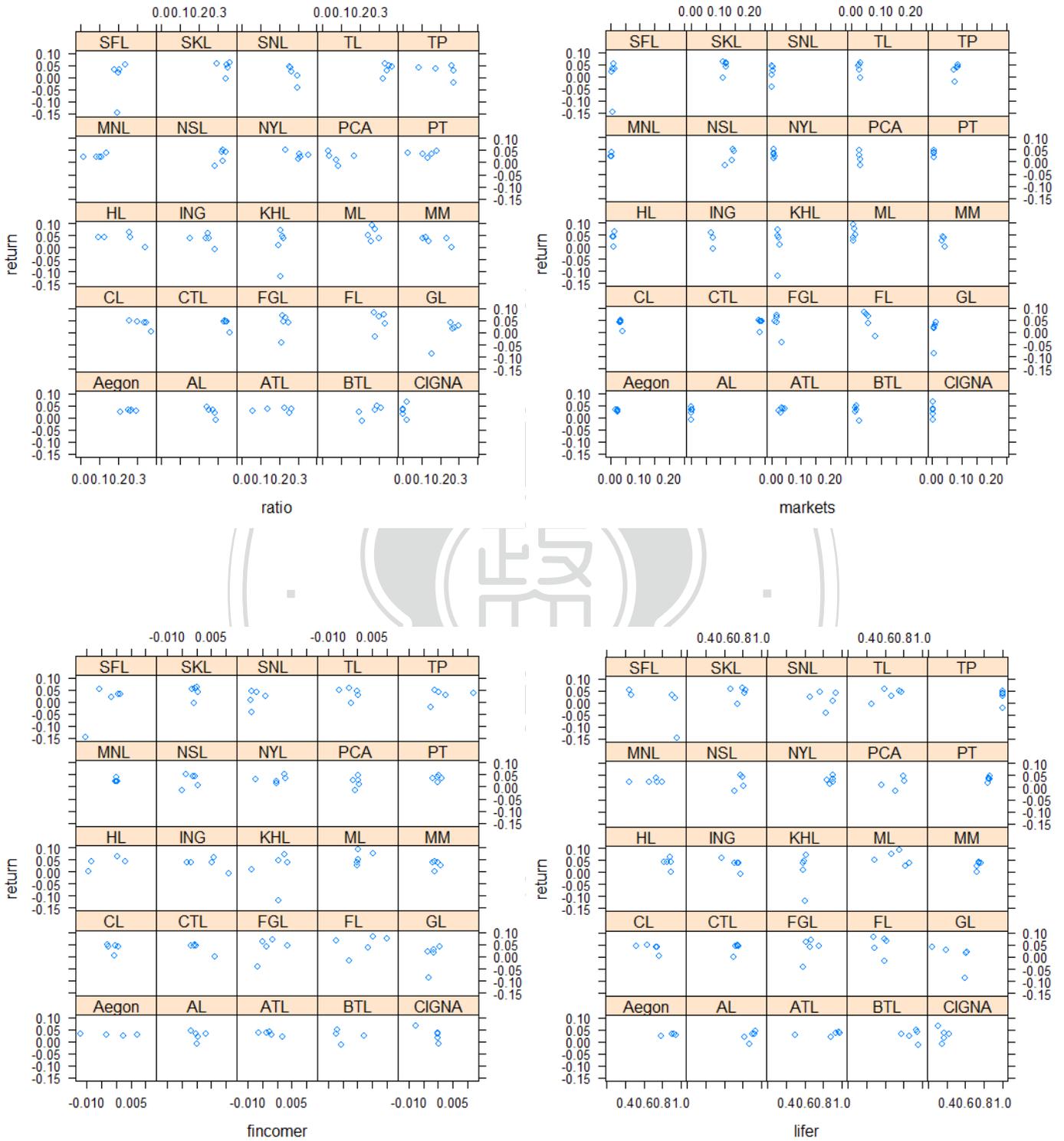


圖 42 投資報酬率對各解釋變數圖 (續)

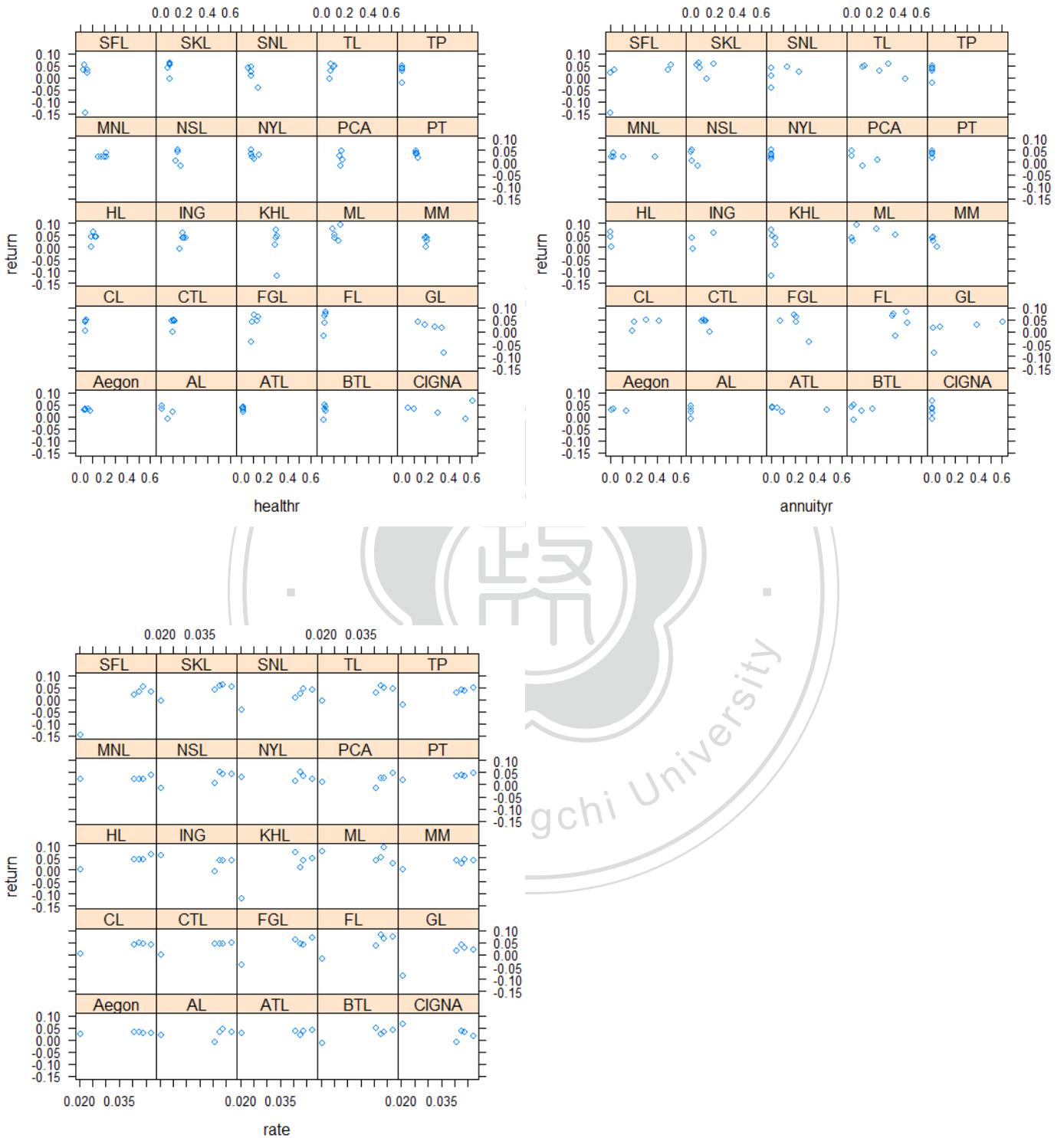


圖 43 國內投資報酬率對各解釋變數圖

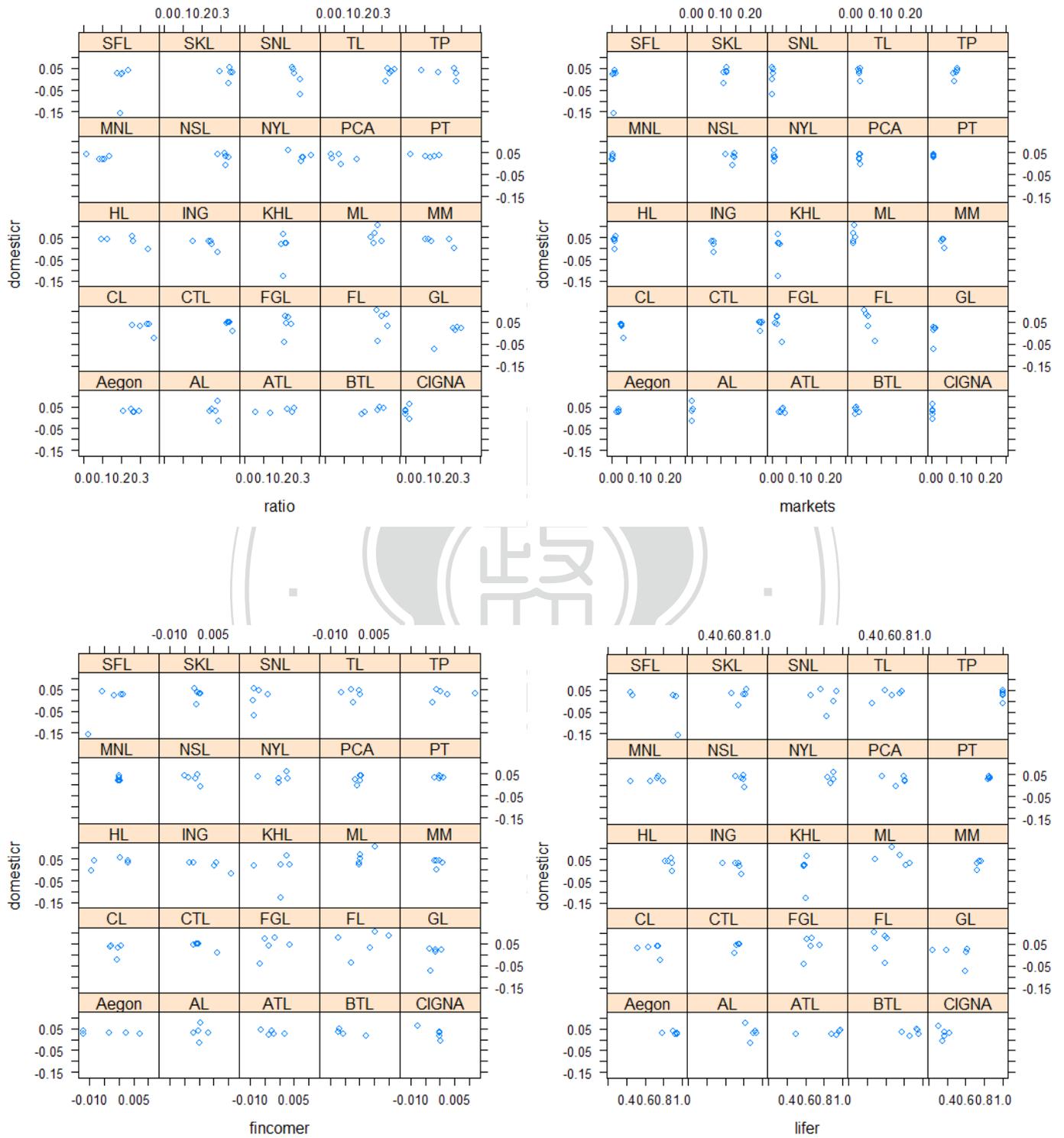


圖 43 國內投資報酬率對各解釋變數圖 (續)

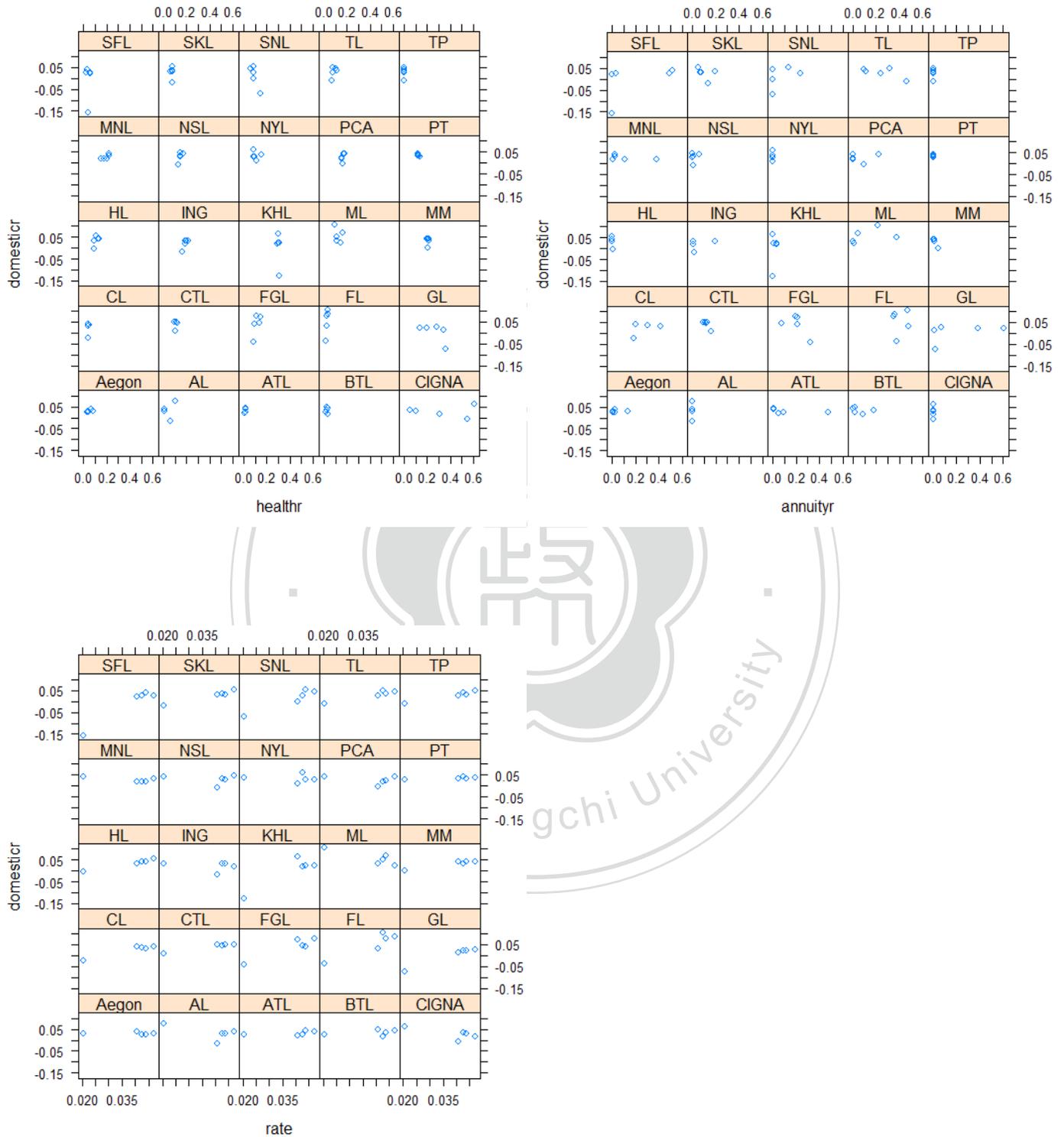


圖 44 國外投資報酬率對各解釋變數圖

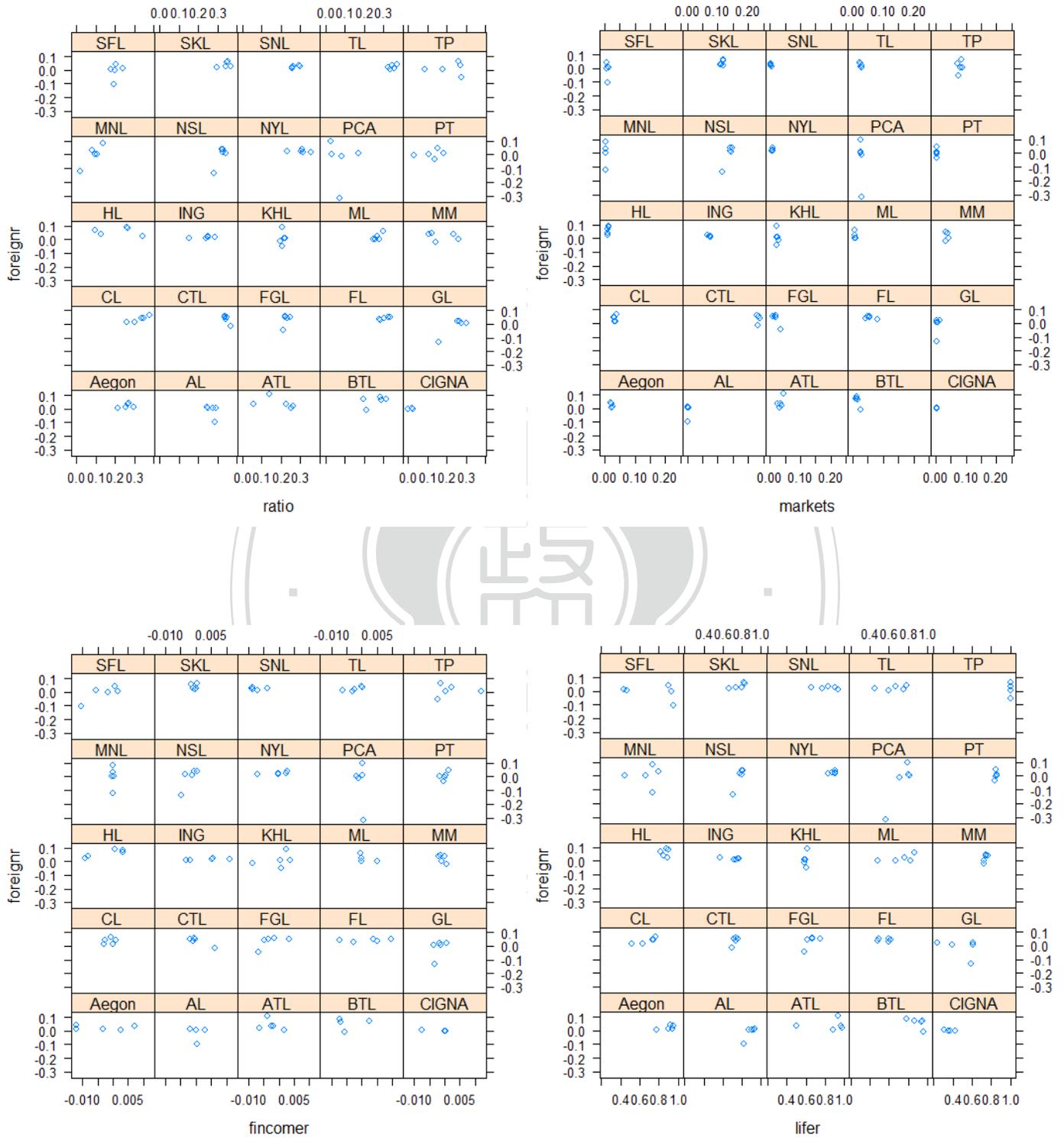


圖 44 國外投資報酬率對各解釋變數圖 (續)

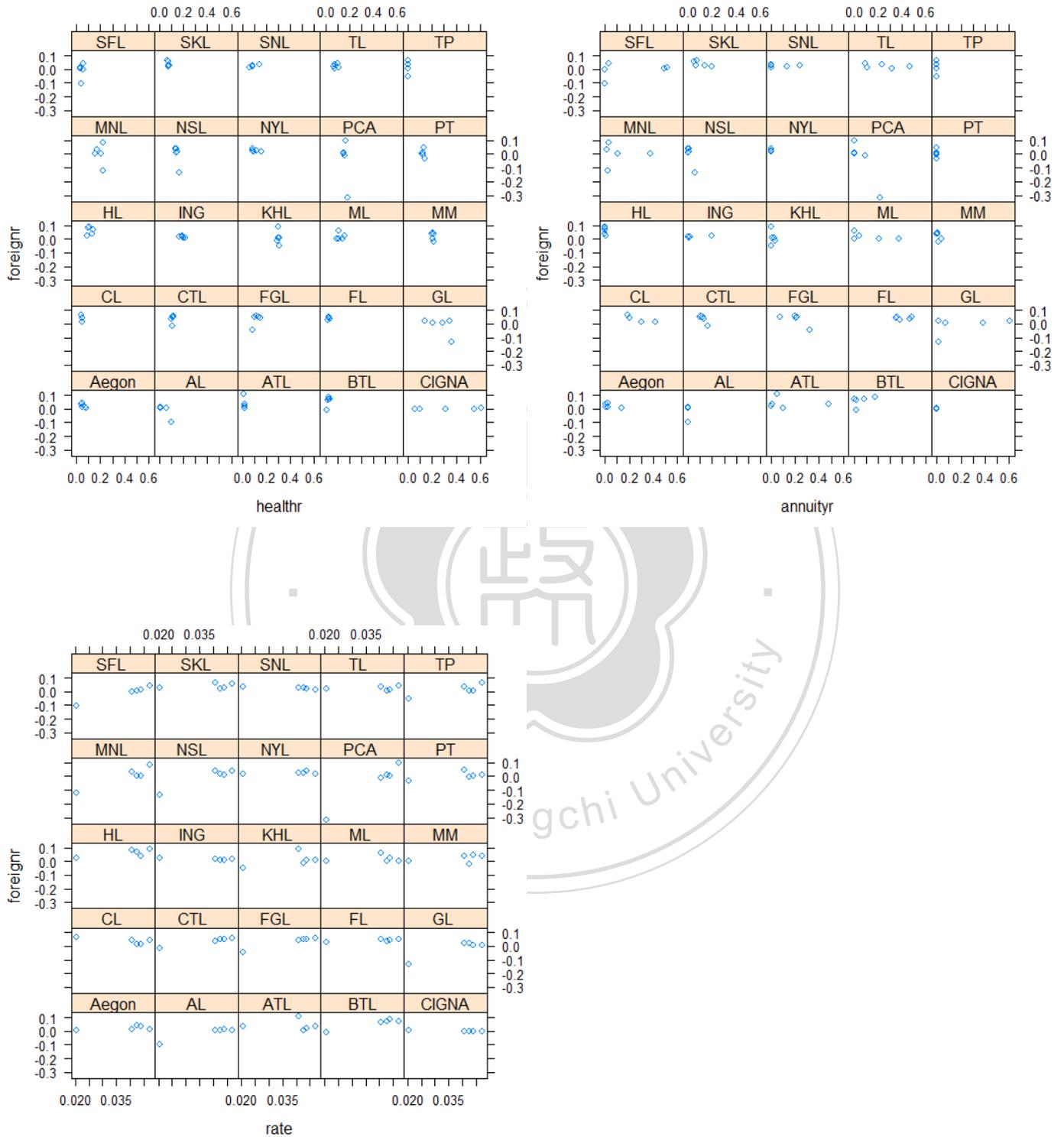


圖 45 解釋變數之箱型圖(公司性質別)

