

ISSN 1817-2954



第二十五期

修平科技大學編印

中華民國一〇一年九月出版

修平學報

第二十五期

修平科技大學 編印

中華民國一〇一年九月出版

第二十五期學報中文目錄

1. 正面品牌經驗對消費者態度之影響：自我品牌相關之中介角色
..... 林少龍、繆敏志、俞佳萱 1
2. 不動產基金個別風險之估計與評析 張千雲 25
3. 併購過程中溝通的重要性..... 廖述嘉、陳思穎、王精文 45
4. 網路購物行為—以大學生為例..... 張呈徽、阮俊英 67
5. 國際油價對消費者物價指數之影響分析 張呈徽、李仁耀、呂軒宇 79
6. 控制式的十八烷基三氯矽烷單層雙重表面改質以促成奈米晶種
暨選擇性無電鍍銅金屬化..... 陳松德、陳錦山 91
7. 建構服務品質診斷模式：以生鮮超市為例..... 林晉照、張燦明、郭再添 103
8. 主動式引擎懸吊系統之非奇異終端滑模控制..... 楊基鑫、汪士慶 125
9. 互動正義與員工創新行為：自我效能及主管部屬交換之干擾效果..... 蔡啟通 137

Contents

1. **The effect of positive brand experience on consumer 's attitude: The mediating role of self-brand connections**.....Shao-Lung Lin, Min-Chih Miao, Jia-Shuan Yu 1
 2. **Estimating and explaining the idiosyncratic risk of REITs**..... Chien-Yun Chang 25
 3. **The importance of communication during M & A**
..... Shu-Chia Liao, Szu-Ying Chen, Ching-Wen Wang 45
 4. **Online Shopping Behavior- A Case of University Students**
..... Cheng-Hui Chang, Chun-Ying Juan 67
 5. **The Impact of International Oil Price on Consumer Price index**
..... Cheng-Hui Chang, Jen-Yao Lee, Hsuan-Yu Lu 79
 6. **Nano-seeding via Controlled Dual Surface Modification of Octadecyltrichlorosilane Monolayer for Selective Electroless Metallization**
.....Sung-Te Chen, Giin-Shan Chen 91
 7. **A Service Quality Diagnosis Model for Supermarkets**
..... Chin-Chao Lin, Tsan-Ming Chang, Tzay-TeinGuo 103
 8. **Nonsingular Terminal Sliding Mode Control for Active Engine Mounting System**
..... Chi-Ching Yang, Shi-Ching Wang 125
 9. **Interactional Justice and Employee Innovative Behavior: The Moderators of Self Efficacy and Leader-Member Exchange**..... Chi-Tung Tsai 137
-
-

正面品牌經驗對消費者態度之影響： 自我品牌相關之中介角色

林少龍、繆敏志、俞佳萱

摘要

本研究目的在探討正面品牌經驗、自我品牌相關與消費者忠誠度以及消費者滿意度之關係。本研究採用問卷調查法，以大學生及研究生為研究樣本，有效回收樣本共計 284 份(回收率 94.6%)。研究結果顯示正面品牌經驗會正向影響自我品牌相關、消費者忠誠度以及消費者滿意度；自我品牌相關會正向影響消費者忠誠度以及消費者滿意度。路徑分析的結果顯示正面品牌經驗會透過自我品牌相關之中介正向影響消費者忠誠度以及消費者滿意度。作者討論此發現在理論以及管理實務之意涵，同時對未來的研究方向提出建議。

關鍵詞：正面品牌經驗、自我品牌相關、消費者忠誠度、消費者滿意度。

The effect of positive brand experience on consumer's attitude: The mediating role of self-brand connections

Shao-Lung Lin, Min-Chih Miao, Jia-Shuan Yu

Abstract

The main purpose of this study is to explore and examine the relationship among positive brand experience, self brand connection, consumer satisfaction and consumer loyalty. The data was provide by a sample of 284 graduate and university students. The results revealed that positive brand experience influenced self brand connection, consumer satisfaction and loyalty positively; self brand connection affected consumer satisfaction and loyalty positively. In addition, the results of path analysis revealed self brand connection mediated the relationship of positive brand experience and consumer satisfaction, as well as the relationship of positive brand experience and consumer loyalty. In the end we discussed implications for theory and practices, and suggestions for the further study.

Keywords: positive brand experience, self brand connection, consumer satisfaction, consumer loyalty.

壹、緒論

當消費者在評估產品或是服務的價值時，經驗會使消費者產生更多的信賴感，它會減少消費者未來搜尋產品或是與服務相關資訊的機會。因此，當消費者從產品或是服務獲得更多的經驗時，他們就會減少未來購買產品或服務中間過程的時間 (Bennett, Hartel, McColl-Kennedy, 2004)。而研究發現經驗會發生在消費者搜尋產品、購買產品、被服務的過程以及使用的過程中 (Arnould, Price and Zinkhan, 2002; Brakus, Schmitt and Zhang, 2008; Holbrook, 2000)。

當消費者在搜尋品牌、購買品牌和消費品牌時，他們會暴露在產品的實用性特質之下，但同時也暴露在不同且特定的品牌相關刺激，例如：品牌辨別顏色 (Bellizzi and Hite, 1992; Gorn et al., 1997; Meyers-Levy and Peracchio, 1995)、外型 (Veryzer and Hutchinson, 1998)、字體、背景設計的元素 (Mandel and Johnson, 2002)、標語、吉祥物和品牌特性 (Keller, 1987)。這些品牌相關刺激則會構成消費者主觀以及內在的回應之主要來源，而這些品牌相關刺激我們稱之為「品牌經驗」(brand experience) (Brakus, Schmitt and Zarantonello, 2009)。Brakus et al. (2009)是第一篇探討

品牌經驗影響消費者行為的研究，他們歸納出品牌經驗的四個層面，分別為感官層面、情感層面、知性層面以及行動層面。但此篇研究沒有將品牌經驗分正面經驗或是負面經驗，而是以該品牌會產生強烈或是較弱之經驗做探討。在文章中的未來建議方向也是有針對此點作出建議，他們認為可將品牌經驗分正面或是負面作後續研究。因此，正面的品牌經驗或是負面的品牌經驗是否會影響到消費者行為之關係尚未有所研究，所以本研究採取正面品牌經驗作為探討之目標。

當品牌經驗為正面時，消費者可能會因為對品牌有較正向的感受，進而增加消費者心中與該品牌的連結程度，自我品牌相關 (self-brand connection, SBC) 正是在測驗這種連結的程度。Escalas (1996)將自我品牌相關定義為消費者的自我概念對品牌的結合程度，若消費者的自我概念與品牌的連結程度越高，則自我品牌相關的程度也會越高，因此可以預期如果消費者對於品牌有較為正面的感受，而使得消費者與品牌之間有較強大的關聯時，正面品牌經驗應會對自我品牌相關有影響。但自我品牌相關與正面品牌經驗之間的關係，目前尚無研究探討，有待本研究釐清。

消費者滿意度被視為是消費者在

消費後或使用產品後，消費者在情感以及認知上，所做出的綜合性評斷 (Bosque, Martin and Collado, 2004)，而消費者忠誠度則為消費者在未來會持續的購買該產品或是服務的一種承諾 (Oliver, 1997)。可以預期消費者與品牌之間的關連程度如果越高，也就是自我品牌相關越高時，消費者在情感以及認知上應會對品牌產生較好的評斷，也會在未來對於該品牌或服務做出持續的購買與支持的相關行為。而 Escalas (2004)也發現當自我品牌相關越高時，消費者對於品牌態度和後續的追蹤、購買，皆有正向的影響關係存在，因此，可以預期自我品牌相關對消費者滿意度以及消費者忠誠度應該是會有所影響，然此一關係尚待釐清。

Brakus et al. (2009)已證實較強烈的品牌經驗會對消費者的滿意度和消費者的忠誠度有著正面的影響，所以正面品牌經驗應更能激發消費者對該品牌正面的感受，使得消費者對該品牌的滿意度以及忠誠度有著正向的關係。因此本研究推論正面品牌經驗對於消費者滿意度以及消費者忠誠度應該也存在著正面的影響關係，但此關係尚待進一步的討論。

基於上述的論述與 Baron and Kenny (1986)之研究指出，當(1)自變項(正面品牌經驗)與第三變項(自我品牌相關)有關，(2)第三變項與反應變項(消費者忠誠度以及消費者滿意度)有關，(3)自變項與反應變項有關，則第三變項可能是中介變項。因此以自我品牌相關

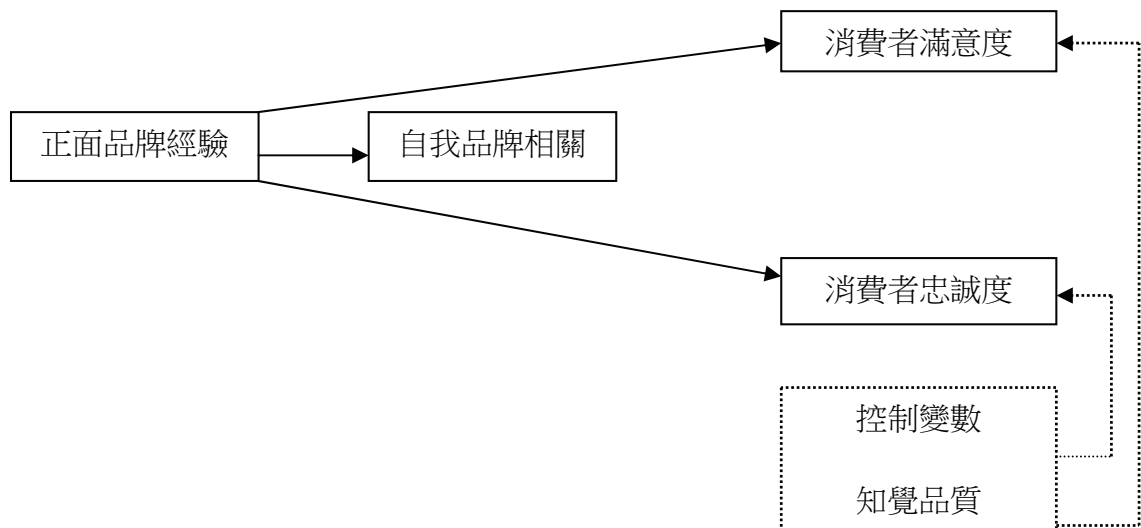


圖 1 研究架構圖

為中介變數，探討正面品牌經驗和消費者滿意度以及消費者忠誠度之間的關係是個值得研究的重要議題。

綜合以上所述，本研究之目的為探討及檢驗正面品牌經驗、自我品牌相關、消費者滿意度以及消費者忠誠度之間的關係，依研究目的，本研究架構如下圖 1 所示，以正面品牌經驗為自變數，消費者忠誠度及消費者滿意度為依變數，自我品牌相關為中介變數。

貳、文獻探討

一、品牌經驗

Brakus et al. (2009)將品牌經驗定義為消費者對於品牌相關的刺激之主觀上的內在回應以及其行為反應，而品牌相關的刺激包含了品牌的設計、品牌的特性、包裝、品牌和消費者的溝通以及店內的環境等，在這篇研究中將品牌經驗分為四個層面做探討，分別為感官層面、情感層面、知性層面以及行動層面。

(一) 感官層面

現在的產品因為技術進步、新的設計不斷推陳出新以及消費者對於商品的要求標準提升，導致商品較不易損壞以及較易達到消費者心目中對於品質的要求，因此消費者會傾向於選擇具有

美學價值或是特殊、不易取代的商品 (Dumaine, 1991; Schmitt and Simonson, 1997)。一方面較傑出的設計有利於消費者區分自己和競爭對手的產品，而且可以增加自己商品在擁擠的賣場中產品的辨識度(Bloch, 1995; Dumaine, 1991; Schmitt and Simonson, 1997)，另一方面，感官的刺激可視為一種作為維持競爭優勢以及維持顧客長久關係的方法 (Babin and Attaway, 2000)。而 Parson and Cornoy (2006)則提出不同的地方會造成所形成的感官刺激會有不同的效果，在娛樂部分將會反應在產品與產品的銷售，在零售與書商部分感官刺激則是消費者瀏覽經驗一部分。

(二) 情感層面

在 Brakus et al. (2009)從心理學和消費者的感動與情緒的研究整理出情感經驗 (Izard 1978; Edell and Bruke, 1987; Plutchik and Kellerman, 1989; Richins, 1997)。研究顯示要了解消費者行為，就必須先掌握消費者表達情感的方式 (Cohen and Areni, 1991)。過往研究則是找到了許多會產生消費者情緒反應的途徑，例如：使用一件特殊的產品 (Holbrook et al., 1984; Mehrabian and Wixen, 1986)、服務 (Oliver, 1994)、消費者最鍾愛的東西 (Schultz, Kleine and Kernan, 1989)或是一般在消費中的各種

情形(Derbaix and Pham, 1991; Havlena and Holbrook, 1986; Richins, McKeage and Najjar, 1992)，由此可知消費者的情緒反應有可能會發生在不管是有形或是無形的事務上。

(三) 知性層面

Brakus et al. (2009)從理解力、思考模式、創造性思維及其應用在廣告的文獻中整理出思考經驗的層面(Guilford 1956; Smith and Yang 2004)。知性經驗存在著兩種層面，分別為認知層面以及創造力層面。但以創造力層面較為重要，在廣告效益的衡量上以及教科書中都認為創造力是極為重要的影響因素(Smith and Yang, 2004)。而創造力的兩項最基本的決定因素，第一必須是創新的東西、富有想像力的、和一般不同的或是特殊的，這些要件通常被視為和舊有「相異」(divergence)，第二要創造創新的東西必須要可以解決問題，或是有某些形式上的「關連」(relevance) (Smith and Yang, 2004)。

(四) 行動層面

Brakus et al. (2009)從生理/行為和消費生活方式的觀點的文獻整理出行為經驗的層面(Helman and De Chernatony 1999; Solomon 2004)。早在1970年代學者就已在關注與品牌有高度相關的「生活模式」(lifestyle)這方面

的議題，Solomon (1994)定義生活模式是有關於分享價值或是體驗的方式，特別是那些可以反應出消費模式的。他將人類和產品做連結，並使這個連結可以表現出消費模式或是生活模式，他認為生活模式不僅僅只是由金錢和時間所組成，其中還包含了和群體具有差別之象徵性的細微差別。O' Shaughnessy (1987)認為消費者購買商品是會隨著整個的消費體系或是生活模式而做出購買的行為，那是消費者基於渴望獲得更好的生活這個目標而產生出的。因此消費者會以消費為手段去詮釋、溝通以及表現出自己的社會角色。

二、自我品牌相關

(一) 自我的意義

「自我」被視為一個綜合性的觀念(Linville, 1987)，它包含了兩種特點，分別為消費者所扮演的社會角色的觀點以及消費者本身自己個人的觀點，其中概要式(schematic)的自我觀點被認為是最重要(Markus, 1977)。Kleine, Kleine and Keman (1994)認為消費者所使用的產品並不需要在每一方面都可以代表消費者本身，因此消費者會擁有許多不同且可以各自代表自我的產品，而每一個產品就代表著消費者的一種自我的面向。Sirgy (1982)發現消費者會因為他們買了哪些產品而認為他們是屬於哪

種人，自我覺察(self-perception)這項論點是奠基於 Bem (1967)的研究。舉例來說，如果消費者是開賓士車，而上流社會的人也是開賓士車，那消費者會把自己歸類為上流社會的一群。自我品牌相關的產生只會在消費者的自我觀點和品牌之間，而消費者如果對於該品牌有較多概要式的自我觀點的話，就會和品牌之間產生較強烈的連結。

(二) 品牌對消費者在心理上的意義

許多學者認為消費者所擁有、使用的品牌可以被用來滿足心理上的需求，例如：品牌可以使消費者主動的產生出自我概念、加強以及表現出自我的特色，也可以使自己和其他人有所區別 (Ball & Tasaki, 1992; Belk, 1988; Fournier, 1998; Richins, 1994)，所以品牌的意義和價值不僅僅可以讓消費者表現自我，更扮演著幫助消費者建立以及產生他們自己的特色 (McCracken, 1989)。Levy (1959)認為消費者會為自己所擁有的品牌創造出一種只對自己有意義的「意義」，他認為消費者之所以會不只是因為需要而購買的原因，是因為商品能為消費者本身帶來一種只對自己有特殊的意義而購買該商品。此外消費者擁有、使用的品牌也可以反映出他的社會關係(social tie)，在社會關係中則包含了對家庭、社群以及文化群體所

代表著的各種角色 (Reingen, Foster, Brown & Seidman, 1984; Wallendorf & Arnould, 1988)。

(三) 自我品牌相關的意義

Escals (1996)將自我品牌相關定義為消費者的自我概念對品牌的結合、關聯程度，在過往消費者行為研究中，大多數的研究都專注在於產品和消費者之間的連結，換言之，過往研究都是將焦點放在產品而不是品牌，但她認為品牌對於消費者在心理上的利益可以使得產品得以顯得特別、與眾不同或者消費者可以將自我投射到品牌上。

而當品牌擁有了和該品牌有所關聯的消費者時，就品牌權益而言該消費者就會成為一個很重要的關鍵(Aaker, 1991; Keller, 1993)，關鍵就在於消費者心中會建立起使用者形象以及會對該品牌產生聯想。對其他非使用者而言，使用該品牌的消費者之形象通常會和典型的品牌使用者聯想在一起，因此參考團體對品牌的使用方式就會成為與該品牌的使用者形象之連結的重要來源。其實在現實生活中，人們常會利用商品或是品牌來打造以及表現自己所渴望的自我形象，並且把這形象外顯的表現出來，造就了消費者會透過品牌使用者和自我形象之間一致的聯想來選擇品牌(Escalas and Bettman, 2003)。

三、消費者忠誠度以及消費者滿意度

(一) 消費者忠誠度

Oliver (1997)將消費者忠誠度定義為消費者在未來會持續的購買該產品或是服務的一種承諾。而長期以來過往研究將消費者忠誠度分為三個方面做探討，分別為行為、態度以及將二者的綜合的觀點 (Jacoby and Chestnut, 1978)。首先從行為觀點的定義為當消費者持續的、定期的購買相同品牌時，他就被認為是忠誠的消費者 (Sheth, 1968)，因此，此時消費者忠誠可以被真實的購買行為所測量。再來，以態度觀點的定義為當消費者在態度上被認為是忠誠時，消費者此時在心態上，會對品牌產生出一種珍視態度。最後，以兩者綜合之觀點切入，當消費者的再購行為被專家們視為對品牌已發產出珍視態度的一種具體表現，因此被視為忠誠的消費者必須是會重複、持續購買同一品牌，而會形成這種行為必是源自於消費者對品牌的正面感受 (Day, 1969; Assael, 1987)。但如果消費者的再購行為中，並沒有對品牌發展出珍視的態度的話，那就會被視為是虛偽忠誠 (Dick and Basu, 1994)或是慣性購買 (Bloemer and Kasper, 1995)。

(二) 消費者滿意度

學者們對於消費者滿意度的定義觀點仍有不同的觀點，分別是認知 (cognitive) 以及情感 (affective) 兩種觀點。Westbrook (1980)認為消費者滿意度認知性定義是消費者從產品或是服務所獲得的經驗、感受與先前的期望做比較的認知評價過程，所以消費者對於服務或是產品必須要親自體驗或是感受過後，消費者滿意度才會產生。另一方面 Westbrook (1980)認為消費者滿意度的情感性定義，代表著消費者主觀認為產品好或是服務好就會產生滿意。在 Bagozzi et al. (1999)和 Liljander and Strandvik (1997)也證實消費者如果對產品或是服務存在著正面的情緒，他就會將其正面的經驗分享給他人知道，而消費者如果產生了負面情緒則會到導致抱怨的行為產生。

參、研究假設

品牌相關的刺激會使消費者產生與品牌有關的品牌經驗，在 Brakus et al. (2009)的研究中，使用強烈的品牌經驗作為探討對象。研究發現受測者在描述對該品牌有著強烈的品牌經驗時，會對該品牌的描述語句傾向於採用較樂觀、積極等正面字句，而對於該品牌的品牌經驗較弱時，受測者的描述字句會

傾向採用較消極、不具熱情的字眼，因此可推知品牌經驗可能會因為消費者與品牌之間的緊密程度不同而有所不同，而自我品牌相關是指消費者與品牌之間連結程度的高低。Escalas (2004)發現如果消費者的自我概念與品牌的連結程度越高時，自我品牌相關的程度就會越高，所以當消費者有著正面的品牌經驗時，消費者的內心的自我概念應和品牌是屬於高度連結。由此可推論當消費者有著正面品牌經驗時，可能會因此正向的強化消費者心中與品牌的連結，因而也正向的影響了自我品牌相關。基於上述推論，本研究做出以下之假設：

假設 1：正面品牌經驗會正向影響自我品牌相關

消費者如果想透過使用品牌來表達自我，那消費者選擇的條件可能是，消費者對於此品牌的個人經驗或品牌的形象是可以緊密契合時，以及當品牌本身可以滿足消費者自我心理需求，例如：消費者可能會選擇符合自己身分地位的車子，而這些條件可以構成消費者和品牌之間有較高程度的自我品牌相關。Escalas (2004)也証實自我品牌相關對品牌態度以及消費者的行為意圖有著正面的影響作用。因此，如果品牌可以和消費者心中的自我感受有所連

結，和那些連結性沒那麼強的品牌相比，該品牌對消費者而言應會有較高的喜好度。因而本研究推論消費者會因為本身與該品牌的形象契合或是可以滿足消費者的自我心理需求，而與品牌之間產生較高的自我品牌相關，因而正向影響消費者對於品牌的消費者忠誠度以及消費者滿意度。基於此，本研究做出以下之假設：

假設 2a：自我品牌相關會正向的影響消費者忠誠度。

假設 2b：自我品牌相關會正向的影響消費者滿意度。

研究發現消費者會主動的尋求感官上的刺激(McAllister and Pessemier, 1982)以及對於剝奪其感官刺激有負面的效果(Goldberger, 1993)，消費者也會尋求滿足的快樂以及避免痛苦(Freud, 1950)，並且也會需要思考上的刺激來避免無聊(Cacioppo and Petty, 1982)，而經驗提供了相似的價值和效用(Brakus, Schmitt and Zhang, 2008)。在 Brakus et al. (2009)中也已證實較強烈的品牌經驗會直接正向的影響消費者的忠誠度以及消費者的滿意度。但正面的品牌經驗也可能因為消費者對於該品牌的刺激都是正面的感受，而使得消費者的忠誠度以及消費者的滿意度也同樣呈現正向關係。由此可推論出消費者對於正面

的品牌經驗也會正面的影響消費者忠誠度以及消費者滿意度。基於此，本研究做出以下之假設：

假設 3a：正面品牌經驗會正向影響消費者忠誠度。

假設 3b：正面品牌經驗會正向影響消費者滿意度。

綜合上述，正面品牌經驗會影響自我品牌相關；自我品牌相關會影響消費者滿意度以及消費者忠誠度；正面品牌經驗會影響消費者滿意度以及消費者忠誠度。因此根據 Baron and Kenny (1986)之研究指出，當(1)自變項(正面品牌經驗)與第三變項(自我品牌相關)有關，(2)第三變項與反應變項(消費者忠誠度以及消費者滿意度)有關，(3)自變項與反應變項有關，則第三變項可能是中介變項。因此，自我品牌相關可能是正面品牌經驗與消費者滿意度以及消費者忠誠度之中介變數。

因為正面品牌經驗正向影響自我品牌相關，自我品牌相關正向影響消費者忠誠度，因此，正面品牌經驗經由自我品牌相關正向影響消費者忠誠度；而正面品牌經驗正向影響自我品牌相關，自我品牌相關正向影響消費者滿意度，因此，正面品牌經驗經由自我品牌相關正向影響消費者滿意度。基於上述，本研究推論自我品牌相關為正面品

牌經驗與消費者滿意度以及消費者忠誠度之中介變數，並做出以下假設：

假設 4a：正面品牌經驗經由自我品牌相關的中介，正向影響消費者滿意度。

假設 4b：正面品牌經驗經由自我品牌相關的中介，正向影響消費者忠誠度。

肆、研究方法

一、品牌篩選

本研究參照 Brakus et al. (2009)之研究，欲使用的品牌產品種類分為六種十二個品牌，分別是報紙、汽車、瓶裝水、球鞋、服飾與電腦，並選出有強烈經驗(experiential)的品牌以及強度相對微弱(non-experiential)的品牌。對於品牌的選擇，本研究根據噓！傳媒 (<http://www.sheeee.com>) 與波仕特線上市調網 (<http://www.pollster.com.tw/>) 聯名所調查之排名，從其資料篩選出符合所需品類，並選取第一名作為強烈經驗(experiential)的品牌以及其相差三名以上且市佔率相差 20%之品牌作為強度相對微弱(non-experiential)的品牌，因此強烈經驗品牌會有六個，強度相對微弱的品牌也會有六個，合計十二個品牌，選出之品牌如表 1 所示。

表 1 產品種類及品牌

品項名稱	品 牌			
	強烈經驗		微弱經驗	
	品牌名稱	市佔率(%)	品牌名稱	市佔率(%)
筆記型電腦	華碩(ASUS)	36	新力(SONY)	8
瓶裝水	悅氏礦泉水	26	統一 UNIWATER	6
汽 車	豐田(TOYOTA)	27	馬自達(MAZDA)	5
牛仔褲	Levi's	26	Big Train	5
運動鞋	耐吉(Nike)	46	彪馬(Puma)	15
報 紙	蘋果日報	40.97	聯合報	11.48

二、研究樣本

本研究是採用問卷調查法，收集的樣本主要是以大學生、研究生為主，選取此類對象之原因是由於大學生已為成年人，有自主行為能力以及其接觸過的品牌已不再少數，且大學程度以上的受訪者較有能力清楚描述接收經驗的感受以及接收經驗後的想法。

三、資料收集

問卷的品牌排列以對抗平衡法(counterbalance)排序，將選取十二個品牌分為三組，第一組為華碩(Asus)、悅氏礦泉水、聯合報及 Big Train，第二組為豐田(TOYOTA)、Levi's、新力(SONY)及彪馬(Puma)，第三組為耐吉(NIKE)、蘋果日報、統一 UNI WATER 及馬自達(MAZDA)，每組一百份問卷，每份問卷皆有兩種品類，並從中選出一強一弱之品

牌做搭配，以第一組為例，可分為華碩(Asus)/聯合報、華碩(Asus)/ Big Train、悅氏礦泉水/聯合報、悅氏礦泉水/Big Train 四種搭配方式，每版本各二十五份。

四、變數衡量

本研究問卷內容包括品牌經驗量表(包含感官分量表、情感分量表、知性分量表、行動分量表)、自我品牌相關量表、消費者滿意度量表、消費者忠誠度量表、控制變數量表(知覺品質)及個人資料等。皆採用李克特 7 點尺度，最後以各量表每一題之得分加總平均計算個別變數的分數。

(一) 品牌經驗

本研究採用修訂自 Brakus et al. (2009)所發展之品牌經驗量表，來衡量受測者對於品牌的設計、辨識、包裝、行銷活動及環境的整體經驗及想法，共十二題。

(二) 自我品牌相關

本研究採用 Escalas (2004)所提出之量表，衡量受測者對品牌的看法，共七題。

(三) 消費者滿意度量表

本研究修改 Brakus et al. (2009)之量表，衡量受測者對品牌的感覺，共兩題。

(四) 消費者忠誠度量表

本研究採用 Brakus et al. (2009)所提出之量表，衡量受測者對品牌的感覺，共五題。

(五) 控制變數

Fornell, C., Johnson, M. D., Anderson, E. W., Cha, J. & Bryant, B. E. (1996)以及 Martensen, A., Grønholdt, L. & Kristensen, K. (2000)分別在美國和丹麥作調查皆發現知覺品質對於消費者滿意度以及消費者忠誠度均會有所影響。所以本研究的消費者滿意度以及消費者忠誠度所使用之控制變數為知覺品質，以 Dodds et al. (1991)的量表修訂而成，共四題。

五、資料分析

本研究以 Cronbach α 值檢驗信度，以因素分析檢驗效度；以相關分析，檢驗各變數間相關程度與方向，以階層迴歸分析，將控制變數納入分析中進行個別假設之檢驗，以純化自變數與依變數的關係，再以路徑分析法對於正面品牌經驗與消

費者滿意度和消費者忠誠度關係是否受自我品牌相關之中介假設進行檢驗。

本研究採用階層迴歸分析進行個別假設之驗證，即對正面品牌經驗會影響自我品牌相關、自我品牌相關會影響消費者滿意度和消費者忠誠度及正面品牌經驗會影響消費者滿意度和消費者忠誠度之假設進行個別驗證。首先以自我品牌相關為反應變項，將知覺品質放入模式中為控制變數，建立第一條階層迴歸模式，求此模式之判定係數為(R12)。再將正面品牌經驗導入，建立第二條階層迴歸模式，並求取第二個判定係數為(R22)，若判定係數增加量，($\Delta R^2 = R22 - R12$)，達到顯著水準，則表示排除控制變數對自我品牌相關之影響力下，能顯著的解釋自我品牌相關之變異，且根據程式中(β)估計值來判斷正面品牌經驗對於自我品牌相關之影響程度。本分析在檢驗假設 1：正面品牌經驗會正向影響自我品牌相關。

其次，以消費者滿意度和消費者忠誠度為反應變項，以自我品牌相關為自變項，重複上述之動作並根據程式中(β)估計值來判斷自我品牌相關對於消費者滿意度和消費者忠誠度之影響程度，本分析在檢驗假設 2a：自我品牌相關會正向影響消費者忠誠度，即假設 2b：自我品牌相關會正向影響消費者滿意度。

最後以消費者滿意度和消費者忠誠

度為反應變項，以正面品牌經驗為自變項，重複上述之動作並根據程式中(β)估計值來判斷正面品牌經驗對於消費者滿意度和消費者忠誠度之影響程度，本分析在檢驗假設 3a：正面品牌經驗會正向影響消費者忠誠度，以及假設 3b：正面品牌經驗會正向影響消費者滿意度。

路徑分析包括三條迴歸式，第一，以自我品牌相關為反應變項且以正面品牌經驗為自變項之方程式；第二，以消費者滿意度為反應變項且以正面品牌經驗、自我品牌相關為自變項之方程式；第三，以消費者忠誠度為反應變項且以正面品牌經驗、自我品牌相關為自變項之方程式。

伍、研究結果

一、樣本結構

本研究採問卷調查法，以大學生及研究生為樣本，回收問卷數量 300 份，其中有效問卷 284 份，有效問卷率為 94.6%，男性占 43.84%，女性占 56.16%，平均年齡為 22 歲，受測者有 91.55% 為大學生，其餘為研究生。

二、信度與效度分析

本研究問卷皆修訂自現有量表，

Cronbach α 係數(表 3)皆大於 0.7，顯示具有高信度(Nunnally, 1978)。因素分析結果如表 2 所示，正面品牌經驗量表的問項修訂自 Brakus et al. (2009)的量表，雖然品牌經驗有四個構面但分析結果只發現三個特徵值大於一，經轉軸後發現感官構面與情感構面被歸類到同一因素下，Brakus et al. (2009)的因素分析亦顯示相同結果，他們認為會產生此種問題是因為感官構面與情感構面在和其他兩個構面一起進行因素分析時，會被判斷為重疊性因子，所以感官構面與情感構面才被歸類到同一因素下。因此本研究依循 Brakus et al. (2009)所提之方法，將具有重疊性之感官構面及情感構面的六個題項，另外單獨使用探索性因素分析法進行分析，結果顯示兩個獨立的構面，不產生重疊性問題，所以正面品牌經驗仍維持四個構面。另外，自我品牌相關量表特徵值為 4.60，累積可解釋變量達 65.77%；消費者忠誠度量表特徵值為 3.35，累積可解釋變量達 67.01%；消費者滿意度量表特徵值為 1.55，累積可解釋變量為 77.98%。上述結果顯示本研究之量表具有良好之效度。

表 2 因素分析結果

題 項	因素負荷量		
	感官 情感	行動	知性
正面品牌經驗			
就我的視覺或其他感官而言，這個品牌令我印象相當深刻。	0.89		
就我的視覺或其他感官而言，我覺得這個品牌相當有趣。	0.84		
就我的視覺或其他感官而言，我覺得這個品牌不吸引我。	0.79		
我覺得這個品牌會誘發正面的情緒及感情反應。	0.93		
這個品牌沒有熱情的感覺。	0.47		
我覺得這是一個會激起正面情感的品牌。	0.89		
我從事體能活動及肢體動作時會用到這個品牌的產品或服務。		0.81	
這個品牌令人想到正面的身體活動。		0.82	
這不是一個會反應正面活動取向的品牌。		0.79	
這品牌需要相當深入地去了解。			0.89
我不需要多思考，就可以了解這個品牌。			0.91
這個品牌會激發我的好奇心並試圖去了解。			0.55
自我品牌相關			
我覺得這個品牌與我頗為相配。		0.80	
我認同這個品牌。		0.72	
我以擁有這個品牌為榮。		0.81	
我會藉由使用這個品牌的產品以表達出自我。		0.85	
我認為這個品牌能幫助我呈現我想要的形象。		0.85	
我對這個品牌的感受相當正面。		0.78	
我樂於發展與這個品牌的關係。		0.83	
特徵值		4.60	
累積可解釋變量(%)		65.77	
消費者忠誠度			
我會忠於這個品牌。		0.85	

我會再次購買這個品牌的商品。	0.81
這個品牌的產品將會是我未來購買的首選。	0.87
只要商店內有這個品牌的產品我就不會購買其他品牌的產品。	0.78
我會推薦這個品牌給別人。	0.75
特徵值	3.35
累積可解釋變量(%)	67.01
消費者滿意度	
我對這個品牌的表現感到滿意。	0.88
我覺得選擇這個品牌是明智的決定。	0.88
特徵值	1.55
累積可解釋變量(%)	77.98

由於本研究採用自陳式問卷，並由同一受測者填答，因此受測者可能試圖尋找不同變數間的關聯性，因而影響到資料的正確性，意即本研究可能產生共同方法變異(common methods variance)的偏差，為了使此偏差最小化，本研究在問題的編排上採用交互混合的方式，並進行 Harman's 單一因素測試(Harman's one factor test)，探索性因素分析結果若顯示唯一因素或雖然顯示多個因素的特徵值大於 1，但其中某一因素包含了大部分的解釋變異(Aulakh and Geneturk, 2000)，則表示共同方法變異偏差是嚴重問題，本研究探索性因素分析結果顯示共有 6 個特徵值大於 1 的因素，最大因素負荷量為

41%，此結果指出共同方法變異應不會造成嚴重影響(Welbourne, 1998)。

三、相關分析

本研究的 Pearson's 相關係數如表 3 所示，知覺品質與消費者忠誠度以及消費者滿意度均呈現正相關，均與過往文獻之發現一致 (Fornell, C., Johnson, M.D., Anderson, E.W., Cha, J. & Bryant, B.E., 1996 ; Martensen, A., Grønholdt, L. & Kristensen, K., 2000)；而正面品牌經驗、自我品牌相關、消費者忠誠度以及消費者滿意度之間亦皆呈現正相關，符合本研究假說。

表 3 本研究變數之平均數、標準差與相關係數

變數	平均數	標準差	1	2	3	4	5				
1. 正面品牌經驗	3.22	0.57	(0.82)								
2. 自我品牌相關	3.20	0.72	0.69	***	(0.91)						
3. 消費者忠誠度	2.97	0.74	0.59	***	0.75	***	(0.87)				
4. 消費者滿意度	3.25	0.70	0.53	***	0.67	***	0.66	***	(0.71)		
5. 知覺品質	3.35	0.75	0.57	***	0.75	***	0.70	***	0.66	***	(0.89)

附註：(1)*: $p < 0.05$ ，**: $p < 0.01$ ，***: $p < 0.001$ (2)括弧內為 Cronbach α 係數

四、研究假說檢定

(一) 正面品牌經驗與自我品牌相關之關係

檢驗結果如表 4-1 所示，由 Model 1 可知正面品牌經驗對自我品牌相關的 F 值為 514.62 達顯著水準， $R^2 = 0.47$ ，且 β 值為 0.69 ($p < 0.001$)，表示正面品牌經驗對自我品牌相關具有正向影響，因此，假設 1 獲得支持。

(二) 自我品牌相關與消費者忠誠度以及消費者滿意度之關係

由表 4-1 所示，Model 3 導入自我品牌相關後求得 F 值為 431.99 達顯著水準， $R^2 = 0.60$ ， $\Delta R^2 = 0.11(0.60-0.49)$ ，且自我品牌相關的 β 值為 0.51 ($p < 0.001$)

達顯著水準，表示自我品牌相關對消費者忠誠度有正向影響，因此假設 2a 獲得支持。

Model 5 導入自我品牌相關後求得 F 值為 291.98 達顯著水準， $R^2 = 0.50$ ， $\Delta R^2 = 0.07(0.50-0.43)$ ，且自我品牌相關的 β 值為 0.40 ($p < 0.001$) 達顯著水準，表示自我品牌相關對消費者滿意度有正向影響，因此假設 2b 獲得支持。

(三) 正面品牌經驗與消費者忠誠度以及消費者滿意度之關係

由表 4-2 所示，Model 7 的 F 值為 341.38 達顯著水準， $R^2 = 0.54$ ， $\Delta R^2 = 0.05(0.54-0.49)$ ，且正面品牌經驗的 β 值為 0.28 ($p < 0.001$) 達顯著水準，顯示正面品牌經驗對消費者忠誠度有正向影響，假

設 3a 獲得支持。

Model 9 的 F 值為 256.51 達顯著水準， $R^2=0.47$ ， $\Delta R^2=0.04(0.47-0.43)$ ，且正面品牌經驗的 β 值為 0.23 ($p<0.001$)

達顯著水準，顯示正面品牌經驗對消費者滿意度有正向影響，因此假設 3b 也獲得支持。

表 4-1 階層迴歸分析

變數	應變數(β 值)				
	自我品牌相關	消費者忠誠		消費者滿意	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
控制變數 知覺品質		0.70***	0.30***	0.66***	0.35***
自變數 正面品牌經驗 自我品牌相關	0.69***		0.51***		0.40***
F	514.62***	545.75***	431.99***	440.65***	291.98***
R^2	0.47	0.49	0.60	0.43	0.50
ΔR^2			0.11		0.07

表 4-2 階層迴歸分析

變數	應變數(β 值)			
	消費者忠誠		消費者滿意	
	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
控制變數 知覺品質	0.70***	0.53***	0.66***	0.52***
自變數 正面品牌經驗 自我品牌相關		0.28***		0.23***
F	545.75**	341.38***	440.65***	256.51***
R^2	0.49	0.54	0.43	0.47
ΔR^2		0.05		0.04

附註：(1)*: $p<0.05$ ，**: $p<0.01$ ，***: $p<0.001$

(四) 中介效果之檢驗效果

採用路徑分析檢驗中介變項。由表 5 可知正面品牌經驗對自我品牌相關之 β 係數為 0.69($p<0.001$)達顯著水準，表示正面品牌經驗對自我品牌相關呈現正相關；正面品牌經驗對消費者忠誠度之 β 係數為 0.11($p<0.01$)達顯著水準，顯示正面品牌經驗與消費者忠誠度有關；正面品牌經驗對消費者滿意度之 β 係數為 0.10($p<0.01$)也達顯著水準，顯示出正面品牌經驗與消費者滿意度有關。而自我品

牌相關對消費者忠誠度之 β 係數為 0.44($p<0.001$)達顯著水準，表示自我品牌相關對消費者忠誠度呈現正相關；自我品牌相關對消費者滿意度之 β 係數為 0.34($p<0.001$) 達顯著水準，表示自我品牌相關對消費者滿意度呈現正相關。並將表 5 達顯著水準之結果彙總成圖 2。可知正面品牌經驗會經由自我品牌相關正向影響消費者忠誠度以及消費者滿意度。因此，本研究假設 4a 和 4b 均獲得支持。

表 5 路徑分析結果

路 徑	標準化的迴歸係數
正面品牌經驗→自我品牌相關	0.69***
正面品牌經驗→消費者忠誠度	0.11**
正面品牌經驗→消費者滿意度	0.10**
自我品牌相關→消費者忠誠度	0.44***
自我品牌相關→消費者滿意度	0.34***

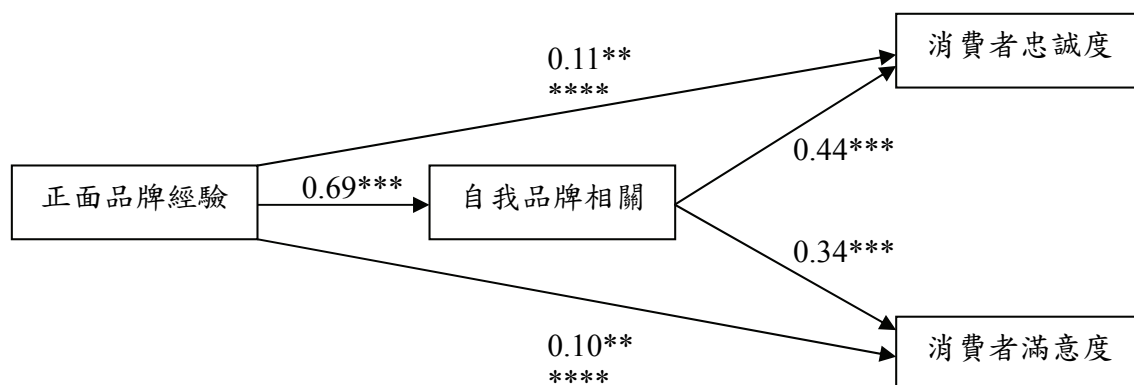


圖 2 路徑分析圖

陸、討論

本研究試圖檢驗正面品牌經驗對自我品牌相關、消費者忠誠度以及消費者滿意度的直接影響，以及以自我品牌相關為中介的間接影響效果。首先，Brakus et al. (2009)指出消費者對於品牌經驗有強弱之分時，消費者與品牌之間的聯繫程度會有所不同，因此本研究從此一觀點出發，探討正面品牌經驗與自我品牌相關的關係，結果顯示正面品牌經驗會正向影響自我品牌相關，表示當經驗給予消費者愈強烈或正面的感受時，會強化該品牌在消費者心中的印象並產生較深刻的記憶，久而久之消費者就會對該品牌產生連結、共鳴。然此過往文獻未曾加以探討，因此為本研究重要貢獻之一。其次，Escalas (2004)証實自我品牌相關對品牌態度以及消費者的行為意圖有著正面的影響，因此消費者對於此品牌的個人經驗或品牌的形象可以緊密契合時，會構成消費者和品牌之間有較高程度的自我品牌相關，本研究依照此一觀點探討自我品牌相關對消費者忠誠度以及消費者滿意度的關係，結果顯示自我品牌相關會正向影響消費者忠誠度，也會正向影響消費者滿意度，表示當消費者認為該品牌愈能代表自我時，在消費者心中就愈能認同該品牌，進而使消費者在對於品牌態度的表現及

消費行為上有著更正向的支持此一結果與文獻(Levy, 1959)之發現一致。第三，雖然 Brakus et al. (2009)中已證實較強烈的品牌經驗會直接正向的影響消費者的忠誠度以及消費者的滿意度，本研究則更為深入的探討正面品牌經驗與消費者忠誠度以及消費者滿意度的關係，結果顯示正面品牌經驗正向的影響消費者忠誠度，以及正向影響消費者滿意度，表示正面品牌經驗能為消費者提供了一個較全面且完整的評估，藉由此一工具，消費者可以從不同層面對品牌經驗進行整體的評估，而非以往的單一構面；而研究人員則可從較全面的角度來探討消費者對於品牌經驗的感受，也可以較為準確的預測消費者的態度以及後續消費行為，亦即消費者的滿意度和忠誠度。此發現為本研究重要貢獻之二。

最後，本研究進一步的探討自我品牌相關是否為正面品牌經驗與消費者忠誠度以及消費者滿意度之中介變項，經由路徑分析，結果發現正面品牌經驗與消費者忠誠度以及消費者滿意度呈正相關，正面品牌經驗也與自我品牌相關呈正相關，因此正面品牌經驗除了直接正向影響消費者忠誠度與消費者滿意度之外，亦經由自我品牌相關正向影響消費者忠誠度以及消費者滿意度。顯示對於擁有較多正面品牌經驗的消費者而言，正面品牌經驗會對

消費者形成主觀的正面印象，該正面印象會使消費者與品牌緊密的相聯，因而提高品牌可代表消費者自我的程度並讓消費者對品牌產生認同感，因此提升對品牌長久且支持的態度以及實際的購買行為。本研究可能是第一個發現此中介角色的存在，此發現為本研究重要貢獻之三。

柒、研究建議

一、管理實務之建議

品牌經驗的營造對於消費者往後對品牌所抱持的態度和購買行為息息相關，所以行銷人員若能正確的利用品牌經驗做為行銷手段，將有助於品牌與消費者之間關係的發展。因此，本研究建議當展開行銷活動時，行銷人員就應釋放較正面的訊息給予社會大眾，讓消費者對於品牌的第一印象即為好印象藉此拉近品牌與顧客之間的距離，讓品牌與顧客之間的聯繫更為緊密，讓品牌在消費者心中的自我品牌相關的程度提高，進而提升對品牌的認同感、滿意度及重複、持續的購買該品牌。

除此之外也可透過參考團體作為與消費者溝通的方式，經由參考團體所分享或散佈的經驗，消費者除了提升本身的品牌經驗之外，也會較容易因為參考團體建立使用者形象，並將此形象投射到自身，使消費者對品牌產生依賴感以及認同

感，藉此提高消費者的回購率。另外，行銷人員在創造品牌經驗時，可透過讓廣告或是行銷活動附有故事性的手法，通常有故事性的廣告或行銷活動會比較容易讓消費者將自身的經驗投射到故事情境中，使自己和故事情節產生聯繫，因而加深對品牌的印象，並使消費者對品牌產生親切感，拉近品牌與消費者之間的距離，使消費者優先選擇此品牌，綜合言之行銷人員可以透過以上的作法提高消費者的正面品牌經驗及自我品牌相關的知覺，除了可以開發新顧客之外，對於現有市場則可加強鞏固，藉此提高新顧客以及現有客源的購買率。

二、研究限制與未來研究方向

首先，本研究所選取之品項除了瓶裝水以及報紙是屬於購買頻率高且單價低的品項，其他如筆記型電腦、牛仔褲、汽車、運動鞋都是屬於單價相對較高且購買頻率相對較低的品項，所以受測者是否會因為單價的門檻以及購買頻率的高低而對結果有所偏頗，因此未來研究可針對品項的選擇有所改變，可改以購買頻率一致的品項為探討對象，增加本研究之一般化能力。其次，因本研究探討的後果變相，亦即消費者的滿意度和忠誠度是屬於短期的影響結果，未來研究建議可針對品牌經驗是否會對消費者產生長期或終生的影響作後續研究，例如：將焦點關注於顧

客終生價值(customer lifetime value)，並非只關注一段時間的市佔率，而是每個顧客在未來可能為企業帶來的收益總和。最後，由於本研究採用自陳式問卷，並由同一受測者填答，因此受測者可能試圖尋找不同變數間的關聯性，因而影響到資料的正確性，產生共同方法變異(common methods variance)的偏差，為了降低此偏差，首先，本研究在問題的編排上採用交互混合的方式，使受測者不易尋找變數間的關聯性，其次，本研究進行 Harman's 單一因素測試(Harman's one factor test)，結果顯示共同方法變異可能不會造成問題。

參考文獻

- Abelson, R. P., Donald, K., & Mark, D.P. & Susan, T.F. (1992). Affective and Semantic Components in Person Perception. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42(April), 619-630.
- Arnould, E. J., & Price, L.L. & Zinkhan, G.L. (2ded.). (2002). *Consumers*. New York: McGraw-Hill/Richard D. Irwin.
- Assael, H. (1987). *Consumer behavior and marketing action*. Boston, MA, Kent
- Babin, B. J., & Attaway, J.S. (2000). Atmospheric affect as a tool for creating value and gaining share of customer. *Journal of Business Research*, 49, 91-99.
- Bellizzi, J. A., & Hite, R.E. (1992). Environmental Color, Consumer Feelings, and Purchase Likelihood. *Psychology and Marketing*, 9(5), 347-363.
- Bennett, R., Hartel, C. E. J. & McColl-Kennedy, J. R. (2004). Experience as a moderator of involvement and satisfaction on brand loyalty in a business-to-business setting 02-314R, *Industrial Marketing Management*, 34, 97-107.
- Bosque, I. A. R. D. , Martin, H. S. & Collado, J. (2006). The role of expectations in the consumer satisfaction formation process: Empirical evidence in the travel agency sector. *Tourism Management*, 27, 410-419.
- Brakus, J. J. , Schmitt, B. H. & Zarantonello, L. (2009). Brand Experience: What Is It? How Is It Measured? Does It Affect Loyalty?, *Journal of Marketing*, 73(May), 52-68.
- Brakus, J. J. ,Schmitt, B. H. & Zhang, S. (ed) (2008). Experientail Attributes and Consumer Judgments. *Handbook on Brand and Experience Management*, Northampton, MA: Edward Elgar.
- Day, G. S. (1969). A two-dimensional concept of brand loyalty. *Journal of*

- Advertising Research*, 9(3), 29-35.
- Derbaix, C. & Pham, M.T. (1991). Affective Reactions to Consumption Situations: A pilot Investigation. *Journal of Economic Psychology*, 12(June), 325-355.
- Escalas, J. E. & Bettman, J.R. (2003). You are what they eat: The influence of reference groups on consumer connections to brands. *Journal of Consumer Psychology*, 13, 339-348.
- Escalas, J. E. (2004). Narrative Processing: Building Consumer Connection to Brand, *Journal of Consumer Psychology*, 14(1&2), 168-180.
- Gorn, G. J. , Chattopshahyay, A. & Yi, T. & Dahl, D. W. (1997). Effects of Color as an Executional Cue in Advertising: They are in the Shade. *Management Science*, 43(10), 1387-1400.
- Guilford, J. P. (1956). The Structure of Intelligence. *Psychological Bulletin*, 53, 267-293.
- Havlena, W. J. & Holbrook, M. B. (1986). The Varieties of Consumption Experience: Comparing Two Typologies of Emotion in Consumer Behavior. *Journal of Consumer Research*, 13(December), 394-404.
- Keller, K. L. (1987). Memory Factors in Advertising: The Effects of Advertising Retrieval Cues on Brand Evaluations. *Journal of Consumer Research*, 14(December), 316-333.
- Mehrabian, A. & Wixen, W. J. (1986). Preference for Individual Video Games as a Function of Their Emotional Effects on Players, *Journal of Applied Social Psychology*, 16(1), 3-15.
- Oliver, R. L. (1980). A cognitive model of the antecedents of satisfaction decisions, *Journal of Marketing Research*, 17(November), 460-469.
- Park, C. W. & Deborah, J. M. (2006). What's In and What's Out: Questions over the Boundaries of the Attitude Construct, *Journal of Consumer Research*, 33(1), 16-18.
- Richins, M. L. , McKeage, K. K. R. & Najjar, D. (1992). An Exploration of Materialism and Consumption-Related Affect, *Advances in Consumer Research*, 19, 229-236.
- Schmitt, B. H. & Simonson, A. (1997), *Marketing Aesthetics: The Strategic Management of Brands, Identity and Image*, New York: Free Press.
- Solomon, M. (ed) (1994). *Consumer Behavior*. Massachusetts: Allyn and Bacon.
- Smith, R. E. & Yang, X. (2004). Toward a general theory of creativity in advertising: Examining the role of divergence, *marketing theory*, 4(1/2), 31-58.

- Stauss, B. & Neuhaus, P. (1997). The qualitative satisfaction model, *International Journal of Service Industry Management*, 8(3), 236-249.
- Sheth, J. (1968). How adults learn brand preference, *Journal of Advertising Research*, 8(3), 25-36.
- Thorson, E. & Zhao, X. (ed) (1997). Television Behavior as an Indicator of Commercial Effectiveness, *Measuring Advertising Effectiveness*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Veryzer, R. W. & Hutchinson, J. W. (1998). The Influence of Unity and Prototypically on Aesthetic Responses to New Product Designs, *Journal of Consumer Research*, 24(March), 374-394.
- Westbrook, R. A. & Black, W. C. (1985). A motivation-based shopper typology, *Journal of Retailing*, 61(1, Spring), 78-103.
- Wells, W. D. , Leavitt, C. & McConville, M. (1971). A Reaction Profile for Commercials, *Journal of Advertising Research*, 11(December), 11-17.
- Westbrook, R. A. & Oliver, R. L. (1991). The Dimensionality of Consumption Emotion Patterns and Consumer Satisfaction, *Journal of Consumer Research*, 18(June), 84-91.
- Westbrook, R. A. (1987). Product/Consumption-Based Affective Responses and Postpurchase Processes, *Journal of Marketing Research*, 24(August), 258-270.
- Wirtz, J. (1993). A critical review of models in consumer satisfaction, *Asian Journal of Marketing*, 2(December), 7-22.
-

不動產基金之個別風險之估計與評析

張千雲

摘 要

本文旨在探討台灣不動產投資信託基金上市後，其與股市和債市之關聯性。本文以事件研究法與二因子模型，檢視各不動產基金報酬率與風險，受股市與債市風險之影響，以便進一步瞭解不動產投資信託基金個別風險之影響因素為何。

實證結果顯示，目前國內不動產基金市場仍處於起步的階段，故不動產基金能夠透過規模的增加，增加市場競爭力(market power)或風險分散能力，降低不動產基金之個別或獨特風險(idiosyncratic risk)。此外，根據財報年度虛擬變數的係數為正數，亦說明了不動產基金的個別風險，會逐年的增加。而目前的國內不動產基金，因處於起步的階段，缺乏眾多的分析師與投資人加入，使得不動產基金之財報變數對於不動產基金個別風險之影響力，皆未達顯著。

關鍵詞：不動產投資信託基金、個別風險、虛擬變數。

Estimating and explaining the idiosyncratic risk of REITs

Chien-Yun Chang

Abstract

This paper uses Stone (1974) two factors model with the event studying to investigate the impact of stock and bond risk on the performance of REITs. More specifically, we decompose the risk of REITs into stock market risk, bond market risk and idiosyncratic risk. The empirical results indicate that the significantly negative effects size effect on the idiosyncratic risk of REITs. In addition, the effects of dummy variable of fiscal year are sensitive to idiosyncratic risk of REITs. Finally, other impacts of REITs financial statements are insignificant on the idiosyncratic risk of REITs due to the lack of limited REITs analysts and investors.

Keywords: Real estate investment fund, idiosyncratic risk, dummy variable.

壹、緒論

過去台灣投資人對不動產之投資，只能採用直接購置房產，或間接投資與不動產相關之營建類股等途徑，但前者投資門檻高且缺乏流動性(illiquidity)，需要投注大量的資金；而後者又常使得投資人必須額外曝露於股市波動的系統風險之中，使得投資人必須承擔來自較大的股市風險。

台灣不動產證券化的政策起步較晚，自從民國 92 年 7 月份「不動產證券化條例」完成立法程序後，台灣各家金融集團便紛紛發行並募集不動產投資信託基金，而目前台灣之不動產基金主要分為開放型與封閉型基金兩大類，由於開放型不動產基金所投資的不動產標的遍及全球，在實證過程中，難以尋找適當之市場行情變化的代理變數。至於封閉型不動產基金的主要投資標的，則以台灣之不動產為主要標的，且基金在集中市場上市或櫃檯中心上櫃。而上市後的交易方式，近似於傳統封閉式共同基金，基金價格係經由證交所或櫃買中心的電腦競價撮合決定，買、賣雙方皆須於公開市場上交易。

不動產投資信託基金 (Real Estate Investment Trusts, REITs) 屬不動產證券化形式之一，乃針對特定不動產，例如商業大樓等所有權進行單位化，並將其分割為具有流動性之有價證券，再以不動產本

身價值或不動產所衍生的利益，向投資人公開募集資金，以期降低投資人參與不動產市場的資金進入門檻與投資風險。

因此，金融機構透過對於商業大樓現金流量的安排，將流通性較低或不具流通性的大樓資產，轉換為具有高度流通性的有價證券。因此，不動產證券化的程序將相關於不動產的投資標的轉換並重新包裝為證券型態，更重的是，投資者與標的物間的關係，由傳統直接的物權關係轉變為債權關係的有價證券持有，亦即投資人買入一份以商業不動產為標的物之債券，並以獲取穩定現金流量為主要投資目的。

根據過去的文獻 (Clayton & MacKinnon, 2003; Glascock, Lu & So, 2000; Chaudhry, Maheshwari & Webb; 2004)，不動產投資信託基金報酬率，與股票和債券報酬率間具有顯著的關係，但是此三種金融商品報酬率間之關係，基於市場與研究時期的不同，卻會隨著時間改變而異。但是 Liu and Mei (1992) 卻發現不動產基金的價格行為，近似於小型股票，與債券的關係較遠，故對於利率風險對不動產基金報酬率之影響，迄今仍無法同股票風險般，獲得較趨一致性之實證結論 (Karolyi and Sanders, 1998)。此外，前述文獻對於不動產投資信託基金僅限於就報酬的角度，進行深入的探討，然而針

對市場風險對於不動產投資信託基金風險的影響，則付之闕如；Bali and Cakici (2004) 首先將風險值視為解釋變數，並指出在控制規模、帳面價值比與流動性下，風險值對於股票的報酬率是具有解釋能力的。雖然 Bali and Cakici(2004) 的實證結果，說明了風險值能夠被視為模型的解釋變數，詮釋股票報酬率的變化，但是卻未說明導致風險值變化的影響因子為何？Chaudhry, Maheshwari & Webb(2004) 基於投資人的屬性〔1〕與不動產基金的產業特殊性〔2〕，將不動產基金之風險分為系統風險與個別風險(idiosyncratic risk)，並利用 Stone(1974)二因子模型，估計出不動產基金的個別風險(idiosyncratic risk)，並發現不動產基金之部份財務變數，能夠解釋不動產基金個別風險。

¹ 檢驗資產個別風險之重要性，在於並非所有投資人都能分散風險例如擁有股權權擇權的經理人，以及持有與大盤關聯程度較低的小型股之散戶投資人。因此對前述投資人而言，資產的個別風險是非常重要的。Campbell, Lettau, Malkiel & Xu (2000)。

² 不動產基金的產業特殊性可以歸給為三個面向(Gyourko & Keim, 1992):(1)由於不動產基金的現金支付率(dividend payouts)較高，與金融機構往來借款較為頻繁，使得不動產基金之績效易被嚴格的檢驗，故不動產基金會面臨較嚴重之代理問題(Agency problem)。(2)由於經營內容與組織結構和一般企業不同，使得不動產基金面臨獨特的企業控制。(3)由於不動產基金的持有人，會侷限於部分機構投資人或投資人，導致不動產基金的市場價格對於資訊之反應，不同於市場上的其它股票(Wang, Erickson & Chang, 1995)。

由於過去文獻指出，不動產投資信託基金報酬率，與股票和債券報酬率間的關係，會隨著時間改變而異，而國內不動產基金市場，推出迄今，相較於其它亞洲不動產基金市場仍屬於新金融商品市場，故以國內的不動產投資信託基金做為研究標的，能夠從興新市場的角度，提供一完整的研究環境。此外，利率風險對不動產基金報酬率之影響，迄今仍無法同股票風險般，獲得較趨一致性之實證結論，故本文將利用事件研究法更進一步的探討利率變化對不動產基金報酬率之影響。最後，鑑於投資人的屬性與不動產基金的產業特殊性，本文利用 Stone(1974)二因子模型將不動產基金之風險區分為股票市場、債券市場與個別風險，並以不動產投資信託基金的財務變數做為解釋變數，以探討其對於不動產投資信託基金個別風險之影響，提供給無法分散風險的投資人，如何決定投資不動產基金的選擇。

本研究在學術貢獻方面，本文將針對台灣不動產基金，驗證其與股票、債券行情間的關聯性，對分散傳統股票與債券投資組合風險，與增加投資組合獲利的效果，並進一步瞭解不動產投資信託基金個別風險的影響因素。在實務貢獻方面，由於台灣不動產證券化的政策，與相關金融商品的發行，均比國外金融市場起步較晚，因此，對於不動產基金此一興新的金

融商品，產官學界仍持續地試圖建立良好的管制與市場機制，故本文的實證成果，亦可提供相關之主管機構作為決策之依據。

貳、文獻回顧與探討

一、不動產基金與股市和債市之實證關係

由於不動產投資信託基金具有債券的性質，且於股票市場上交易，故可推論其受到股票與債券市場行情的影響。首先，在不動產投資信託基金與股票市場關係的部份，Eichholtz and Hartzell(1996)分析美國、英國與加拿大的不動產投資信託基金，並發現它們和普通股具有同期(contemporaneous)的正相關。而 Ling and Naranjo (1997)、Peterson and Hsieh (1997)與 Karolyi and Sanders (1998)亦根據月與季資料，發現與股市和債市相關的總體經濟變數，其對於不動產基金的報酬率和風險，具有顯著地解釋能力。Mull and Soenen(1997)分析七大工業國的不動產投資信託基金與股票之關係，其實證結果發現二者具有正相關，並透過比較投資組合是否包括不動產投資信託基金，證實不動產投資信託基金對於投資組合風險的分散是有限的，且會隨著時間變化。Glascok, Lu, So(2000)以美國 1993 年租稅法案革新為分水嶺，發現在租稅法案革

新後，不動產投資信託基金與股票市場具有共整合之關係。

但是，對於不動產投資信託基金與債券市場之關係，Liu and Mei(1992)發現不動產投資信託基金的行為如同小型股票，與債券的關係並不明顯。而在 Mull and Soenen(1997)對於七大工業國之實證結果中，亦指出不動產投資信託基金與債券市場具有負向之關係。Cauchie ad Hoesli(2004)以資產評價模型檢驗瑞士的不動產投資信託基金，並發現其與股票市場的整合程度高於債券市場。

儘管過去相關研究之結論皆未否認不動產投資信託基金，其與股票和債券市場間所存在的關聯性，但是對於不動產投資信託基金，其能否分散傳統股票與債券投資組合之風險，或是增加該投資組合的獲利，則是仍有不同的結果。Okunev and Wilson(1997)以 Engle Granger tests 檢驗發現不動產投資信託基金與股票市場並沒有共整合之關係，並接著以非線性之模型指出二者應具有非線性之相關，但相關程度很低，故推論投資組合加入了不動產投資信託基金，應具有分散股市風險的能力。Ibbotson(2002)則發現加入了不動產投資信託基金的股債投資組合，確可增加整體投資組合的獲利。但是 Hudson-Wilson(2001)認為不動產投資信託基金的績是效低於股票與債券之績效

的。而 Clayton and MacKinnon(2003)則是認為不動產投資信託基金、股票與債券之間的報酬關係是隨著時間變動的。

二、利率風險對資產價值之影響模型

有關利率風險對於資產價值的影響，以 Stone (1974)的二因子模型最具代表性，其以不同產業來研究利率變動對於公司股票報酬率的影響，認為如能將利率因子納入資本資產定價模型進行考量，將可以更進一步的解釋該產業股票報酬率的變化。故其所提出之二因子模型，乃是修正資本資產定價模型(CAPM)，且利用權益指數與債券指數作為解釋變數，以衡量股票報酬率的變化。Chance and Lane (1980)則運用二因子模型，檢驗 1972 年至 1976 年間，利率風險因子對於銀行業、金融控股公司等金融機構股票報酬率的影響，其在利率風險因子的設計上，分別以 90 天期的國庫券、3~5 年中期政府公債與 10 年以上的長期政府公債的利率指數進行比較。而實證結果發現公共事業部門股票，在中長天期利率指數下，利率敏感性係數較大；至於商業銀行或其他類型的企業股票，對利率敏感性較小。後續有 Lynge and Zumwalt (1980)、Flannery and James (1984)和 Booth and Officer (1985)等學者，將二因子模型導入金融機

構股票報酬率的相關研究領域中，且進一步發現利率變化對金融機構的股票報酬率，具有負向的影響效果。Chaudhry, Maheshwari & Webb (2004)利用二因子模型估計不動產基金之風險，發現不動產基金的風險，會受到不動產基金的財務流動性與盈餘波動性之影響。

貳、研究方法

一、不動產信託基金之報酬率模型

個別上市證券價格的變動，應受到股票市場風險與利率風險的影響，但基本市場模型〔3〕僅考量市場風險的因素，並未將利率的變化納入其模型之中，因此可能會喪失利率變化驅動股票市場走勢的資訊〔4〕。Stone (1974)將基本市場模型加入了利率因子，擴展成為二因子模型，以彌補基本市場模型的缺失，其表示如式 (1)：

$$r_{it} = \alpha_i + \alpha_{i,M} r_{Mt} + \alpha_{i,D} r_{Dt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 r_{it} 是第 i 種資產在第 t 期下的報

³ $r_{it} = \alpha_i + \alpha_{i,M} r_{Mt} + \varepsilon_{it}$ ，其中 r_{it} 是第 i 個資產在第 t 期下的超額報酬率； $\alpha_{i,M}$ 表示個別資產 i 對於大盤市場指數超額報酬率 r_{Mt} 的敏感度； ε_{it} 為誤差項。

⁴ Madura and Zarruk (1995)、Dinenis and Staikouras (1998)與 Oertmann, Rendu, and Zimmermann (2000)。

酬率； $r_{M,t}$ 與 $r_{D,t}$ 分別代表股價指數與債券指數於第 t 期下的報酬率；而 $\alpha_{i,M}$ 與 $\alpha_{i,D}$ 表示個別資產 i 對於股價指數報酬率($r_{M,t}$)與債券指數($r_{D,t}$)的估計係數，表彰股票市場與利率風險溢酬之影響；最後 ε_{it} 為誤差項。

由於過去文獻多認為不動產基金的報酬率，會受到股票、債券行情影響，其可歸因於不動產市場的波動與股票市場和債券市場的變動，應該都會受到部份程度的總體經濟變數之共同影響，故股票市場與債券市場應會影響不動產基金的報酬率變化。基於上述的理由，本研究針對不動產基金的市值與淨值加權投資組合，基於 Stone (1974)二因子模型，建構多元迴歸模型，並設定股票市場報酬率與債券市場報酬率，作為影響不動產基金之解釋變數，其表示如式(2)：

$$r_{it} = \alpha_0 + \beta_S r_{S,t} + \beta_B r_{B,t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 β_S 、 β_B 表示股價指數、十年期公債殖利率對於不動產基金對數報酬率的敏感度；最後 ε_{it} 為誤差項。本研究依各不動產基金的市價，計算出基金的市價報酬率，以針對台灣不動產基金報酬率，與股票市場報酬率和債券市場報酬率之關聯性，進行研究與探討。

二、不動產信託基金之風險評估

根據資本資產評價模型(CAPM)，任一資產的報酬序列，可藉由該資產的市場風險溢酬與資產的獨特風險溢酬所構成。因此 REITs 的報酬率亦可拆解為 REITs 市場統風險溢酬($\beta \times (rm_t - rf_t)$)與 REIT 基金的獨特風險溢酬(ε_t)，如式(3)所示：

$$AR_{it} = \alpha + \beta \times (RM_t - rf_t) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 AR_{it} 等於 $(r_{it} - r_{ft})$ ，為個別不動產基金之每日超額報酬率，而 r_{it} 為個別不動產基金之每日報酬率， r_{ft} 則代表著無風險報酬率。 RM_t 表示為每日的不動產基金之市場報酬率。由於國內股票市場並無不動產基金之市場指數，故本文以市場所有之加權平均不動產基金之報酬率，作為本文之不動產基金之市場指數的代理變數。

為了進一步衡量不動產基金的風險，再將(3)式中等號二邊同取變異數，即可得到個別不動產基金之變異數，如式(4)所示：

$$\begin{aligned} \sigma^2(r_{it} - r_{ft}) &= \beta^2 \times \sigma_m^2(rm_t - rf_t) + \sigma_\varepsilon^2(\varepsilon_{it}) \\ &+ 2\text{cov}((rm_t - rf_t), \varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad (4)$$

其中 $\sigma^2(r_{it})$ 表示為第 i 家不動產基金報酬率之變異數； $\sigma_m^2(rm_t - rf_t)$ 表示第 i 家不動產基金所面對的市場超額報酬

率之變異數；而 $\sigma_{\varepsilon}^2(\varepsilon_{it})$ 則代表著第 i 家不動產基金的獨特風險。若假設市場報酬率與個別不動產基金的獨特風險為正交 (orthogonal)，則公式(4)中的共變異項則為零，故可分別得到不動產基金之市場風險與個別基金的獨特風險。

國內的不動產基金之收益來源的以不動產租金與投資為主，除了受到房地產行情與股票市場風險的影響外，亦會受到利率風險的影響，故又可稱為複合 (hybrid) 式基金，但傳統 CAPM 模型〔5〕僅考量股票市場風險的因素，並未將利率的變化納入其模型之中，因此可能會喪失利率變化驅動股票市場走勢的資訊〔6〕。故 Stone (1974) 將基本市場模型加入了利率因子，擴展成為二因子模型，以彌補基本市場模型的缺失，故可將式(3)改寫為式(5)：

$$AR_{it} = \alpha + \beta_m \times (RM_t - rf_t) + \beta_D \times r_{Dt} + \mu_{it} \quad (5)$$

其中 AR_{it} 是第 i 種基金投資組合在第 t 期下的超額報酬率； RM_t 與 r_{Dt} 分別代

表的不動產基金之市場報酬率與債券指數於第 t 期下的報酬率；最後 μ_{it} 為誤差項。

同理，為了衡量不動產基金的風險，再將(5)式中等號二邊同取變異數，即可得到在考量利率風險下的，個別不動產基金之變異數，如式(6)所示：

$$\begin{aligned} \sigma^2(r_{it}) = & \beta^2 \times \sigma_m^2(rm_t - rf_t) + \beta_D^2 \times \sigma_D^2(r_{Dt}) \\ & + \sigma_{\mu}^2(\mu_{it}) + 2\text{cov}(rm_t - rf_t, \mu_{it}) \\ & + 2\text{cov}(r_{Dt}, \mu_{it}) + 2\text{cov}(rm_t - rf_t, r_{Dt}) \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $\sigma^2(r_{it})$ 表示為第 i 家不動產基金報酬率之變異數； $\sigma_m^2(rm_t - rf_t)$ 表示第 i 家不動產基金所面對的不動產基金市場報酬率之變異數；而 $\sigma_D^2(r_{Dt})$ 代表市場利率變異數；最後， $\sigma_{\mu}^2(\mu_{it})$ 代表著第 i 家不動產基金在考量利率風險下之獨特風險。若假設市場報酬率、個別不動產基金的獨特風險和市場利率彼此互為正交 (orthogonal)，則公式(6)中的各個共變異項則為零，故可分別得到不動產基金之市場風險、利率市場風險與個別基金的獨特風險。

三、宣告效果的衡量異常報酬率之衡量模型

本文應用事件研究法 (even study methodology)，從橫剖面的角度探討不

⁵ $r_{it} = \alpha_i + \alpha_{i,M} r_{Mt} + \varepsilon_{it}$ ，其中 r_{it} 是第 i 個基金在第 t 期下的超額報酬率； $\alpha_{i,M}$ 表示個別基金 i 對於股票市場指數超額報酬率 r_{Mt} 的敏感度； ε_{it} 為誤差項。

⁶ Madura and Zarruk (1995)、Dinenis and Staikouras (1998) 與 Oertmann, Rendu, and Zimmermann (2000)。

動產基金於觀察事件前後的累積異常報酬率變化情況，以衡量央行宣告利率調整之宣告效果，對於不動產基金報酬率之影響。以下分別就事件研究法中的事件日、事件期、估計期與事件窗口的定義，分述如下：

- (一) 事件日：資料來源為中央銀行網站所公佈之重貼現率之調整宣告日。並根據央行的宣告日期，設為本文之利率調整事件日 ($t = 0$)
- (二) 事件期：本研究對於事件期長度的選取，係以央行宣告日的前後 20 日 ($-20, t+20$) 定義為研究期間。
- (三) 估計期：以央行宣告日前 21 日至 100 日，總計 100 個交易日為估計期。
- (四) 事件窗口：為能完整觀察央行利率調整宣告期間，不動產基金市價異常報酬率的反應，本研究設定事件窗口如圖 1 所示，以期探討個別宣告日前後，不動產基金的累積市價異常報酬率之反應。

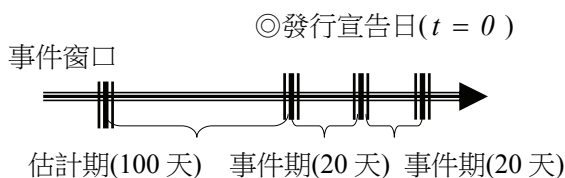


圖 1 不動產基金之央行利率宣告事件研究期間圖

四、估計與定義異常報酬率

異常報酬率等於實際不動產基金的報酬率 (R_{it}) 減去其預期報酬率 ($E(\hat{R}_{it})$)，如式 (7) 所示，至於預期報酬率的估計，則是利用市場模型進行估計。

$$AR_{it} = R_{it} - E(\hat{R}_{it}) \quad (7)$$

至於累計平均異常報酬率 (cumulative abnormal return) 之計算方式，為計算事件窗口期間 (λ_1, λ_2) 內的異常報酬率總合值，如式 (8) 所示：

$$CAR_i(\lambda_1, \lambda_2) = \sum_{t=\lambda_1}^{\lambda_2} AR_{it} \quad (8)$$

肆、實證結果與分析

一、樣本與資料來源

國內「不動產證券化條例」雖已於民國 92 年 7 月，完成立法程序，但是金管會迄今卻祇有核准 8 家不動產投資託基金發行，使得實證工作所 8 之資料，相對地減少。為了能取得完整資料，本文將針對目前市場上的 8 家不動產基金進行實證研究，實證期間取自 2005 年 3 月 11 日至 2009 年 8 月 27 日止，資料來源皆取自於台灣經濟新報資料庫，資料頻率為個別不動產之每日市價對數報酬率。此外，本文亦利用台灣經濟新報資料庫中的十年期公債殖利率與加權股價指數，分別作

為債券市場與股票市場系統風險的代理變數，以估計不動產基金之股市、債券與個別風險。

此外，為瞭解不動產基金個別風險之影響因素為何，本文另收集了 94、95、96 與 97 四個年度的不動產基金之財報資料，並分別計算出個別不動產基金之規模流動性風險比率、財務槓桿、基金績效與流動性風險比率，共計 4 項解釋變數，如表一所示，並分別闡述如下：

- (一) 規模：由於大型之不動產基金較能分散投資於不同區位的不動產上，因此不動產價格波動，對於大型之不動產基金的影響，較小型不動產基金為小。因此從風險分散的角度，小規模不動產基金的風險分散能力較低，故較易受到個別風險之影響。
- (二) 財務槓桿：不動產業如同一般企業，舉債可以提高企業的股東權益報酬率，但是過高負債會帶來破產風險，惡化經理人與債權人間的代理問題，故不動產基金的舉債程度，與其個別風險呈現正向之關係。
- (三) 基金績效：淨利率之衡量為不動產基金之稅前息前盈餘除以不動產基金之流通在外單位數，用以表彰不動產基金的資產使用之效率

性。當淨利率愈高時，表示不動產基金可賺較高的收益，故能夠降低不動產基金之個別風險。

- (四) 流動性風險比率：所謂流動性風險，係指不動產基金在處份資產時，需面臨需損失大量資產價值，或較長甚至不合理的變現時間下。當不動產基金無法償還其負債時，流動性風險會影響其現在與未來的盈餘。本文以現金或有價證券佔總資產比，作為不動產基金之流動性風險替代變數。當不動產基金之流性風險愈高，其個別風險亦會隨之增加，故該替代變數與個別風險呈現反向之關係。

表 1 個別風險與不動產基金財報變數之關係

解釋變數	變數定義	預期變動方向
流動比率	約當現金與有價證券/總資產	反向
基金績效	稅前息前淨利/流通在外單位數	反向
規模	Ln(不動產基金市值)	反向
財務槓桿	總負債/總資產	正向

表 2 為各不動產基金之每日市價對數報酬率、台灣加權股價指數對數報酬率，以及國內十年期公債殖利率之基本統計量，其中台灣加權股價指數對數報酬率，以及國內十年期公債殖利率共有 1110 筆資料。首先，比較表 2 各不動產基金之每日對數報酬率之平均數，以三鼎、基泰 SR 與駿馬 R1 之各別平均報酬率大於零。此外，在各不動產基金對數報酬率之標準差的比較上，以基泰 SR 之標準差最大 (0.0134)。

再者觀察各不動產基金報酬率與台灣加權股價指數報酬率之差異，可以瞭解在研究期間與台灣加權股價指數報酬率平均值為-0.0084%，但國內的各家不動產基金之平均報酬率表現卻不一致；此外，藉由觀察國內十年期公債殖利率的平均值、最大值與最小值，亦可瞭解國內市場利率於此一研究期間之平均利率水準為 2%，最大波動幅度為 147 個基本點，表示國內不動產基金所面對的風險，除了台股市場系統風險外；利率風險與基金個別特殊風險，亦有必要加以考量，以更完整地探討不動產基金的報酬變異。

此外，比較各不動產基金與十年期公債殖利率的標準差，各不動產基金報酬率的標準差，亦高於十年期公債殖利率的標

準差(0.0036)。故國內的不動產基金的投資風險，較債券市場為高。

表 2 不動產基金與十年期公債報酬率之基本統計量

	富邦 R1	國泰 R1	新光 R1	三鼎	基泰 SR
平均數	-0.0166 %	-0.0173 %	-0.0036 %	0.0249 %	0.0335 %
標準差	0.0090	0.0077	0.0098	0.0097	0.0134
變異數	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002
峰度	14.1886	26.6381	10.2796	8.4733	5.5196
偏態	-0.4622	-2.0924	-0.7164	0.2164	0.0480
最小值	-6.7478 %	-6.6976 %	-6.6434 %	-6.0432 %	-6.4362 %
最大值	6.2774 %	4.2100 %	4.9798 %	6.3179 %	6.9680 %

	國泰 R2	駿馬 R1	加權 股價 指數	十年 期公 債
平均數	-0.0117 %	0.0332 %	-0.0084 %	2.0630 %
標準差	0.0099	0.0113	0.0149	0.0036
變異數	0.0001	0.0001	0.0002	0.0000
峰度	15.3828	7.9107	2.5865	-0.9645
偏態	-0.3079	0.1934	0.3275	0.0875
最小值	-6.7441 %	-6.6805 %	-6.5246 %	1.3510 %
最大值	6.5220 %	6.9149 %	6.7351 %	2.8247 %

註：為研究股市和債市風險，對於整體與個別不動產基金的報酬率之影響，以國內所有的上市(櫃)不動產基金(8家)為研究樣本，資料選取期間為 2005 年 3 月 10 日到 2009 年 8 月 27 日間，樣本資料的頻率以日為基準。表中為個別不動產基金之每日報酬率序列、市值加權平均之不動產基金

投資組合報酬序列、台股加權股價指數報酬序列與國內十年期公債殖利率序列資料。其敘述統計量，包括了平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、峰態與偏態。

針對國內不動產基金的財報資料，本研究分別計算出個別不動產基金的每年流動比率、財務槓桿比率、基金績效與基金規模，其相關基本統計量如表 3 所示。首先、就流動比率而言，其平均數為 4.5%，且最大值與最小值分別為 5%到 3%，表示國內不動產基金的約當現金持有佔總資產比率不到一成。國內不動產基金的資本風險平均值為 93%，而國內不動產基金的淨值佔總資產的比例由最大

值為 99%到最小值 71%，表示國內不動產基金的資本來源以權益資金為主。在不動產基金的績效表現部份，國內不動產基金的平均收益率每單位稅前息前淨利為每單位 0.41 元，最小值為 0.16 元而最大值則為 0.6 元，皆不到 1 元，和國內大型股股票的現金股利率相比則是相對較低。在不動產基金的財務槓桿之部份，國內不動產基金的財務槓桿平均祇有 7%，但亦有不動產基金的財務槓桿達 28%，顯示國內不動產基金的財務結構與營運並不全然相同。最後，在基金規模的部份，根據規模變數的標準差與其最大和最小值，顯示國內不動產基金的規模並不相同，規模相差可至 7 倍之多。

表 2 整體不動產基金之平均營運變數之基本統計量

敘述統計量	流動比率	基金績效	財務槓桿	規模
平均數	0.0450	0.4116	0.0669	8,794,111,995
中間值	0.0452	0.4097	0.0171	8,529,889,473
標準差	0.0073	0.1017	0.1007	4,294,438,756
變異數	0.0001	0.0103	0.0101	18,442,204,232,395,000,000
峰度	-0.1927	1.2819	1.0454	-1
偏態	-0.5037	0.0295	1.6703	0
最小值	0.0302	0.1627	0.0059	2,629,749,820
最大值	0.0580	0.6042	0.2858	15,994,343,128

註：為於研究期間取得完整的不動產基金之各項營運資料，以國內所有的上市(櫃)不動產基金(8 家)為研究樣本，資料選取期間為 2005 年 3 月 10 日到 2009 年 8 月 27 日間，各營運與財務變數為季資料頻率。表中各營運變數為所有不動產基金之季平均營運資料。其敘述統計量，包括了平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、峰態與偏態。

二、不動產基金與股市、債市之關聯性

本研究以台灣之封閉型不動產基金做為主要之研究主軸，期望瞭解不動產信託基金的報酬與風險，與股市和債市之關聯性。故本研究分別以國內加權股價指數之對數報酬率與十年期公債殖利率做為股市與債市風險因子之代理變數，並分別估計股市與債市報酬率之改變，對國內不動產基金報酬率之影響。由表 3 之實證結果可知，加權股價指數報酬率對於國內不動產基金之報酬率，皆具有顯著的正向影響，即國內不動產基金之行情會隨著台股波動而改變。至於利率市場變動祇有對富邦 R2 與三鼎不動產基金二檔，呈現顯著地正向影響。但是，國內不動產基金係以出租不動產大樓的租金收益為基金之獲利來源，而不動產之租金水準和市場利率水準又密切相關，故實有必要對利率與不動產基金報酬率，進行更進一步的探討，以驗證利率與不動產基金報酬率之關係不一致的原因。

表 3 股市和債市風險對於個別不動產信託基金的報酬率之影響

估計係數 不動產基金	截距項	十年期 公債殖 利率	加權股 價指數 報酬率	調整 後 R^2
富邦 R1	-0.0003 (0.1361)	0.1003 (0.1678)	0.1610*** (0.0000)	0.0905
國泰 R1	-0.0012 (0.3840)	0.0455 (0.4683)	0.1522*** (0.0000)	0.0967
新光 R1	-0.0026 (0.1241)	0.1220 (0.1292)	0.2056*** (0.0000)	0.1160
富邦 R2	-0.0042* (0.0290)	0.1900** (0.0335)	0.1589*** (0.0000)	0.0704
三鼎	-0.0049* (0.0063)	0.2417*** (0.0039)	0.1635*** (0.0000)	0.0905
基泰 SR	-0.0035 (0.1626)	0.1776 (0.1238)	0.2199*** (0.0000)	0.08012
國泰 R2	-0.0029 (0.1229)	0.1286 (0.1396)	0.1378*** (0.0000)	0.0592
駿馬 R1	-0.0015 (0.4822)	0.0829 (0.4001)	0.1915*** (0.0000)	0.1000

註：1. 應變數為個別不動產基金之每日報酬率，估計期間從 2005 年 3 月 10 日到 2009 年 8 月 27 日間，而期間內的總基金樣本數共有 8 家。

2. *** 表示在 1% 的水準下顯著不接受虛無假設係數為零；** 表示在 5% 的水準下顯著不接受虛無假設係數為零；* 表示在 10% 的水準下顯著不接受虛無假設係數為零。
3. 調整後的 R^2 用以比較不同估計方法下的模型解釋能力。括號內為 p 值。

由於表 4 中的公債殖利率變數，並非對所有不動產基金報酬率，皆有顯著的影響，祇有富邦 R2 與三鼎二檔不動產基金對利率變化有顯著的反應。因此，本研究為了瞭解利率變化對於不動產基金之影響，另輔以事件研究法，針對國內央行升降息的事件，區分為升息與降息時期，並分別估計國內不動產基金於央行升降息事件之宣告效果。表說明了個別不動產基金，於央行宣佈各調息時間點下的宣告期間累積超額報酬率。首先觀察央行升息時期，央行的升息宣告並不會一致性的對不動產基金產生正向的累積超額報酬率。此外，在本文之升息樣本期間內，除了 2008/6/27 宣告日外，不動產基金的累積超額報酬率之加總，有 5 次具有正向宣告超額報酬率，且於 2007/9/21 的宣告累積超額報酬率更高達 5.12%，至於其它負向宣告效果，其報酬率的值則是不超過 -1.42%，表當國內市場利率走高時，央行之升息宣告效果，在利率上升初期與中期，對不動產基金之宣告期間報酬率具有較高的正向影響。

但是觀察表 4 中的 2008/6/27 宣告日之累積超額報酬率皆為負值，顯示當市場利率面臨反轉時，央行升息對於不動產基金會產生負向之宣告效果，直到正式進入市場利率走低時期，尤其是在利率初跌段，央行降息對於不動產基金的負向宣告

效果十分顯著，但是到了利率處於低檔時，央行降息對於不動產基金股價的負向宣告效果則變為不顯著，由表中甚至可以觀察到正向的累積超額報酬率。總結表 3 與表 4 之結果，可以發現利率市場對於不動產基金報酬率的影響，在利率趨勢反轉時，對不動產基金報酬率的影響較深且具有負向之關係，導致利率市場的變化，對於不動產基金之影響，並無法一致地呈現於表 3 中，但基於表 3 與表 4 之結果，亦確認了在研究不動產基金風險與報酬關係時，除考量股市系統風險外，亦應考慮到利率風險的影響。因此，本文後續將採用 Stone 的二因子模型衡量不動產基金之系統與個別風險。

表 4 央行降息對不動產基金之影響

時期	調息日期	富邦 R1	國泰 R1	新光 R1	富邦 R2	三鼎	基泰 SR	國泰 R2	駿馬 R1	總計
升 息 時 期	2005/9/16	-0.9220								-0.9220
	2005/12/23	1.7524								1.7524
	2006/3/31	1.3400	-2.6047							1.3400
	2006/6/30	-1.4239	-2.9700	-2.8394						-1.4239
	2006/9/29	1.5329	3.4415	1.6374	1.9356					1.5329
	2006/12/29	1.5794	5.0182	2.2166	3.9958	2.8534				1.5794
	2007/3/30	-0.5272	1.5401	-0.3740	-1.0598	3.6915	3.5061			-0.5272
	2007/6/22	-0.2653	-3.1111	1.1984	-3.2703	-1.5394	-2.0593	0.9559		-0.2653
	2007/9/21	5.1233	1.2823	3.4950	1.9243	-2.8121	-1.2977	2.2694		5.1233
	2007/12/21	-1.8347	-0.7537	-0.4196	-1.3697	-0.4220	-1.6058	-3.0043	-0.9338	-1.8347
降 息 時 期	2008/3/28	1.8918	-1.8690	1.3867	-0.2778	1.3558	1.6276	1.0106	1.5932	1.8918
	2008/6/27	-6.3498	-3.5659	-6.6628	-9.1538	-6.4898	-4.8432	-7.1212	-7.5648	-6.3498
	2008/9/26	-11.3250	-2.1603	-11.6715	-13.6648	-16.1091	-14.3963	-12.7946	-11.9854	-11.3250
	2008/10/9	-6.4619	-4.1875	-7.4546	-5.7462	-7.3259	-7.2619	-5.6767	-5.5533	-6.4619
	2008/10/30	-5.0852	-0.9112	-7.3651	-5.9708	-6.9822	-9.1779	-5.9841	-7.8311	-5.0852
	2008/11/10	-1.2542	-1.1473	-3.9784	-3.2426	-2.3144	-7.8568	-0.4349	-7.0280	-1.2542
	2008/12/12	2.1143	-0.9997	1.8192	2.4662	1.1345	1.0720	1.2708	1.7970	2.1143
	2009/1/8	3.6834	0.4423	0.3309	0.2625	1.6168	0.2802	0.6472	4.5769	3.6834
	2009/2/19	1.4703	1.4235	0.2398	1.5005	1.8083	-1.8154	-1.4832	0.5721	1.4703

註：為配合不動產基金的樣本期間，本研究選取央行利率調整的期間，為 2005/9/16 至 2009/2/19；其中 2005/9/16 至 2008/6/27，因央行宣告升息，本研究定義為多頭時期；而 2008/9/26 至 2009/2/19，則因央行宣告降息，本文定義為空頭時期。表中各日前為央行的調整利率宣告日，資料來源取自中央銀行網站。表中之數字為央行宣告利率調整時的前後 20 日之累積報酬率。

三、不動產基金個別風險之估計與解釋

根據前述不動產基金的報酬率與相關財報的統計量，可知國內不動產基金之價格變異程度較小，係屬於長期投資的管道，且個別基金的財務結構與營運狀態並不相同，因此，國內不動產基金的應不祇受到市場與利率風險因子的影響，應還受到個別不動，基金之財務特性之影響。故

個別不動產基金之個別風險應隱含著基金管理之意涵，本文基於此一觀點，進而以移動視窗法估計國內不動產基金之每日個別不動產基金風險，再轉換為年化的個別不動產基金風險，相關估計過程如圖 2 所示，估計期為 100 天，樣本估計期間為，每次分別估計出公式(5)中的市場風險因子數與利率風險因子係數，再帶回公式(5)中計算出個別不動產基金之每日個別風險。

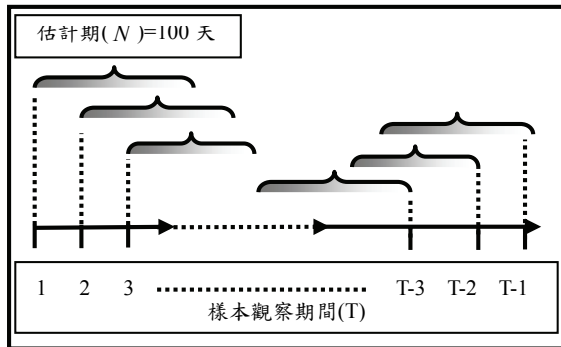


圖 2 移動視窗(Rolling Windows)法

利用圖 2 的估計方法，除了可以得到而不動產基金之個別風險，亦可利用公式 (6) 求得不動產基金市場風險與利率市場風險。表 5 為不動產基金之個別、利率與市場風險相關係數矩陣表。個別風險與股票市場風險與債券市場風險之相關係數分別為 68% 與 18%，即個別不動產基金、股票市場與債券市場風險間，皆具有正向變動的關係，表示市場風險與利率風險的增加，個別不動產基金之風險亦會增加。因此，表 3 的結果驗證了不動產基金以不動產為投資標的風險特性，利率波動對於金額龐大的不動產投資之影響，並進而支持公式(6)之模型設立合理性。

表 5 REITs 個別風險與利率市場風險和股票市場之相關係數矩陣

	個別風險	股票市場風險
股票市場風險	0.6853	
利率市場風險	0.1871	-0.0906

為了瞭解不動產基金財務特性對於

基金個別風險之影響，表 6 呈現各種基金財報變數，對基金個別風險的解釋能力。首先就模型的調整後 R^2 而言，各基金財報變數對於個別風險模型的解釋能力為 83%，表示國內不動產基金之個別風險，確會受到個別基金營運方式與財務結構之影響。

不動產基金規模之係數為 -0.0854，在 10% 的顯著水準下，顯著地對於個別風險具有負向的影響。不同於 Chaudhry, Maheshwari & Webb (2004) 之實證結果，說明了國內不動產基金的規模大小，確會影響基金個別風險，當不動產基金的規模較小，個別風險較大；反之則否。此外，財報年度之虛擬變數之係數，在 1% 的顯著水準下，為 0.0132 顯著地大於零，表示國內不動產基金的個別風險，會受到發行期限的影響。最後，至於表 6 中的流動風險、財務槓桿與基金績效係數的正負號，雖符合本文之預期，但在統計上卻皆不顯著。

Chaudhry, Maheshwari & Webb (2004) 的實證結果即指出，不動產基金之財務屬性對於個別風險之影響，會隨著不動產基金市場的成熟而增加，而不動產基金的規模係數，在不動產基金產業成熟時期下是不顯著的。表 6 中的不動產基金規模係數為顯著的負值，表示目前國內不動產基金市場仍處於起步的階段，故不動產

基金能夠透過規模的增加，增加市場競爭力(market power)或風險分散能力，降低不動產基金之個別風險。此外，根據財報年度虛擬變數的係數為正數，亦說明了不動產基金的個別風險，會受到時間影響。至於其不顯著但符合預期變動方向的係數，亦於 Chaudhry, Maheshwari & Webb (2004)的實證結果相同，顯示目前的國內不動產基金，因處於起步的階段，缺乏眾多的分析師與投資人加入，使得不動產基金之財報變數對於不動產基金個別風險之影響力，未達顯著。

表 6 二因子模型之 REITs 個別風險 (idiosyncratic risk)實證結果

$$\sigma_{\mu}^2(\mu_i) = \alpha + \phi_1 LQ_{it} + \phi_2 PM_{it} + \phi_3 SIZE_{it} + \phi_4 Year + \phi_4 LEV_{it} + \omega_{it}$$

應變數 自變數	個別風險
流動比率	-0.0276 (0.9017)
基金績效	0.0080 (0.7276)
規模	-0.0008* (0.0986)
財報年度 (虛擬變數)	0.0105** (0.0000)
負債比	0.0123 (0.5736)
調整後 R ²	0.8350

註：1.不動產基金之樣本期間從 2005 年 3 月 10 日到 2009 年 8 月 27 日間。研究樣本為國內 8 家上市櫃之不動產

基金，分別為富邦一號、富邦二號、國泰一號、新光一號、基泰之星、三鼎 REITs、國泰二號與駿馬一號。

- 2.本文利用移動視窗法，分別於樣本期間內，以 100 天為估計期，估計出方程式(5)中的各個係數與殘差項，再代入方程式(6)，計算出各不動產基金之年化後個別風險，以作為本文之應變數。至於解釋變數為，各不動產基金之財報變數，包括了規模(SIZE)、基金績效(PM)、財務槓桿(LEV)、流動比率(LQ)與代表財報年度的虛擬變數。
- 3.***表示在 1%的水準下拒絕虛無假設係數為零； **表示在 5%的水準下拒絕虛無假設係數為零； *表示在 10%的水準下拒絕虛無假設係數為零。
- 4.調整後的 R2 用以比較不同估計方法下的模型解釋能力。括號內為 p 值。

伍、結論

長期以來，不動產基金一直被視為混合各種資產的投資組合商品，其可以投資與不動產相關的股票、債券與實體建物。雖然過去的文獻，皆承認不動產投資信託基金報酬率，其與股票和債券報酬間的關係，且此三種金融商品報酬率間之關係會

隨著時間而改變。

根據過去的文獻利率風險對不動產基金報酬率之影響，迄今仍無法同股票風險般，獲得較趨一致性之實證結論 (Karolyi and Sanders, 1998)。此外，前述文獻對於不動產投資信託基金僅限於就報酬的角度，進行深入的探討，然而針對市場風險對於不動產投資信託基金風險的影響，則付之闕如。故本文將利用事件研究法更進一步的探討利率變化對不動產基金報酬率之影響。最後，鑑於投資人的屬性與不動產基金的產業特殊性，本文利用 Stone(1974)二因子模型將不動產基金之風險區分為股票市場、債券市場與個別風險，並以不動產投資信託基金的財務變數做為解釋變數，以探討其對於不動產投資信託基金個別風險之影響，相關實證結論闡述如下：

加權股價指數報酬率對於國內不動產基金之報酬率，皆具有顯著的正向影響。此外，根據央行之調息宣告效果，可以發現利率市場對於不動產基金報酬率的影響，在利率趨勢反轉時，對不動產基金報酬率的影響較深且具有負向之關係。因此，本文後續將採用 Stone 的二因子模型衡量不動產基金之系統與個別風險。其實證結果說明了，目前國內不動產基金市場仍處於起步的階段，故不動產基金能夠透過規模的增加，增加市場競爭力

(market power)或風險分散能力，降低不動產基金之個別風險。此外，根據財報年度虛擬變數的係數為正數，亦說明了不動產基金的個別風險，會逐年的增加。而目前的國內不動產基金，因處於起步的階段，缺乏眾多的分析師與投資人加入，使得不動產基金之財報變數對於不動產基金個別風險之影響力，皆未達顯著。

由於台灣不動產證券化的政策，與相關金融商品的發行，均較國外金融市場起步為晚，因此，對於不動產基金此一興新的金融商品，產官學界仍持續地試圖建立良好的管制與市場機制，而本研究為台灣首篇探討台灣不動產基金與股票、債券和不動產市場關聯性之研究，本研究之實證成果，將可提供產官學界決策的參考依據，並提供給無法分散風險的投資人，如何決定選擇投資不動產基金之參考。

本研究在學術貢獻方面，本文將針對台灣不動產基金，驗證其與股票、債券行情間的關聯性，對分散傳統股票與債券投資組合風險，與增加投資組合獲利的效果，並進一步瞭解不動產投資信託基金個別風險的影響因素。在實務貢獻方面，由於台灣不動產證券化的政策，與相關金融商品的發行，均比國外金融市場起步較晚，因此，對於不動產基金此一興新的金融商品，產官學界仍持續地試圖建立良好的管制與市場機制，故本文的實證成果，

亦可提供相關之主管機構作為決策之依據。

因此，對於台灣新上市的不動產基金報酬率與股票、債券和不動產市場報酬率的關聯性，仍是極具實務與學術界深入研討的課題。

參考文獻

- Bali, T. G., & N. Cakici (2004). Value at Risk and Expected Stock Returns. *Financial Analysts Journal*, 60(2), pp.57-73.
- Clayton, J., & G. MacKinnon. (2003). The Relative Importance of Stock, Bond and Real Estate Factors in Explaining REIT Returns. *Journal of Real Estate Finance & Economics*, July, 27(1), pp.39-60.
- Cauchie, S., & M. Hoesli. (2004). *The Integration of Securitized Real Estate and Financial Assets*. University de Geneve Research Paper. June, pp.111.
- Danielsson, J., & C. G. de Vries. (2000). Value-at-Risk and Extreme Returns. *Annales D'Economie et de Statistique*, 60, pp.239-270.
- Dinenis, S., & S. K. Staikouras. (1998). Interest Rate Changes and Common Stock Returns of Financial Institutions: Evidence from the UK. *European Journal of Finance*, 4, pp. 113-127.
- Eichholtz, P., & D. J. Hartzell. (1996). Property Shares, Appraisals and the Stock Market: An International Perspective. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 12, pp. 163-178.
- Glascocok, J. L., C. Lu, & R. So. (2000). Further Evidence on the Integration of REITs , Bonds, and Stock Returns. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 20(2), pp. 177-194.
- Gnedenko, B. V. (1943). Sur la distribution limite du terme maximum d'une série aléatoire. *Annals of Mathematics*, 44, pp. 423-453.
- Gumbel, E.J. (1958). Statistics of Extremes. *Columbia University Press*, New York.
- Hendricks, D. (1996). Evaluation of Value-at Risk Models Using Historical Data. *Economics Policy Review*, 2(1), pp.36-69.
- Hudson-Wilson, S. (2001). Why Real Estate? *The Journal of Portfolio Management*, pp.20-32.
- Ibbotson A. (2002). Study commissioned by the National Association of Real Estate Investment Trusts. summary available at www.nareit.com.
- Karolyi, G. A., & A. Sanders. (1998). The Variation of Economic Risk Premiums in Real Estate Returns. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*

- Economics*, 17, pp.245-262.
- Ling, D., & A. Naranjo. (1997). Economic Risk Factors and Commercial Real Estate Returns. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, pp.283-307.
- Liu, C. H. and J. Mei. (1992). The Predictability of Returns on Equity REITs and Their Co-Movement with Other Assets. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5(4), pp. 401-418.
- Longin, F. M. (2000). From Value at Risk to Stress Testing: the Extreme Value Approach. *Journal of Banking and Finance*, 24, pp. 1097-1130.
- McNeil, A. J. (2000). Extreme Value Theory for Risk Managers. *Internal Modelling and CAD II*, RISK Book, pp. 93-113.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7, pp. 77-91.
- Mull, S. R., & L. A. Soenen. (1997). U.S. REITs as an Asset Class in International Investment Portfolios. *Financial Analysts Journal*, March/April, pp. 55-61.
- Madura, J., & E. R. Zarruk. (1995). Bank Exposure to Interest Rate Risk- A Global Perspective. *Journal of Financial Research*, 18, pp. 1-13.
- Okunev, J., & P. J. Wilson. (1997). Using Nonlinear Tests to Examine Integration Between Real Estate and Stock Markets. *Real Estate Economics*, 25, pp.487-503.
- Oertmann, P., C. Rendu, & H. Zimmermann. (2000). Interest Rate Risk of European Financial Corporations. *European Financial Management*, 6, pp. 459-478.
- Peterson, J., & C. Hsieh. (1997). Do Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds Explain Returns on REITs? *Real Estate Economics*, 25, pp. 321-345.
- Stone, B. K. (1974). Systematic Interest Rate Risk in a Two-Index Model of Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9(5), pp. 709-721.

併購過程中溝通的重要性

廖述嘉、陳思穎、王精文

摘要

此個案以觀察法的角度探討組織併購過程中，溝通對員工接受併購的重要性與對併購的認知程度為何。在組織併購過程中，溝通是併購中降低員工抗拒的一種方法。本個案研究之溝通的模式分為傳統會議與線上會議。傳統的面對面會議是企業進行群體決策最常使用的方式，但從眾或是少數權威的壓力卻造成會議的績效不彰。本研究旨在探討運用不同的溝通工具對併購的影響與認知情況。透過導入 Team Spirit 創意軟體系統並與面對面會議的交互運用，以協助 A 公司完成併購過程中探討的議題。發現併購中過程，以不同議題的發展，代表不同階段不同的議題，也藉由不同會議工具了解對併購認知的影響。結果顯示，透過 Team Spirit 的支援可藉由併購過程中溝通工具的安排提升員工對併購認知與生活滿意度上的改善，降低工作壓力，並使會議成員在構想品質的質與量上兼具提昇成效。

關鍵詞：溝通、Team Spirit、傳統會議。

The importance of communication during M & A

Shu-Chia Liao, Szu-Ying Chen, Ching-Wen Wang

Abstract

The case used perspective to observe the process of organizational M&A, Communication for employees to accept the importance of mergers and acquisitions, and the knowledge of M&A. M&A process in the organization, communication is the way to reduce staff resistance of acquisition. The process of organizational change, communication is a way to reduce employee resistance. The mode of communication divided into the traditional face- to-face meetings and online meeting. The traditional face-to-face meeting is most commonly used in enterprise group decision-making enterprise, but the pressure of conformity, or a small number of authorities may reduce the performance ineffective. This study aimed to investigate the use of different communication tools have what impact on employee attitude and the cognition. By import Team Spirit creative soft- ware systems to assist the company to complete the acquisition process. M&A process, with different issues of development, representing different stages of different issues, also by different meetings on the acquisition of cognitive tools to understand the M&A impact. The results show that through the support of Team Spirit can improve the staff of M&A cognition, improvement of life satisfaction, lower job stress, and enhance the members the concept of quality quantity results.

Keywords: Communication, Team Spirit, the traditional meeting.

一、前言

併購是企業進入多角化經營和水平垂直重整武器。也是企業追求成長的方式之一，企業可以藉著它進行多角化經營，取得人才、行銷通路、原料和生產設備，快速地進入新市場，或藉由併購形成規模經濟，強大企業在市場上的競爭地位，進而獲取市場佔有率(王泰允，1991)。然而併購過程中往往忽略員工的感受，併購過程中若管理人員未能進行有效溝通，或採行配套措施，來降低員工的壓力則容易造成員工的抗拒。也認為溝通如同企業的血液般重要，能將組織的訊息傳達到各部門。通常組織在因應環境變動下，一方面需要政策性的運用財力與物力資源外，另一方面需要執行的知識與能力，而兩者要相互配合則必須透過組織充分的溝通，也就是說良好的溝通在組織變革的過程中，是一個很重要的媒介。

在併購過程中，為了降低上述員工不安全感，溝通是主要讓上級與下屬互相了解合併過程中的管道。溝通的管道很多可以利用信件、會議討論、公告訊息的方式。會議討論又可以分為面對面與虛擬會議的方式，面對面會議是較傳統，而傳統會議時間的耗損是眾所皆知的，但傳統會議是可以建立互相信賴感所必經過程，也是重大決策主要方式。但面對面會議並非

是最好的溝通管道，面對面會議的盲點分析其原因有下列三點：會而不議、議而不決、決而不行。為了達成更有效的溝通方式，解決面對面會議時多數人無法發表意見的缺點，選購虛擬電子會議即是用來解決面對面會議不足的缺失。此電子會議致力於減少關於團隊合作的問題，也可支援保存性、預測性、重複性的創造與有效的整合(王精文、陳明德，2006)。併購整合決策者多侷限於高階主管，而中階主管則負責溝通和執行整合的工作。導致傳統的併購，在整合管理過程中，過分強調由上而下的溝通，忽略員工的感受。但由於併後整合涉及到重新適應、文化上的整合、權力關係調整、技能重新學習等，員工在其權益面臨不確定下，難免會產生壓力和抗拒。(Schweiger, Denisi, 1991).也發現員工接收到實際的溝通過程，使員工較適應併購過程。本研究希望了解溝通工具在併購中的效果，在實務界導入 Team Spirit 作為面對面會議的輔助工具，了解員工對併購認知與影響。

貳、文獻探討

一、併購溝通的意義

通常企業在進行併購活動時，僅以財務面及法律面為主要的考量，而忽略勞資關係的改變，談判過程僅由公司高層核心人員知曉，消息公佈原因在股票上市上櫃

公司依法需宣告下發生，在法律的限制及保密的要求下，無法於併購完成前與被併購企業的勞工進行良好的溝通，對後知的公司員工而言，將產生衝擊與不安。使得謠言四起，人心動盪，而勞資關係很容易在這樣緊張的氣氛下產生勞資爭議。目前大多數員工缺乏被併購之經驗，無法預期及無預警時間作反應，面對不適應及變動的威脅，需組織主管之進行溝通與人力資源部門之輔導，保留關鍵人員（critical player）及必要人才（key people），方可收併購之綜效。亦認為被併員工將因缺乏資訊而增加焦慮，包括未來工作展望、薪酬角色、可能的工作位置、工作性質、生涯規劃等，導致缺乏安全感，並且無所適從。組織早一點回答員工這些問題，將奠定成功的整合基礎。透過溝通員工將清楚地知道被要求甚麼，如此他們可以快速地集中其努力並調適改變的企業環境，除此之外，員工可以知道要如何做可以達到其個人目標，進而達到組織目標。

溝通包括一個人的意思影響另一個人的解讀過程，是一種社會意識形態，用以分享態度、觀點、資訊、知識、意見的方法；是一種分享、相同的共識之下一種人與人之間傳達的訊息，認為當人們在溝通時，便是在設法建立彼此的共通性（commonness），而溝通的共通性是指彼此所交換的意見，建立共識，互相流動

的過程。

併購過程的溝通，(Npaier, Simmion, and Stratton, 1989)等學者提出三階段的溝通模式將合併三階段的溝通應用於實際兩家銀行合併案例中，用訪談的方式訪問目前留任與被迫離職的員工、調查目前員工狀況、報章雜誌、內部文件和其他外部資訊來源等瞭解員工對併購中了解溝通的過程。

在企業進行變革改造的過程中，組織內部良好的溝通是影響企業併購成敗重要因素，(Cameron, K. S. 1985).提出組織變革過程涉及組織內部訊息傳達之三點原則：

1. 確定組織內的員工都了解組織變革的目的、策略及目標。
2. 不斷地提供溝通是組織變革的訊息，如此資訊才能正確的提供予全體員工。
3. 收集參與者的回饋並進行檢討。

科技發達的時代裡，溝通工具的選擇越來越多，有面對面溝通、電話溝通、會議、影像溝通、影像溝通、電子郵件等。會議溝通又可分為線上會議與傳統面對面會議。本研究即是利用面對面會議(傳統會議形式)、線上軟體(群體決策支援系統)併購過程中得知訊息的傳遞瞭解員工在個案公司併購過程中所感受到的溝通效果，是否會因增加溝通讓組織流程在併購過程中運作更為順利。(Simon, H. A.,

1976)所指出：「沒有溝通，即無組織」，組織溝通對企業來說，更具有影響成敗的關鍵性。

傳統會議決策，與會成員在依賴口語與非口語互動的溝通過程中，往往被施予從眾或是少數權威的壓力，為了減少自我設限與其他成員施壓的情形在決策過程中的發生。學者們便提出利用虛擬會議系統為輔助工具，為群體工作帶來的幫助可以增強過程獲益(process gains)與降低過程損失(process losses) (Hill, G.W.1982; Steiner, I.D. 1972)。過程獲益包括：更多資訊的產生與使用、更多客觀的評估、學習效果、產生綜效等。過程損失包括：發言時間斷續、集中力障礙、注意力障礙、順從壓力、無法記憶、擔心被批評、搭便車心態、認知緩慢、任務分析不完全等。

二、傳統會議與虛擬會議

(Coyle, M. B. 1993)認為，良好的人際溝通有助於成員對彼此專業知識的了解與人際間相互信任感的建立，根據過去研究顯示，溝通能促使組織和成員雙方資訊的正確傳遞，減少組織和成員間的不確定性。傳統會議不同於虛擬會議般需要引進特別的設備，但當在傳統會議中有時因掛念自己要說的論點，不能專心聆聽他人意見，對討論過的事情也常常忘記，以至於重複一些不必要的討論。在會議時少數人又常霸佔會場發言權，使得多數人的意

見無法表達。當面對面會議無法順利進行時，團隊成員仍可透過領導者情感性文字的傳送和表達等社會性資訊交換方式，建立彼此信任(Jarvenpaa & Leidner, 1999)本研究實地觀察將一個網際(Web-based)群體決策支援系統，名為 Team Spirit，導入 A 公司中，以網際全體決策支援系統作為組織問題解決會議及創意激發的溝通平台，觀察其推動過程及對會議績效的影響。觀察此企業在併購過程中使用者對系統之會議延伸數量、個會議平均構想產生數量、構想品質及利用 Team Spirit 完成任務之過程。

Team Spirit 是一個整合型的資訊系統，範圍從電子郵件到整合是可以在網路上應用的軟體。是針對創造性問題解決的程序及活動提供一套在網路上執行的群體決策輔助系統，用來支援輔助創造性問題解決活動和過程(Chen, Liou, Wang, Fan, and Chi, 2006)。Team Spirit 可以用來支援輔助創造性問題解決活動和過程。系統針對創造性問題解決的程序及活動設計出在網路上可多人同時在線上執行意見，提供不受時空影響的思考空間。

過去在相關群體決策支援系統使用的研究，皆獲得許多正面的效果且可提升組織績效(Dennis, A. R., Nunamaker, J. R., & Vogel, D. R., 1991)。針對私人企業進行問卷調查的研究結果也發現，群體決策支

援系統具有減少群體活動中權力地位的影響。(Gallupe, R. B., Dennis, A. R., Cooper, W. H., Valacich, J. S., Bastianutti, L. M., & Nunamaker, J. F. 1992) 的研究結果也發現,使用群體決策支援系統的群體比傳統會議有較多的意見數以及較高的會議品質。

此議題在國內的相關實證研究多採實驗室研究,並以大學生為實驗對象。然而真正將群體決策支援系統導入於私人企業機構或公務機構並評估其效用的實證研究卻不多見。且(Gallupe, R. B., Dennis, A. R., Cooper, W. H., Valacich, J. S., Bastianutti, L. M., & Nunamaker, J. F. 1992)針對私人企業進行問卷調查的研究結果也發現,群體支援系統具有減少群體活動中權力地位的影響。由於真實企業的組織環境與學校的組織環境並不相同,會議成員間的社會關係也並非相同,而管理者特質與員工個人特質更是影響會議績效與群體決策支援系統運作的重要因素(Flippen, A.R., 1999; Williams, S. R. & Wilson, R. L., 1997)。因此實驗室的研究結果並無法保證能與真實組織運用群體決策支援系統進行群體會議的績效具有相同結論。所以,本研究嘗試將決策支援系統應用於私人企業的會議活動,觀察決策支援系統在實際群體會議上的效用與適用性,並累積更多實務組織的經驗。

參、研究方法

一、研究對象

本研究一以台灣中部中小企業某一間製造 RFID 公司(以下簡稱 A 公司)為研究對象,基於專注於本業的考量,提供給客戶 ONE STOP SHOP 的概念,用併購取代購買產品線不足的機器廠房設備達成一個完整 Smart Label 的產線。A 公司於 2010 年 2 月選擇以購併馬來西亞公司的策略以取得 RFID 技術的快速提升及開拓新市場。各相關單位須思考如何能夠整合雙方的工作業務流程,而能夠順利運作。因此藉由各種會議溝通形式來促進順利運作的流程,A 公司從 2010 年 3 月份開始導入 Team Spirit 群體決策支援系統(線上會議),其成員為公司中高階主管,包含總經理、副理級主管與課長級主管,參與人數以不同會議訂定議程有其不同人數主要為討論公司併購馬來西亞廠後所遭遇到的事件及提供意見做為解決辦法之建議。

二、研究時程

本研究以觀察者的角度,提供線上會議工具與原公司既有的傳統會議形式、觀察 A 公司在併購過程中溝通對併購認知的影響、最後以問卷調查為輔提升研究效度。本研究在縱斷面觀察 A 公司的過程中參考(Schweiger and Denisi, 1991)所提

出的縱斷面田野分析方法。主要觀察點為 A 公司的面對面會議，及與 Team Spirit 交互作用相關的內容分析。自 99 年 3 月以傳統面對面會議形式告知同仁併購消息，並成立併購專案小組；4 月專案小組提出計畫報告書；5 月導入會議系統軟體作為併購時輔助溝通工具；6 月開始教導 A 公司群體決策支援系統軟體參與技巧；7 月到 8 月訪問各部門主管對併購馬來西亞廠的看法；8 月至 9 月教導 A 公司同仁群體決策支援系統主持人技巧；9 月至 10 月與管理、業務、製造部進行訪談，擬定線上會議題目；9 月中至 11 月讓各部門使用所教導的主持人技巧，主持各部門對併購相關議程；11 月到 12 月再以問卷為輔進行問卷發放。

三、研究工具

基於本研究探討與溝通過程在併購中對員工的影響，所使用 Team Spirit 系統與面對面會議做溝通工具，且最後發放針對併購問卷為輔以提升研究效度。前者於決策過程中與面對面會議搭配使用，後者則於 A 公司對於整個併購案做結案報告時發放問卷。本研究認為，雖然 Team Spirit 系統已具備諸多克服會議困難之特點，但面對面溝通仍是討論的最佳方式 (Hambley, L. A., O'Neill, T. A., Kline, J. B. 2007)，所以本研究在操作上採用面對面會議與 Team Spirit 系統交互運用的方

式進行。

(一) Team Spirit 系統在溝通過程中的應用

本研究所使用之創造力訓練軟體基本理念是由群體決策支援而來－Team Spirit 系統 (www.diamondgroup.com.tw/ts) 乃由陳明德教授與王精文教授依據創造性問題解決的程序及活動所設計、開發，其可用於網際網路上運作之群體決策支援系統。此系統可用來支援使用者以創造性問題解決思考方式和工具來輔助團體決策過程，亦即是 Team Spirit 中所謂「會議議程」。Team Spirit 系統是可在網際網路上提供多人在不同時間或不同時間下使用的群體決策輔助系統，以提供不受時空限制的創意思考空間。

(二) 操作流程

A 公司進行群體決策的過程，依據參與成員的職位層級主要可分為二階段：

1. 第一階段是中高階主管參與公司在併購的相關會議，第一階段教導「參與」創造力會議技巧，透過與面對面會議相輔相成作用提出對併購相關議題。
2. 第二階段教導創造力軟體「主持」技巧，再將主持技巧作延伸，由部門自行發起針對購併之議程討論，最後三個部門(業務、管理、製造)使用主持人技巧個別進行併購相關的會議，由各部門自行設定議程。

I. 第一階段-公司對併購相關會議

第一階段的參與者為中高階主管，包括總經理與課長級以上的幹部。A 公司於 2010 年 2 月 26 日舉行策略會議的當天開始設置併購專案，成立併購專案小組依照聚集開會的時間可分為每周開 1 次面對面會議。線上會議始於 2010 年 6 月，6 月開始由王精文教授教導參與軟體平台，再進行討論整合，最後以 Team Spirit 系統為主，與會人員有中高階以上的主管等 21 人，開始對與會之成員作系統的介紹與操作訓練。

II. 第二階段-部門間對於併購的會議

第二階段的參與者除原第一階段的中高階主管之外，另加入各部門之基層員工。部門間線上會議始於 2010 年 8 月於 A 公司教導中高階以上各部門主管約 24 人，教導主持人技巧。爾後，8~9 月由各部門主管自行建立議程進行線上討論，但成效不彰，因此於 9 月期間與專業學者進行針對三個部門間「管理、業務、製造」的訪談(訪談整理詳見第四節)，訪談後針對受訪者提供的資訊，擬訂會議議程，9 月中至 11 月由三個部門主管自行選定主持人，三個部門主持人將議程建置且邀請三個部門之員工參與會議。

四、訪談參與併購員工的資料整理

本研究於 99 年 6 月 10 日至 A 公司訪問各部門主管，本研究在訪談前先根據所欲探討的研究問題與溝通上文獻探討結果，著手擬定訪談大綱問題，並在訪談過程中繼續根據受訪者的回答內容，調整或增加與本研究目的相關的問題。

五、訪談方式

在訪問的過程中以另開一間會議室，每個人訪問時間約 10~15 分鐘，訪談前先以電話聯繫並寄給受訪企業訪談問題大綱，內容說明研究目的。在訪問的過程中由專業學者與各部門主管進行訪談，受訪者分為有使用 Team Spirit 系統者與沒有使用 Team Spirit 系統者，有使用為 14 人，未使用為 7 人，利用錄音及電腦紀錄的方式協助訪問現場的問答資料記錄。

訪談過程中以併購議題來看，可發現中高階主管與基層員工，中高階主管對併購感受較深刻，較多基層員工不了解併購的內容，可能是因為高階主管宣告與針對併購議題開會對象多為基層員工為主。且在併購後公司內部權責分配不均的情況屢見不鮮，各部門謹守本位主義，可能會在併購過程中組織內部溝通造成不順利情形。而不同會議方式對員工的看法是面

對面會議容易造成效率低、往往被施予從眾或是少數權威的壓力，反而會抑制成員多元性的意見，而線上會議即解決這項困擾。即使如此，參與線上會議的人員多為自發性，與面對面會議比起來人數較少。

肆、Team Spirit 系統的使用結果分析

配合 A 公司進行群體決策的規劃，Team Spirit 系統從 6 月至 11 月份期間全程與面對面會議搭配使用，會議層級以及與會人員的直接有所區別，討論的過程中分兩個階段進行敘述性分析，第一階段：公司對併購相關會議；第二階段：部門間對於併購的會議。

(一)第一階段：公司對併購相關會議

Team Spirit 系統在本階段第一次討論是針對 A 公司導入 Team Spirit 軟體的介紹，所使用的工具有資訊分享、腦力激盪、評分評估。從與會成員構想的數量與品質分析本階段的使用結果。從與會成員構想的數量與品質分析本階段的使用結果如下：

1. 構想的數量及平均字數

從構想的數量以及平均字數來看，第一次討論結果分析如表 1 所示，第一次論結果針對併購議題，購併參考資訊的構想數量總數為 14 個，使用系統工具為資訊分享(上傳相關檔案的一種形式)，無法統

計平均字數，其餘使用腦力激盪工具之數字如下表 1。

表 1 第一次結果討論網路統計

議程	系統工具	參與人數	構想數量	平均字數
購併參考資訊	資訊分享	26	14	
購併時你想知道什麼事	腦力激盪	26	69	9
購併時會遇到哪些問題	腦力激盪	26	50	23
如何解決與馬來西亞廠溝通問題	腦力激盪	26	32	7
如何鼓勵大家加強英文能力	腦力激盪	26	28	9
公司要注重哪些要素，購併才會成功	腦力激盪	26	12	19
配合購併，應該建立哪些管理制度	腦力激盪	26	9	45
根據目前所提供的馬來西亞資料，您還想進一步知道什麼	腦力激盪	26	6	17

2. 構想的品質

根據第一次討論的八項議題，與會成員的具體意見在購併時你想知道什麼事如「為什麼要併購」、「文化差異所帶來的衝擊」；在購併時會遇到哪些問題如「預防當地員工反彈」、「跨國際溝通問題」；在如何鼓勵大家加強英文能力如「成立英文研習小組」、「英檢達某標準就加多少薪」；在如何解決與馬來西亞廠溝通問題如「馬來西亞文化教育訓練」；在公司要注重哪些要素，購併才會成功如「需多溝通-避免產生誤會或認知差異」；在配合購併，應該建立哪些管理制度如「目標分階段做調整」、「人事管理部份，因地制宜」；在根據目前所提供的馬來西亞資料，您還想進一步知道什麼如「日後溝通平台為何」、「設備稼動率」等。

對於企業跨國併購而言，語言文化衝擊、外派與否與管理方式應為公司首重目標。在語言文化方面，因併購馬來西亞廠造成語言文化上差異現象，故與會成員建議公司補助英語訓練方案、成立英文讀書會等，期許在未來溝通上能與馬來西亞人員進行無隔閡溝通。外派方面，A 公司針對員工對於外派疑慮進行解說，短時間內不會派至人員長駐。管理方面，跨國併購最令人擔憂的即為管理兩間公司，尤其兩間公司處於不同的國情文化，地理環境因素，管理者須想出一套解決管理上的問

題，如總公司在當地選出區域代理身分負責人，權力階層皆在總公司進行分配。如果只是單純的由總公司發配人才，而不顧及到管理人與當地公司之特性，容易造成管理人與當地公司異文化團隊間產生的文化衝突以及文化差異，反而易使當地公司之行政效率不高。

(二)第二階段：部門間對於併購的會議

Team Spirit 系統在本階段共區分兩次，第一次是如何達成公司的總目標，討論關鍵績效指標，第二次是以公司的總目標如何分配至各部門讓各部門達成目標，所使用的工具為腦力激盪。從與會成員構想的數量與品質分析本階段的使用結果。本階段的使用結果從與會成員構想的數量與品質分析如下：

1. 構想的數量及平均字數

從構想的數量以及平均字數來看，第二次討論結果如表 2 所示，第三次討論結果分析如表 3 所示。第一次討論結果，如何使 A 公司每月產能可以從 30 萬提升至 100 萬的構想數量總數為 12 個，構想平均字數為 31 個；如何提升稼動率從 5% 至 30% 的構想數量總數為 16 個，構想平均字數為 19 個；如何建立雙方的工作默契的構想數量總數為 16 個，構想平均字數為 21 個；針對各部門的報告，請提出您的想法與建議數量總數為 2 個，構想平均字數為 25 個。

第二次的討論結果，針對管理部門能如何協助兩間公司的文化整合的構想數量總數為 5 個，構想平均字數為 115 個；而無法達成產能與稼動率原因的構想數量總數為 7 個，構想平均字數為 13 個；而如何增進台灣廠同仁對併購案的認同度的構想數量總數為 4 個，構想平均字數為 55 個；而建議明年度新產品開發的品項的構想數量總數為 54 個，構想平均字數為 35 個；而建議明年度參展的性質與區域的構想數量總數為 52 個，構想平均字數為 48 個；而併購馬來西亞廠後，對業務拓展的影響的構想數量總數為 55 個，構想平均字數為 60 個。

表 2 第一次網路討論結果統計

部門	議程	系統工具	參與人數	構想數量	平均字數
製造	如何使 A 公司每月產能可以從 30 萬提升至 100 萬	腦力激盪	26	12	31
製造	如何提升稼動率從 5% 至 30%	腦力激盪	26	16	19
管理	如何建立雙方的工作默契	腦力激盪	26	16	21
管理	針對各部門的報告，請提出您的想法與建議	腦力激盪	26	2	25

表 3 第二次網路討論結果統計

部門	議程	系統工具	參與人數	構想數量	平均字數
管理	管理部門能如何協助兩間公司的文化整合	腦力激盪	5	5	115
製造	無法達成產能與稼動率原因	腦力激盪	8	7	13
業務	建議明年度新產品開發的品項	腦力激盪	20	54	35
業務	建議明年度參展的性質與區域	腦力激盪	20	52	48
業務	併購馬來西亞廠後，對業務拓展的影響	腦力激盪	20	55	60

2. 構想的品質

若從構想的品質來看，第一次討論的四項議題的具體構想在如何使 A 每月產能可以從 30 萬提升至 100 萬部份有「業務多接單」、「就業務訂單狀況，讓產線稼動率提升」；在如何提升稼動率從 5% 至 30% 部份有「請設備縮短現有設備的故障排除時間」、「增加機台利用率、使換線停機時間縮短」；在如何建立雙方的工作默契的部份如「默契需透過即時的溝

通來建立,而溝通則需仰賴便利的互動管道及工具」;在針對各部門的報告,請提出您的想法與建議的部份如「照原先之計劃按部就班逐步施行,遇困難處再解決問題及修改計劃,使原先之計劃更臻完善」。

由於 A 公司併購主要目的即是為了提升產能與技術品質,因此製造部門主管在第二階段教導主持人技巧後,隨即在 Team spirit 平台上提問,不論是在增加產能及稼動率的做法,也透過網路平台了解員工針對有效工時進行改善計畫做回饋。而管理部門主管會議主持人在第二階段即提出關於兩方管理議題,在建立雙方工作默契,許多意見產生為增加溝通,的確溝通是讓彼此在意見整合上最好的方法(黃昌宏,1990)提出,人員行為的溝通與支持是組織變革中成功與否的重要關鍵。

第二次討論的具體構想,在十項議題回饋與建議管理部門能如何協助兩間公司的文化整合的部份如「先從瞭解雙方文化上差異較大的事項,並可從而尊重對方不同的文化」;無法達成產能與稼動率原因的部份如「生產批次間的轉換時間過長」、「人員不穩定,經常更換,造成作業無法連貫」;如何增進台灣廠同仁對併購案的認同度的部份如「將成本效益分析的過程與結果適度的揭露,這樣大家即使短期內尚未能從日常運作中見到實際效

益,也能有較實際的預期與努力目標」、「提出併購公司後,如總業績(台灣+馬來西亞)達到預設之目標時,公司將額外發放全體員工之績效獎金。如此可讓員工有同舟共濟,增加併購案的認同度」;建議明年度新產品開發的品項的部份有「UHF Key Tag Card」、「開發束線帶產品 UHF or HF」;建議明年度參展的性質與區域的部份有「歐美的物流展」、「日本關西方面的 RFID 展,例如大阪」、「參加歐美日安全展或門禁展,增加曝光的廣度」;併購馬來西亞廠後,對業務拓展的影響的部份有「馬來西亞目前還無法跟上公司的腳步再進行,不合理的交期或成本反而會成為業務推廣的阻礙」。

第二次討論中,A 公司針對相關議題提出非常具體作法,為了降低公司稼動率,在第一次討論 8 月時即把此項議題拋出,之後第二次討論 11 月時,因為公司未達成在 8 月訂立的稼動率目標,及在第二次討論中提出無法達成稼動率的原因,與會人員提出如機台維修過久、人員不足等具體因素解釋影響未達成稼動率原因。業務部也在會議上提出對業務提供給顧客產品如何在提升顧客滿意度,產品創新程度,如何增加展覽的區域增加產品曝光程度。

(三)兩階段的構想數量與平均字數

表 4 為兩階段網路討論結果統計

量。另就二階段的每個議題的平均構想數量與字數，統計結果如表 4。在第一階段的構想數量每個議題平均為 27.5 個，平均字數為 16.125 個。在第二階段當中，以部門別區分，其管理部構想數量每個議題平均為 7.67 個，平均字數為 53.67 個；製造部構想數量每個議題平均為 11.67 個，平均字數為 21 個；業務部構想數量每個議題平均為 53.67 個，平均字數為 47.67 個；總平均量每個議題平均為 73 個，平均字數為 122.34 個。

本研究認為其可能的原因為在第一階段與會成員有總經理與課長級以上幹部討論，並未加入基層幹部，且探討的議題皆為大方向，議題多為決策內容，以整體公司為主，所以議題的討論較不能單純以 Team Spirit 系統為主，且線上軟體是溝通的輔助工具，真正做覺得的會議以傳統會議為主，因此網路結果統計較低。在平均構想而第二階段與會成員加入基層幹部後，針對各部門議題做探討，不僅人員增多，且發揮空間以各部門為主比整體公司議題較好著手，因而比較了解部門內各自運作狀況，給予建議上的內容也顯得較為具體。

表 4 兩階段網路討論結果統計

會議	成員	平均構想數量 / 議題	平均字數/議題
第一階段	總經理與課長級以上的幹部等 21 人	220/8=27.5	129/7=16.125
第二階段	中高階以各部門主管等 24 人	管理部	
		23/3=7.67	161/3=53.67
		業務部	
		161/3=53.67	143/3=47.67
		製造部	
		35/3=11.67	63/3=21
	總平均量		
		73	122.34

(四)問卷調查

1. 資料蒐集

本研究根據時事資料及文獻蒐集與回顧結果，本研究者以半結構問卷先進行訪談，以冀能初步瞭解目前企業併購方式的概況。為了瞭解 A 公司的併購過程與主管及員工的訪談，在 A 公司方面受訪對象為間接人員(包含部門主管、經理、副理等約 22 人)。

2. 問卷修訂

透過訪談，建立有關合併議題及溝通

訊息的構面，問卷的初步內容，初步內容為對併購案的感覺、對 Team Spirit 的看法、跨部門的溝通、對組織氣氛的看法、對於每星期開專案會議的看法。由於在文獻整理中較難找尋併購過程的認知，所以本問卷修訂組織變革認知做為組織在併購過程中的認知做為溝通與併購影響的干擾效果，而併購影響內又分為組織承諾、工作壓力、工作滿意度、離職傾向、生活滿意度，而離職傾向的放入是因在參與個案公司的過程中發現該公司做為馬來西亞及台灣母公司的窗口專案經理在經過合併之後隨即離職，因此在問卷設計加入離職傾向，藉以了解是否因為組織變革造成員工工作壓力或其他因素影響離職傾向，Weitz 研究發現，員工個人工作滿足與自願性離職具有相當強烈的關係，個人工作不滿足時，則會高度的影響個人的離職傾向（Weitz, J, 1952）。

3. 施測方式

本研究皆以問卷方法做為資料彙整工具，透過與主併公司員工的訪談，與過去文獻回顧資料整理，進一步了解員工所關心的合併議題，建立有關合併議題及溝通資訊的構面，決定變項與變項間的因果關係之後，問卷發放方式闡述如下：

- (1) 針對台中中小企業合併馬來西亞廠公司進行問卷發放，預計 99 年 11 月中開始發放問卷。

- (2) 為避免 CMV 則會先進行問卷設計法、隔離資料蒐集法，盡可能排除此疑慮。

4. 問卷分析結果

本問卷分為三個部分：(1)併購溝通工具效果(傳統、線上會議)，(2)員工對併購認知、組織承諾、工作壓力、離職傾向、生活滿意度、工作滿意度，(3)背景變項(性別、年齡、部門別、年資、職位)。於 11~12 月份由 A 公司管理部代為發放問卷，以參與兩階段會議的成員為對象，共發放問卷 32 份，回收 32 份，有效問卷 32 份，有效回收率 100%。

I. 個人基本資料分析

本研究依問卷之背景變項來簡要分析研究樣本。在性別方面，男女比率差不多。在年齡方面，最多為 30 歲以下，佔 34.4%整體平均在 35 歲以下左右，顯現公司平均年齡層較年輕。在部門方面，直接與間接部門分配比率差不多，此直接部門為製造部與業務部人員組成，皆為面對產品最頻繁之部門，間接部門由生管部、採購部、資訊部、管理部等所組成。在年資方面，最多為 1~3 年以上。在職位方面，由「高階主管」為總經理、副理、課長、主任等組成，「基層員工」由組長及一般員工所組成。茲將個人基本資料分析整理如表 5 所示。

表 6、7 中可看出面對面會議有參與

總人數為 15 人，線上會議有參與總人數為 11 人，而兩種會議工具都有參與人數有 11 人；有參與面對面會議最多人數為中高階主管 14 人；有使用線上會議系統最多人數為中高階主管 14 人。因此我們可以得知有參與面對面會議與使用線上會議系統的成員居以中高階主管為主。

表 5 個人基本資料分析表

	個人特性	人數	百分比	有效百分比	累積百分比
性別	男	19	59.4	59.4	59.4
	女	13	40.6	40.6	100
	總和	32	100	100	
年齡	30 歲以下	11	34.4	34.4	34.4
	31~35 歲	8	25	25	59.4
	36~40 歲	6	18.8	18.8	78.1
	41~45 歲	3	9.4	9.4	87.5
	46~50 歲	2	6.3	6.3	93.8
	51~55 歲	2	6.3	6.3	100
	總和	32	100	100	
部門	直接部門	15	46.9	48.4	48.4
	間接部門	16	50	51.6	100
	總和	31	96.9	100	
年資	未滿 1 年	7	21.9	22.6	22.6
	1 年~3 年	11	34.4	35.5	58.1
	4 年~6 年	8	25	25.8	83.9
	7 年以上	5	15.6	16.1	100
	總和	31	96.9	100	
職位	中高階主管	12	37.5	40	40
	基層員工	18	56.3	60	100
	總和	30	93.8	100	

表 6 不同會議交叉表

	線上會議		總和	
	未使用系統	有使用系統		
面對面會議	未參與個數	6 35.3%	11 64.7%	17 100.0%
	有參與個數	4 26.7%	11 73.3%	15 100.0%
總和	10 31.3%	22 68.8%	100.0%	

表 7 兩種會議型態與職位統計表

	面對面會議			線上會議		
	有參與	未參與	小計	有使用	未使用	小計
中高階主管	14 93%	6 35%	20	14 64%	6 60%	20
基層員工	1 7%	11 65%	12	8 36%	4 40%	12
合計	15 100.0%	17 100.0%	32 100.0%	22 100.0%	10 100.0%	32 100.0%

II. 敘述性統計分析

本研究在問卷所欲得之的依變數有

組織承諾、工作壓力、離職傾向、工作滿意度、生活滿意度來討論併購對員工的影響。茲將各變項之整體平均數與標準差整理如表 8 所示。

表 8 敘述性統計分析

依變項	平均數	標準差
併購認知	3.98	0.59
組織承諾	3.28	0.33
工作壓力	2.79	0.72
工作滿意度	3.49	0.71
生活滿意度	2.93	0.68
離職傾向	2.88	0.77

III. 獨立樣本 T 檢定

由於 A 公司進行群體決策時依照會議內容區分為二階段，且參與者可明確區分為中高階主管與部門基層幹部。因此本研究使用 T 檢定來檢定部門基層幹部與中高階主管對併購溝通工具成效、併購認知程度與併購後影響程度是否有顯著的差異。結果如表 9 所示，基層幹部與中高階主管在各變數上皆無顯著差異。

由該公司開會情形來看，許多員

工在公司從未以其他工具來輔助會議進行，進行會議的方式皆為面對面開會進行，因此把參與面對面會議者分作兩種方式，一組未參與併購面對面會議過程，另一組為參與併購面對面過程。本研究使用 T 檢定來檢定參與和未參與兩種人對併購認知、與併購後影響程度上是否有顯著差異。結果如表 10 所示，參與和未參與在各變數上皆無顯著差異。

在追蹤 A 公司併購案的過程中，加入 Team Spirit 線上會議討論軟體來看，把參與線上會議者分為兩種方式，一組未參與併購線上會議討論議題，另一組為參與線上會議討論議題。本研究使用 T 檢定來檢定使用系統和未使用系統上對併購認知、併購後影響程度上是否有顯著差異。結果如表 11 所示，使用系統與未使用系統在變數上對併購認知、生活滿意度、工作壓力皆有顯著影響。表 12 以兩種會議做有參與面對面會議且有使用系統、有參與面對面會議但未使用系統、未參與面對面會議且有使用系統、未參與面對面會議但未使用系統之併購認知、併購影響程度之兩種會議變異數分析

表 9 併購認知、併購影響程度之職位 T 檢定

	職位區隔	個數	平均數	標準差	T	P
併購認知	中高階 主管	14	4.0882	0.63081	0.536	0.470
	基層員工	18	3.9216	0.59648		
工作 滿意度	中高階 主管	14	3.3667	0.90185	0.802	0.378
	基層員工	18	3.5889	0.60768		
組織承諾	中高階 主管	14	3.4394	0.33082	0.000	0.992
	基層員工	18	3.1803	0.31266		
生活 滿意度	中高階 主管	14	2.9167	0.72593	0.254	0.618
	基層員工	18	2.9556	0.70145		
離職傾向	中高階 主管	14	2.8889	0.71539	0.107	0.745
	基層員工	18	2.9074	0.83082		
工作壓力	中高階 主管	14	2.9583	0.80054	1.224	0.278
	基層員工	18	2.7847	0.59918		

+p < .1, *p<.05, **p<.01

表 10 併購認知、併購影響程度之面對面會議 T 檢定

	面對面 會議	個數	平均數	標準差	T	P
併購認知	未參與	17	3.9343	0.61691	0.008	0.927
	有參與	15	4.0353	0.56719		
工作滿意度	未參與	17	3.5765	0.61596	0.267	0.609
	有參與	15	3.3867	0.82277		
組織承諾	未參與	17	3.2070	0.31720	0.001	0.977
	有參與	15	3.3576	0.34269		
生活滿意度	未參與	17	2.9059	0.64077	0.627	0.435
	有參與	15	2.9600	0.74143		
離職傾向	未參與	17	2.8039	0.83382	0.302	0.587
	有參與	15	2.9556	0.69996		
工作壓力	未參與	17	2.7022	0.66605	0.526	0.474
	有參與	15	2.8958	0.78158		

+p < .1, *p<.05, **p<.01

表 11 併購認知、併購影響程度之線上會議 T 檢定

	線上會議	個數	平均數	標準差	T	P
併購認知	未使用系統	10	3.8882	0.36939	2.089	0.049
	有使用系統	22	4.1791	0.37577		
工作滿意度	未使用系統	10	3.4182	0.45019	2.042	0.074
	有使用系統	22	3.6400	0.80690		
組織承諾	未使用系統	10	3.3000	0.29081	0.046	0.832
	有使用系統	22	3.2674	0.35632		
生活滿意度	未使用系統	10	3.0400	0.67198	4.417	0.044
	有使用系統	22	3.6909	0.41737		
離職傾向	未使用系統	10	2.8667	0.68853	0.151	0.701
	有使用系統	22	2.8788	0.81355		
工作壓力	未使用系統	10	2.8125	0.48591	4.923	0.034
	有使用系統	22	2.7841	0.81118		

+p < .1 , *p < .05 , **p < .01

表 12 併購認知、併購影響程度之兩種會議變異數分析

		平方和	自由度	平均平方和	F 檢定	顯著性
併購認知	組間	2.026	3	.675	2.187	.112
	組內	8.648	28	.309		
	總和	10.674	31			
工作滿意度	組間	.611	3	.204	.374	.772
	組內	15.224	28	.544		
	總和	15.835	31			
組織承諾	組間	.459	3	.153	1.440	.252
	組內	2.976	28	.106		
	總和	3.435	31			
生活滿意度	組間	.077	3	.026	.051	.985
	組內	14.212	28	.508		
	總和	14.289	31			
離職傾向	組間	.334	3	.111	.175	.912
	組內	17.832	28	.637		
	總和	18.167	31			
工作壓力	組間	.364	3	.121	.218	.883
	組內	15.585	28	.557		
	總和	15.949	31			

+p < .1, *p < .05, **p < .01

IV. 統計變數研究結果

儘管基層幹部與中高階主管對於併購溝通工具成效、併購認知程度與併購後影響程度之間並無顯著的差異。由表 9 中可看出，對併購認知 ($t=2.089$ ， $P<0.05$)、工作滿意度 ($t=2.042$ ， $P<0.1$)、生活滿意度 ($t=4.417$ ， $P<0.05$)、工作壓力 ($t=4.923$ ， $P<0.05$) 均有顯著水準，及表示藉由線上會議的溝通工具，對於結果上，有使用系統的成員比未使用系統的成員對併購認同感較高，生活滿意度也較高，工作壓力程度較低。由表 12 的面對面會

議與線上會議之變異數分析，可看出面對面會議與線上會議比較下，看不出兩者對併購認知與併購影響有顯著效果，只能以個別會議效果看出對併購認知與影響。

V. 系統評論

職位對併購認知與併購影響無顯著相關，面對面會議中參予情況也與併購認知與併購影響無顯著差異，且表 6、7 人數比較表可顯示，在面對面會議當中有參予人員大多為中高階主管，未參與人數大約為基層員工。線上會議中有使用系統者大多也為中高階主管，未使用系統者大多

為基層員工，在對併購認知與併購影響程度顯著情況下，我們可以解釋線上會議在中高階主管參予之下達顯著水準，也就是說會議工具的差異，進而影響與會人員對併購認知與態度的影響。

在面對面會議中可能為中高階主管在會議當中因為權威的壓力不敢發言，不敢提問，因此不了解併購過程的狀況，在經理宣布併購消息後，交代各部門針對併購進行的案件去著手，而不敢有異議。但在線上會議，透過匿名的方式發表詢問，徹底了解併購的過程，提升對併購認知與工作和生活滿意度，降低工作壓力。

A 公司是第一次將 Team Spirit 運用在其內部會議之中，在與會人員對於系統操作、原理了解有限，以及受到公司內部的配套措施還未成熟的情形下，所表現在參與的熱誠上會受到一定程度的壓抑，而未能讓 Team Spirit 的效果全部呈現出來。但以 Team Spirit 網路結果討論統計中發現，與會者多抱持著對公司併購案是正向看法，且也針對併購過程中想知道的問題，極可能遇到問題解決方案做討論，但礙於 Team Spirit 功能設計上，與會者大多想知道系統自動歸納結論的機制，經由這項研究中透露出，Team Spirit 較適合用於發散性思考，若以支援面對面會議的角度來看，可將 Team Spirit 用於發散性思考而將面對面會議用於收斂性思考，交

互運用之下應可以創造出最好的會議績效。

伍、結論與建議

本研究主要想要瞭解企業併購後，主併員工在併購後對組織承諾、工作壓力、工作與生活滿意度的狀態，因此本章經由本研究之統計分析與驗證，提出綜合性之論述與相關研究建議結論，以做為後續研究與企業界實務應用之參考。

在併購過程中對 A 公司而言，員工大部分是由直屬主管宣告通知併購消息，交代後續準備工作，利用不同的溝通工具，探討對併購後的影響。發現中高階主管對併購後的影響與認知情況不顯著，線上會議 Team spirit 討論對併購後的影響與認知情況較為顯著，可以說中高階主管受到不同溝通工具的對併購影響與認知情況的討論較大。

觀察本個案的研究過程與結果，若從學術上來看，以往此議題在國內的相關實證研究多採實驗室研究，本研究突破了這項限制，將 Team spirit 應用於私人企業的會議活動之中，而觀察的對象也從大學生轉往了真正的組織成員。而在實務上的意涵，則發現企業在進行群體決策的過程若能適度地使用資訊系統，透過 Team spirit 的歷程，以 Team spirit 進行擴散思考(Divergent thinking)，並以面對面會議

完成收斂思考(*Convergent thinking*)，彼此交互運用即可達到解決問題的目的。在各部門的線上會議討論統計結果中發現，企業在進行群體決策的過程若能適度地使用資訊系統，透過創造性問題解決的歷程，以進行發散思考(*Divergent thinking*)，並以面對面會議完成收斂思考(*Convergent thinking*)，彼此交互運用即可達到解決問題的目的。

在研究限制上，本研究導入線上會議除了讓與會者參與之外還教導與會者主持人技巧，讓部門主持人針對併購案發揮題目，讓參與者討論，但由於主持人的選派非自願性，所以給定的題目上較無發揮空間。建議在使用 *Team spirit* 系統相關會議時，應慎選會議主持人。在導入初期主持人應盡量於會議前將參與成員聚集說明此會議將討論之議題、議程與欲解決之問題，讓成員都能了解會議問題以及各自該扮演的角色，會議主持人也須依照員工背景選擇何人可以加入何種會議而為其成員，主持人可將會議切割成數個不同的議程交互使用，兩種不同會議形式的互相配合，將會使得會議的品質與效率更好。(Isaksen, S. G., Schryver, D. L., Dorval, K. B., McCluskey, K. W., & D. J. Treffinger, 2000)指出能激盪出良好的創意內容的環境建構包括實體環境的輔助支援及激勵成員溝通的相關制度建立，當

然在過程中需要高階主管支持，及激勵制度等，才能讓群體決策支援系統真正能輔助組織及團隊解決問題並制定最佳決策。

參考文獻

- [1] 王泰允(1991)。企業購併實用：基本概念。台北：遠流。
- [2] 王精文、陳明德(2006)。創造力-創造性問題解決方法與工具。台北：鼎茂。
- [3] 黃昌宏(1990)。員工面臨民營化變革之態度分析----以航空貨物集散站開放民營為例。交通大學管理科學研究所碩士論文，未出版，新竹。
- [4] Coyle, M. B. 1993. Quality Interpersonal Communication-An overview. *Manage*, 44(4), pp. 4-5.
- [5] Cameron, K. S. (1985). Culture Congruence Strength and Type Relationship to Effective, Beyond Rational Management, pp. 142-143.
- [6] Dennis, A. R., Nunamaker, J. R., & Vogel, D. R. "A comparison of laboratory and field research in the study of electronic meeting systems", *Journal of Management Information Systems*, 7(3), 1991, pp. 107-135.
- [7] Gallupe, R. B., Dennis, A. R., Cooper, W. H., Valacich, J. S., Bastianutti, L. M., & Nunamaker, J. F. "Electronic brainstorming and group size",

- Academy of Management Journal, 35(2), 1992, pp. 350-370.
- [8] Nunamaker, J. F., Dennis, A. R., Valacich, J. S., Vogel, D. R., & Georgge, J. F. (1991) "Electronic Meeting systems To support Group Work". *Communication of The ACM*, 34(7), pp.40-61.
- [9] Npaier, Simmion, and Stratton, (1989)."Communication during a merger: Experience of two banks". *Human Resource Planning*, 12(2), pp.105-122.
- [10] Flippen, A.R. "Understanding Groupthink from a Self-regulatory Perspective", *Small Group Research*, 30(2), 1999, pp.139-165.
- [11] Hambley, L. A., O'Neill, T. A., Kline, J. B. (2007). Virtual team leadership: The effects of leadership style and communication medium on team interaction styles and outcomes. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 103(1), pp.1-12.
- [12] Hill, G.W. "Group Versus Individual Performance: Are N+1 Heads Better Than one?", *Psychological Bulletin*, 91(3), 1982, pp. 517-539.
- [13] Ivancevich, J.M., Schweiger, D.M and Power F.R.(1997). "Strategies for managing human resources during mergers and acquisitions". *Human Resource Planning Journal*, 10(1), pp.19-35.
- [14] Isaksen, S. G., Schryver, D. L., Dorval, K. B., McCluskey, K. W., & D. J. Treffinger, (2000). *Facilitative leadership: making a difference with creative problem solving*. Buffalo, NY: Creative Problem Solving Group.
- [15] Jarvenpaa & Leidner. (1999). Communication and trust in global virtual teams. *Organ. Sci*, 10(6), pp.791-815.
- [16] Simon, H. A., (1976). "Administrative Behavior", New York: The Free Press.
- [17] Schweiger, Denisi, (1991). Communication with employees following a merger: A longitudinal field experiment. *Academy of Management Journa*, 34(1). pp.110-135.
- [18] Steiner, I.D. *Group Process and Productivity*, Academic Press, New York, 1972.
- [19] Weitz, J. (1952). A Neglected Concept in the Study of Job Satisfaction. *Personnel Psychology*, 5(3). pp.201-205.
- [20] Williams, S. R. & Wilson, R. L. "Group Support Systems, Power, and Influence in an Organizaiotn: A field Study", *Decision Sciences*, 28(4), 1997, pp. 911-937.

網路購物行爲—以大學生爲例

張呈徽、阮俊英

摘 要

本研究主要針對網路使用頻繁，且是未來消費主力的大學生進行研究，希望瞭解他們對網路交易的看法與擔心的地方，以作為未來企業進行網路銷售時的參考依據。實證結果顯示，男性較女性有更高的意願來從事網路購物。另外，付款機制的設計，是否能讓消費者安心，及商品價格是否便宜都是消費者進行網路購物時最為關心的重點。

關鍵詞：網路購物、Probit 模型、Logit 模型、連續反應模型。

Online Shopping Behavior - A Case of University Students

Cheng-Hui Chang, Chun-Ying Juan

Abstract

The central purpose of this study was to investigate the factors affecting consumers' online shopping behavior. The factors relating to undergraduates' behavior in online shopping were: gender, the price, the transaction security of payment, convenience. On one hand, it showed that men are more willing to go shopping online, and are prefer to pay on delivery than women.

Keywords : Online Shopping, Probit Model, Logit Model, Sequential Response Model.

Cheng-Hui Chang, Assistant Professor, Department of Applied Finance, Hsiuping University of Science and Technology. (Corresponding Author)

Chun-ying Juan, Assistant Professor, Department of International Business Management, Hsiuping University of Science and Technology.

Received 21 February 2012; accepted 10 May 2012

1. 前言

網路行銷不僅可藉由網路讓自身商品，打破區域的限制，讓國內外所有的買家同時獲得商品的資訊，並且可以利用網路下單的方式，讓企業得以獲得各地消費者的訂單，增加訂單的來源。如此一來不僅能夠節省商家鉅額的行銷費用與展店成本，也可以透過資訊網路的便利以節省許多處理資訊的成本，減少廠商的經營成本，增強其競爭力。近年透過網路進行商品行銷已成為一門顯學，除此之外，政府也積極的推動企業e化的發展，其中為避免規模較小的企業，因自身能力、人力與資金的不足，無法推動企業e化，自民國94年開始起，由經濟部中小企業處執行「縮減產業數位落差計畫」，幫助中小企業提昇其經營績效。

蕭銘雄、蔣惠蓮(2005)研究結果發現，商品運送的便利性與數位化程度會顯著影響消費者的網路購物意願。此外，他們也發現網路環境特性確實存在某些特定的干擾效果，顯示消費者在考慮產品特性與網路企業特性的同時，也會顧慮到網路環境特性問題，特別是網路交易的安全性與網路企業提供的購物流程便利性等。陳正男等(2004)將知覺風險的概念由傳統購物延伸至網路購物，並且考量產品涉入、消費者特性與情境，對網路購物

的知覺風險的影響，研究結果發現產品涉入、消費者特性與情境的不同會影響消費者對於網路購物的知覺風險程度，與網路購物風險之策略偏好程度。陶蓓麗、程瑞南(2006)發現網路購物的新手容易被情緒及社會因素所影響，但網路購物如果想要留住舊有的顧客就必須提供全面性的價值；而網路購物者所追求的並非只有較低層次的人類需求，也相當重視較高層次的情緒性及社會性需求。石昌國等(2002)以臺北市325家7-11門市為樣本，發現網路購物取貨服務數量對超商營業額有顯著影響，而且對於市區門市營業額的影響較郊區門市明顯，顯示位於市區商圈愈小的門市，其網購取貨數量愈多，意味網購取貨消費者對於門市區位可及性、便利性的要求較高。喻奉天等(2010)研究結果顯示，信任會透過知覺有用性對購買意願產生間接影響，知覺有用性與知覺易用性則是會直接影響購買意願；而知覺關係不確定性會降低信任程度，知覺環境不確定性則是透過知覺關係不確定性對信任產生負面影響。

由以上的討論，我們可以了解政府大力推動的網路交易與行銷，的確是能夠有效的節省企業成本，並能將商品推銷至國內外，尤其是對資源較少的中小企業而言，幫助更大。但問題是網路交易目前仍對許多消費者而言還是存有許多不良的

印象與顧慮，像是個人資料外洩與交易後所可能產生的糾紛，造成消費者使用網路交易的意願下降，也使得目前實體通路的消費金額仍然佔整體消費金額的最大部份，而網路交易的比例仍低。因此，本文最主要的目的在針對網路使用頻繁，且是未來消費主力的大學生進行研究，希望瞭解他們對網路交易的看法與擔心的地方，以作為未來企業進行網路交易時的參考依據。

本文第二部份將介紹實證所使用之兩個計量模型，第三部份則為實證結果分析，最後則是結論。

2、計量方法：

2.1 二分選擇模型

以下將對此二分選擇模型(Binary choice model)加以簡單說明：

$$y_i^* = x_i \beta + u_i \quad (1)$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中 y_i^* 值的大小可以決定消費者是否會選擇在網路進行購物， x_i 為獨立的解釋變數， β 是相對應要估計的參數值。但是一般來講 y_i^* 的確切數值是研究者無法觀察到的。而研究者只能觀察到受訪者回答是否在網路購物，則受訪者回答有在

網路購物時，我們就令 $y_i = 1$ ，其他則 $y_i = 0$ 。

在上述假設下，我們將可輕易的導出 y_i 在不同數值底下的各自機率分別為：

$y_i = 1$ 的機率值為

$$\begin{aligned} P(y_i = 1) &= P(y_i^* > 0) \\ &= P(u_i > -x_i' \beta) \\ &= 1 - F(-x_i' \beta) \end{aligned}$$

$y_i = 0$ 的機率值為

$$\begin{aligned} P(y_i = 0) &= P(y_i^* \leq 0) \\ &= F(-x_i' \beta) \end{aligned}$$

可寫出二分選擇模型之中的一般化之概似函數可寫成

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [y_i (\ln F(x_i' \beta)) + (1 - y_i) (\ln (1 - F(x_i' \beta)))] \quad (3)$$

當假設 u_i 的分配函數為logistic分配，此時 $y_i = 1$ 的機率值為

$$1 - F(-x_i' \beta) = \frac{\exp(x_i' \beta)}{1 + \exp(x_i' \beta)}$$

$y_i = 0$ 的機率值為

$$F(-x_i' \beta) = \frac{1}{1 + \exp(x_i' \beta)}$$

此時，二分選擇模型便是logit模型。但是，如果 u_i 的機率密度函數更改假設為平均數為0，變異數為 σ^2 的常態分配時，此時模型就變為Probit模型。

$y_i = 1$ 的機率值可寫為

$$1 - F(-x_i'\beta) = \Phi\left(\frac{x_i'\beta}{\sigma}\right)$$

$y_i = 0$ 的機率值可寫為

$$F(-x_i'\beta) = 1 - \Phi\left(\frac{x_i'\beta}{\sigma}\right)$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 為標準常態累積分配函數。

Probit模型的概似函數如下：

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \left[y_i \ln \Phi\left(\frac{x_i'\beta}{\sigma}\right) + (1 - y_i) \ln \left(1 - \Phi\left(\frac{x_i'\beta}{\sigma}\right)\right) \right] \quad (4)$$

此時如立刻就使用牛頓-瑞佛生演算法(Newton-Rapson algorithm)來估計最大概似函數的參數估計值，則會遭遇無法單獨認定出 β 與 σ 的值，而產生認定問題。為解決此一問題，我們假設 $\sigma = 1$ ，概似函數可改寫如下：

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \left[y_i \ln \Phi(x_i'\beta) + (1 - y_i) \ln (1 - \Phi(x_i'\beta)) \right] \quad (5)$$

然後，再以牛頓-瑞佛生演算法進行求解。

2.2 連續反應模型

以下將對此連續反應模型(sequential response model)加以簡單說明：

$$y_i^* = x_i\beta + u_i \quad (6)$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

$$Z_i^* = G_i\gamma + v_i \quad (8)$$

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Z_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } Z_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (9)$$

$$\begin{bmatrix} u_i \\ v_i \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right)$$

其中 y_i^* 值決定消費者是否會在網路購物， x_i 為獨立的解釋變數， β 是相對應估計的參數值。但 y_i^* 的確切數值是研究者無法觀察到的，研究者只能觀察到受訪者回答是否在網路購物，則受訪者回答有在網路購物時，我們就令 $y_i = 1$ ，其他則 $y_i = 0$ 。至於 Z_i^* 值為消費者在網路購物時所選擇購買的商品是否為低價位(1000元以下)、支付價款的方式為貨到付款， G_i 為獨立的解釋變數， γ 則是相對應估計的參數值。

在上述假設下，我們將可輕易的導出 y_i 、 Z_i 在不同數值底下的各自機率分別為：

$$P(y_i = 1, Z_i = 1) = F(x_i\beta, G_i\gamma; \rho)$$

$$P(y_i = 1, Z_i = 0) = \Phi(x_i\beta) - F(x_i\beta, G_i\gamma; \rho)$$

$$P(y_i = 0) = 1 - \Phi(x_i\beta)$$

所以模型的概似函數為

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i=1}^n y_i Z_i \ln F(x_i\beta, G_i\gamma; \rho) \\ & + y_i (1 - Z_i) \ln [\Phi(x_i\beta) - F(x_i\beta, G_i\gamma; \rho)] \\ & + (1 - y_i) \ln [1 - \Phi(x_i\beta)] \end{aligned} \quad (10)$$

然後我們利用Gauss程式，以牛頓-瑞佛生演算法（Newton-Raphson algorithm）求解，找出參數估計值使得概似函數值為最大。

3、實證結果

3.1 全體樣本的基本統計量分析

本文主要目的在於了解有那些因素會影響大學生會在網路購物的意願，以作為有意從事電子商務者的參考。因此，本文以修平科技大學日間部學生為對象，總計發放250份問卷，而在扣除掉部份資料不齊全的問卷之後，總共有246份為有效問卷。

本文依據過往的研究，探討大學生考慮是否網路購物的可能因素如下：

【性別】

鄭力嘉(1998)，凌儀玲等（2000），蕭銘雄等(2005)發現男性網路購物的比例高於女性比例，顯見性別可能會影響消費者網路購物的意願。

【便利性】

Gillett（1970）、Reynold（1974）& Darian（1987）表示，在家購物最大的優點就是便利性，只要在家裡下訂單商店即可送貨到家，省卻很多時間、精力和麻煩。Jarvenpaa and Todd(1997)研究發現，便利性是網路購物中最重要的利益。

Burke（1997）即指出網路購物可讓消費者於任何時間拜訪網路商店，也可減少運輸和停車問題，並省卻付帳等候及購物路程所耗費的時間，他的研究也發現便利性是最常被舉為網路購物的理由

【價格】

網路銷售，由於不需店面租金成本，致使廠商在其產品定價上，往往會訂定低於實體店面商品之售價，讓消費者可以以較低的價格買到相同的商品，提高其在網路購物的意願。(Keeney(1999)，陶蓓麗等(2006))

【選擇性】

藉由網路搜尋快速與無遠弗屆的特性，有時在實體商店中並未展示及進口的商品，消費者也可以很容易了解各廠商所銷售生產的商品種類與樣式，並透過網路來加以訂購。因此，當消費者認為網路購物之選擇性愈多時，其消費的意願將會上升。

【資料外洩、付款不安全的問題】

網路購物資料外洩，而受詐騙之新聞時有所聞。像是就有消費者在利用信用卡進行網路購物之後，但接獲自稱網站客服人來電告知，由於其作業疏失，誤設為分期付款，而要求重新操作刷退，導致該名消費者最後損失十多萬元。⁷因此，當消

⁷ 自由時報，2012年1月6日。

費者認為網路購物所面臨之資料外洩、付款不安全風險愈大時，消費的意願將會下降。

【賣方可信度的問題】

實體店面與網路購物相較，前者可直接接觸到商品本身，後者只能仰賴業者所提供的商品資訊，像是照片、規格…等，而在日後商品的退換貨過程中，往往前者也較網路購物來的有保障。有鑑於此，賣方的誠信度是否獲得消費者的肯定，就成為影響網路購物的重要因素之一。

綜合以上的討論，本文將上述影響消費者是否網路購物的因素，納入問卷之中。表1則為問卷調查中關於可能影響大學生會在網路購物意願的相關問題的基本統計量。

由表可以發現此次調查中有過在網路上購物的經驗者有75.22%，顯見目前的大學生有極大的比率實際上有過網路購物的經驗。受訪者男、女生各自的比例為46.53%、53.47%。年齡平均為20.48歲。

大學生每天使用網路的時間，每天上網時間低於1小時的只有3.91%、1~2小時有18.26%、2~4小時有29.56%、4~6小時有18.26%、6~8小時有19.13%，顯見目前大學生花費在上網時間其實是蠻久，因為在二小時以上的就佔80%以上，意謂對企業而言，如何利用網路來作為商品行銷的手段，已是件重要的課題，因為傳統登廣告

在報紙或發放宣傳單的行銷手段，可能已經無法達到很好的宣傳效果。

針對受訪者對於網路購物的看法，我們分別就便利性、產品價格、品質、選擇性、個人資料外洩、售後服務、賣方可信度、非理性購物的問題等一一詢問。發現對於網路購物的便利性的部份，有62.61%，顯見受訪者大部份均認為網路購物會比在一般商店購物便利，只有18.26%則是不認為網路購物會比在一般商店購物便利。對於網路購物商品的價格則是有64.78%認為網路購物會比在一般商店購物便宜。對於網路購物商品的品質則是有57.82%不認同，覺得其商品的品質是不如一般商店的，而這樣的結果也可給有意進行網路行銷的廠商一個重要的訊息，因為在推廣電子商務多年後，為何大家對於網路購物的商品之評價還是如此負面，因此對於廠商而言，如何讓消費者相信自己在網路上銷售的商品是有一定的品質，與實體商店的品質並無差異，實是一件相當重要的工作。而對於網路購物商品的選擇性則是有54.34%認為網路購物會比在一般商店購物有較多的選擇，只有21.30%的受訪者認為網路購物的選擇性是不佳的。而面對網路購物時交易雙方無法見到彼此的問題，因此首先賣方的誠信度必須要被買方信任後方才有成交的可能性。根據網路購物之後消費者

付款的安全性及資料外洩的問題，只有各自14.78%、15.21%不擔心，顯見消費者目前仍對於付款方式與資料的安全性是相當不滿意的。所以，也反映到對賣方可信度的質疑有92.61%的比例。

表1 基本統計量

變數	平均數	標準差
每天上網時間 =1 1小時以下	0.0391	0.1943
每天上網時間 =1 1~2小時	0.1826	0.3871
每天上網時間 =1 2~4小時	0.2956	0.4573
每天上網時間 =1 4~6小時	0.1826	0.3871
每天上網時間 =1 6~8小時	0.1913	0.3941
是否有過在網路上 購物的經驗 1=是	0.7521	0.4317
是否認為網路購物 會比在一般商店購 物便利 =1 是	0.6260	0.4848
是否認為網路購物 的商品會比一般商 店便宜 =1 是	0.6478	0.4786
是否認為網路購物 的商品會比一般商 品的品質好 =1 是	0.0478	0.2138
是否認為網路購物 商品會比一般商品 有較大的產品選擇 性 =1是	0.5434	0.4991
是否會擔心網路購 物時，個人資料外洩 的問題 1=是	0.8479	0.3591

是否會擔心網路購 物時，付款不安全的 問題 1=是	0.8522	0.3549
是否擔心網路購物 時，賣方可信度的問 題： 1=是	0.9261	0.2616
性別：1=男	0.4653	0.4987
年齡	20.4847	1.0761

資料來源：本研究

3.2 是否上網購物

本文分別利用Probit model 和logit model來探討影響大學生上網購物的因素，而表2為其估計結果。從結果可知，不論是以Probit model或logit model進行估計，結果是相當一致的。其中在5%的顯著水準下異於零的變數有「便宜」、「付款不安全」及「男性」三個變數。而以最大似似函數值來做為選取最佳模型的準則，以下將以Probit模型的估計結果來加以說明。

首先，「便宜」這個變數估計值為0.4905，代表對大學生而言，如果其認為網路上賣的商品會較實體店面所賣的商品價格便宜的話，此時會增加其上網購物的機率。

其次，「付款不安全」估計值為-1.3550，代表消費者認為在網路上買商品時，如果認為付款安全性的風險愈高時，此時將會降低其上網購物的機率。

最後，「男性」的估計值為0.6898，

代表男大學生較女大學生更願意上網購物。而此一結果和鄭力嘉(1998)，蕭銘雄等(2005)是一相同的。

由以上的討論可以知道，如果想要利用網路針對大學生來進行銷售時，男性其實會比女性有更高的消費意願。另外，付款機制的設計，是否能讓消費者安心，及商品價格是否便宜都是消費者最為關心的問題。

表2 是否網路購物的估計結果

	Probit model	Logit model
ONE	1.6506** (2.5671)	2.9240** (2.3654)
便利	0.3364 (1.6261)	0.5343 (1.4928)
便宜	0.4905* (2.3711)	0.8439* (2.3694)
好品質	-0.4967 (-1.1233)	-0.7571 (-0.9527)
選擇性	0.2593 (1.2756)	0.4339 (1.2455)
資料外洩	-0.3080 (-0.9268)	-0.5341 (-0.8959)
付款不安全	-1.3550** (-2.6241)	-2.4550* (-2.3030)
賣方可信度	-0.3241 (-0.7813)	-0.5047 (-0.7059)
男性	0.6898** (3.4342)	1.1686** (3.3574)
概似函數值	-110.6249	-110.9045

註：1、括號內為*t*值。

2、**表示雙尾檢定在1%水準下顯著，*表示雙尾檢定在5%水準下顯著。

3.3 上網購物金額

接下來本文針對大學生平均上網購物的金額進行研究，由資料顯示190位有上網購物的樣本，平均每次消費金額在1000元以下(本文假設此為低價位)的有119位，高於1000元以上的有71位，由此可知一般大學生上網交易的金額並非很大，且往往是消費低單價的商品。因此，本文將以連續選擇模型來研究，有那些因素會影響大學生上網購物的金額大小。

表3為以連續選擇模型的估計結果。由結果可知，在相關係數 ρ 的估計結果，在5%的顯著水準之下，是不顯著異於零，代表大學生是否購物與購買金額的決策間的相關性是不顯著的。所以表3的是否網路購物方程式的估計結果與表2中的估計結果相當一致。因此，本文以下將就大學生購物金額的估計結果進行說明。

估計值顯著的變數只有「男性」這個變數，在5%的顯著水準下異於零。「男性」的估計值為0.9303，代表男大學生會較女大學生購買的金額低。

表3 上網購物金額的估計結果

	是否網路購物	低價位
ONE	1.6523** (2.5875)	-0.6191 (-1.5051)
便利	0.3369 (1.6271)	-0.4014 (-1.7823)
便宜	0.4905* (2.3688)	0.0604 (0.2501)

好品質	-0.5000 (-1.1281)	0.4421 (0.8609)
選擇性	0.2589 (1.2726)	-0.0359 (-0.1923)
資料外洩	-0.3133 (-0.9314)	0.3241 (1.1205)
付款不安全	-1.3537** (-2.6195)	-0.1309 (-0.3373)
賣方可信度	-0.3219 (-0.7745)	0.5496 (1.4604)
男性	0.6890** (3.4247)	0.9307** (3.9155)
ρ	-0.0431 (-0.0877)	
概似函數值	-222.0474	

註：1、括號內為 t 值。

- 2、**表示雙尾檢定在1%水準下顯著，*表示雙尾檢定在5%水準下顯著。

3.4 付款方式

本節將針對大學生上網購物的付款方式進行研究，由資料顯示190位有上網購物的樣本中，有76位是選擇貨到付款的方式，其他則是會選擇ATM轉帳或是信用卡刷卡的方式。因此，後續本文接下來將以連續選擇模型來研究，那些因素會影響大學生上網購物的付款方式。

表4為以連續選擇模型的估計結果。由結果可知，在相關係數 ρ 的估計結果，在5%的顯著水準之下，是不顯著異於零，代表大學生是否購物與付款方式決策間的相關性是不顯著的。所以表4之中是否網路購物方程式的估計結果與表2的估

計結果相當一致。因此，本文將只就大學生網路購物付款方式的估計結果進行說明。

估計值顯著的變數只有「男性」這個變數，在5%的顯著水準下異於零。而「男性」的估計值為0.4167，則是代表男大學生會較女大學生更喜歡使用貨到付款的付款方式。

表4 付款方式的估計結果

	是否網路購物	貨到付款
ONE	1.6976*** (2.5681)	-1.2536*** (-2.9909)
便利	0.2861 (1.3483)	0.3184 (1.6425)
便宜	0.5742** (2.7185)	0.1132 (0.5941)
好品質	-0.4850 (-1.1189)	0.1975 (0.4776)
選擇性	0.3030 (1.4481)	-0.0199 (-0.0763)
資料外洩	-0.2973 (-0.9110)	0.1921 (0.7024)
付款不安全	-1.4505** (-2.8347)	-0.5365 (-1.8620)
賣方可信度	-0.3626 (-0.8685)	0.5830 (1.4772)
男性	0.7429*** (3.7135)	0.4167** (2.3709)
ρ	0.9908 (0.0468)	
概似函數值	-232.8813	

註：1、括號內為 t 值。

- 2、**表示雙尾檢定在1%水準下顯著，*表示雙尾檢定在5%水準下顯著。

4、結論

本文最主要的目的在於針對網路使用頻繁，而且是未來消費主力的大學生進行研究，希望瞭解他們對網路交易的看法與擔心的地方，以作為未來企業進行網路交易時的參考依據。

本文結果如下：

1. 利用網路針對大學生來進行銷售，男性其實會比女性有更高的消費意願。另外，付款機制的設計，是否能讓消費者安心，及商品價格是否便宜都是消費者最為關心的問題。
2. 男大學生較女大學生偏好使用貨到付款的付款方式，且消費的金額會比較小。

5、參考文獻

石昌國、張金鶚、彭建文，2002，「網路購物取貨服務對便利商店店面需求之潛在影響-以統一超商為例」，《台大管理論叢》，13(1)：67-95。

陶蓓麗、程瑞南，2006，「網路購物顧客價值對顧客關係品質的影響之實証研究」，《中山管理評論》，14(2)：517-549。

凌儀玲、傅豐玲、周逸衡，2000，「影響網路使用者上網購物決定因素之比較」，《中華管理評論》，3(4)，111-125。

陳正男、林素吟、丁學勤、詹琇蓉，2004，

「產品涉入、消費者特性與情境對網路購物的影響：風險的觀點」，《中華管理評論》，7(1)：106-125。

喻奉天、蘇國璋、許孟祥、王昭文、林盈君，2010，「不確定性與信任對線上消費者購買意願之影響」，《電子商務學報》，12(3)：431-456。

鄭力嘉，1998，「影響網路使用者採行線上購物因素之研究」，國立屏東科技大學碩士論文。

蕭銘雄 蔣惠蓮，2005，「消費者特性、網路企業特性、產品特性、以及網路環境特性對網路購物行為影響之研究」，《資訊管理展望》，7(2)：71-90

Gillett, P. L., 1970. "A Profile of Urban In-Home Shoppers," *Journal of Marketing*, 34(7)：40-45.

Kenney, R. L., 1999. "The Value of Internet Commerce to the Customer," *Management Science*, 45(4): 533-542.

國際油價對消費者物價指數之影響分析

張呈徽、李仁耀、呂軒宇

摘要

本研究主要目的在於運用 Hansen and Seo (2002) 提出的門檻向量誤差修正模型探討油價對於台灣消費者物價指數與「次指數」之影響。

實證結果指出國際油價與交通類物價指數和教養娛樂類物價指數存在長期均衡關係。而國外油價與國內物價指數及次指數間的調整過程，沒有不對稱的現象。而國外油價的變動會領先消費者總物價指數、交通類指數與醫藥保健類指數的變動。

關鍵詞：門檻迴歸、物價指數。

JEL 分類： C32, E31

The Impact of International Oil Price on Consumer Price Index

Cheng-Hui Chang, Jen-Yao Lee, Hsuan-Yu Lu

Abstract

The past literature has been discussed International oil price for the domestic consumer price index, but this paper use International oil prices for the domestic different consumer price sub-index, the result would not the same. This research uses time series analysis influence of oil price on the domestic consumer price sub-index.

The empirical results show that the two items in the consumer price sub-index, including the traffic and education & entertainment price index, exist a co-integration with the international crude oil prices.

Keywords: Threshold regression, price index

Cheng-Hui Chang, Assistant Professor, Department of Applied Finance, Hsiuping University of Science and Technology. (Corresponding Author)

Jen-Yao Lee, Associate Professor, Department of International Business, National Kaohsiung University of Applied Science.

Hsuan-Yu Lu, , Master, Department of International Business, National Kaohsiung University of Applied Science.

Received 17 January 2012; accepted 17 May 2012

1. 前言

近年來國際油價波動劇烈(梁啟源(2009)，周濟等(2010))。台灣屬於天然資源相對缺乏之國家，高度依賴原物料的進口，其中能源進口依存度高達 98%，因此當全球原油供應不穩定，原油價格上漲時，一方面使得國內廠商生產成本上升，供給減少，廠商試圖透過漲價的手段將此一上漲成本轉嫁給消費者，但另一方面對消費者而言，物價上漲造成實質所得下降，使得商品需求下降，尤其是對非必需品的影響更大。由此可知，當原油價格上漲時，因供給與需求有可能會同時減少，故對國內物價的影響程度與方向是不確定的。因此，國際油價變動對於國內物價及經濟的影響方向與程度，就成為國內外學者與政府當局所關心的一個重要課題。

考量變數間的調整是否存在不對稱效果加以分類的話，油價對於物價、經濟影響的相關文獻可區分成兩類。一是沒有考量不對稱的關係：Lee, Huh and Harris (2003)利用向量自我迴歸模型及向量誤差修正模型，探討石油價格對總體經濟的衝擊，結果顯示長期底下油價波動對澳洲經濟的影響較短期大，而對歐洲經濟不僅在短期下會有顯著影響，長期還會因國外產出的波動而有衝擊性影響。張萃貞等(2008)則指出在國內油品可隨自由市場

機制而完全調整的情況下，國際油價上漲將會造成食物、衣著、居住、交通、醫藥保健、教養娛樂及雜項等分類指數不同程度的上漲。至於對於不同所得者所受到的影響，該研究指出低所得者的交通類消費支出比重較高所得者為低，因此其所面對的物價增幅較高所得者為低，但低所得組卻可能因無多餘所得(或儲蓄)，來支應物價上漲所帶來的新增支出，而被迫降低基本生活水準。曾翊恆等(2011)發現國際油價對台灣物價指數存在顯著之長期轉下效果；但大致上而言，短期的轉嫁效果並不明顯(只對居住類物價指數有顯著的短期轉嫁)，而國際油價對台灣通膨的短期轉嫁程度，也並未隨著國際油價的大幅上漲而有明顯增加，甚至有遞減的趨勢。其次，部分學者則是認為油價對於各項經濟變數的影響，存有不對稱關係。Mork (1989)探討美國二次大戰後，油價與 GNP 兩者之間的不對稱關係，結果顯示油價上漲時，GNP 會呈現負成長，但當油價下跌時，GNP 卻沒有上揚的現象。林灼榮等(2009)以不對稱誤差修正模型及表面無關聯立迴歸法，驗證國際原油價格、台灣國內中油及台塑 95 汽油之批發價格、零售價格，其漲跌幅是否存在漲多跌少之不對稱現象，結果發現：沒有充分證據支持台灣國內油價相對於國際油價，呈現出調漲速度大於降價速度現象。

黃瑋琇等(2011)以不對稱門檻共整合檢定及不對稱門檻誤差修正模型，分析國際原油價格對台灣物價的傳遞效果。結果發現：國際原油價格對於海關進口原油價格、國內油品價格的調整呈現「漲慢跌快」；然而，國際原油價格對於 WPI、CPI 的價格調整卻為「漲快跌慢」。鄒易凭等(2009)發現：(1)高原油現貨報酬有利於原油上游產業，但對於航運與運輸產業則呈負向影響，(2)低原油現貨報酬時，僅對航運產業有負向影響。

從以上討論可知，過往多數文獻係主要針對原油價格對於本國消費者物價指數進行探討，而目前依本文所知只有張萃貞等(2008)、周國偉等(2011)進一步針對油價與消費者物價次指數的關係進行探討，但是他們並未考量變數間是否存在不對稱的關係。除此之外，過往文獻也忽略掉台灣油價調整機制可能對油價對總體變數間調整過程的影響。由於台灣油品市場為一寡佔市場，廠商擁有相當大的油品訂價的能力，但因中油公司為一國營事業，在 2006 年 10 月以前，受行政院的指示不輕易調整汽柴油的價格以穩定物價，致使國內油價常受到壓抑，無法迅速與完整的反應成本，甚至因此面臨鉅額虧損，於是自 2006 年 10 月開始，中油汽柴油價格乃改採浮動調整機制，期盼能藉此適時反映成本，讓國內油價能適度反映國

外油品價格的波動。因此，本文認為此一制度的實施，雖讓國內油品價格更能反映國際市場之趨勢，但也可能讓價格調整的頻率變高，波動增加，而使得國外油價與國內總體變數的關係與傳遞過程產生變化，故進一步探討浮動調整機制的實施對國內物價、總體變數的影響將有助於未來政府在油價調整政策參考。

有鑑於此，本文認為消費者物價指數是由食物、衣著…等 7 項「次指數」所構成，由於每項指數所考量的商品種類差異很大，與油價的關聯性有所不同，因此油價對於不同的「次指數」影響可能並不相同，加上過往文獻也指出價格間的調整過程常存有不對稱現象，因此本文主要目的之一為利用 Hansen and Seo (2002) 的門檻向量誤差修正模型，分析國際油價與台灣消費者物價指數「次指數」之間，是否存在長期均衡的關係，以及調整過程中是否有不對稱效果。其次，本文也將進一步了解浮動油價調整機制對國內物價的影響效果。

本文的第二部份將介紹實證所使用之計量模型，第三部份為資料來源與變數定義，第四部份為實證結果分析，最後則是結論。

2. 門檻誤差修正模型 (Threshold VECM, 以下簡稱 TVECM)

本文以 Hansen and Seo(2002)所提出的門檻向量誤差修正模型(Threshold Vector Error Correction Model, TVECM)來進行分析,以下將就此一模型進行簡單說明:

首先,令 $x_{1,t}$ 、 $\Delta x_{1,t}$ 為 t 期國內各項物價指數及其一次差分, $x_{2,t}$ 、 $\Delta x_{2,t}$ 則為 t 期國際油價及其一次差分, β 為國內各項物價指數($x_{1,t}$)及國際油價($x_{2,t}$)的共整合向量, $w_{t-1} = x_{1,t-1} - \beta x_{2,t-1}$ 則是 $t-1$ 期誤差修正項。而為瞭解 2007 年 9 月 25 日起所實施的浮動油價機制,對於國外油價與國內各項物價指數傳遞過程之影響,本文假設浮動油價機制實施前(1991 年 1 月~2007 年 9 月), $du=0$, 反之實施後(2007 年 10 月~2011 年 2 月), $du=1$ 。

因此,傳統的向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, 以下簡稱 VECM)可設定如下:

$$\begin{aligned}\Delta x_{1t} &= \alpha_{11}w_{t-1} + \alpha_{12} + \alpha_{13}x_{1,t-1} + \alpha_{14}x_{2,t-1} \\ &\quad + \alpha_{15}du + u_{1t} \\ \Delta x_{2t} &= \alpha_{21}w_{t-1} + \alpha_{22} + \alpha_{23}x_{1,t-1} + \alpha_{24}x_{2,t-1} \\ &\quad + \alpha_{25}du + u_{2t}\end{aligned}\quad (1)$$

其中 α 為所欲估計的參數值。

$u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$, $\Sigma = E(u_t u_t')$ 則是 VECM 的誤差項及共變異數矩陣。

本文為探討油價與物價的調整是否存有不對稱的效果,因此假設門檻變數為國際油價變動率的絕對值($\dot{x}_{2,t}$),而 $d_t(\gamma) = 1(\dot{x}_{2,t} \leq \gamma)$ 為一個虛擬變數,即當 $\dot{x}_{2,t}$ 小於等於於門檻值 r 時, d_t 為 1, 否則等於 0。

也就是說,當國際油價變動率的絕對值($\dot{x}_{2,t}$)小於 γ 時,國際油價與國內各項物價指數的關係如下:

$$\begin{aligned}\Delta x_{1t}^1 &= \alpha_{11}^1 w_{t-1} + \alpha_{12}^1 + \alpha_{13}^1 x_{1,t-1} + \alpha_{14}^1 x_{2,t-1} \\ &\quad + \alpha_{15}^1 du + u_{1t}^1 \\ \Delta x_{2t}^1 &= \alpha_{21}^1 w_{t-1} + \alpha_{22}^1 + \alpha_{23}^1 x_{1,t-1} + \alpha_{24}^1 x_{2,t-1} \\ &\quad + \alpha_{25}^1 du + u_{2t}^1\end{aligned}\quad (2)$$

而當國際油價變動率的絕對值($\dot{x}_{2,t}$)大於 γ 時,則國際油價與國內各項物價指數的關係為:

$$\begin{aligned}\Delta x_{1t}^2 &= \alpha_{11}^2 w_{t-1} + \alpha_{12}^2 + \alpha_{13}^2 x_{1,t-1} + \alpha_{14}^2 x_{2,t-1} \\ &\quad + \alpha_{15}^2 du + u_{1t}^2 \\ \Delta x_{2t}^2 &= \alpha_{21}^2 w_{t-1} + \alpha_{22}^2 + \alpha_{23}^2 x_{1,t-1} + \alpha_{24}^2 x_{2,t-1} \\ &\quad + \alpha_{25}^2 du + u_{2t}^2\end{aligned}\quad (3)$$

在上述模型設定之下,本文利用 Hansen and Seo (2002) 之建議以最大似法同時估計出 β 、 r 及 α 。並同時利用

SupLM 檢定、固定迴歸拔靴法 (Fixed Regressor Bootstrap) 計算漸近拒絕域與近似 P 值 (asymptotic P-values)，檢定國際油價與國內各項物價指數的關係是否存有不對稱效果。

3. 資料來源及變數定義

本研究選取的資料為每月西德州輕級原油期貨價格代替國際原油價格報價、台灣消費者物價總指數和 7 項「次指數」，其中包括有食物類、衣著類、居住類、交通類、醫藥保健類、教養娛樂類和雜項類。採樣期間為 1991 年 1 月至 2011 年 2 月止，共有 2376 筆資料。資料來源以台灣經濟新報及行政院主計處總體統計資料庫之資料。

表 1 變數名稱與定義

變數名稱	定義
oil	石油價格
cpi	物價總指數
cpi_f	食物類指數
cpi_c	衣著類指數
cpi_h	居住類指數
cpi_t	交通類指數
cpi_m	醫藥保健類指數
cpi_a	教養娛樂類指數
cpi_s	雜項類指數
du	1991 年 1 月~2007 年 9 月， du=0 2007 年 10 月~2011 年 2 月， du=1

資料來源：本研究。

4. 實證結果分析

4.1 單根檢定

首先，本文以 Dickey-Fuller (1979) 的 ADF 檢定法，檢定各項資料是否為定態。檢定結果如表 2 所示，在 5% 的顯著水準下：(1) 含截距項、含截距項與趨勢項的檢定中，只有居住類指數拒絕單根的虛無假設；(2) 教養娛樂類指數在含截距項的檢定中，拒絕單根的虛無假設；(3) 食物類、雜項類指數則是在含截距項與趨勢項的檢定中，拒絕單根的虛無假設。

表 2 原始變數單根檢定結果

變數	含截距項	含截距項與固定趨勢項
oil	-0.87	-2.84
cpi	-2.30	-2.83
Cpi_f	-1.95	-4.29**
Cpi_c	-0.29	-0.83
Cpi_h	-5.99**	-4.00*
Cpi_t	-1.08	-4.48**
Cpi_m	-0.81	-3.06
Cpi_a	-3.74**	-1.68
Cpi_s	-1.19	-5.92**

註：*表示在 5% 水準下顯著；**表示在 1% 水準下顯著。

從以上的檢定結果，可知只有居住類指數是定態的資料。因此，本文將上述其他非定態的變數，取一階差分後，再進行單根檢定，結果如表 3 所示。檢定結果發現，各項變數在 1% 的顯著水準下，皆拒絕單根的虛無假設，亦即這些資料在一次

差分後並不具有單根，皆成為定態的序列。

表 3 一次差分後的單根檢定結果

變數	含截距項	含截距項與固定趨勢項
oil	-12.25**	-12.24**
cpi	-18.96**	-19.05**
Cpi_f	-15.66**	-15.64**
Cpi_c	-8.58**	-8.59**
Cpi_t	-10.63**	-10.62**
Cpi_m	-15.15**	-15.13**
Cpi_a	-16.17**	-16.96**
Cpi_s	-12.42**	-12.40**

註：*表示在 5%水準下顯著；**表示在 1%水準下顯著。

4.2 共整合檢定

由上述單根檢定結果顯示，只有居住類指數不具單根。因此，接下來本文將採用 Johansen 最大特徵根檢定法分別針對，油價與物價總指數、食物類指數、衣著類指數、交通類指數、醫藥保健類指數、教養娛樂類指數、雜項類指數進行共整合檢定。

Johansen 共整合檢定，其虛無假設與對立假設如下所示：

H_0 ：至多有 0 組（無）共整合向量

H_1 ：有 1 組以上共整合向量

若拒絕 H_0 ，表示至少有一組共整合向量；但若不拒絕 H_0 ，則表示變數間並無共整合關係。

表 4 國際油價對各項物價指數之 Johansen 共整合檢定

oil V.S	Lag lengths	H_0	Max-Eigen Statistic
cpi	(2)	$r = 0$ $r \leq 1$	6.69 3.13
	Lag lengths	H_0	Max-Eigen Statistic
oil V.S cpi_f	(1)	$r = 0$ $r \leq 1$	12.91 2.03
	Lag lengths	H_0	Max-Eigen Statistic
oil V.S cpi_c	(3)	$r = 0$ $r \leq 1$	15.51 2.04
	Lag lengths	H_0	Max-Eigen Statistic
oil V.S cpi_t	(2)	$r = 0$ $r \leq 1$	26.51* 6.34
	Lag lengths	H_0	Max-Eigen Statistic
oil V.S cpi_m	(1)	$r = 0$ $r \leq 1$	11.62 0.42
	Lag lengths	H_0	Max-Eigen Statistic
oil V.S cpi_a	(1)	$r = 0$ $r \leq 1$	27.94* 2.89
	Lag lengths	H_0	Max-Eigen Statistic
oil V.S cpi_s	(2)	$r = 0$ $r \leq 1$	11.35 3.33

註：1. 最適落後期數是依據 SBC 指標最小準則所選取的。

2. *表示在 5%水準下顯著。

3. ()內為最適落後數。

表 4 為油價與各項物價指數之共整合檢定的結果，從最大特徵根統計量可以發現，在 5%顯著水準下，只有油價與交通類物價指數、教養娛樂類物價指數兩

組，拒絕沒有共整合向量的虛無假設，亦即油價與交通類物價指數和教養娛樂類物價指數存在一組共整合向量，具有長期均衡關係。至於油價與國內物價總指數和其他四項「次指數」間，則不存在有共整合關係。

4.3 門檻檢定

表 5 為本文以 Hansen and Seo(2002) 所提之 SupLM 檢定法，檢定國際油價和物價總指數及物價次指數之間的調整是否存有不對稱效果。結果顯示，在 5% 的顯著水準下，皆無法拒絕虛無假設，亦即國際油價和國內各物價指數間並無不對稱的效果。

表 5 門檻檢定之結果(門檻變數：油價變動率的絕對值)

	SupLM 統計量	Fixed Regressor 5% 臨界值 (P-Value)
Oil V.S cpi	12.5479	17.7371 (0.6030)
Oil V.S cpi f	13.1037	17.8062 (0.5070)
Oil V.S cpi c	11.9535	17.6573 (0.6790)
Oil V.S cpi t	14.7458	19.7969 (0.5840)
Oil V.S cpi m	15.2341	16.6095 [0.1980]
Oil V.S cpi a	16.8186	19.9688 (0.3070)
Oil V.S cpi s	17.3976	17.5985 (0.1110)

附註：*表示在 5% 顯著水準之下拒絕虛無假設。

4.4 油價與物價指數間領先與落後的關係

由前兩節的結果顯示，國際油價和國內各物價指數間並無不對稱的效果，而國外油價僅與交通類物價指數和教養娛樂類物價指數存有長期均衡關係。因此本文以下將以 VECM 模型分析國外油價與交通類物價指數、教養娛樂類物價指數之關係，而以 VAR 模型分析國外油價與消費者物價指數、食物類物價指數、衣著類物價指數、醫藥保健類物價指數、雜項類物價指數之關係。

以下將就表 6 的估計結果加以分類說明。

國外油價與物價總指數

由表 6 結果顯示，可以發現當期消費者物價總指數會受前一期消費者物價總指數顯著且負向的影響，另外也受到前一期原油價格顯著正向的影響，亦即油價會領先國內物價。而當期原油價格只會受前一期原油價格顯著且正向的影響。表示國外油價領先消費者物價指數的變動。

國外油價與食物類物價指數

表 6 顯示只有當期國外油價會受到前期國外油價顯著且正向的關係，而其他解釋變數都不顯著異於零，由此可知國外

油價與食物類指數間並不存在領先與落後的關係。

國外油價與衣著類物價指數

由表 6 結果顯示，衣著類物價指數與國外油價皆只會受到自身前期價格變動的影響，由此可知國外油價與衣著類指數間並不存有領先與落後的關係。

國外油價與交通類物價指數

由表 6 可知，VECM 模型估計出的共整合向量為 0.4527，意謂長期均衡之下，國際油價平均上漲 1 美元時，國內交通類物價指數就會上漲 0.4527。此外，從表 6 結果可以發現：只有前期油價的變動顯著正向影響當期交通類物價指數，表示國外油價領先交通類物價指數變動。

國外油價與醫藥保健類物價指數

表 6 結果顯示，國外油價只會受到前期油價變動的正向影響，但前期油價的變動顯著正向影響當期交通類物價指數，表示國外油價會領先醫藥保健類物價指數變動。

油價與教養娛樂類物價指數

由表 6 可知，估計出的共整合向量為 0.102，代表長期底下當油價上漲 1 美元時，國內教養娛樂類物價指數就會上漲 0.102。另外，從表 6 的結果可以發現：(1)顯著異於零之誤差修正項的估計係數值為 0.7922，意謂誤差修正項的值愈大

時，代表教養娛樂類指數與油價偏離長期均衡程度愈大，此時將須透過教養娛樂類物價指數的調整，才能回復至長期的均衡狀況。(2)國外油價只會受到前期油價變動的正向影響。

由此可知，油價與教養娛樂類指數間並不存有領先與落後的關係。

國外油價與雜項類物價指數

從表 6 結果可以發現，國外油價只受前期國外油價變動的正向影響。因此可知國外油價與雜項類指數間並不存有領先與落後的關係。

浮動油價制度的影響

浮動油價調整機制對國內油價的影響效果。由表 6 的結果可以知道 du 的估計值中只有在教養娛樂類指數的部分，是顯著為負的。也就是說，國內的各項物價指數的變動，並未因實施浮動油價之後，而有所改變。而有這樣的結果，本文認為雖然浮動油價的實施是為了讓國內的油價能較為快速的反應國外油價的變動，但是事實上，政府仍扮演相當重要的角色，像是 2007 年 12 月~2008 年 5 月行政院就以穩定物價為由，凍漲國內油價。

綜合上述的結論，可發現國外油價對國內物價的影響：其價格變動會領先消費者總物價指數變動、交通類指數與醫藥保健類指數。而對食物類指數、衣著類指數、教養娛樂類指數、雜項類指數，則是

不存有領先與落後的關係。而會有如此的結果，其原因可能是政府為了平穩物價的理由，往往會讓國內油價的波動低於國外油價的波動，除此之外，曾翊恆等(2011)

指出 CPI 指數多半為民生必需品，國際油價的影響本身只佔有部分的比例，故短期轉嫁效果不甚明顯。

表 6 油價與物價指數間領先、落後關係之估計結果

	Oil V.S cpi	Oil V.S cpi f	oil V.S cpi c	oil V.S cpi t	Oil V.S cpi m	Oil V.S cpi a	Oil V.S cpi s
模型	VAR	VAR	VAR	VECM	VAR	VECM	VAR
β				0.4527		0.7922	
α_{11}				0.0088 [0.6060]		-0.0119** [-2.5171]	
α_{12}	0.1518 [2.5365]	0.1727 [1.1006]	-0.0482 [-0.1097]	-0.7058 [-0.5785]	0.1639** [3.7397]	1.1182** [2.9680]	0.0972 [1.0205]
α_{13}	-0.2197** [-3.6168]	0.0079 [0.1120]	0.1571** [4.6419]	0.02239 [0.2649]	0.0327 [0.5499]	-0.1165 [-1.9548]	0.0888 [1.2245]
α_{14}	0.0325* [2.3263]	0.0372 [0.8685]	0.0886 [0.9553]	0.0923** [4.9700]	0.0097* [1.9958]	0.0055 [0.5392]	0.0036 [0.3106]
α_{15}	-0.0307 [-0.2378]	0.0160 [0.0438]	0.1640 [0.1708]	0.0822 [0.5033]	-0.0119 [-0.1750]	-0.3599** [-2.2486]	0.0836 [0.5547]
α_{21}				0.1883 [1.6743]		0.0508* [1.9809]	
α_{22}	0.1468 [0.8537]	0.1541 [0.9133]	0.1687 [1.0028]	-15.6356 [-1.6483]	0.1644 [0.9413]	-3.6937 [-1.8803]	0.1502 [0.8905]
α_{23}	0.1775 [0.6144]	0.0833 [0.7481]	-0.0245 [-0.6097]	0.2304 [0.3080]	0.0312 [0.1178]	-0.0706 [-0.2047]	0.1543 [1.2779]
α_{24}	0.4168** [3.5888]	0.4181* [3.5445]	0.4206** [3.6735]	0.0440** [4.1754]	0.4213** [3.6553]	0.4355** [3.8279]	0.4205*** [3.6582]
α_{25}	0.0299 [0.0321]	0.0236 [0.0254]	0.0258 [0.0277]	1.9073 [1.5790]	0.02131 [0.0229]	0.7299 [0.8499]	0.0175 [0.0188]

註：1.[]內為 t 統計值。

2.*為 5%顯著水準之下，拒絕虛無假設；**為 1%顯著水準之下，拒絕虛無假設。

5. 結論

近年來由於新興國家石油需求大增，加上氣候變遷造成各地煉油區域產業遭受災害等因素，導致國際石油價格居高不下，然而國際石油情勢，時常是我國無法掌握，當國際油價飆漲，對交通、石化產業甚至民生消費皆遭受嚴重的波及。消費者物價總指數是由七項次指數所組成，其中包含食物、衣著、居住、交通、醫藥保健、教養娛樂及其他雜項，涵蓋面向廣泛，國際石油價格對哪些次指數可能存在長期均衡關係，存在不對稱的調整關係。因此本文利用 Hansen and Seo (2002) 提出的門檻向量誤差修正模型，探討國際油價與物價次指數間，是否存在不對稱的效果。其次，本文也將進一步浮動油價調整機制是否對國內油價的影響效果。

實證結果指出：(1)國際油價與交通類物價指數和教養娛樂類物價指數存在長期均衡關係。(2)國外油價變動會領先消費者總物價指數變動、交通類指數與醫藥保健類指數。(3)國外油價與食物類指數、衣著類指數、教養娛樂類指數、雜項類指數之間，並不存有領先與落後的關係。(4)國內的各項物價指數的變動，並未因實施浮動油價之後，而有所改變。

6. 參考文獻

- 林灼榮、劉浩然，2009。「國際原油對國內車用汽油價格之不對稱衝擊效果評估」，『農業與資源經濟』。6卷，2期，71-101。
- 梁啟源，2009。「能源價格波動對國內物價與經濟活動的影響」，『中央銀行季刊』。31卷，1期，9-33。
- 周濟、何金巡、周麗芳、林建甫，2010。「油價高漲下油價政策對總體經濟及政府財政影響之模擬分析」，『臺灣經濟預測與政策』。41卷，1期，47-84。
- 曾翊恆、周國偉，2011。「國際油價振盪轉嫁台灣分類物價指數--轉嫁程度及其變遷：台灣的實證研究」。第五屆應用經濟學術研討會，台中。
- 張萃貞、鄭雅綺，2008。「油價上漲對國內物價及人民生活負擔的影響簡析」，『經濟研究』。8卷，33-50。
- 鄒易凭、白東岳，2009。「原油價格與原油產業指數之動態關係：厚尾跳躍模型之應用」，『台灣金融財務季刊』。10卷，3期。87-111。
- Dickey, D. and W. Fuller, 1979. "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*.

74 : 427-431.

Hansen, B. E. and Seo B, 2002. "Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models," *Journal of Econometrics*.110 : 293-318.

Johansen, S, 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors and Dynamics and Contro," *Journal of Economics*.12 : 231-254.

Lee, H.H. Hyeon,S. H. and David H, 2003. "The relative impact of the US and Japanese business cycles on the Australian economy," *Japan and the World Economy*.15 : 111-129.

Mork, K. A., 1989. "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up And Down :An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political and Economy* , 97 : 740-44.

Raymond, J. E. and Rich, R.W., 1997. "Oil and the macroeconomy: A Markov State-Switching Approach," *Journal of Money Credit, and Banking* , 29 : 193-213.

控制式的十八烷基三氯矽烷單層雙重表面改質以促成奈米晶種暨選擇性無電鍍銅金屬化

陳松德、陳錦山

摘要

本研究試圖在 SiO_2 介電層表面披覆烷基自組裝單層 (Self-Assembled Monolayers; SAMs)，並採用真空電漿對其進行表面改質及官能基圖案製作。其結果能夠促使採用一種新型的奈米晶種技術以製作微米/奈米級的無電鍍金屬化圖案。 $\text{N}_2\text{-H}_2$ 電漿表面改質可使烷基自組裝單層〔以十八烷基三氯矽烷 (Octadecyltrichlorosilane; OTS) 為試驗材料〕之最頂端的脂肪烴鏈轉換成羧基 (COOH)。此物種先前僅會發生在氧化性的電漿表面改質，而在 $\text{N}_2\text{-H}_2$ 電漿環境下卻依然形成乃源於電漿裂解、水誘發的化學氧化途徑。進一步利用 SC-1 (Standard Clean 1, $\text{NH}_4\text{OH}/\text{H}_2\text{O}_2/\text{H}_2\text{O}$) 溶液可促使電漿改質區域 (即 COOH 終止之表面) 產生能有效吸附奈米金屬晶種的表面官能基。此種“固定化”奈米晶種圖案製程既未使用昂貴的 PdCl_2 和複雜的添加物，亦無晶種團聚、稀疏與尺寸不均勻的缺點，且具充分密度以充當無電鍍沉積的模板以促成厚度小於 10 nm 的銅金屬化薄膜圖案之形成。

關鍵詞：烷基自組裝單層、真空電漿、奈米晶種、十八烷基三氯矽烷、無電鍍銅金屬化。

Nano-seeding via Controlled Dual Surface Modification of Octadecyltrichlorosilane Monolayer for Selective Electroless Copper Metallization

Sung-Te Chen, Giin-Shan Chen

Abstract

In this work, an attempt to fabricate Cu-based metallization patterns on SiO₂ dielectric layers was made using plasma-patterned self-assembled monolayers (SAMs), in conjunction with a new aqueous nano-seeding and electroless deposition process. Using octadecyltrichlorosilane (OTS) SAMs, the paper shown that N₂-H₂ plasma could lead to the successive conversion of the topmost aliphatic chains of alkyl SAMs transfer to carboxyl (COOH) functional groups, via a plasma-dissociated, water-mediated chemical oxidation procedure. Modifying the COOH terminated regions with an aqueous solution (Standard Clean 1, NH₄OH/H₂O₂/H₂O) created surface functionalities for site-controlled metallic seeding. Neither the combination of costly PdCl₂ and complex additives nor the demerits of seed agglomeration and seed sparseness were involved. Therefore, the particle density was sufficiently high to grow highly resolved electroless Cu metallization micro-patterns with a film thickness of less than 10 nm.

Keywords: Self-Assembled Monolayers (SAMs), Vacuum Plasma, Nano-Seeding, OTS, Electroless Cu Metallization.

壹、前言

現今的微電子工業對在介電層表面創造良好解析度之奈米級/微米級金屬薄膜圖案有相當高的需求。例如，就次 45 nm 微電子技術節點而言，整體厚度小於 60 nm 的銅基金屬化薄膜必須被建構在 SiO₂ 或低 k 介電層的內部以作為內連接導線 (Interconnects^[1])。通常，銅基金屬化薄膜之最先進的圖案化方法是大馬士 (Damascene) 製程。其製程步驟包含光阻塗佈、光微影 (Photolithography)、金屬化 (金屬阻障及銅) 與化學機械研磨。隨著採用線上無電鍍沉積 (Electroless Deposition) 製程依序沉積鈷基阻障層、銅內連接導線及鈷基覆蓋層 (Capping Layer) 的發現，無電鍍沉積已成為製作高耐性銅導線的領先技術^[2]。

顧名思義，無電鍍沉積是在不施加外電流/電場的情況下，將來自析鍍液的金屬離子還原並生長在基板的表面上。此種反應通常需要使用催化劑作為金屬離子與還原劑之間的暫時電子路徑，終而誘發自我催化的金屬化過程。因為金屬化不會發生在沒有被催化劑所覆蓋的區域，所以可藉區域性催化劑的製作致使在特定的區域進行選擇性的無電鍍沉積。事實上，採用自組裝單層 (Self-Assembled Monolayers; SAMs) 並以各式輻射/照射源進行圖案製作，以操縱其對催化晶種的吸

附能力差異，並結合無電鍍沉積是達成選擇性金屬化圖案的一個重要方法。其中，紫外光是最被常用於修飾胺丙基三乙氧基矽烷 (Aminopropyltriethoxysilane)、烷基硫醇 (Alkanethiolate)、團鏈共聚物微胞 (Block Copolymer Micelle) 等各種自組裝單層之表面結構的輻射源。其輻射可將硫醇基或胺基等終端基修整為不同的化學官能基，並造成共價耦合或靜電交互作用以產生優先束縛催化晶種的效能^[3,4]。

烷基矽烷 (Alkylsilane) 分子中的矽烷基易於被接合在水解的氧化物表面，並可促使應用於微米及奈米製造的有序均勻之自組裝單層之形成。藉由紫外光局部輻射十八烷基三氯矽烷自組裝單層所形成的圖案可作為圖案轉移的光阻遮罩 (Mask) 或製作微米和奈米結構物的模板 (Template)^[5,6]。〔上述單層分子材料之化學式為 CH₃(CH₂)₁₇Si(OCH₃)₃，而英文名稱為 Octadecyltrichlorosilane。〕就吾人所知，烷基自組裝單層的電漿處理研究絕大多數僅探討形成表面官能化之電漿誘發路徑，而未能嘗試採用真空電漿以製作選擇性無電鍍金屬化所需之晶種圖案^[7-9]。

鑒於電漿處理是快速活化有機單層的簡易製程，本研究嘗試將 OTS-SAMs 接合到介電層表面，並使用 N₂-H₂ 電漿以

操控其表面的化學官能基；採用一種創新的濕式晶種暨選擇性無電鍍技術以獲得金屬化圖案^[10]。本文將報導雙重表面改質（即 N₂-H₂ 電漿改質及後續的濕式處理）的加乘作用能使疏水的 OTS-SAMs 表面轉變為具有負電荷及超親水性的官能基。這些官能基可有效吸附並固定極高密度之超細微（≤3 nm）催化粒子，也因此能充當無電鍍沉積之模板，以完成厚度小於 10 nm 的超薄金屬化圖案製作。

貳、實驗步驟

2.1 自組裝單層之特性與製作

本實驗採用熱氧化法在矽（100）晶片表面生長厚度為 500 nm 之 SiO₂ 介電層以作為基板。基板先以 85°C 之 SC-1 水溶液(NH₄OH/H₂O₂/H₂O = 1/1/10)清洗 10 分鐘以後，依序經乙醇及去離子水超音波震盪徹底地潤濕後，再以流動的氮氣吹乾之。這些經徹底洗淨的基板旋即分別被浸入新配製的含有 1 mM OTS 的 25°C 甲苯溶液，為時介於 10 秒至 240 秒以後，取出並以甲苯及去離子水沖洗兩次，最後經氮氣吹乾。使用的試劑都是分析級，其中 OTS 購自 Sigama-Aldrich，其體積濃度為 95%。

本研究使用自動的接觸角分析儀（FTA125, First Ten Angstroms, Inc., USA）量測水滴的靜態接觸角以判定 OTS

單層的覆蓋分率。使用來自台灣新竹同步輻射研究中心的 20A1 光束線（70~1200 eV）之同步輻射光源，並以 C 之 K-邊緣（K-edge）近緣 X 光吸收精細結構（NEXAFS）能譜術，進一步評估 OTS 分子單層的吸附情況。

2.2 電漿修飾及表面鍵結分析

將覆蓋 OTS-SAM 覆蓋的基板暴露在與先前相同之氣體比例，激發及放電條件的 N₂-H₂ 真空電漿下^[10]，唯 OTS-SAM 之厚度僅~2 nm，故此時之功率密度大幅降低至 0.2 W cm⁻² 以下，而暴露時間僅介於幾分鐘至 1 秒以內。真空腔體的背景壓力為 0.5 Pa，且採用光放射光譜術(Optical Emission Spectroscopy; OES)臨場監控電漿處理時的電漿物種。採用 NEXAFS 能譜術，配合水接觸角（簡稱 θ ）的濕潤性量測可瞭解電漿表面處理對表面鍵結的影響。這些特徵分析允許電漿製程的視窗被調整至能將 OTS-SAM 的最頂端區域轉變為具有超親水（ $\theta \leq 5^\circ$ ）之極性分子群。然後利用 2.3 節的製程步驟對雙重表面改質之區域進行自我對位之晶種及無電鍍沉積。

2.3 晶種圖案製作及無電鍍金屬化

圖 1 描述利用雙重表面修飾（真空電漿及濕式化學）在經過電漿局部改質之 OTS-SAM 表面創造具有特定官能基圖

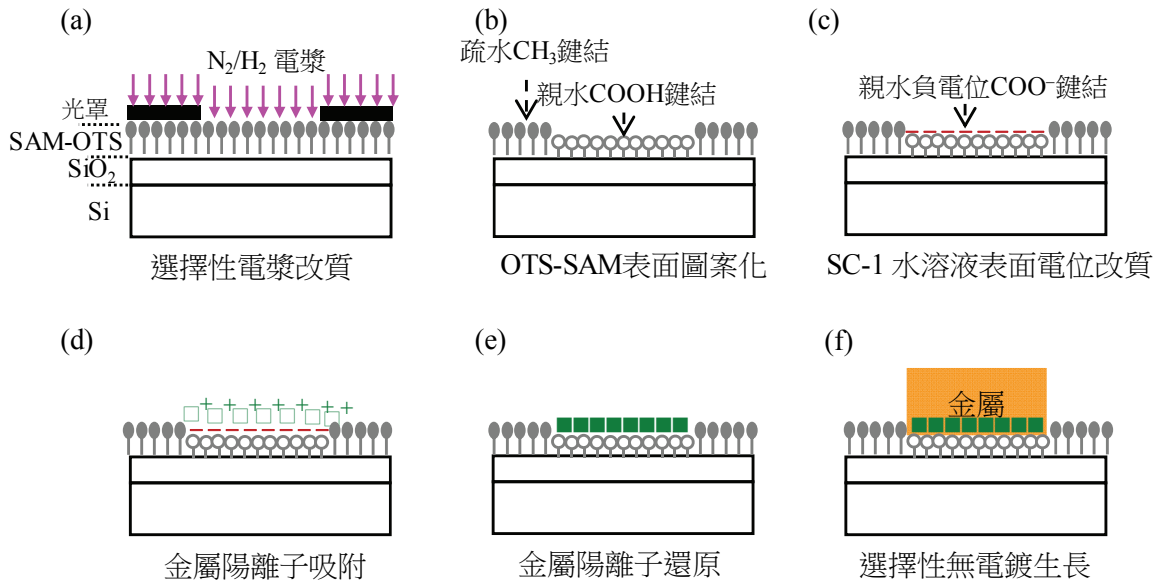


圖 1 選擇性催化晶種與無電鍍沉積的製程步驟始於局部真空電漿 (a,b) 及 SC-1 水溶液 (c) N₂-H₂ 真空電漿/SC-1 水溶液之雙重表面改質，隨即進行水溶液金屬陽離子晶種吸附 (d)、金屬陽離子晶種濕式還原 (e) 及選擇性無電鍍金屬化 (f)。

案，並進行選擇性的晶種及無電鍍沉積的六個流程。首先，使用 2.1 節的最適化條件對介電基板表面進行 OTS-SAM 的化學吸附，然後再覆蓋上圓型銅網(方型網條)並採用最適化的真空電漿條件對未遮蔽的區域進行表面改質〔步驟 (a) 及 (b)〕。這種做法能將 OTS-SAM 之最頂端區域引入親水的官能基圖案。然後，使用步驟 (c) 的 SC-1 水溶液試圖將電漿暴露區域的親水性官能基轉換成負電荷位置。浸漬在金屬鹽(如硝酸鈷、硝酸鎳)水溶液的瞬間〔步驟 (d)〕，負電荷位

置提供端點以在侷限的區域吸引金屬陽離子。被吸引的陽離子再經還原劑完全還原以後〔步驟 (e)〕，其催化粒子可充當無電鍍的模板以利採用步驟 (f) 進行銅基或鈷基金屬化薄膜的選擇性沉積。

本研究分別採用硫酸銅-甲醛和硫酸鈷-次磷酸鈉溶液進行銅和鈷基合金的無電鍍沉積。SC-1 的表面修飾、晶種生長、無電鍍沉積的製程條件以及鍍浴的組成請參閱它處^[11]。利用高解析掃描式電子顯微鏡 (SEM; S4800, Hitachi) 進行鍍膜的顯微結構分析。

參、結果與討論

本研究首先採用水滴接觸角量測以監控經甲苯 (OTS) 溶液處理一段時間以後的 OTS 單層生長情況。圖 2 顯示經 SC-1 及去離子水徹底清潔以後之 SiO_2 介電層具有親水的羥基 (OH) 終端基, 故呈現 10° 之水接觸角。當 OTS 分子被吸附至介電層之 OH 終端基表面瞬間, 二者可藉由水解-縮合機制相互接合在一起^[12]。非極性甲基末端物種的累積造成水接觸角的逐漸增加。經 180 秒浸漬後終能形成完整的單層, 也因此產生 110° 的飽和值, 和文獻數據極為一致^[13]。

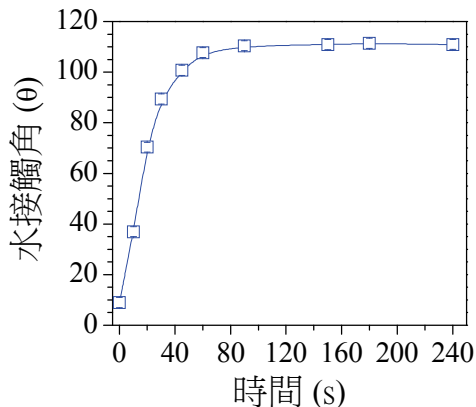


圖 2 浸於 OTS 甲苯溶液之樣品的水接觸角對應浸漬時間的變化曲線。

圖 3a 顯示從已披覆 OTS-SAM 且未經 $\text{N}_2\text{-H}_2$ 電漿處理(a1)及經 0.5 s 之 $\text{N}_2\text{-H}_2$ 電漿處理後 (能譜 a2) 的基板所獲取的碳的近緣能譜。能譜 a1 顯示披覆

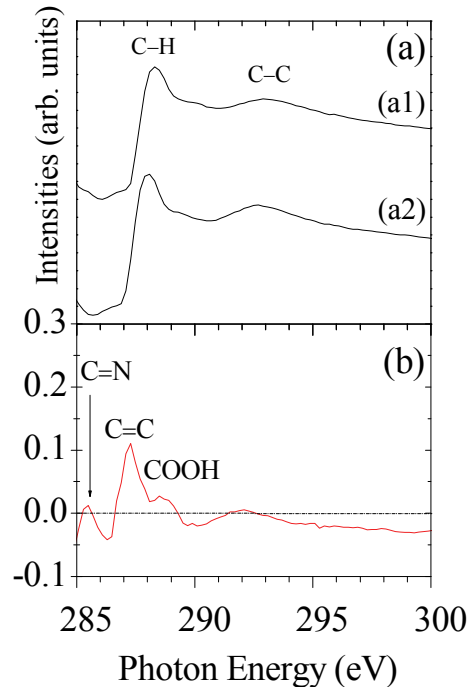


圖 3 (a) 由僅披覆 OTS-SAM 及經 $\text{N}_2\text{-H}_2$ 電漿處理 (a1) 及經 0.5 s 之 $\text{N}_2\text{-H}_2$ 電漿處理後之 OTS-SAM (a2) 兩種試片所獲取的碳的 K-近緣能譜。(b) 為將能譜 a2 減去正常化的 a1 能譜所獲取之結果, 其中, 虛線表差異的零點基準。

OTS-SAM 的基板樣品出現尖銳的 (288.1 eV) 及寬闊的 (292.8 eV) 波峰, 其分別來自 C-H 及 C-C 鍵的共振轉換^[14]。從圖 3a 的能譜分辨近緣結構的細部改變雖是困難的, 但將能譜 a2 減去正常化的 a1 能譜訊號, 可顯示電漿暴露所造成的相關表面鍵結的演變 [如圖 3b 所示]。圖 3b 顯示 0.5 秒的短暫處理造成 OTS 的有序

甲基鏈的纏結/分解及氮官能基化^[15]，故分別感應出 C=C (287.0 eV) 及 C=N (285.5 eV) 波峰。另外，中心位於 288.7 eV 之另一額外波峰乃歸屬於 O=C-OH (羧基) 極性分子群的形成。電漿光譜分析 (見下段) 顯示：被裂解的碳氫物種 (來自於 OTS) 和殘留在真空腔體內部的電漿活化氧基物種之間的化學反應乃是導致 O=C-OH 形成的主因。

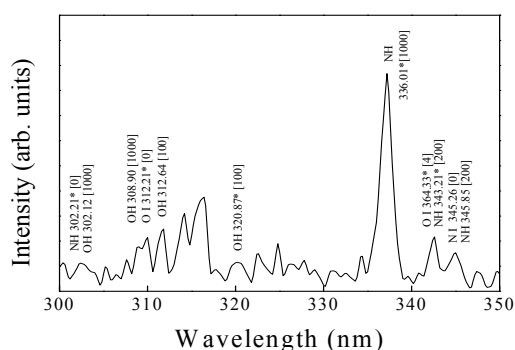


圖 4 N₂-H₂ 電漿改質 OTS-SAM 時所臨場獲得的釋放光譜。

如眾所知，電漿氣體的選擇決定被接合於材料表面的官能基性質。一般而言，暴露於 O₂、空氣^[7,8,15]或 CO₂^[16]電漿時，烷基自組裝單層產生與氧結合的表面官能基 (如 C=O 或 O-C=O)，而暴露於氨氣或氮氣電漿時，則會形成氮或氨基 (-NH₂) 的官能基^[17]。本研究發現，暴露於 N₂-H₂ 電漿僅 0.5 秒之際，烷基矽烷 (OTS) 的最上層分子鏈會被斷裂為 O=C-OH 親水團。值得注意的，

OTS-SAMs 的電漿處理是於背景壓力為 0.5 Pa 的真空系統，並在總氣壓為 10 Pa 的 N₂-H₂ 混合氣體下進行。圖 4 顯示在此種電漿改質時所臨場獲得的 OES 光譜。此一光譜清楚地顯示 OH (306.7~308.9 nm)^[18,19]和 O^[20]的強度與 NH 及 N 的強度相當。這個發現支持以下的論點：真空環境殘留大量的脫附水氣，其在電漿處理時被裂解為 O 與 OH 自由基。這些自由基與來自 OTS 表面的碳和氫自由基彼此反應，並產生高親水性 (水接觸角 5°) COOH 分子團。

本研究發現 1~2 秒的 N₂-H₂ 電漿處理可將厚度僅~2 nm 之 OTS-SAM 完全去除。但由圖 3 之 XAS 分析結果顯示經 0.5 秒之 N₂-H₂ 電漿處理其代表 OTS-SAM 之 K-近緣能譜主要特徵仍存在，且其表面將會生成微量的親水羧基極性分子。故本研究採用僅 0.5 秒之 N₂-H₂ 電漿處理處理未遮蔽處的 OTS-SAM 單層，以僅使其最頂端區域裂解為碳氫團，並使其經由電漿裂解、水誘發的化學氧化途徑轉變成 COOH 分子團。因此藉由金屬遮罩局部覆蓋 OTS-SAM 試片，並採用圖 1 的表面改質流程步驟，能在 OTS-SAM 表層產生超親水性的 COOH 官能基圖案，並可經由庫侖引力機制，吸引奈米尺寸的金屬晶種。這些晶種圖案能充當無電鍍的模板，以促成無電鍍 Cu 的金屬化圖案生長 [參閱圖

5 (a)]，且圖 5 (b) 顯示其薄膜厚度可達 ≤ 10 nm。

採用圖 1 流程能夠選擇性的固定晶種的關鍵在於被電漿所誘發之 COOH 終端基的形成。如一般所知，OH 分子團的質子會被 pH 值高於其等電位 pH 值 (pH_{iep}) 或高於其酸解離常數 (pK_a) 的水溶液所分離^[21]。COOH 的 pH_{iep} 和 pK_a 通常小於 4^[22]，因此在高度鹼性的 SC-1 水溶液的處理過程中，COOH 之質子會被釋放至溶液，故形成超親水 ($\theta = 5^\circ$) 的 $\text{O}=\text{C}-\text{O}^-$ 負電位表面。反之，被銅網保

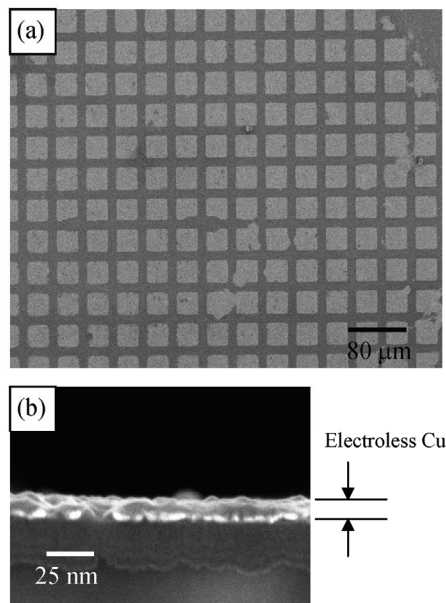


圖 5 SEM 分析示範以圖 1 之製程步驟製備界限分明之 (a) 無電鍍銅金屬化圖案的可行性，且 (b) 顯示其無電鍍銅厚度可 ≤ 10 nm。

護而未暴露於電漿的 OTS-SAM 區域 (含非極性的 CH_3 頭端基) 仍維持疏水性 ($\theta = 110^\circ$) 及電中性。因此，浸漬在 $\text{Ni}(\text{NO}_3)_2$ 水溶液 ($\text{pH} \geq 5$) 的瞬間 [圖 1 步驟 (d)]，水合金屬陽離子會被庫侖靜電力吸引到負電荷區域，而疏水性的 OTS-SAM 電中性區域則無法有效吸引金屬陽離子。這些差異造成如圖 5 所示範的選擇性圖案化能力。

無電鍍金屬化被限定在披覆金屬催化劑之特定表面區域，故催化晶種的準確吸附及超細與超密晶種的控制是獲得厚度小於 10 nm 之高解析金屬化圖案的關鍵因素。被廣泛使用的敏化/活化製程涉及昂貴的 PdCl_2 和許多複雜的添加劑。此種製程通常會產生尺寸大於 5 nm 至數 10 nm 且分佈相當不均勻的催化粒子，故無法獲得厚度小於 10 nm 的薄膜。本文所提之奈米晶種製程不會產生 Pd 材料相關的缺點，且可生長異於的 Pd 的超細粒子 (如銅、鈷或鎳)。我們先前的研究證實，^[23,24] 這些催化粒子尺寸可達 ~ 3 nm 且密度高達 10^{15} m^{-2} ，明顯優於傳統晶種 (其尺寸不均勻且分佈密度僅 10^{13} m^{-2})。

肆、結論

本研究提供 NEXAFS 及光放射光譜的分析證據，證實 $\text{N}_2\text{-H}_2$ 真空電漿可將殘留在真空腔體的 H_2O 裂解為 O 及 OH 自

由基，並與 OTS-SAM 的最上端分子鏈相互反應，促使 COOH 官能基的形成。這種表面改質特徵利於進一步採用雙重表面改質及超微晶種圖案吸附，以形成厚度小於 10 nm 的無電鍍金屬化圖案。

此一奈米晶種圖案化製程既未使用昂貴的 PdCl₂ 和複雜的添加物，亦無晶種聚集、稀疏且尺寸不均勻的缺點，故能準確地吸附超細且超密的催化晶種，並促成超薄的金屬化圖案。

伍、參考文獻

- [1] International Technology Roadmap for Semiconductors (ITRS) (2009).
- [2] M. Yoshino, Y. Nonaka, J. Sasano, I. Matsuda, Y. Shacham-Diamand, T. Osaka, "All-wet Fabrication Process for ULSI Interconnect Technologies," *Electrochim. Acta*, 51(2005), pp. 916–920.
- [3] P. Zhu, Y. Masuda, K. Koumoto, "Seedless Micropatterning of Copper by Electroless Deposition on Self-assembled Monolayers," *J. Mater. Chem.*, 14(2004), pp. 976–981
- [4] B. Gorzolknik, P. Mela, M. Moeller, "Nano-structured Micropatterns by Combination of Block Copolymer Self-assembly and UV Photolithography," *Nanotechnology*, 17(2006), pp. 5027–5032.
- [5] H. Sugimura, K. Hayashi, Y. Amano, O. Takai, "Friction Force Microscopy Study on Photodegradation of Organosilane Self-assembled Monolayers Irradiated with a Vacuum Ultraviolet Light at 172 nm," *J. Vac. Sci. Technol. A*, 19(2001), pp. 1261–1265.
- [6] P. Jiang, S. Y. Li, H. Sugimura, O. Takai, "Pattern Design in Large Area Using Octadecyltrichlorosilane Self-assembled Monolayers as Resist Material," *Appl. Surf. Sci.*, 252(2006), pp. 4230–4235.
- [7] D. Aureau, W. Morscheidt, A. Etcheberry, J. Vigneron, F. Ozanam, P. Allongue, J. N. Chazalviel, "Controlled Oxidation of Alkyl Monolayers Grafted onto Flat Si (111) in an Oxygen Plasma of Low Power Density," *J. Phys. Chem. C*, 113(2009), pp. 14418–14428.
- [8] M. Rosso, M. Giesbers, K. Schroen, H. Zuilhof, "Controlled Oxidation, Biofunctionalization, and Patterning of Alkyl Monolayers on Silicon and Silicon Nitride Surfaces Using Plasma Treatment," *Langmuir*, 26(2010), pp. 866–872.
- [9] D. Zabetakis, W. J. Dressick, "Selective Electroless Metallization of Patterned Polymeric Films for Lithography Applications," *ACS*

- Appl. Mater. Interfaces, 1(2009), pp. 4–25.
- [10] S. T. Chen, Y. H. Hsieh, Y. C. Shih, P. W. Hsu, G. S. Chen, “Synergetic Effect of Vacuum-plasma and Solution-colloidal Seeding Process for the Fabrication of Nanostructured Barrier Layers,” *Electrochem. Commun.*, 9(2007), pp. 2764–2767.
- [11] S. T. Chen, G. S. Chen, “Characterization of Ultra-thin Electroless Barriers Grown by a Self-aligned Deposition Process on Silicon-based Dielectric Films,” *J. Electrochem. Soc.*, 151(2004), D99–D105.
- [12] J. Sagiv, “Organized Monolayers by Adsorption. 1. Formation and Structure of Oleophobic Mixed Monolayers on Solid Surfaces,” *J. Am. Chem. Soc.*, 102(1980), pp. 92–98.
- [13] J. Dong, A. Wang., Ng. K. Y. Simon, G. Mao, “Self-Assembly of Octadecyltrichlorosilane Monolayers on Silicon-Based Substrates by Chemical Vapor Deposition,” *Thin Solid Films*, 515(2006), pp. 2116–2122.
- [14] R. D. Peters, P. F. Nealey, J. N. Crain, F. J. Himpsel, “A Near Edge X-ray Absorption Fine Structure Spectroscopy Investigation of the Structure of Self-assembled Films of Octadecyltrichlorosilane,” *Langmuir*, 18(2002), pp. 1250–1256.
- [15] W. E. S. Unger, A. Lippitz, Th. Gross, J. F. Friedrich, Ch. Woll, L. Nick, “The Use of Octadecyltrichlorosilane Self-Assembled Layers as a Model for the Assessment of Plasma Treatment and Metallization Effects on Polyolefins,” *Langmuir*, 15(1999), pp. 1161–1166.
- [16] N. Delorme, J. F. Bardeau, A. Bulou, F. Poncin-Epaillard, “Controlled Modification of Octadecyltrichlorosilane Self-assembled Monolayer by CO₂ plasma,” *Thin Solid Films*, 496(2006), pp. 612–618.
- [17] M. Tatoulian, O. Bouloussa, F. Moriere, F. Arefi-Khonsari, J. Amouroux, F. Rondelez, “Plasma Surface Modification of Organic Materials: Comparison between Polyethylene Films and Octadecyltrichlorosilane Self-Assembled Monolayers,” *Langmuir*, 20(2004), pp. 10481–10489.
- [18] I. Y. Jang, J. K. Lee, S. H. Lee, S. M. Huh, H. J. Kwon, S. S. Kim, H. K. Cho, S. H. Moon, “Angular Dependence of the Etch Rates of TaN in CF/Ar and CHF/Ar Plasmas,” *J.*

- Electrochem. Soc., 155(2008), D614–D617.
- [19] M. D. Ionita, M. Teodorescu, C. Stancu, E. C. Stancu, E. R. Ionita, A. Moldovana, T. Acsente, M. Bazavan, G. Dinescu, “Surface modification of polymers at atmospheric pressure in expanding RF plasmas generated by planar dielectric barrier discharges,” *J. Optoelectron. Adv. Mater.*, 12(2010), pp. 777–782.
- [20] SpecLine 2.0, Database Software, PLASUS, Germany (2008).
- [21] Y. Masuda, M. Kondo, K. Koumoto, “Site-Selective Deposition of In_2O_3 Using a Self-Assembled Monolayer,” *Cryst. Growth & Design*, 9(2009), pp. 555–561.
- [22] D. R. Lide: *Handbook of Chemistry and Physics* (CRC Press, 2009).
- [23] S. T. Chen, C. H. Huang, G. S. Chen, “A Vacuum Plasma Surface Pretreatment for Refining Seeding of Co in Electroless Copper Plating,” *Thin Solid Films*, 518(2010), pp. 4261–4265.
- [24] C. S. Hsu, S. T. Chen, Y. S. Tang, G. S. Chen, “Strengthening Electroless Co-based Barrier Layers by Minor Refractory-metal Doping,” *Thin Solid Films*, 517(2008), pp. 1274–1278.
-

A Service Quality Diagnosis Model for Supermarkets

Chin-Chao Lin, Tsan-Ming Chang, Tzay-Tein Guo

Abstract

Perceived service quality was viewed as the degree and direction of discrepancy between consumers' perceptions and expectations. However, the existing procedure of data collection is less desirable because respondents attempt to recall their expectations after receiving service instead of before receiving service. This study introduces a two-stage service quality diagnosis model for re-exploring the gap between consumers' perceptions and expectations with a more reliable data collection method. Based on analysis results, gaps are further classified into three categories: ideal quality, unacceptable quality, and dynamic satisfactory quality. A service sector of a supermarket is selected for validating the proposed model with structural equation models. The proposed diagnosis model serves as a business diagnosis, which can effectively assist practitioners in discovering current service quality problems and provide solutions to problems or strategies for continuous improvement.

Keywords: Service Quality, Exploratory Factor Analysis, Confirmatory Factor Analysis, Structural Equation Models, Supermarkets.

建構服務品質診斷模式：以生鮮超市為例

林晉照、張燦明、郭再添

摘要

服務品質認知差異主要探討顧客事前期望服務與事後知覺服務之間所形成的認知差異。目前服務品質認知差異的研究方法，在研究程序上是等待顧客全然接受服務後，才同時填寫事前期望服務與事後知覺服務之問卷，然而研究結果卻無法有效顯著區分其所定義缺口之差異，即把知覺服務品質區分為：滿意、普通與不滿意等三類。因此，本文以不同的研究過程，並在所建構的『服務品質診斷模式』下，藉由生鮮超市為實證對象，重新探討服務品質知覺缺口。本模式第一階段為發展並驗證適合生鮮超市服務品質的關鍵服務因素與量表。第二階段依此量表持續探討個案超市的服務品質，以不同於先前學者的問卷法則，探討求診者的事前期望服務與事後服務知覺的差異，成功地把知覺服務品質區分為三類。且如同企業診斷般，有效協助業者發掘目前服務品質的異常現象，進而建議及時解決問題或持續改善之對策。

關鍵詞：服務品質、探索性因素分析、驗證性因素分析、結構方程模型、生鮮超市。

1. Introduction

A supermarket is regarded as a product of business development, progressive society, and urbanization. With the continuous growth of economy and consumer income, consumer demand for supermarket services has evolved. In response to market changes, a supermarket's operation pattern has become increasingly diversified.

The evolution of supermarket gradually impacts consumer's purchase behaviors, which in traditional markets motivate the consumer to choose a new trading place for shopping. Although the traditional public market allows customers to hunt for a bargain, readily presents bonuses, and offers a friendlier shopping atmosphere, a supermarket's business scale is considerably larger. This allows supermarkets to reduce operational cost, provide one-stop shopping, and enjoy economies of scale. Further, compared with the traditional market, a supermarket offers the advantages of air-conditioning, a clean shopping place, and convenient parking. Perhaps the most important advantages of supermarkets are the wide variety of merchandise, competitive pricing, and 24-hour operations.

Although the supermarket is an indispensable venue for shopping,

practitioners should closely ascertain if service quality could fully satisfy customers' demands. What are the key service factors expected by customers? How do practitioners measure the existing service quality level? What are the abnormalities in existing service quality? In this study, these issues will be explored.

Service quality has been broadly discussed since Parasuraman, Zeithaml, and Berry (1985) introduced the conceptual model aptly dubbed "PZB model". Parasuraman, *et al.* (1988) conducted follow-up empirical research to validate the model by developing SERVQUAL, an instrument which measures consumers' perception of service quality. Perceived service quality was viewed as the degree and direction of discrepancy between consumers' perceptions and expectations. Since then, the PZB model and SERVQUAL have been widely applied by many scholars (Yang and Jun, 2002; Naik *et al.*, 2010; Chen *et al.*, 2010; Liao, 2011; Chiou *et al.*, 2012) in various service sectors. These studies attempted to discuss the theoretical aspects of service quality, validate proposed models, or explore the extended issues of service quality from a behavioral science perspective.

The SERVQUAL methodology was designed to create a comparison between what consumers feel service firms should

offer (expectations) and their perceptions of performance of firms providing the services. The survey component of SERVQUAL was distributed among respondents who had used the service in question within the past three months. Respondents were asked to express both expectations and perception of a firm within one instrument. In comparative terms, there was not considered as a “before” and “after” administration.

From a practical standpoint, the procedure is even less desirable as the expectation responses can be of little value (Carman 1990). When respondents express their expectations of firms offering services, they attempt to recall their experience. Thus, the level of expectations will be influenced by the service experience to a certain extent. On the other hand, it is reasonable to believe that perceptions of service quality are influenced by the pair comparison of prior expectation due to a contrast effect. Thus, the logic of SERVQUAL methodology can be further addressed.

Asking a respondent's expectation and perception after receiving service is akin to evaluating the result of taking diet pills without measuring a participant's starting weight. In this context, the participant can merely guess his starting weight, rendering impossible the precise measurement of

weight loss during the diet medication period. Thus, a respondent's ex-post expectation is rather affected by a firm's service experience. At the time of completing the expectations battery, respondents held expectations; however, these may not be based on experience (Carman 1990). The difference between ex-ante (before receiving service) and ex-post (after receiving service) expectations will cause research results to be less desirable. Moreover, expectation is an abstract behavioral intention in social science which cannot be measured as a physical object. All these lead to an important point wherein the ex-ante expectation is reasonably expected to reduce relative difference between a measurement value and a candid value.

The main purpose of this study is to construct a service quality diagnosis model for re-exploring the fifth gap of the service quality model proposed by Parasuraman *et al.* (1985). This empirical study of a supermarket case is conducted in two stages. The first stage involves identifying key service quality factors through an exploratory factor analysis (EFA) of supermarkets. With the identified factors, a second survey is conducted to verify the reliability and validity of the proposed model and scale through confirmation factor analysis (CFA). The second stage is

aimed at discussing consumer expectation before receiving service and perception after receiving service. Based on analysis results, gaps are further classified into three categories: ideal quality, unacceptable quality, and dynamic satisfactory quality. The proposed diagnosis model serves as a business diagnosis, which can effectively assist practitioners in discovering current service quality problems and provide solutions to problems or strategies for continuous improvement.

2. Literature Review

2.1 Service quality

As the nature of service is intangible, heterogeneous and inseparable, Bitner *et al.* (1994) defined service quality as “the consumer’s overall impression of the relative inferiority/superiority of the organization and its services”. Roest and Pieters (1997) asserted that service quality is a relativistic and cognitive discrepancy between experience-based norms and performances concerning service benefits. Lovelock and Wirtz (2007) claimed that service quality pertains to the customer’s overall experience in receiving service processes.

How must service quality be measured? The question is among the most recurrent topics in management and

marketing literature (Martínez, 2010). Several service quality models have been proposed and widely tested in applied research. Grönroos’ (1978) service quality model was the first attempt to evaluate service quality. This author claimed that the quality of the service is dependent on expected service and perceived service. Expected service quality is recognized from word of mouth, corporate image, advertising, pricing or personal factors, whereas perceived quality is the result of consumer’s view of a bundle of service dimensions. Throughout the years, other important researchers introduced their own models to measure service quality (e.g. Parasuraman *et al.*, 1985, 1988, 1994; Carman 1990; Cronin and Taylor, 1992; Dabholkar *et al.*, 1996; Brady and Cronin, 2001; Anja and Richard, 2005).

From a common feature viewpoint, researchers proposed a multidimensional service quality conceptualization that it is inherently linked to the measurement of consumer quality perceptions. In other word, service quality models offer a framework for understanding what service quality is, as well as how to measure service quality in each proposed conceptualization (Martínez, 2010).

One of the pioneer works in the retailing field is that by Carman (1990). Its application to retailers concluded, using

principal axis factor analysis followed by oblique rotation that the five dimensions of the SERVQUAL instrument were not generic, suggesting adding new attributes or factors. Finn and Lamb (1991) developed a research work based on department stores and discount stores. Their confirmatory factor analysis was unable to obtain a good fit to the SERVQUAL instrument for either of these commercial formats.

Vazquez *et al.* (2001) proposed a retail service quality scale which was developed from the literature review and both a qualitative and a descriptive research carried out in supermarket stores. Based on the results of this study it appears that these 18 attributes can be broken down into four basic service quality dimensions: physical aspects, reliability, personal interaction and policies.

Chen (2011) explored an integrated retail service quality and found four main factors affecting the quality of services: caring, physical entities, location, and competition. Particularly, caring is considered as the most important leading indicator of service quality by consumers.

2.2 Development of service quality constructs

Various constructs of service quality are available in existing literature, but the

most well-known research was introduced by Parasuraman *et al.* (1985). The said study identified four service sectors—retail banking, credit card, securities brokerage, and product repair and maintenance—for conducting an exploratory investigation. Following in-depth interviews with executives in nationally recognized service firms and a set of focus group interviews with consumers, Parasuraman *et al.* (1985) identified 10 constructs fundamentally used by consumers to evaluate service quality. To assess customer perception of service quality in service and retail organizations, Parasuraman *et al.* (1988) employed eleven steps to develop the service quality scale (SERVQUAL). The scale included a 22-item instrument, and it refined the original ten constructs into five dimensions. The scale consists of the following dimensions (Parasuraman *et al.*, 1988):

1. “Tangibles” which include the physical facilities, equipment, and appearance of personnel.
2. “Reliability” which reflects the ability to perform the promised service dependably and accurately.
3. “Responsiveness” which include the willingness to help customers and provide prompt service.
4. “Assurance” which is an indication of the knowledge and courtesy of employees and their ability to inspire

trust and confidence; and

5. "Empathy" which includes caring and individualized attention that the service firm provides to its customers.

This instrument was subsequently employed to measure service quality by comparing the difference between customer expectation and perceived service.

Though SERVQUAL is viewed by many as a superior instrument for measuring service quality, several scholars challenged the methodology, variable definition, data collection procedures, and application of Parasuraman *et al.*'s works (1985, 1988). For example, Carman (1990), Finn and Lamb (1991), Babakus and Boller (1992), and Triplet *et al.* (1994) applied the SERVQUAL scale to measure service quality, but their research findings failed to attain a consistent construct. Cronin and Taylor (1992) pointed out that the SERVQUAL scale focused on the results without allowing for the survey process. Thus, respondents were often confused when they answered the expectations and perceptions of a received service at the same time. To address this problem, they developed the SERVPERF scale, a tool for directly measuring perceived service quality. Carman (1990) suggested that when adopting the development process of the SERVQUAL scale, the researcher should redesign questionnaires of ten

constructs based on the selected service sectors to attain more desirable measurement results.

2.3 Service quality measurement model

The PZB model incorporates customer's psychological, perceptual, and social factors with the executive's perceptual and business internal operational factors. In particular, the model established a crucial basis for the latter's service quality research.

The foundation of this model is the set of five gaps. The first four gaps are related to the service marketer's side. The fifth gap, meanwhile, is a consumer perceived service which is determined by the magnitude and direction of the gap between expected and perceived service. In other words, service quality as perceived by the consumer is a function of the first four gaps, which are associated with the design, marketing, and delivery of services. In turn, a consumer's perception of service quality depends on the nature of the discrepancy between expected service (ES) and perceived service (PS). As $ES < PS$, perceived quality is more than satisfactory and it will tend towards ideal quality. As $ES = PS$, perceived quality is satisfactory. As $ES > PS$, perceived quality is completely unacceptable; specifically, the

firm does not possess any competitive advantage.

3. Methodology

The main purpose of this study is to develop a service quality diagnosis model which can aid practitioners in discovering the abnormal phenomena of service quality, thus ultimately providing suggestions for improvement. To achieve this, a service quality diagnosis model is developed by extending the PZB model.

A service sector of a supermarket is selected for validating the proposed model. To develop a service quality scale of a supermarket, a focus group comprising supermarket senior managers and academic scholars is formed; this group is tasked to review and confirm if questionnaires are pertinent for measuring service quality in the supermarket business. Lastly, the consumer's expected and perceived service are collected and survey data are analyzed to further interpret the meaning of different service quality gaps.

3.1 Service quality diagnosis model

This study extends the PZB model and focuses on the fifth gap between expected service and perceived service. A two-stage service quality diagnosis model

is introduced, as shown in Figure 1. The model illustrates a method for diagnosing a firm's service quality.

Stage one involves developing key service quality factors and scale. In stage two, the consumer's expected service and perceived service are measured for further testing and analyzing service quality gap. Details of each stage will be discussed in the following sections.

3.2 Stage one: Developing key service quality factors and scale

Three steps are involved in stage one for developing key service factors and scale. First, an initial service quality questionnaire is developed based on literature review and suggestions of the focus group. Second, an EFA is conducted from the customer's viewpoint to identify key service quality factors; an initial scale was developed. Third, a CFA is conducted to verify the scale's reliability and validity.

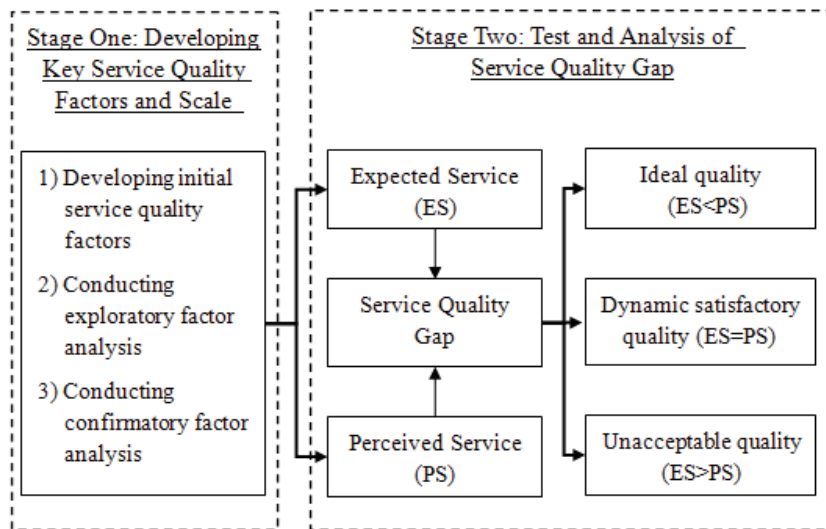


Fig. 1. Service quality diagnosis model.

Step 1: Developing initial service quality factors

The basis for initial supermarket service quality factor was developed based on SERVQUAL. Further, existing research on evaluating retailing’s service quality (Bowers *et al.* 1994; Williams 1998) were tapped for including more relevant factors of supermarkets. As a result, the initial 40 service quality factors were selected. These initial factors were reviewed by a focus group for screening out irrelevant items. The focus group includes two supermarket senior managers and three academic scholars. In the end, four items were excluded and 36 items were retained in the initial factors for evaluating a supermarket’s service quality.

Step 2: Conducting exploratory factor

analysis

The purpose of EFA is to explore key service factors (KSF) and service quality constructs extracted from a survey of a supermarket’s service quality. To enhance the validity of research, respondents of this survey were selected through purposive sampling; this targeted consumers who have shopped at the supermarket. The questionnaire was designed using a five-point Likert scale ranging from “1” (least important) to “5” (very important). Once data was collected, an item analysis was initially conducted to ensure each item’s discriminant power by the criterion of internal consistency. If an item’s discriminant power fails to attain the significant level of 0.05, it should be removed from the list. Moreover, when the Pearson correlation

between an item score and total score is insignificant, it should be removed as well. Subsequently, reliability of each item is tested by communality value. When an item's communality is less than 0.5, it fails the reliability test and should be removed. Following item analysis and reliability test, the remaining items are tested by factor analysis to classify each into corresponding constructs. As suggested by Hair *et al.* (2006), two items' double loading should be greater than 0.5; otherwise, the items must be removed from the list.

Step 3: Conducting confirmatory factor analysis

To verify reliability and validity of the scale developed after EFA, a service quality survey is conducted once more. The questionnaire retained the five-point Likert scale ranging from "1" (least important) to "5" (very important). Subjects were randomly selected from customers who shopped at one of three selected supermarkets, which were similar in business scale. Once data was collected, a validity test and item analysis was conducted to eliminate irrelevant items.

CFA is employed to assess the number of factors and loading of variables by focusing on measurement and structural models. The measurement model describes how the latent variable is

measured in terms of the observed variables; it describes the measurement properties of these variables. It attempts to clarify the following two questions: (1) Can the model's measuring variables correctly gauge the latent variables while taking an overall model into consideration? (2) Does factor loading exist among different factors' measuring variables? In comparative terms, the model's convergent and discriminant validity is tested.

As suggested by Bagozzi and Yi (1981) and Fornell and Larcker (1981), the most widely employed indices of convergent validity include individual item reliability, composite reliability, and average variance extracted. Fornell and Larcker (1981) suggested that the acceptable level of composite reliability is 0.6 or above for a construct. Another reliability measure, average variance extracted, reflects the overall amount of variance in the items accounted for by the latent construct. According to Fornell and Larcker (1981), average variance extracted is a more conservative measure compared with composite reliability, and the acceptance value of average variance extracted is 0.5 at the minimum.

The structural model defines the relationship among the unobserved variables. Accordingly, it specifies the manner by which particular latent

variables directly or indirectly influence changes in the values of other latent variables in the model (Byrne, 2006). According to research conducted by Bagozzi and Yi (1988), Jöreskog and Sörbom (1989), and Bentler (1992), six indices are selected as measurements of a model's overall goodness-of-fit. The first index is ratio of Chi-square/degree of freedom (χ^2/df) and the suggested acceptable ratio level is less than 3.0 (Bagozzi and Yi 1988; Chin and Todd 1995; Hair *et al.* 2006). However, Chi-square value is easily affected by sample size. The other five indices and acceptable level are goodness-of-fit index (GFI > 0.9), adjusted goodness-of-fit index (AGFI > 0.9), normal fit index (NFI > 0.9), root mean square residual (RMR < 0.05), and root mean square error of approximation (RMSEA < 0.05).

3.3 Test and analysis of service quality gap

In the second stage, questionnaires are developed into three sections based on the key service factors identified in the first stage. The first section of the survey investigates the consumer expectation on supermarket service quality before shopping. The second section explores the consumer's perception of the supermarket's delivered service quality after shopping' it uses a five-point Likert

scale. The third section of the survey collects participants' demographic information. As the supermarket is selected as a study case of the service sector in this study, the survey was conducted with the support of selected supermarkets during business hours.

Respondents were randomly selected from experienced consumers entering the supermarket's entrance. The first section of the survey sought to obtain respondents' expectation of the supermarket's service. After these respondents checked out at the counter, they were again asked for their perceived service quality based on their shopping experience and demographic information. To avoid the contrast effect, perceived service quality questionnaires were randomly renumbered; this eliminated the possibility of making a pair comparison of prior expectation questionnaires.

The discrepancy between consumer's expectation before receiving service and perception after receiving service is further analyzed as one of three service quality gaps. By means of a pairwise t-test at 5% significant level, three types of service quality gaps can be effectively distinguished as follows: (1) ideal quality, (2) unacceptable quality, and (3) dynamic satisfactory quality. Definitions of the three service quality gaps are delineated as follows:

- (1) Ideal quality: As the degree of consumers' expectations is significantly smaller than that of perceptions, a positive discrepancy (gap) of service quality is recognized as an ideal service quality.
- (2) Unacceptable quality: As the degree of consumers' expectations is significantly greater than that of perceptions, a negative gap of service quality is recognized as unacceptable service quality.
- (3) Dynamic satisfactory quality: As the degree of consumers' perceptions is equal to expectations, or the p-value of t-test does not attain the significant level of 0.05, a service quality gap does not exist. Despite this, consumer's satisfaction over received service is under an unstable status and thus recognized as a dynamic satisfactory quality. Under this circumstance, any change in delivered service level or consumer's expectation will give rise to the gap. For example, an increase in service level or a decrease in consumer's expectation may result in a significantly positive gap, which is then regarded as ideal quality. Hence, managers should continually improve service level to enhance customer satisfaction.

4. Findings

4.1 EFA of key service quality factors

Out of 150 distributed questionnaires, 144 valid responses were received. Collected data was first tested by item analysis of criterion of internal consistency. Following t-test of each item's discriminant power, four items (12, 26, 31, and 33) were removed from the list. An additional four items (12, 19, 26, 31, and 32) failed the Pearson correlation test and were thus removed. Next, two items (10 and 19) failed the reliability test as their communality values were less than 0.5. As a result, a total of seven items were removed and 29 items were retained in the list, as shown in Table 1.

The remaining 29 items were further tested by factor analysis to eliminate redundant items according to factor loading. Each item was classified into corresponding constructs. First, factor analysis was repeated thrice to remove double loading items when a difference value is less than 0.5. In the end, six items

Table 1. Item analysis of supermarket's key service quality factors

Key service quality factors	Item Analysis		Reliability Analysis
	Discriminant power test	Person test	Community
1. Has fine and attracting exterior.	4.537**	0.433**	0.647
2. Provides free parking.	4.264**	0.356**	0.737
3. Provides emergency escape facilities.	5.307**	0.506**	0.680
4. Has anniversary promotional campaigns.	4.621**	0.510**	0.604
5. Has a broadcasting system with music.	2.541*	0.334**	0.674
6. Has home delivery service.	2.364*	0.296**	0.758
7. Provides a fine shopping atmosphere.	2.916**	0.358**	0.563
8. Has a cash machine inside.	4.866**	0.431**	0.584
9. Provides free locker service.	4.314**	0.497**	0.684
10. Provides free shopping cart (Del).	3.678**	0.394**	0.469
11. Has initiative in caring for customers.	4.480**	0.454**	0.758
12. Checkout are effective and efficient(Del).	0.112	0.013	0.711
13. The staff members are humble in service.	4.404**	0.477**	0.577
14. The supermarket is air-conditioned.	3.308**	0.411**	0.627
15. Indoor design is comfortable and flowing.	2.698**	0.385**	0.645
16. Provides fresh goods daily.	15.198**	0.779**	0.750
17. Signboards are definite and clear.	10.502**	0.690**	0.712
18. Guarantees food freshness.	2.485*	0.394**	0.728
19. Staff members wear neat uniforms (Del).	2.303*	-0.169	0.417
20. Gives discount to its members.	4.220**	0.298**	0.789
21. Staff correctly check out the goods.	6.311**	0.620**	0.677
22. Has a bonus award system for members.	3.021**	0.378**	0.767
23. Provides fresh trail food to customers.	3.627**	0.387**	0.794
24. Sells a variety of goods.	2.386*	0.273**	0.695
25. Gives birthday discount to customers.	3.664**	0.231*	0.665
26. Sets everything in order (Del).	1.602	0.087	0.708
27. Tags safety labels onto the goods.	2.404*	0.285**	0.648
28. Quick response to customer's question.	4.063**	0.319**	0.788
29. Guarantees product reliability.	4.123**	0.280**	0.756
30. Has customer phone service.	3.209**	0.320**	0.660
31. Provides Internet shopping service (Del).	0.961	-0.054	0.724
32. Packages fresh goods properly (Del).	2.781**	0.173	0.684
33. The supermarket is brilliantly lit (Del).	1.888	0.212*	0.770
34. Publishes DM regularly.	5.122**	0.444**	0.597
35. Show good service attitude to customers.	4.400**	0.360**	0.849
36. Keeps good sanitation.	5.201**	0.540**	0.699

(1, 5, 8, 13, 16, and 24) were removed while 23 items were retained in the scale. The remaining items were classified into five constructs: thoughtful convenience, reliable safety, reward system, surrounding facility, and customer service. As each item's factor loading is greater than 0.5, the cumulative variance attains the level of 65.43%, and each Cronbach α is greater than 0.7, the result of exploratory factor analysis is adjudged reliable.

4.2 First-order factor analysis of key service quality factors

A total of 250 questionnaires were distributed for CFA of service quality; 181 valid responses were received. After item analysis, a total of three items—the communality of which is smaller than 0.5—were dropped. The remaining 20 items were analyzed by structural equation models (SEM) using AMOS 6.0 software for testing validity and reliability.

To evaluate the measurement model, individual item reliability was tested with measurement coefficient. These measurement coefficients range between 0.72 and 0.87, which are higher than 0.5 as suggested by Hair *et al.* (2006), and 0.71 as suggested by Bagozzi (1981).

Composite reliability (CR) and variance extracted (VE) of five constructs were tested as well for evaluating measurement model. The test result demonstrates that five constructs' CR and VE values are higher than the suggested values of 0.6 and 0.5, respectively (Hair *et al.*, 2006; Fornell and Larcker, 1981). By comparing CR* and VE* of the original 23 items, the five constructs of 20 items obtained even higher CR and VE values. The findings reveal that after deleting three items, the service quality model not only has internal consistency in measurement model but high reliability and convergent validity in each construct as well.

4.3 Second-order factor analysis model of key service quality factors:

Second-order analysis model of CFA was tested by SEM (see Figure 2). Under a degree of freedom of 165, the model's overall goodness-of-fit is first tested by the ratio of χ^2/df (1.166), which is smaller than the suggested value of three; it is under acceptable range. Additionally, five indices likewise show the model's goodness-of-fit as acceptable. These are as follows: GFI (0.908 > 0.9); CFI (0.985 > 0.9); NFI (0.907 > 0.9); RMR (0.037 < 0.05); and RMSEA (0.030 < 0.05). In

turn, the proposed service quality model exhibits good fitness of factors and constructs as questionnaires.

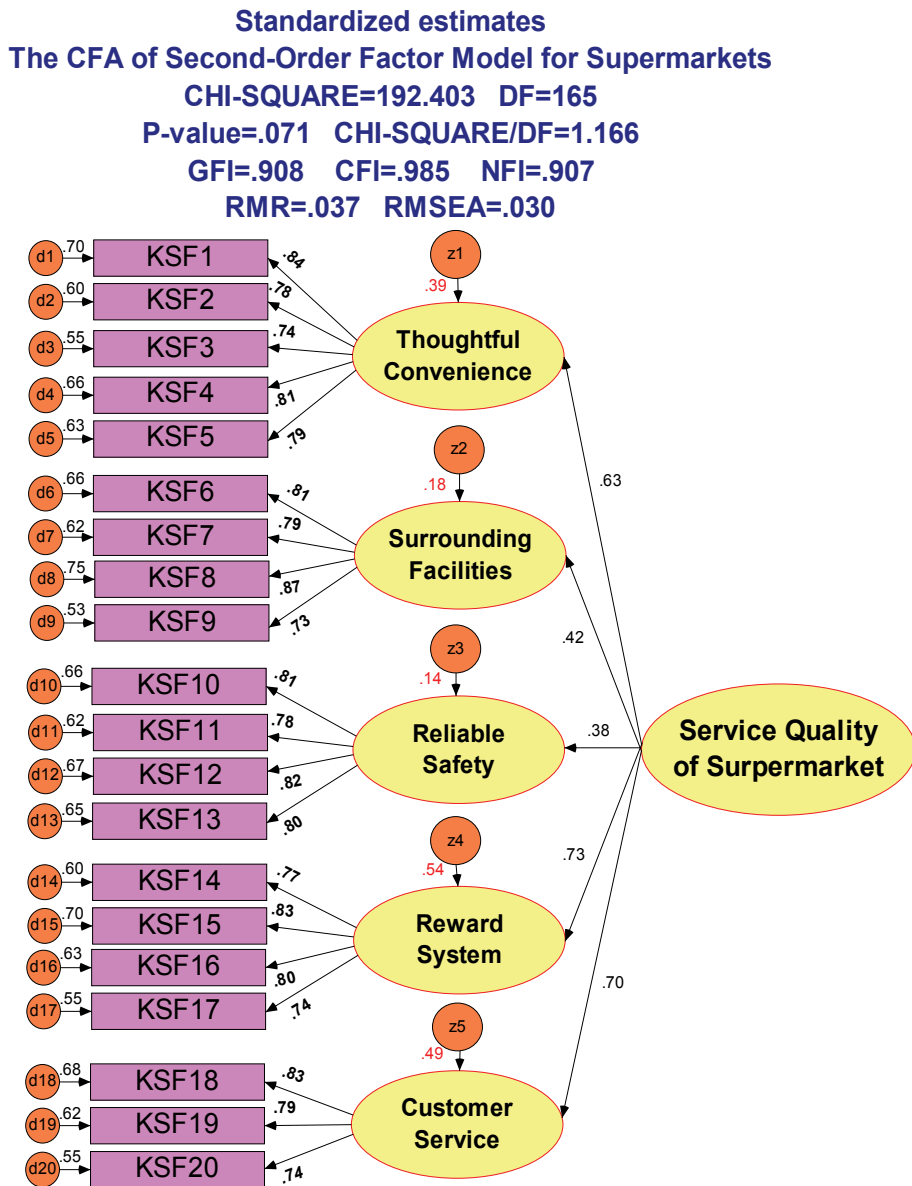


Fig.2. Second-order factor analysis model.

4.4 Analysis of service quality gap

Based on the framework of the proposed service quality diagnosis model for supermarkets, a questionnaire was developed under the five constructs of twenty key service quality factors. This allowed for further exploring service quality gap in the second stage. A total of 300 questionnaires were distributed and 223 valid questionnaires were received. Under the significance level of 5%, the

gap between the expected and perceived service of the customer was tested by a pairwise t-test. Findings are presented in Table 2. Subsequently, key service quality factors were classified into one of three types of service quality based on the definitions of service quality gap. A service quality matrix (Table 3) was further developed to demonstrate the weaknesses and strengths of service quality construct as well as individual key service quality factor.

Table2. Pairwiset-test of customer's expectation and perception of service quality

Construct (Codes)	Key service quality factors	Expectation		Perception		Gap	t-test	p-value
		mean	St.Dev.	mean	St.Dev.			
Thoughtful Convenience (C1)	KSF1	3.67	0.94	3.61	0.71	-0.07	-0.90	0.367
	KSF2	3.59	0.79	3.77	0.94	0.18	2.47	0.014**
	KSF3	3.70	0.77	3.86	0.90	0.16	2.24	0.026*
	KSF4	3.87	0.82	3.62	0.96	-0.25	-2.90	0.004**
	KSF5	3.82	0.94	3.58	0.99	-0.24	-2.60	0.010**
Surrounding Facilities (C2)	KSF6	3.85	0.84	3.61	1.03	-0.25	-3.18	0.002**
	KSF7	3.72	0.88	3.67	0.75	-0.05	-0.74	0.458
	KSF8	3.83	0.89	3.62	0.68	-0.21	-3.11	0.002**
	KSF9	3.62	0.90	3.78	0.78	0.16	2.16	0.032*
Reliable Safety (C3)	KSF10	3.77	1.03	3.73	2.12	-0.04	-0.25	0.807
	KSF11	3.91	0.95	3.74	0.78	-0.17	-2.09	0.038*
	KSF12	3.95	0.85	3.72	0.66	-0.23	-3.28	0.001**
	KSF13	3.75	0.98	3.80	0.49	0.05	0.75	0.454
Reward System (C4)	KSF14	3.83	0.95	3.87	0.68	0.04	0.52	0.604
	KSF15	3.87	0.85	3.52	0.75	-0.35	-5.18	0.000**
	KSF16	3.89	1.09	3.59	1.17	-0.30	-2.52	0.012**
	KSF17	3.45	1.25	3.52	1.23	0.07	0.57	0.572
Customer Service (C5)	KSF18	3.73	1.01	3.63	0.80	-0.09	-1.11	0.267
	KSF19	3.80	0.86	3.60	0.73	-0.20	-2.45	0.015*
	KSF20	3.78	0.98	3.55	0.75	-0.24	-2.87	0.005**

*:significant level = .05; **: significant level = .01

Ideal service quality is recognized when a customer’s perceived service level is greater than expected service level and the p-value of t-test is statistically significant. Table 3 demonstrates that a total of three factors are included in this sector: KSF2, KSF3, and KSF9. Within this context, supermarket managers should maintain the status quo to maintain high service quality level. Unacceptable service quality is defined as a customer’s expected service level exceeding perceived service level; here, the p-value of t-test is statistically significant. A total of ten factors are included in this sector: KSF3, KSF5, KSF6, KSF8, KSF11, KSF12, KSF15, KSF16, KSF19, and KSF20. For these factors, managers

should identify the causes of unacceptable service quality and introduce corresponding measures to address the weakness.

Dynamic service quality is the factor with a gap value of zero; herein, the p-value of t-test value is not statistically significant. Dynamic service quality factors include KSF1, KSF7, KSF10, KSF13, KSF17, KSF14, and KSF18. As these factors are under unstable status, they have a greater chance of becoming unacceptable service quality factors. However, satisfaction level of these factors is easier to improve with a little more effort while comparing with unacceptable factors.

Table 3. Service quality gap matrix

Constructs	Service Quality Gap		
	Ideal Service Quality (PS > ES)	Unacceptable Service Quality (PS < ES)	Dynamic Service Quality (PS = ES)
Thoughtful Convenience	(KSF3) Free parking (KSF2) Regular DM publication	(KSF4) Fine shopping atmosphere (KSF5) Great initiative in caring customers	(KSF1) Free locker service
Surrounding Facilities	(KSF9) Definite and clear signboards	(KSF8) Air conditioned shopping. (KSF6) Good sanitation	(KSF7) Comfortable and flowing interior space designs
Reliable Safety		(KSF12) Food freshness guarantees (KSF11) Product reliability guarantees	(KSF10) Correctly check out the goods at counter (KSF13) Safety label on goods
Reward System		(KSF15) Memberbonus award system (KSF16) Customer birthday discount	(KSF17) Fresh trail food available (KSF14) Members discount
Customer Service		(KSF19) Customer complaint hotline (KSF20) Good customer service attitude	(KSF18) Effective process of customer suggestion

Dynamic service quality is the factor with a gap value of zero; herein, the p-value of t-test value is not statistically significant. Dynamic service quality factors include KSF1, KSF7, KSF10, KSF13, KSF17, KSF14, and KSF18. As these factors are under unstable status, they have a greater chance of becoming unacceptable service quality factors. However, satisfaction level of these factors is easier to improve with a little more effort while comparing with unacceptable factors.

5. Conclusion

Through the years, the PZB model of service quality gap (Parasuraman *et al.* 1985) has served as an essential base for developing various service quality models. The model provides managers with a tool for measuring the gap between customers' expected and perceived service, thus allowing the organization to focus on and improve weak service areas. However, a number of studies (Carman 1990; Cronin and Taylor 1992) have acknowledged that the act of asking respondents to express expectation and perception of a delivered service in one instrument will result in less desirable results. In fact, without taking the survey process into consideration, respondents were often

confused when simultaneously assessing their expectations and perceptions of a received service. Perceptions of service quality can be influenced by pair comparison of expectation owing to a contrast effect. Thus, a service quality gap cannot be effectively distinguished.

Another issue concerning the construct consistency of SERVQUAL scale is addressed in this study as well. Although the five constructs of SERVQUAL is frequently employed by scholars and practitioners as a tool for measuring service quality, a number of studies (Finn and Lamb 1991; Babakus and Boller 1992) demonstrate that the consistency of five constructs is not attained. To overcome these issues, this study developed a service quality diagnosis model based on previous service quality research. This explored the service quality issue in supermarkets in two stages. In the first stage, key service quality factors and scale by EFA were developed. The measurement and structure models of scale were further tested by CFA for reliability and validity. Further, the model's goodness-of-fit was tested by first-order and second-order factor analyses.

In the second stage, a questionnaire was developed under the five constructs

of 20 key service quality factors. The survey process was conducted separately from the SERVQUAL method, which was designed to obtain respondents' expectation and perception of service quality at the same time. Instead, the survey was designed to ask respondents to express their expectations of a supermarket's service quality before shopping and their perception of the received service after shopping. Gaps between expectation and perception of service quality of each key service factors were tested by pairwise t-test. These were subsequently classified into three types: ideal quality, dynamic satisfactory quality, and unacceptable quality. As suggested by Parasuraman *et al.* (1994), the reason for organizations to evaluate "service quality" is not only to understand how their service "satisfies" customers, but to identify the gap between their provided services and customers' expected services as well. Based on these identified gaps, managers will be able to explore existing service problems and apply improvements.

6. Suggestions

Findings of the proposed service quality diagnosis model can be illustrated by selected supermarkets. For ideal

service quality items, managers may merely maintain the status quo to preserve existing service quality level; customer satisfaction level will remain constant as well. For unacceptable service quality items, on the other hand, managers should immediately take action to improve service quality. Among these unacceptable service quality factors, KSF8 entails high cost for improving hardware facility and it is not easily attained within the short term. However, it must be considered in long-term strategic planning.

An additional six factors (KSF4, KSF5, KSF6, KSF19, and KSF20) are related to internal managerial issues and thus can be improved through regulating managerial institution. For example, enforcing a cleanliness process or a standard operating procedure for responding to customer's complaints will help managers in training staff members to ensure better service. To improve service quality of KSF11 and KSF12, developing a supplier management system will be beneficial to ensure product safety and reliability. Lastly, KSF15 and KSF16 are related to promotional activities. To attract increased consumer attention and encourage purchasing, companies can

launch different campaigns such as national festivals or seasonal food or product promotions. Moreover, supermarkets may serve as a destination for field trips for kindergarten or elementary school pupils who will eventually become potential customers in the near future.

For the dynamic satisfactory service quality item, managers should enforce necessary measures to improve service items so that unstable status of satisfaction will become stable. In fact, satisfaction level of these factors is easier to improve with a little more effort when compared with unacceptable factors. To address these issues, supermarkets should further identify the cause of low satisfaction level of each factor and establish an improvement plan integrated into the business strategy. For follow-up research, the authors of this study suggest implementing the service quality diagnosis model in other service industries to validate its application in various sectors.

Reference

- [1] Anja, R., & Richard, K. (2005). The Impact of Service scape on Quality Perception. *European Journal of Marketing*, 39(7/8), 785-808.
- [2] Babakus, E.& Boller, G. W. (1992). An empirical assessment of the SERVQUAL scale. *Journal of Business Research*, 24(3), 253-268.
- [3] Bagozzi, R. P. (1981). Attitudes, intentions, and behavior: A test of some key hypotheses. *Journal of Personality and Social Psychology*, 41(4), 607-627.
- [4] Bagozzi, R. P. & Yi, Y.(1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74-94.
- [5] Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariance and methodology to the bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404.
- [6] Bitner, M. J., Booms, B. H. & Mohr, L. A.(1994). Critical service encounters: The employee viewpoint. *Journal of Marketing*, 58(4), 95-106.
- [7] Bowers, M. R., Swan, J. E. & Koehler, W. F. (1994). What attributes determine quality and satisfaction with health care delivery? *Health Care Management Review*, 19(4), 49-55.
- [8] Brady, M.K., & Cronin, J.J. (2001). Some new thoughts on conceptualizing perceived service quality: a hierarchical approach. *Journal of Marketing*, 65, 34-49.
- [9] Byrne, B. M. (2006). *Structural*

- equation modeling with EQS: basic concepts, applications, and programming.* Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- [10] Carman, J. M. (1990). Consumer perceptions of service quality: An assessment of the SERVQUAL dimensions. *Journal of Retailing*, 66(1), 33-55.
- [11] Chen, H. C., Chen, K. S., Chang, T. L. & Hsu, C. H. (2010). An application of six sigma methodology to enhance leisure service quality. *Quality & Quantity*, 44(6), 1151-1164.
- [12] Chen, Y. H. (2011). The service quality and consumer behaviour analysis in Taiwan. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 25, 16-24.
- [13] Chin, W. W. & Todd, P. A. (1995). On the use, usefulness, and ease of use of structural equation modeling in MIS research: A note of caution. *MIS Quarterly*, 19(2), 237-246.
- [14] Chiou, C.-C. Liu, C.-J. & Tsai, J. (2012). Integrating PZB Model and TRIZ for ServiceInnovation of Tele-Healthcare. *World Academy of Science, Engineering and Technology* 64, 577-582.
- [15] Cronin, J. J. & Taylor, S. A. (1992). Measuring service quality: A reexamination and extension. *Journal of Marketing*, 56(3), 55-68.
- [16] Dabholkar, P.A., Thorpe, D.I. & Rentz, J.O. (1996). A measure of service quality for retail stores: Scale development and validation. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 24 (1), 3-16.
- [17] Finn, D. W. & Lamb, C. W. (1991). An evaluation of the SERVQUAL scales in a retailing setting. *Advances in Consumer Research*, 18(3), 483-490.
- [18] Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable and measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- [19] Grönroos, C. (1978). A service oriented approach to marketing of services. *European Journal of Marketing*, 12(8), 588-601.
- [20] Hair, J. F., Black, B., Babin, B. J., Anderson, R. E. & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis*. 6th ed., Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.
- [21] Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1989). *LISEL: A guide to the program and applications*. 2nd ed., Chicago: Scientific Software International, Inc.
- [22] Liao, R. C. (2011). Combining ISO 9001 QMS and PZB model to reach customer satisfaction for school's extension education organization-an
-

- integrated approach and empirical study in Taiwan. *International Journal of Digital Content Technology and its Applications*, 5(6),207-213
- [23] Lovelock, C. H. & Wirtz, J. (2007). *Services Marketing*. 6th ed., Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.
- [24] Martínez, J. A. & Martínez, L. (2010). Some insights on conceptualizing and measuring service quality. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 17, 29-42.
- [25] Naik, C. N. K., Gantasala, S. B. & Prabhakar, G. V. (2010). Service quality (Servqual) and its effect on customer satisfaction in retailing. *European Journal of Social Sciences*, 16(2), 231-243.
- [26] Parasuraman, A., Zeithaml, V. A. & Berry, L. L. (1985). A conceptual model of service quality and its implications for future research. *Journal of Marketing*, 49(4), 41-50.
- [27] Parasuraman, A., Zeithaml, V. A. & Berry, L. L. (1988). SERVQUAL: A multiple-item scale for measuring customer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, 64(1), 12-40.
- [28] Parasuraman, A., Zeithaml, V. A. & Berry, L. L. (1994). Reassessment of expectations as a comparison standard in measuring service quality: Implications for future research. *Journal of Marketing*, 58(1), 111-124.
- [29] Roest, H. & Pieters, R. (1997). The nomological net of perceived service quality. *International Journal of Service Industry Management*, 8(4), 336-351.
- [30] Triplet, J. L., Yau, O. H. M., & Neal, C. (1994). Assessing the reliability and validity of SERVQUAL in a longitudinal study: The experience of an Australian organization. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 6(1), 41-62.
- [31] Vazquez, R., Rodriguez-Del Bosque, I. A., Díaz A. M. & Ruiz, A. V. (2001). Service quality in supermarket retailing: identifying critical service experiences. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 8(1), 1-14.
- [32] Yang, Z. & Jun, M. (2002). Consumer perception of e-service quality: From internet purchaser and non-purchaser perspectives. *Journal of Business Strategies*, 19(1), 19-41.

主動式引擎懸吊系統之非奇異終端滑模控制

楊基鑫、汪士慶

摘要

本文研究目的為提出一種非奇異終端滑模控制(Nonsingular Terminal Sliding Mode Control, NTSMC)的方法應用於主動式引擎懸吊系統(Active Engine Mounting System, AEMS)的振動控制。由於汽車於行進間或是路邊停車時所遭遇到的外加干擾(路面狀況、引擎怠速…等)並非事先可以預期，另外汽車引擎的相關參數(質量、阻尼與彈力常數)於運作時並非固定值，因此非常適合利用具備強韌性的滑模控制原理來設計 AEMS 的控制系統。根據 Lyapunov 穩定定理，本文所設計的 NTSMC 可以確保閉迴路系統的穩定性，另外由數值模擬結果可發現，使用 NTSMC 後可有效地降低引擎怠速時所造成的振動和抵抗不同類型的外加干擾。

關鍵詞：非奇異終端滑模控制、主動式引擎懸吊系統、Lyapunov 穩定定理。

Nonsingular Terminal Sliding Mode Control for Active Engine Mounting System

Chi-Ching Yang, Shi-Ching Wang

Abstract

In this study, the active engine mounting system (AEMS) for vehicle to isolate the vibration of engine body by utilizing nonsingular terminal sliding mode control (NTSMC) is discussed. In practice, system parameters of engine are uncertain and external disturbances applied to the vehicle are not predicable. Sliding mode control is a well-known and robust approach to control the overall system with undergoing system uncertainties and external disturbances. Based on the Lyapunov stability theorem, a NTSMC applied to AEMS is introduced. It is shown that the occurrence and stability of the sliding motion of the proposed SMC is guaranteed. To evaluate performances of the proposed controller, four types of external disturbance are involved. Numerical simulations show that the proposed controller is able to isolate the vibration of engine body and cope with various types of external disturbance as well.

Keywords: nonsingular terminal sliding mode control, active engine mounting system, Lyapunov stability theorem.

壹、簡介

在現今油價高漲的時代，減少車身重量為一種降低油耗的方法，但是減輕車身重量後，會造成車體的高頻振動導致駕駛人與乘客們感到不舒適。造成車體振動的主要來源有以下兩項；第一為低頻振動，此振動產生的原因主要為道路的不平整；第二是高頻振動(大約 20~40Hz)[1]，此振動主要為引擎怠速時藉由引擎基座傳遞到車體之振動。所以有關主動式引擎懸吊系統 (Active Engine Mounting System, AEMS)之技術，是目前各大汽車工業所重視的一個研究項目。

在文獻[2]和[3]中，對於 AEMS 的研究做了回顧與討論。AEMS 的組成主要包含了被動型態之懸吊裝置、致動器、感測器與電子控制裝置。控制的方法為提供訊號給致動器，使致動器產生相反的力量來減緩或隔離振動。然而藉由被動型態的方式將引擎懸吊系統之彈簧與阻尼作適當的調整，進而減緩或隔離引擎怠速時所產生車體振動之方法仍然有缺點，因為運作中引擎內的燃料會隨著時間的變化而減少，所以引擎質量並非為固定值，所以很難對懸吊系統之彈簧與阻尼係數作適當的調整。在許多文獻中，為了降低 AEMS 之振動現象，紛紛提出了一些相關的控制策略。例如文獻[4]提出利用致動器產生反向力的位移迴授控制來減少引擎活塞

上下運動的慣性力，進而減緩車體的振動，但是此方法在許多無法預測與確定的外部變數同時存在時，控制效果不佳；文獻[5]則對於 AEMS 提出了一種基於自適應性積分滑模控制來減少引擎怠速振動的方法。

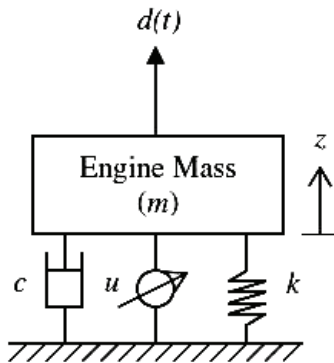
本文主要目的為提出一種基於滑模控制原理的方法來設計 AEMS 之控制器，希望能夠降低引擎怠速時所造成之振動現象和抵抗不同的外加干擾。滑模控制 (Sliding Mode Control, SMC)[6]之設計理念為利用控制器之切換原理，使系統狀態軌跡落入預先設計的滑模面上，這時系統的響應完全以滑動模式來表現，並且朝著控制目標前進。當系統狀態軌跡落入滑模面上時，能控制系統的不確定性以及外界干擾對系統的影響，使系統具有強健性 (robustness)。傳統的線性滑模控制在系統狀態軌跡進入到滑模面後，系統狀態軌跡會漸近地收斂到零，雖然收斂速度可藉由調整滑模面的參數來改變，但是誤差無論如何都不會在有限時間內收斂到零。為了改進這個問題，學者們提出了非奇異終端滑模控制 (Nonsingular Terminal Sliding Mode Control, NTSMC) [7][8][9]的方法來解決線性滑模漸近收斂的缺點。NTSMC 可透過調整終端滑模面的參數使系統狀態軌跡在有限時間內收斂到終端滑模面，突破了傳統線性滑模控制漸近

收斂的缺點，且 NTSMC 系統的動態性能優於傳統線性滑模控制。

因為引擎在運作時質量並非固定值，而且 AEMS 之彈簧與阻尼係數也只能夠作大概的估測，不能得到確切的數據。另外，車體行進在崎嶇不平的道路上及引擎怠速所造成的非固定頻率之振動，皆可視為外界的干擾。由於 NTSMC 具強健性，能夠使控制系統對抗不確定性及外界干擾對系統的影響，所以針對 AEMS 控制系統，本研究應用 NTSMC 來降低汽車引擎怠速時所造成之振動和抵抗不同的外加干擾。

貳、問題描述

一個主動式引擎懸吊系統(AEMS)的簡化模型如下圖所示[10, 11]：



圖一、主動式引擎懸吊系統(AEMS)

上圖中， z 為引擎的位移量， m 為引擎的質量， c 為阻尼係數， k 為彈簧係數， u 為致動器與外加的控制器。假設系

統狀態變數如下： $z_1 = z$ 為引擎的振動位移， $z_2 = \dot{z}$ 為引擎的振動速度，則圖一 AEMS 之動態方程式可表示為：

$$\begin{cases} \dot{z}_1 = z_2 \\ \dot{z}_2 = -\frac{c}{m}z_2 - \frac{k}{m}z_1 + \frac{1}{m}u(t) \\ \quad + d(t) \end{cases} \quad (1)$$

(1)式中， $d(t)$ 為有界(bounded)且隨時間變化的加速度干擾信號。控制目的是希望在 AEMS 系統參數值 m, c, k 不完全確定及有不同的外加干擾信號之下，能夠將引擎的振動位移 z_1 減小，進而降低引擎所造成車體的振動。

在滑模控制之設計中，首先需設計一個滑模面(sliding surface)。本文所採用的終端滑模面 $s(t) = 0$ 表示如下[9]：

$$s(t) = z_1 + (1/\beta)z_2^{p/q} \quad (2)$$

其中， $\beta > 0$ 且 p 和 q 為正奇數，另外 p/q 必須滿足 $1 < p/q < 2$ 。(2)式所示之終端滑模不僅保留了線性滑模面在接近平衡狀態時的快速性，同時透過設計一種動態非線性的滑模面，保證在滑模控制穩定性的基礎上，使系統狀態軌跡在指定的有限時間內收斂到零。將(2)式微分後可得：

$$\dot{s}(t) = z_2 + \frac{p}{q\beta}z_2^{(p/q-1)}\dot{z}_2 \quad (3)$$

再將(1)式代入(3)式整理後得到：

$$\dot{s} = z_2 + \frac{p}{q\beta} z_2^{\frac{p-1}{q}} \left[-\left(\frac{c}{m}\right) z_2 - \left(\frac{k}{m}\right) z_1 + \left(\frac{1}{m}\right) u(t) + d(t) \right] \quad (4)$$

參、NTSMC 的設計

在(4)式中，控制器 $u(t)$ 設計之目的是希望能夠盡量地降低 AEMS 之位移振動現象。以下假設 $m^* = \max|m|$ ， $c^* = \max|c|$ ， $k^* = \max|k|$ ，則控制器 $u(t)$ 可設計為[11]：

$$u(t) = -\left[c^* |z_2| + k^* |z_1| + K_1 + K_2 |s|^\alpha + m^* \beta \frac{q}{p} |z_2|^{2-p/q} \right] \cdot \text{sgn}(s) \quad (5)$$

上式中，設計參數需要滿足 $K_1/m^* > |d(t)| > 0$ ， $K_2 > 0$ ， $0 < \alpha < 1$ 。(5)

式中，符號函數 $\text{sgn}(s)$ 定義如下：

$$\text{sgn}(s) = \begin{cases} 1 & \text{for } s > 0 \\ -1 & \text{for } s < 0 \end{cases} \quad (6)$$

在實際應用上，為改善控制輸入信號可能產生的顫振現象(chattering effect)，在數值模擬部分將引入雙曲線正切函數 $\tanh(s/\phi)$ 來取代不連續的符號函數 $\text{sgn}(s)$ ，其中 ϕ 為一個足夠小的正數。

I. 穩定性分析

為確保控制系統的穩定性，此處利用 Lyapunov 穩定性定理[12]來證明。考慮控制系統的 Lyapunov 函數如下：

$$V = 0.5s^2 \quad (7)$$

將上式微分後可得：

$$\dot{V} = s\dot{s} \quad (8)$$

將(1)、(4)、(5)式代入(8)式整理後：

$$\begin{aligned} s\dot{s} = & z_2 s + \frac{p}{q\beta} z_2^{\frac{p-1}{q}} \left[-\frac{c}{m} z_2 s - \frac{k}{m} z_1 s + d(t) s \right. \\ & \left. - \frac{1}{m} \left(c^* |z_2| + k^* |z_1| + m^* \beta \frac{q}{p} |z_2|^{2-p/q} + K_1 + K_2 |s|^\alpha \right) |s| \right] \end{aligned}$$

在上式中 $p/q - 1 = (p - q)/q$ ， $(p - q)$ 為偶數，所以 $z_2^{p/q-1} = |z_2|^{p/q-1}$ 為恆正。

$$\begin{aligned} s\dot{s} \leq & |z_2| |s| + \frac{p}{q\beta} |z_2|^{\frac{p-1}{q}} \left[\frac{c}{m} |z_2| |s| + \frac{k}{m} |z_1| |s| \right. \\ & \left. + |d(t)| |s| - \frac{c^*}{m} |z_2| |s| - \frac{k^*}{m} |z_1| |s| \right. \\ & \left. - \frac{m^*}{m} \beta \frac{q}{p} |z_2|^{2-p/q} |s| - \frac{1}{m} \left(K_1 |s| + K_2 |s|^{\alpha+1} \right) \right] \\ \leq & |z_2| |s| - \frac{m^*}{m} |z_2| |s| + \frac{p}{\beta q} |z_2|^{\frac{p-1}{q}} \left[\frac{-(c^* - c)}{m} |z_2| |s| \right. \\ & \left. - \frac{(k^* - k)}{m} |z_1| |s| - \left(\frac{K_1}{m^*} - |d(t)| \right) |s| - \frac{K_2}{m^*} |s|^{\alpha+1} \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\leq -\left(\frac{m^*}{m}-1\right)|z_2||s| + \frac{p}{\beta q}|z_2|^{\frac{p}{q}} \left[\frac{-(c^*-c)}{m}|z_2||s| \right. \\ &\quad \left. - \frac{(k^*-k)}{m}|z_1||s| - \left(\frac{K_1}{m^*}-|d(t)|\right)|s| \right. \\ &\quad \left. - \frac{K_2}{m^*}|s|^{\alpha+1} \right] < 0 \end{aligned} \quad (9)$$

根據 Lyapunov 穩定性定理可知，當控制增益值符合 $K_1/m^* > |d(t)| > 0$, $K_2 > 0$ 之條件時，控制系統會滿足 $V = 0.5s^2$ 且 $\dot{V} < 0$ ，因此系統的狀態軌跡會趨近於終端滑模面 $s(t) = 0$ ，其中終端滑模 $s(t)$ 之定義如(2)式。

上述證明存在一個特殊狀況 ($z_2 = \dot{z}_1 = 0$) 需要進一步說明[9]。當系統狀態軌跡保持在 $z_2 = \dot{z}_1 = 0$ 的狀況時，此時的終端滑模變成 $s = z_1$ 。因為 $\dot{z}_1 = 0$ ，所以穩定條件 $ss < 0$ 無法順利求得。這部份的證明在文獻[10]中完全沒有論述，本文針對此部份提出完整的證明。

以下說明當 $z_2 = \dot{z}_1 = 0$ 的情況發生時，只要確認 $z_1\dot{z}_2 < 0$ 的條件成立即可完成穩定性的論證。

當 $z_2 = \dot{z}_1 = 0$ 時，令 $s = z_1$ ，控制系統由(1)與(5)二式可得到為：

$$\begin{aligned} \dot{z}_2 = & -\left(\frac{k}{m}\right)z_1 + d(t) - \left(\frac{1}{m}\right) \left[k^*|z_1| \right. \\ & \left. + (K_1 + K_2|s|^\alpha) \right] \text{sgn}(z_1) \end{aligned} \quad (10)$$

考慮 $z_1\dot{z}_2$ 的計算如下：

$$\begin{aligned} z_1\dot{z}_2 \leq & -\left(\frac{k^*-k}{m}\right)|z_1|^2 - \left(\frac{K_1}{m^*}-|d(t)|\right)|z_1| \\ & - \left(\frac{K_2}{m^*}\right)_2 |s|^{\alpha+1} < 0 \end{aligned} \quad (11)$$

當(11)式的條件成立時，表示系統的動態軌跡會有下列的情況發生：

- (i) 當 $z_1 > 0, \dot{z}_2 < 0$ 時，在相平面中 $z_1 = 0$ 附近區域 $|z_2| \leq \varepsilon \approx 0$ ，會發生 $z_2 = \varepsilon$ 朝 $z_2 = -\varepsilon$ 方向變化的趨勢。也就是系統狀態會離開 $z_1 = 0$ 之附近區域。
- (ii) 當 $z_1 < 0, \dot{z}_2 > 0$ 時，在相平面中 $z_1 = 0$ 附近區域 $|z_2| \leq \varepsilon \approx 0$ ，會發生 $z_2 = -\varepsilon$ 朝 $z_2 = \varepsilon$ 方向變化的趨勢。代表系統狀態將會離開 $z_1 = 0$ 之附近區域。

根據(i)(ii)可知，在區域 $|z_2| \leq \varepsilon \approx 0$ 內的系統動態軌跡會遠離 $z_1 = 0$ 之附近區域，不會停留住。當系統動態軌跡遠離 $z_1 = 0$ 附近區域之後，此時系統的狀態即

符合 $z_2 \neq 0$ 的條件。所以根據(9)與(11)式的結果可知，無論系統狀態在系統相平面的任何位置，經過控制器(5)式的作用後，系統狀態軌跡均會到達並且保持在終端滑模面中。

II. 滑模到達時間分析

另外當系統狀態軌跡落在終端滑模面內時，系統狀態誤差會有限時間內收斂到零。此有限的收斂時間可由以下公式估算。假設系統狀態軌跡已到達且保持在終端滑模面內 ($s(t) = 0$)，此時可將(2)式變成：

$$\begin{aligned} z_1 + (1/\beta)z_2^{p/q} &= 0 \Rightarrow z_2^{p/q} = -\beta z_1 \\ \dot{z}_1 &= [-\beta z_1]^{q/p} = -\lambda z_1^{q/p}, \lambda = \beta^{q/p} > 0 \\ &\Rightarrow \int_{z_1(0)}^{z_1(t)} z_1^{-q/p} dz_1 = -\lambda \int_0^{t_f} dt \\ &\Rightarrow \frac{p}{p-q} \left[[z_1(t)]^{1-q/p} - [z_1(0)]^{1-q/p} \right] = -\lambda t \end{aligned}$$

到達時間 t_f 為當 $z_1(t_f) = 0$ 時，所以

$$t_f = \frac{p}{\beta^{q/p}(p-q)} [z_1(0)]^{1-\frac{q}{p}} \quad (12)$$

藉由調整設計參數 β, p, q ，對於給定之系統狀態的初始值，吾人可根據(12)式求出系統狀態軌跡在終端滑模面上收斂到零的時間。

肆、數值模擬結果與討論

以下吾人利用數值模擬來驗證本文

所設計控制器的效能。AEMS 的相關系統參數如下[10, 11]。

$$\begin{aligned} m &= 30 \text{ kg}, & m^* &= 50 \text{ kg} \\ c &= 200 \text{ N/m}\cdot\text{s} & c^* &= 300 \text{ N/m}\cdot\text{s} \\ k &= 4.3 \times 10^5 \text{ N/m}, & k^* &= 5 \times 10^5 \text{ N/m} \end{aligned}$$

進行數值模擬時，AEMS 的質量、阻尼與彈簧假設為以下所示的時變函數：

$$\begin{aligned} m(t) &= 50 - 20(1 - e^{-0.01t}) \\ c(t) &= 200 + 50[1 + \sin(0.01 \cdot \pi t)] \\ k(t) &= (4.3 + 0.7[1 + \cos(0.01 \cdot \pi t)]) \times 10^5 \end{aligned}$$

而 AEMS 動態方程式的加速度干擾假設其最大振幅滿足 $|d(t)| < 0.1$ 。

(5)式所示之控制器包含了符號函數 $\text{sgn}(s)$ ，為改善控制輸入信號可能產生的顫振現象，以下引入雙曲線正切函數來代替符號函數。吾人可將控制器(5)式修正為[11]：

$$\begin{aligned} u(t) &= - \left[c^* |z_2| + k^* |z_1| + K_1 \right. \\ &\quad \left. + K_2 |s|^\alpha + m^* \beta \frac{q}{p} |z_2|^{2-p/q} \right] \cdot \tanh \left(\frac{s}{\phi} \right) \end{aligned} \quad (13)$$

上式中，控制器的相關設計參數設定如下： $p = 7, q = 5, \alpha = 0.5, \beta = 10$ 。增益參數選定 $K_1 = 10, K_2 = 1000$ ，其中 $K_1/m^* = 0.2 > |d(t)|$ 可以滿足穩定的條件。為驗證本文所設計之控制器 $u(t)$ 的效能，吾人對 AEMS 加入了四種不同的外

加干擾。第一種為加入 AEMS 自然頻率的正弦波干擾；第二種為加入隨機擾動的干擾，因為引擎在運轉中的頻率並非固定值，會隨著時間而改變；第三種

為加入具有 1Hz ~ 50Hz 掃描頻率之干擾，也就是干擾信號的發生頻率是在一個頻率帶(frequency band)之中作漂移，目的為模擬汽車怠速時引擎運轉的振動情形。第四種為加入兩個週期的脈波信號干擾，模擬汽車行進中遇到坑洞時，引擎瞬間有大幅度的振動情形。藉由加入以上四種不同的外加干擾，來驗證本文所提出之 NTSMC 應用於 AEMS，是否可以抵抗外加干擾而明顯減緩汽車怠速時所造成之振動現象。

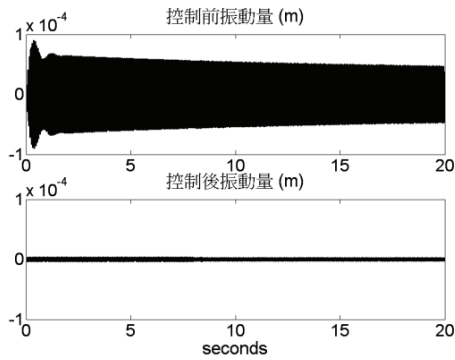
下列數值模擬結果中，圖二為加入了具備自然頻率的正弦波干擾；而 AEMS 控制前的最大振動範圍為 $[-9, 9] \times 10^{-5} \text{ m}$ ，而受到控制後的最大振動範圍則降低至 $[-0.6, 0.6] \times 10^{-5} \text{ m}$ 。圖三為加入隨機擾動的干擾，模擬實際上引擎怠速時所造成之非固定頻率之振動；AEMS 在控制前最大振動範圍為 $[-7, 7] \times 10^{-5} \text{ m}$ ，控制後的最大振動範圍降為 $[-0.6, 0.6] \times 10^{-5} \text{ m}$ 。圖四為加入具有 1Hz ~ 50Hz 掃描頻率之干擾，干擾信號模型假設為： $d_s(t) = \sin(2\pi f t)$ ，其中 $f = 0.5(51 + 49 \cdot \sin(\omega t))$ ， $\omega = \pi/5$ ，此掃

描頻率函數用以表現引擎怠速運轉時的振動情形。在 AEMS 控制前，系統受到 1Hz ~ 50Hz 的掃描頻率干擾時，最大振動範圍為 $[-7, 7] \times 10^{-6} \text{ m}$ ，控制後的最大振動範圍則明顯地降低為 $[-0.35, 0.35] \times 10^{-6} \text{ m}$ 。圖五為系統加入兩個週期的脈波信號干擾，藉以模擬汽車在行進的同時會因為路面崎嶇不平或坑洞而造成引擎突然有大幅度之振動。根據圖五所示，在 AEMS 控制前引擎為低阻尼的振動型態，而加入 NTSMC 之後，引擎的振動量很明顯地受到抑制。圖六與圖七分別為終端滑模函數時間響應圖以及系統控制輸入 $u(t)$ 的時間響應圖。如圖七所示，控制輸入的顫振現象並不明顯。

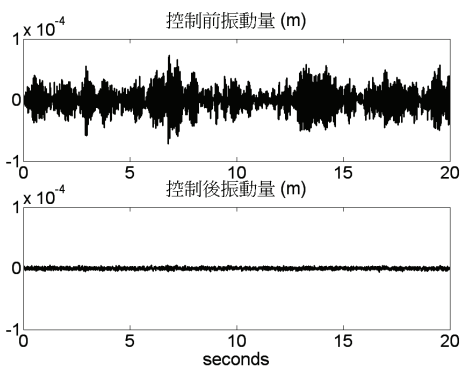
伍、結論

本文討論非奇異終端滑模控制 (NTSMC) 在主動式引擎懸吊系統 (AEMS) 的振動量抑制的應用。本文所設計之 NTSMC 除了能確保快速穩定外，同時具有良好的強健性，能夠使控制系統抵抗系統參數的不確定性及外界干擾信號的影響。由數值模擬結果可發現，汽車怠速時引擎所產生之振動以及在多種不同外界干擾的影響下，使用 NTSMC 之 AEMS 可明顯減緩引擎本體最大的振動量範圍。另外文獻[10]對於穩定性的論述並不完整，本文的貢獻為針對 NTSMC 在

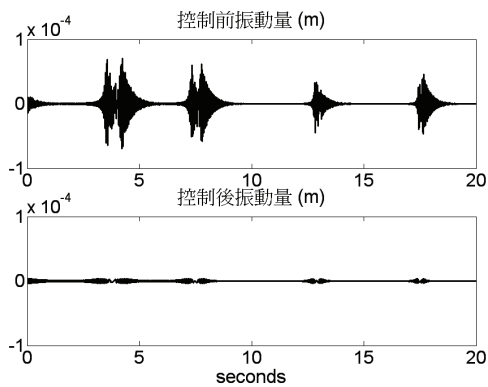
AEMS 之應用的穩定性證明，提出一個完整的論述過程。



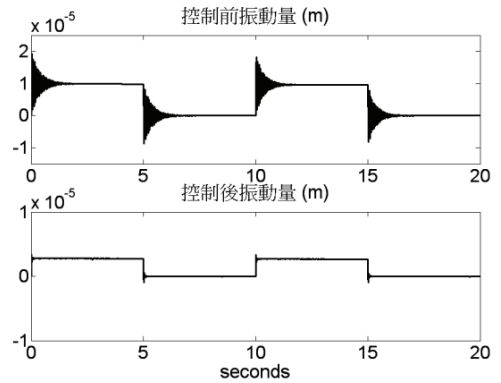
圖二、AEMS 加入自然頻率正弦波干擾



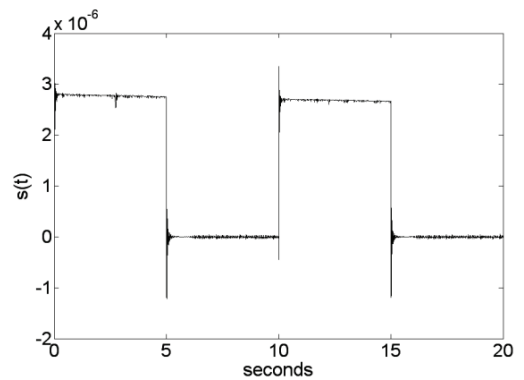
圖三、AEMS 加入隨機擾動干擾



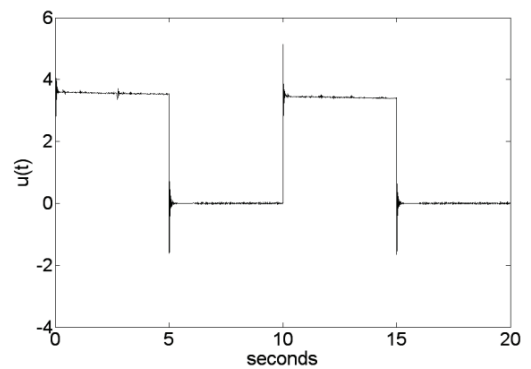
圖四、AEMS 引擎怠速運轉之振動控制



圖五、AEMS 加入兩個週期脈波信號干擾之振動控制



圖六、AEMS 加入兩個週期的脈波信號干擾之終端滑模函數時間響應圖



圖七、AEMS 加入兩個週期的脈波信號干擾之 NTSMC 控制輸入時間響應圖

參考文獻

- [1] J. Yang, Y. Suematsu, and Z. Kang, "Two-degree-of-freedom controller to reduce the vibration of vehicle engine-body system," *IEEE Transaction on Control Systems Technology*, Vol. 9, No. 2, pp. 295-304, 2001.
- [2] Y. Nakaji, S. Satoh, T. Kimura, T. Hamabe, Y. Akatsu, and H. Kawazoe, "Development of an active control engine mount system," *Vehicle System Dynamics: International Journal of Vehicle Mechanics and Mobility*, Vol. 32, No.2-3, pp.185-198, 1999.
- [3] Y. Yu, N.G. Naganathan, and R.V. Dukkipati, "A literature review of automotive vehicle engine mounting systems," *Mechanism and Machine Theory*, Vol.36, No.1, pp. 123-142, 2001.
- [4] L. Benassi and S. J. Elliott, "Active vibration isolation using an inertial actuator with local displacement feedback control," *Journal of Sound and Vibration*, Vol.278, No.4-5, pp.705-724, 2004.
- [5] T.T.V. Cao, L. Chen, F. He, and K. Sammut, "Adaptive integral sliding mode control for active vibration absorber design," *Proceedings of the 39th IEEE International Conference on Decision and Control*, Vol.3, pp. 2436-2437, 2000.
- [6] V.I. Utkin, "Variable structure systems with sliding modes," *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol.22, No.2, pp. 212-222, 1977.
- [7] S.Y. Chen and F.J. Lin, "Robust Nonsingular Terminal Sliding-Mode Control for Nonlinear Magnetic Bearing System," *IEEE Transaction on Control Systems Technology*, Vol. 19, No. 3, pp. 636-643, 2011.
- [8] Y. Wang, X. Zhang, X. Yuan, and G. Liu, "Position - Sensorless Hybrid Sliding-Mode Control of Electric Vehicles with Brushless DC Motor," *IEEE Transactions on Vehicular Technology*, Vol.60, No.2, pp. 421-432, 2011.
- [9] Y. Fenga, X. Yub, and Z. Man, "Non-singular terminal sliding mode control of rigid manipulators," *Automatica*, Vol.38, No.12, pp. 2159-2167, 2002.
- [10] A. A. Wijaya, F. J. Darsivan, M. I. Solihin, Wahyudi, and R. Akmeliawati, "Terminal sliding mode control for active engine mounting System," *IEEE/ASME International Conference on Advanced Intelligent Mechatronics*, pp. 417-420, 2009.
- [11] 汪士慶, 滑模控制系統的分析與應用, 修平技術學院電機工程研究所碩

士論文，2011年。

J.J.E. Slotine and W. Li, *Applied Nonlinear Control*, Prentice-Hall, New Jersey, 1991.

互動正義與員工創新行爲： 自我效能及主管部屬交換之干擾效果

蔡啟通

摘要

本研究探討員工的互動正義(摒除關係-特權)、自我效能、及主管部屬交換(LMX)分別與其創新行為之關係。其次，本研究欲檢驗員工的自我效能是否會對摒除關係-特權(RGP)與其創新行為之關係產生干擾效果；員工知覺的 LMX 是否會對 RGP 與其創新行為之關係產生干擾效果。再者，本研究亦欲瞭解員工自我效能對於 RGP 與其創新行為的關係之干擾效果是否會受到高低 LMX 的干擾。本研究之受測對象為 985 位員工，實得有效問卷 539 份。結果顯示，員工的 RGP 愈高，其愈不會積極表現出創新行為；自我效能或 LMX 愈高，愈會積極表現出創新行為。員工的自我效能會對 RGP 與其創新行為之關係產生干擾效果。當員工的自我效能低時，員工的 RGP 愈高，其愈不會積極表現出創新行為；相對而言，當員工的自我效能高時，則員工的 RGP 與創新行為沒有關連性。再者，員工自我效能對於 RGP 與其創新行為的關係之干擾效果會受到高低 LMX 的干擾。當員工知覺愈高品質的 LMX 關係時，自我效能會對 RGP 與其創新行為之關係產生干擾效果。亦即，若員工知覺到高品質的 LMX 關係且自我效能低時，則員工的 RGP 與其表現出之創新行為呈顯著負相關；然而，若員工知覺到高品質的 LMX 關係且自我效能高時，則員工的 RGP 與創新行為沒有關連性。相對而言，當員工知覺愈低品質的 LMX 關係時，自我效能不會對 RGP 與創新行為之關係產生干擾效果。此外，員工知覺的 LMX 不會對 RGP 與其創新行為之關係產生干擾效果。

關鍵詞：互動正義、摒除關係-特權、主管部屬交換、自我效能、創新行為。

Interactional Justice and Employee Innovative Behavior: The Moderators of Self Efficacy and Leader-Member Exchange

Chi-Tung Tsai

Abstract

This study examines the relationships among employees' interactional justice (resignation guanxi and privilege), self-efficacy, leader-member exchange (LMX), and innovative behaviors. In addition to examining the effects of "resignation guanxi and privilege" (RGP), self-efficacy, LMX on the employee innovative behaviors, respectively. This study also explores whether employees' self-efficacy has significant moderating effect on the relationship between employees' RGP and their innovative behaviors, and whether the LMX has significant moderating effect on the relationship between employees' RGP and their innovative behaviors. Finally, this study examines whether the moderating effect of employees' self-efficacy on the relation between RGP and innovative behaviors is, in turn, moderated by LMX. Survey data on 539 employees from Taiwanese hospitality enterprises suggest that the employees who placed less importance on their RGP or more importance on their self-efficacy were more likely to perform innovative behaviors. The employees who perceived the higher LMX most had the higher innovative behaviors. In addition, the RGP had more of a negative impact on employee innovative behaviors when self-efficacy was low rather than high. This pattern was most pronounced for employees who were high in LMX. In contrast, employees who perceived the low level of the LMX and high level of the RGP exhibited lower levels of innovative behaviors, regardless of the level of the self-efficacy. Finally, the LMX had no significant moderating effects on the relationship between the employees' RGP and their innovative behaviors.

Keywords: Interactional justice, Resignation guanxi and privilege, Leader-member exchange, Self-efficacy, Innovative behavior.

壹、前言

創新性 (innovation) 是促進人類進步及全球變遷的重要基礎 [35]。為了因應外在餐飲經營環境的嚴峻挑戰，以提升餐飲產業競爭力及經營績效，國內餐飲業除了關注其銷售產品是否能夠經常推陳出新，同時也重視員工是否積極表現出創新行為 (innovative behavior) [7]。近年來，學術界亦積極投入員工創新行為的相關研究課題 [31]。因此，探討員工創新行為及其工作動機之預測因素不僅是組織行為學和人力資源管理之焦點研究課題，亦是當代管理領域的學者們頗值得投入的一項核心研究議題。「創新行為」是指「企業員工在組織中對於新技術、新製程、新技巧、或新產品的創意尋找、確立、執行、及成功地將創意付諸實踐以成為有用的產品或服務等之整體行為表現歷程」 [8]。

在預測員工創新行為的因素方面。根據過往研究文獻顯示，Amabile、以及 Scott 和 Bruce 的研究成果對此創新行為之相關研究領域具有重要貢獻。其中，Amabile 從 1979 年至 1988 年曾採用社會心理學的實驗室研究方法，探討動機取向與個體創新表現之一系列因果研究。研究結果發現內在動機與個體創造性確實存在顯著的因果關係。個體若擁有高的內在

動機，將會因其具有高度的認知變通性及複雜性，進而在工作上積極地表現出創造性 [12]。Amabile 將實驗法研究所得的原理、原則實際應用於企業界，並根據研究成果試圖找出重要因素以解釋個體創新行為表現，這些因素包括動機、資源、技巧等。再者，Scott 和 Bruce 也探討員工創新行為之預測因素，Scott 和 Bruce 徑路分析結果則顯示，在同時考量領導、工作團體、問題解決型式的情況下，員工知覺愈高品質的 LMX 關係，其愈會積極表現出員工創新行為；他們也發現員工的創新行為分別與其公司之支持創新及提供資源等創新的心理氣候「有高度的相關 [32]。隨後，國內外研究者亦積極朝此相似研究方向進行探討 [1][6][34][35]。審視上述學者們的研究成果，可以看出個體擁有可運用的技能資源、執行工作任務的內在動機、以及身處的領導脈絡因素可以是預測員工創新行為表現的重要因素。換言之，以「資源-動機-領導」為預測變項可以是探討員工創新之一項重要研究途徑。爰此，本研究將同時考量表徵員工技能資源之 RGP、代表內在動機之自我效能、以及反應主管-部屬交換關係品質之 LMX，分別探討其對員工創新行為的預測力。

重要的是，自從 Amabile 提出影響創新工作表現的動機、資源、技巧之三元交

互效果模型 (model of intersectional effect) [12] 至今, 已有許多研究文獻探討員工創新行為及其預測因子之關聯性, 但以實徵資料探討餐旅產業的員工互動正義感與其創新行為之相關研究並不多見。根據蔡啟通結構模型分析結果發現摒除關係與特權 (resignation guanxi and privilege, 簡稱 RGP) 與員工創新行為存在顯著負向關聯性 [7]。蔡啟通指出台灣餐旅業員工對於蘊涵華人社會關係脈絡的獨特文化價值之互動正義變項 (RGP), 其釋意可能與西方正義觀是不同的; 亦即, 員工會賦予 TRGP 為匱乏社會支持 (deficient social support) 意涵以解釋其何以不會積極表現出創新行為 [6]。然而, 截至目前為止, 尚無研究檢測哪些因素會對「RGP 與員工創新行為的關係」產生干擾效果 (moderation effects), 以致於不易提供餐旅產業具體之管理實務涵意。爰此, 本研究的第一個目的在於重覆驗證 RGP 與員工創新行為是否存在顯著負相關? 亦同時探討自我效能 (self-efficacy) 及主管部屬交換 (leader-member exchange, 簡稱 LMX) 關係品質分別與其創新行為之關係。此外, 本研究的第二個目的不僅探討員工的自我效能及主管部屬交換 (LMX) 關係品質是否會分別對「RGP 與員工創新行為的關係」產生干擾效果? 本研究亦欲瞭

解自我效能對於「RGP 與員工創新行為的關係」之干擾效果是否會受到高低 LMX 的干擾。

本研究與過去的研究不同處在於: (一) 延續蔡啟通 [6] 研究發現, 重複驗證蘊涵華人關係脈絡的 RGP 變項與員工創新行為之關連性。(二) 考量 Amabile、以及 Scott 和 Bruce 的研究成果 [12][32], 同時納入自我效能和 LMX 變項, 考驗自我效能和 LMX 分別與 RGP 的交互作用是否會共同對創新行為產生效果。並以 Amabile 三項環之創新交互模型為學理基礎 [12], 首次檢測 RGP、自我效能、和 LMX 三元交互作用對員工創新行為之效果。

綜合上述, 本研究認為若能以實徵資料檢測並發現上述二元和三元交互效果, 將有助於瞭解自我效能的個人動機因素以及 LMX 關係品質, 以有效調整 RGP 對員工創新行為之負向預測力, 將可進一步厚植創新行為之理論基礎和管理實務發展。

貳、文獻探討與假設推演

一、預測員工創新行為的主要效果因素

(一) 組織正義: 摒除關係與特權

組織正義是指企業員工對於組織中的管理及工作相關事件之公平知覺程

度。蔡啟通、黃國隆、高泉豐曾以台灣地區 41 家民營企業之 339 位員工為研究對象，編訂組織正義量表，結果發現編訂後的組織正義量表具有高的內部一致性〔9〕。因素分析的結果顯示可抽取考績與薪酬之公平、重視溝通與公正不阿、及 RGP 等三個因素。其中考績與薪酬之公平是與西方的分配正義的概念相近似，後兩個因素是與西方的程序正義及互動正義的概念相近似。重要的是，RGP 表徵的內涵為員工之不公平知覺，例如「與主管有關係的人擁有較優渥的資源，受到特別關照」、「與主管關係好的員工，犯錯容易被通融」。換言之，RGP 與西方的人際互動之組織正義內涵並不相同，它可說是東方社會重視關係的獨特正義觀。誠如黃光國指出「關係」是中國人社會交易法則的基礎，因此關係屬性的正義概念或許可解釋中國人的行為表現〔3〕。

不僅如此，楊國樞認為中國傳統社會中的關係可以是一種資源。所以，人際間常會有「套關係、拉關係」之現象，以獲取豐富資源，使得創新能夠付諸實踐〔11〕。Amabile 亦曾強調資源（resources）是員工創新行為表現不可或缺的要件〔12〕。

如果將關係-特權視為是一種技能資源的概念，那麼 RGP 是否可顯著地預測員工創新行為呢？這方面的研究成果並

不多見。蔡啟通以台灣地區國際觀光飯店業 18 家公司之 248 位企業員工為分析對象，探討組織正義各因素分別與其創新行為的關係〔6〕，結構模型分析結果顯示，LMX 與員工創新行為之關係不僅會透過考績與薪酬之公平而達成，亦會透過重視溝通與公正不阿而達成；但是，RGP 不會對 LMX 與員工創新行為之關係產生中介效果。重要的是，RGP 之正義知覺程度愈高，員工愈不會積極表現出創新行為（淨標準化迴歸係數值為 -0.44 ， $p < .01$ ）；亦即，在同時考量 LMX、重視溝通與公正不阿、考績與薪酬之公平等變項的解釋力後，RGP 與員工創新行為仍存在顯著負向關連性。因此，本研究假設如下：

假設 1：摒除關係-特權愈高的員工，愈不會積極表現出創新行為。

（二）自我效能

本研究除了關切 RGP 與員工創新行為之關係，亦欲探討員工自我效能是否可以預測其創新行為？所謂自我效能，係指一個人對自己從事某項工作或表現某項行為所具有的能力，以及對該工作或該行為可能做到之地步的一種主觀評價。Bandura 認為個體之所以願意投入、努力、乃至最後能否完成特定的工作或行為，是受到個體對自己完成此特定工作所需的能力知覺的影響，此即效能知覺，此

能力判斷也影響了個體將付出多少努力與持續多久〔13〕〔14〕。若其效能知覺越高，則其所付的努力與耐力可能越多，成功的可能性也越高。且個人對自我效能所具的信念，會決定他是否願意面對問題的情境，也決定他克服困難時所持有的容忍度。

高自我效能的人由於信服自己的能力，認為失敗只是短暫的挫敗，而不是最終的結果，因此即使在面對障礙、失敗、任何負面結果都會堅持下去；反之，低自我效能的人由於不信任自己有能力，因此在行動受挫後將會把失敗視為理所當然。換言之，高自我效能者具有較高的堅持力和自信心之工作動機。在研究概念上，此動機因素是與員工創新行為具有正向關連性〔12〕〔15〕〔18〕。在實徵研究方面，自我效能可正向預測創新行為之相關指標〔4〕；員工的自我效能感愈高，其創造性績效亦愈高〔1〕。Tierney 和 Farmer 研究顯示自我效能亦可正向預測創新行為之相關指標〔34〕。因此，本研究假設如下：

假設 2：自我效能愈高的員工，愈會積極表現出創新行為。

（三）主管部屬交換

本研究除了再次驗證 RGP 及自我效能分別對員工創新行為之預測力，也同時探討 LMX 是否可顯著地預測員工創新行

為？根據研究文獻回顧顯示，學者們曾認為主管選擇內團體成員的標準包括：技術能力、人際技巧、與主管之相容性〔20〕〔21〕。例如，達成良好工作表現所具備的能耐，以及願意負起部門成敗的責任感和忠誠感等。部屬若具有高品質之 LMX 關係，往往會取得主管高度的信賴與信任，願意交付更多的任務給這位部屬，並給予較多的支持和資源，讓部屬得以成功地完成任務。

在華人企業組織中，主管部屬的關係強弱可用於區別員工是歸屬於內團體（自己人）或外團體（外人）。Hwang 研究顯示華人領導者對於內團體及外團體的員工會具有差序待遇〔22〕；Leung 認為外團體相較於內團體的員工而言，外團體員工較不會受到主管的依賴及信任〔27〕。學者們亦認為主管部屬的關係強弱是用以管理華人員工的一項重要基礎〔26〕。研究文獻顯示，主管部屬關係強弱可預測華人員工的工作表現〔17〕〔25〕。

再者，文獻顯示高 LMX 的員工比低 LMX 的員工更會從事具挑戰性的工作任務〔28〕。高 LMX 的員工較願意去承受與工作相關的風險，且接受較多與工作相關的資源和認同〔21〕。Amabile 研究顯示上述的工作挑戰性及冒險性等因素可正向預測員工創新行為的相關表現〔12〕。Oldman 和 Cummings 亦發現主管

之人際支持可顯著地預測部屬創新行為的相關指標〔30〕。因此，本研究假設如下：

假設 3：員工知覺愈高品質之 LMX 關係，其愈會積極表現出創新行為。

二、預測創新行為的摒除關係-特權、自我效能、及主管部屬交換之交互效果

在預測員工創新行為的各因素交互作用方面。因為本研究是以 RGP 為主軸，依序探討 RGP 和自我效能的交互作用以及 RGP 和 LMX 的交互作用共同對員工創新行為的效果，並檢測 RGP、自我效能、和 LMX 的交互作用共同對員工創新行為的效果。以下，根據 Amabile 創新模型之技能資源觀點、Bandura 社會認知論之自我效能感、以及 Graen 和 Chshman 之 LMX 理論〔12〕〔13〕〔21〕，推導本研究關切的假設。

Amabile 曾提出員工的資源 (resources)、技術 (techniques)、及動機 (motivation) 等是構成員工創造性之三項要件〔12〕。資源是指在創造性之特定範疇內，個體所能取得及運用之原物料；技術則是個體為了達成創新成果，所需具備之技巧；動機意指個體真實地從事活動所具有的內在工作動機。Amabile 認為上述三項要件的兩兩交集愈大，則個體創新

行為之相關指標愈高。從本研究關切的 RGP、自我效能、及 LMX 等概念意涵，它們似可依序類比 Amabile 主張之資源、內在工作動機、及技巧。若是如此，那麼自我效能、及 LMX 是否會分別對「RGP 與員工創新行為的關係」產生顯著干擾效果？亦即，本研究目的在於探討 RGP 與創新行為之間是否存在重要的干擾變項，使企業員工可以清楚了解如何運用此項關係-特權之資源，以積極表現出其創新行為。由於目前尚無這方面之實證研究成果，所以本研究嘗試做出以下的推論。

首先，在員工的自我效能對「RGP 與其創新行為的關係」之干擾效果方面。自我效能是屬於認知取向之動機概念〔33〕，其建構係源自於社會認知理論 (social cognitive theory)。社會認知論主張環境、認知、及行為等三者彼此互為動態關連。組織成員在進行自我效能認定時，會主動對自身與環境的資源與限制進行判斷。因此自我效能概念是個體先判斷自身是否掌握足夠的知識、訊息、相關經驗、支持來源，再據此判斷來形成一個自身因應能力 (capacity) 或高或低的認定〔1〕〔19〕。本研究推論高自我效能的員工，其內在工作動機強，有助於抑制 RGP 對員工創新行為之負面效果；相對地，低自我效能的員工，則因其內在工作動機較

為薄弱，所以 RGP 對員工創新行為仍具有顯著負相關。

其次，在 LMX 對「RGP 與員工創新行為的關係」之干擾效果方面。當員工知覺到高品質的 LMX 關係時，代表其具有較良好的技術能力與人際技巧，這些技術及技巧會有助於抑制 RGP 對員工創新行為之負面效果；反之，當員工知覺到低品質的 LMX 關係時，則由於缺乏妥善因應 RGP 之技術能力與人際技巧，故員工的 RGP 愈高，其愈不會積極表現創新行為。

再者，近年來已有許多學者開始對個體創新行為或其相關指標的多個預測因素間之交互作用進行探討〔5〕〔30〕〔34〕〔36〕〔38〕。例如蔡啟通和高泉豐研究顯示，員工外在動機對於內在動機與其創新行為的關係之干擾效果會受到組織創新氣候高低的干擾。當員工知覺到高的組織創新氣候時，外在動機會對內在動機與其創新行為之關係產生干擾效果。相對而言，當員工知覺到低的組織創新氣候時，外在動機不會對內在動機與創新行為之關係產生干擾效果〔5〕。蔡啟通研究結果發現「內在動機領域相關技能的交互作用」對員工創新行為的效果會受到高低互動正義之干擾。當員工知覺互動正義高時，內在動機和領域相關技能的交互作用會對其創新行為產生顯著效果。亦即，若員工互動正義高且領域相關技能高時，則

內在動機與創新行為呈高度正相關；然而，若員工互動正義高且領域相關技能低時，則內在動機與創新行為僅呈低度正相關。相對而言，當員工知覺互動正義低時，內在動機和領域相關技能的交互作用對其創新行為不具顯著效果〔7〕。蔡啟通檢測員工學習式目標導向對於轉型領導與創新行為的關係之干擾效果是否會受到表現式目標導向高低的干擾。研究結果發現，若員工表現式目標導向高且學習式目標導向低時，則員工知覺到的 TFL 與其表現出之創新行為呈顯著正相關〔8〕。Zhou 和 George 曾企圖探究工作不滿足、組織承諾、及組織環境因素的三元交互作用對員工創造性之效果，研究結果發現，當員工對組織的承諾感高時且身處於正向的組織環境中（同事間有用的工作回饋、同事的高度協助支持、或組織的高度支持），那麼工作不滿足感愈高，則員工會表現出最佳的創造性〔38〕。可惜的是，截至目前為止，探討員工創新行為的多個預測因素間之交互作用效果之實證研究則尚不多見。

根據研究文獻顯示，探討 RGP、自我效能、及 LMX 對員工創新行為的交互效果之實證研究尚付之闕如。所以，本研究欲初步探討自我效能對於「RGP 與創新行為的關係」之干擾效果是否會受到高低 LMX 的干擾呢？本研究以 Amabile 三

項環之創新交互模型為學理基礎回答上述研究問題。明確地說，Amabile 主張當個體具備高度之內在工作動機、具有妥善運用資源的高創造相關技巧、以及擁有領域相關技能的基本資源，那麼其創新工作表現將更佳。由於本研究關切的 TRGP 和自我效能分別具有技能資源和在內動機概念，那麼根據 Amabile (1988) 交互模型，探討創新工作表現需再納入技巧，並與資源動機整合在一起。

前已述及，RGP 和自我效能的二元交互作用效果是以員工自我效能具有高內在動機而有助於抑制 RGP 負面效果之推論。本研究推論 LMX 高者，可能因與主管關係品質良好而累積其豐富的社會人際技巧，可使得員工擁有更多的時間與心力以縮短工作流程，專注投入並思考創新的作法，這將有助於提升自我效能的內在動機作用，進而更加抑制 RGP 負面效果。亦即，自我效能對於「RGP 與員工創新行為的關係」之干擾效果可能會受到 LMX 高低的干擾。當 LMX 高時，自我效能會更抑制「RGP 與員工創新行為之關係」；相對而言，當 LMX 低時，自我效能則不會對「RGP 與員工創新行為之關係」產生干擾效果。因此，本研究假設 4、假設 5、及假設 6 如下：

假設 4：員工之自我效能會對「RGP 與員工創新行為之關係」產生干擾效果。

假設 5：LMX 會對「RGP 與員工創新行為之關係」產生干擾效果。

假設 6：自我效能對「RGP 與員工創新行為的關係」之干擾效果會受到 LMX 高低的干擾。

此外，根據研究文獻顯示，員工背景變項與創新行為具有顯著關連性〔5〕〔24〕〔29〕〔32〕，例如蔡啟通和高泉豐研究結果發現，員工背景變項（包含員工教育程度、性別、年齡）對於創新行為具有顯著的整體預測力（ $ps < .001$ ）〔5〕。再者，蔡啟通研究發現重視溝通與公正不阿對員工創新行為亦具有顯著相關（ $p < .01$ ）〔6〕。因此，本研究在檢驗假設時，係將性別、教育程度、職務別、工作年資、年齡等員工背景變項，以及重視溝通與公正不阿予以納入並視其為控制變項（control variables）。

再者，由於本研究探討員工的整體創新行為，但因餐飲業工作性質差異太多，所以也將員工任職的部門別以虛擬變項做為控制變項。另交互作用項，亦可能存在自我效能和 LMX 的二元交互作用對員工創新行為之效果。因此，本文進行迴歸分析時，亦將同時納入上述二元交互作用，考驗其預測力。至於自我效能和 LMX 二元交互作用對員工創新行為的效果將載述於本文之結論與討論。

參、研究方法

一、研究過程及樣本特性

本研究之受測對象為台灣地區餐旅產業之 985 位員工，這些餐旅業之選取方式係採便利取樣，亦即筆者透過認識之餐旅業主管人員，派遣受過訓練之訪員前往調查訪問並回收問卷，總計回收 616 份，回收比率約為 63%。經剔除作答不全及沒認真作答之廢卷後，計得有效問卷 539 份。就本研究樣本特性而言，男性 215 人，女性 324 人；教育程度以大學最多，佔 51.2%，其次為大專及高中（職），各佔 19.3%及 19.5%；基層員工 346 人，主管人員 193 人；平均工作年資為 3.02 年；平均年齡為 27.56 歲。

在員工任職的部門方面，中西餐廳 66 人、宴會廳 109 人、自助餐廳 76 人、客房部 97 人、房務部 51 人、財務和採購部 91 人、人資部 49 人。為了瞭解員工任職於上述七種部門單位的員工是否在其創新行為表現有所差異，本研究以員工任職部門單位為自變項，並以員工創新行為為依變項，進行單因子變異數分析。結果顯示員工創新行為表現不會因員工任職部門單位而有所差異 ($F(6, 532) = 1.33, p = .238$)。

二、測量工具

(一) 組織正義量表

本量表係採用蔡啟通〔7〕編訂的組織正義量表之兩個分量表，分別為重視溝通與公正不阿（相似於程序正義）、摒除關係與特權（相似於互動正義）等兩個因素。受測者以「非常不符合」至「非常符合」的六點量表回答，得分愈高，代表員工的正義感愈高。這兩個因素的 Cronbach's α 值依序為 .74，.82。

(二) 自我效能量表

本量表係蔡啟通和許順旺〔10〕參考並修訂蔡文玲〔4〕所編製的自我效能量表。受測者以「非常不符合」至「非常符合」的六點量表回答，得分愈高，代表員工的自我效能感愈高。此量表可抽取一個因素，信度係數 Cronbach's α 值為 .83。這些結果顯示本量表具有良好的信度及效度。

(三) 主管部屬交換量表

本量表係蔡啟通〔6〕參考並修訂 Liden 及 Maslyn〔28〕所編製的主管部屬交換量表。受測者以「非常不符合」至「非常符合」的六點量表回答，得分愈高，代表員工知覺到愈高品質的 LMX 關係。此量表可抽取一個因素，信度係數 Cronbach's α 值為 .77。這些結果顯示此量表的信度及效度尚可接受。

(四) 創新行為量表

本量表係蔡啟通和高泉豐〔5〕根據 Scott 及 Bruce〔32〕編製的創新行為量表修訂的。受測者以「非常不符合」至「非常符合」的六點量表回答，得分愈高，代表員工愈會積極表現出創新行為。此量表可抽取一個因素，信度係數 Cronbach's α 值為 .79。這些結果顯示此量表具有良好的信度及效度。

肆、研究結果

一、控制變項與員工創新行為間之關係

由表 1 我們可以發現，教育程度與員工創新行為不存在顯著關連性，工作年資與員工創新行為亦不存在顯著關連性 ($p > .05$)；年齡與員工創新行為存在顯著關連性 ($r = .10, p < .05$)，顯示年齡愈高的員工，其創新行為愈高。此外，員工的重視溝通與公正不阿愈高，其創新行為愈高 ($r = .18, p < .01$)。

再者，為了瞭解控制變項是否會對員工創新行為之整體預測力，本研究以迴歸分析進行統計考驗。其中，部門別係以兩個虛擬變數來代表。部門別虛擬變數 1 係以員工任職於餐飲部門（包括中西餐廳、宴會廳、自助餐廳）為 0，客房部門（包括客房部、房務部）和管理部門（包括財務和採購部、人資部）為 1；部門別

虛擬變數 2 則是客房部門為 0，餐飲部門和管理部門為 1。員工的職務別及性別亦以虛擬變數來代表。職務別之虛擬變數係以主管人員為 1，基層員工為 0；性別之虛擬變數係以男性為 1，女性為 0。員工的教育程度、工作年資、年齡、以及重視溝通與公正不阿等變項皆是以員工個人分數減去全體平均數之離均差來代表。

從表 2 的多元迴歸分析（multiple regression analysis）模式一之結果可以看出，部門別虛擬變項 1、部門別虛擬變項 2、性別、教育程度、職務別、工作年資、年齡、重視溝通與公正不阿等八個控制變項可共同解釋員工創新行為分數 6.03% 的變異量，整體模式的 F 檢定值達顯著 ($F(8, 530) = 4.25, p < .001$)。性別與員工創新行為具有顯著正向關聯（未標準化的迴歸係數 $b = .16$ ，淨相關 $r = .11, p < .05$ ）。顯示男性的創新行為表現高於女性。重視溝通與公正不阿對員工創新行為具有顯著正向預測力（未標準化的迴歸係數 $b = .13$ ，淨相關 $r = .17, p < .001$ ）。顯示重視溝通與公正不阿愈高的受測者，其創新行為愈高。

二、摒除關係與特權、自我效能、LMX 與員工創新行為彼此間之關係

由表 1 我們可以發現，自我效能、

LMX 分別與員工創新行為具有顯著正向關聯 ($r_s > .22, p < .001$)。顯示自我效能或 LMX 愈高之受測者,其創新行為愈高。

從表 2 的多元迴歸分析模式二之結果可以看出, RGP、自我效能、及 LMX 等三個變項可共同解釋員工創新行為分數 14.05% 的變異量, R^2 改變量的 F 檢定值為 $F(3, 527) = 16.39, p < .001$ 。RGP 與員工創新行為具有顯著負向關聯(未標準化的迴歸係數 $b = -.11$, 淨相關 $r = -.14, p < .01$)。顯示摒除關係與特權愈高的受測者,其創新行為愈低。自我效能與員工創新行為具有顯著正向關聯(未標準化的迴歸係數 $b = .22$, 淨相關 $r = .24, p < .001$)。顯示自我效能愈高的受測者,其創新行為愈高。LMX 與員工創新行為具有邊緣顯著正向關聯(未標準化的迴歸係數 $b = .10$, 淨相關 $r = .10, p = .079$)。顯示員工知覺愈高品質的 LMX 關係,其創新行為亦愈高。因此,假設 1、假設 2、假設 3 皆獲得支持。

三、RGP 與自我效能的交互作用 、RGP 與 LMX 的交互作用、 以及自我效能與 LMX 共同 對員工創新行為之預測效果

迴歸分析結果顯示(表 2 之迴歸模式三), RGP 與自我效能的交互作用、RGP 與 LMX 的交互作用、以及自我效能與

LMX 共同對員工創新行為具有顯著的預測效果(步驟 3), R^2 改變量的 F 檢定值為 $F(3, 524) = 7.19, p < .01$ 。其中, RGP 與自我效能的交互作用對員工創新行為產生邊緣顯著的預測效果(標準化迴歸係數 $Beta = .08, p = .093$)。顯示自我效能會對「RGP 與員工創新行為之關係」產生干擾效果。

進一步分析結果顯示,當員工自我效能高時(高於全體受測者自我效能平均數之一個標準差), RGP 與員工創新行為存在低度關連性 ($Beta = -.07$)。相對而言,當員工自我效能低時(低於全體受測者自我效能平均數之一個標準差), RGP 與員工創新行為具有顯著負向關連 ($Beta = -.19$); 亦即當員工自我效能低時,員工的摒除特權與關係愈高,其創新行為愈低。因此,假設 4 得到支持。但是, RGP 與 LMX 的交互作用對員工創新行為未達顯著的預測效果(標準化迴歸係數 $Beta = .03, p = .59$)。顯示 LMX 不會對「RGP 與員工創新行為之關係」產生干擾效果。因此,假設 5 沒有得到支持。

表 1 研究變項的平均數、標準差、變項間之相關係數、及量表信度^a (N = 539)

研究變項	平均數	標準差	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 員工創新行為	3.89	.73	(.79)								
2. 重視溝通與公正不阿	3.92	.96	.18***	(.74)							
3. 摒除關係與特權	3.33	1.01	-.01	.41***	(.82)						
4. 自我效能	4.32	.81	.29***	.13**	.12**	(.83)					
5. 主管與部屬交換	4.07	.74	.22***	.58***	.42***	.35***	(.77)				
6. 性別 ^b	.40	.49	.14***	.07	-.05	.03	.03				
7. 教育程度 ^c	14.99	2.02	-.02	-.11**	-.02	-.03	-.01	.03			
8. 職務別 ^d	.36	.48	.10*	.13**	.04	.12**	.11**	.17***	-.09*		
9. 工作年資	3.02	4.56	.00	.11*	-.13**	.01	-.05	.08	-.38***	.20***	
10. 年齡	27.56	7.32	.10*	.09*	-.08	.09*	.01	.26***	-.43***	.42***	.60***

註：^a括弧內之數字為量表信度。

^b員工的性別係以虛擬變數來代表，男性為 1，女性為 0

^c教育程度係以受測者的最高學歷轉換成接受教育的年數來代表。其中國小為 6，國中為 9，高中（職）為 12，專科為 15，大學為 16，研究所為 18。

^d員工的職務別係以虛擬變數來代表，主管人員為 1，基層員工為 0

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

表 2 自我效能和 LMX 分別對「RGP 與員工創新行為的關係」之干擾效果、以及自我效能對「RGP 與員工創新行為的關係」之干擾效果受到 LMX 的干擾之階層迴歸分析摘要表 ($N = 539$)

變 項 ^a	迴 歸 模 式 ^b			
	一	二	三	四
步驟 1：控制變項				
部門別虛擬變項 1	-.02	-.05	-.02	-.05
部門別虛擬變項 2	-.04	-.05	-.04	-.06
性別	.11*	.10*	.10*	.09*
教育程度	.01	.00	.01	.02
職務別	.05	.02	.03	.03
工作年資	-.08	-.08	-.07	-.08
年齡	.09	.07	.05	.06
重視溝通與公正不阿	.17***	.14**	.13*	.13*
步驟 2：主要效果變項				
摒除關係與特權 (RGP)		-.13**	-.17***	-.19***
自我效能		.24***	.22***	.18***
主管部屬交換 (LMX)		.10†	.10†	.09
步驟 3：二元交互效果變項				
RGP X 自我效能			.08†	.06
RGP X LMX			.03	-.03
自我效能 X LMX			.11**	.08†
步驟 4：三元交互效果變項				
RGP X 自我效能 X LMX				.13*
累積變異量 R^2	.06***	.14***	.16***	.17***
R^2 改變量	.06***	.08***	.02**	.01*
整體模式的 F 檢定值	4.25***	7.83***	7.19***	7.08***
R^2 改變量的 F 檢定值	4.25***	16.39***	4.31**	4.76**

註：^a 部門別係以兩個虛擬變數來代表。其中，部門別虛擬變數 1 以員工任職於餐飲部門為 0，客房部門和管理部門為 1；部門別虛擬變數 2 則是客房部門為 0，餐飲部門和管理部門為 1。員工的職務別及性別亦以虛擬變數來代表。職務別之虛擬變數係以主管人員為 1，基層員工為 0；性別之虛擬變數係以男性為 1，女性為 0。員工的教育程度、工作年資、年齡、重視溝通與公正不阿、以及三個預測變項皆是以員工個人分數減去全體平均數之離均差來代表。

^b 每一迴歸模式之步驟的變項後，其對應之數值為「最後迴歸公式中標準化的迴歸係數 β 」。

† $p < .09$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

四、RGP、自我效能、LMX 的交互作用對員工創新行為之交互效果

迴歸分析結果顯示(表 2 之迴歸模式四)，RGP、自我效能、LMX 的交互作用對創新行為產生顯著的預測效果(步驟 4)， R^2 改變量的 F 檢定值為 $F(1, 523) = 4.76, p < .05$ 。換言之，RGP、自我效能、LMX 的交互作用會對員工創新行為產生顯著之預測力。

在 LMX 高時(高於及等於員工 LMX 的平均數)，迴歸分析結果顯示，RGP 與自我效能的交互作用對創新行為產生顯著的預測效果， R^2 改變量的 F 檢定值為 $F(1, 253) = 4.02, p = .046$ 。換言之，員工之 RGP 與自我效能的交互作用會對其創新行為產生顯著之預測力。顯示在 LMX 高時，自我效能會對「RGP 與員工

創新行為之關係」產生干擾效果。進一步分析結果顯示，當員工 LMX 高(高於全體受測者 LMX 平均數之一個標準差)且自我效能高(高於全體受測者自我效能平均數之一個標準差)時，RGP 與員工創新行為存在低度關連性(未標準化迴歸係數 $b = .08$)；亦即當員工 LMX 高且自我效能高時，員工的 RGP 對其創新行為不具有預測力。相對而言，當員工 LMX 高(高於全體受測者 LMX 平均數之一個標準差)且自我效能低(低於全體受測者自我效能平均數之一個標準差)時，RGP 與員工創新行為具有顯著負向關連(未標準化迴歸係數 $b = -.22$)；亦即當員工 LMX 高且自我效能低時，員工的 RGP 愈高，其創新行為愈低。

然而，在 LMX 低時(低於員工 LMX 的平均數)，迴歸分析結果顯示，RGP 與自我效能的交互作用不會對創新行為產

生顯著的預測效果， R^2 改變量的 F 檢定值為 $F(1, 278) = .005, p = .231$ 。換言之，員工之 RGP 與自我效能的交互作用不會對其創新行為產生顯著之預測力。顯示在 LMX 低時，自我效能不會對「RGP 與員工創新行為之關係」產生干擾效果。進一步分析結果顯示，當員工 LMX 低（低於全體受測者 LMX 平均數之一個標準差）且自我效能高（高於全體受測者自我效能平均數之一個標準差）時，RGP 與員工創新行為存在負向關連性（未標準化迴歸係數 $b = -.09$ ）；亦即當員工 LMX 低且自我效能高時，員工的 RGP 對其創新行為具有負向預測力。相對而言，當員工 LMX 低（低於全體受測者 LMX 平均數之一個標準差）且自我效能低（低於全體受測者自我效能平均數之一個標準差）時，RGP 與員工創新行為具有顯著負向關連（未標準化迴歸係數 $b = -.23$ ）；亦即當員工 LMX 低且自我效能低時，員工的 RGP 愈高，其創新行為愈低。

綜上所述，員工自我效能對於 RGP 與其創新行為的關係之干擾效果會受到高低 LMX 的干擾。當員工知覺愈高品質的 LMX 關係時，自我效能會對 RGP 與其創新行為之關係產生干擾效果。亦即，若員工知覺到低品質的 LMX 關係且自我效能高時，則員工的 RGP 與其表現出之創新行為呈顯著負相關；然而，若員工知

覺到高品質的 LMX 關係且自我效能高時，則員工的 RGP 與其創新行為沒有關連性。相對而言，當員工知覺愈低品質的 LMX 關係時，自我效能不會對 RGP 與創新行為之關係產生干擾效果。因此，假設 6 得到支持。

伍、結論與討論

面對二十一世紀全球化及國際化的趨勢下，創新對於提升國家競爭優勢及企業永續經營是不容忽視的要件。蔡啟通和高泉豐〔5〕指出創新是企業獲得並維持競爭優勢的先決條件。Yuan 和 Woodman 亦指出學者們不僅普遍接受創新對組織效能（organizational effectiveness）具有重要性，也指出在動態企業經營環境，員工創新行為更是促進組織邁向成功之一項重要資產〔37〕。準此，我國觀光產業是否能突破僵局以提升餐旅組織競爭力及經營績效，其關鍵在於餐旅業員工是否能積極表現出創新行為。所以，本研究首要目的即在以台灣地區餐旅業員工為研究對象，驗證 RGP 對創新行為之主要效果。其次，探討員工的自我效能及 LMX 分別對「RGP 與其創新行為之關係」的干擾效果。再者，本研究亦欲瞭解自我效能對於「RGP 與其創新行為的關係」之干擾效果是否隨著高低 LMX 而有所差異。以下，針對本研究在主要效果以及干

擾效果兩方面的研究發現進行結論，並討論研究發現在餐旅管理的理論發展及實務應用之意涵。

一、在主要效果方面

首先，餐旅員工知覺的 RGP 若愈高，例如「在我的同事間，有人因與上司關係好而取得較輕鬆的工作」、「本公司內有特殊背景的人，他總是得到較多的資源」，那麼員工愈不會積極表現出創新行為。若以 Amabile [12] 提出的創新攸觀之資源概念為基礎，並將 RGP 視為個人可茲運用的人際資產，本研究結果乃呼應了黃光國 [3]、楊國樞 [11]、蔡啟通 [6] 的研究發現。換言之，假設 1 得到支持。此一研究發現在管理實務上的意涵為，RGP 不僅與西方的互動正義內涵並不相同，它乃是解釋華人創新行為表現之重要要件。為了提升餐旅員工的創新行為，餐旅組織需鼓勵員工維繫並保持良好的人際關係之網絡資源。

其次，餐旅員工的自我效能若愈高，例如「我若無法第一次就做好一件事，我將會繼續嘗試直到它完成」、「一般而言，若我做事不成功，我將會再接再勵」、「如果我遇到一些阻礙，我仍會堅持直到事情完成」，那麼員工愈會積極表現出創新行為。本研究結果與蔡文玲 [4]、Tierney 和 Farmer [34] 等的研究發現是一致的。亦即，假設 2 得到支持。此一研究發現在管

理實務上的意涵為，餐旅員工面對今日多變的經營環境，不輕言放棄尚未完成的事情、努力嘗試複雜的事情，透過努力做事以建立自我效能感，以提升創新行為的表現。

再者，本研究亦關切 LMX 與員工創新行為是否存在顯著關聯性？員工的行為若常由高品質的主管部屬交換關係所驅使，則他會因擁有較多與工作相關的資源和認同 [21]，並且在工作上具有較高的自主性及裁量權。這將使得員工對行為本身的投入較多，會有較好的創新表現，故假設員工的 LMX 越高，其工作中表現的創新行為越多。本研究結果顯示員工知覺愈高品質的 LMX 關係，其愈會積極表現出創新行為。換言之，假設 3 亦得到支持。在學理上，本研究結果呼應了 Scott 和 Bruce [32]、Tierney 和 Farmer [34] 之研究發現。在實務上，餐旅業員工為了能夠展現高的創新行為，需培養自身與其主管之間的良好關係、讓主管覺得是一個有潛力的員工、使得主管願意撥冗並協助解決工作上的問題。

建議未來研究可以考量人際網路資源或人際迎合技能 [16]、不同的動機因素（如余安邦和楊國樞 [2] 之個我及社會取向動機、主管領導行為的不同因素（如僕人式領導 [23]，來探討這些研究變項對員工創新行為之預測力。

二、在干擾效果方面

本研究結果顯示，員工自我效能會對「RGP 與員工創新行為的關係」產生顯著之干擾效果。當員工自我效能低時，RGP 愈低，員工創新行為愈低；相對而言，當員工自我效能高時，RGP 較無法預測員工創新行為。因此，假設 4 得到支持。此研究在學理上的意涵為，一位自我效能低的員工，在工作表現上會有低自信心，總是認為自己沒有能力可以完成工作，此時，低自我效能的員工若摒除關係與特權，將因欠缺可茲運用的資源，使得升高工作之負面素質，所以愈不會積極表現創新行為。上述研究結果在管理實務上的意涵是，管理者需時常鼓勵員工設定具實際及挑戰的目標，並擬定明確規劃（specific planning）〔33〕，或介入策略（intervention strategies）〔19〕，透過訓練機制或方案以達成自我目標。準此，低自我效能的餐旅員工將更能有效掌握關係資源。換言之，如果餐旅組織可以透過某些管理措施來提升員工們的人際技能之脈絡資源，那麼會使得低自我效能員工可以在工作上發揮所長，進而提升其創新行為表現。

此外，本研究發現 LMX 不會對「RGP 與員工創新行為的關係」產生顯著之干擾效果。因此，假設 5 沒有得到支持。面對此研究發現，研究者認為有兩個可能的解

釋。其一，就 LMX 的概念意涵來講，學者們〔25〕〔14〕〔32〕認為員工若知覺愈高品質的 LMX 關係，代表其具有的技术能力以及人際技巧愈高〔20〕〔21〕。若然，LMX 的內涵可能與 Amabile 指陳的資源是不同〔12〕。此差異可能導致「RGP 與員工創新行為的關係」不會因員工的高低 LMX 而有所不同。其二，就受測者對 RGP 賦予的差異解釋來講。員工若是屬於其主管的內團體成員，則可能會以社會支持觀點審視 RGP，進而強化「RGP 與員工創新行為的關係」；相對地，員工若屬於外團體成員，則可能會以內在動機觀點審視 RGP，使得弱化「RGP 與員工創新行為的關係」。因此，本研究推論受測者因其所屬團體屬性，極可能會對 RGP 賦予上述的差異解釋，導致 LMX 不會對「RGP 與員工創新行為的關係」產生干擾效果。但是，這些畢竟是本研究的推論，有待未來研究進一步證實。

此外，本研究雖是以 RGP 為主軸，探討 RGP 和自我效能的交互作用、RGP 和 LMX 的交互作用分別對員工創新行為的效果，但亦可能存在自我效能和 LMX 的二元交互作用對員工創新行為之效果。本研究結果顯示（見表 1 迴歸模式三）自我效能與 LMX 的交互作用對員工創新行為達顯著的預測效果（標準化迴歸係數 $Beta = .11, p < .01$ ）。進一步分析結果顯

示，當 LMX 高時（高於全體受測者 LMX 平均數之一個標準差），員工自我效能與其創新行為存在高度正向關連性（ $Beta = .30$ ）；亦即當員 LMX 高時，員工的自我效能愈高，其創新行為愈高。相對而言，當 LMX 低時（低於全體受測者 LMX 平均數之一個標準差），員工自我效能與其創新行為存在高度正向關連性（ $Beta = .11$ ）。面對此一有趣研究結果，本研究推導其可能原因如下。當員工身處高品質的 LMX 關係，代表其愈高度擁有主管認知之技術能耐、人際技巧、人格或態度相容性等；不僅如此，主管易於將高 LMX 的員工歸類為內團體成員。那麼，LMX 高者，其可能擁有較豐富的社會人際技巧，有效且快速完成主管交付的任務，以高度自信從事具挑戰和新奇的工作，這將有助於提升自我效能的內在動機作用，以積極表現出創新行為。亦即，當 LMX 高時，自我效能更能展現其在員工創新行為的表現；相對而言，當 LMX 低時，自我效能與員工創新行為較不存在關連性。基於上述推論，本研究獲得這樣的二元交互效果是可以理解的。

最後，本研究結果發現員工自我效能對「RGP 與員工創新行為的關係」之干擾效果會受到 LMX 高低的干擾。當員工 LMX 高且自我效能高時，員工的 RGP 對其創新行為不具有預測力。相對而言，當

LMX 高且自我效能低時，員工的 RGP 愈高，其創新行為愈低。然而，當員工 LMX 低時，自我效能高低並不會改變 RGP 與員工創新行為之負向關連性。因此，假設 6 得到支持。上述研究結果在管理實務上的意涵是，為使員工的創新行為不受到抑制，餐旅業應當多培養高自我效能的員工，並且不斷地提升其高品質之 LMX 關係。

陸、研究限制

一、研究資料同源偏差問題之限制

本研究以 RGP 為焦點，發現其與自我效能和 LMX 的交互作用分別會對員工創新行為產生顯著效果，也同時發現 RGP、自我效能、和 LMX 交互作用會對員工創新行為具有顯著效果。惟本研究乃是以自陳報告的調查方式來蒐集 RGP、自我效能、LMX、和創新行為等研究資料。這些資料乃是受測者之主觀認知，所以可能會存在共同方法變異（common method variance）之問題，這是本研究的一項限制。面對此項限制，本研究嘗試應用 Harman 單一因素檢測法（Herman's one factor test）來評估共同方法變異或偏差的問題，如果本研究確實存在此一問題，那麼將全部研究變項的所有題項進行因素分析，將會抽取同一因素，或單一因素可

解釋大部分的變異〔8〕。簡言之，本研究將 RGP、自我效能、LMX、和創新行為等全部研究變項以最大可能估計法進行因素分析。結果顯示可抽取六個因素，且在 64.4%的解釋變異量中，單一因素只解釋 23.9%的變異量。所以，共同方法變異的問題對本研究結果的影響可能不會很大。

二、研究變項視為同一層級及未能納入各種餐旅工作性質樣本之限制

本研究問卷部分係由員工以自陳方式填寫，在個體層次進行統計分析與檢定，惟本研究並未做跨層級（cross level）的處理，所有的變項都視為同一層級處理，這是本研究的一項研究限制。建議未來研究可以收集員不同層級結果變項（如員工創新行為、團隊創新行為、組織創新等）及其預測因素的資料，以進行跨層級分析。

再者，由於餐旅業工作性質差異多，可能影響員工創新行為表現。雖然本研究透過統計考驗，顯示員工創新行為表現不會因員工任職單位而有所差異（ $F(6, 532) = 1.33, p = .238$ ）；此外，本研究進行迴歸分析時，同時加進員工任職部門的兩個虛擬變項並視為控制變項，研究發現（見表 2 迴歸模式一）其對員工創新行為

亦未達顯著（ β 值分別為 $-.02, -.04$ ）。換言之，本研究對象任職部門的工作性質對其創新行為之影響不大。但是，畢竟餐旅產業的工作性質差異太多，不易將全體餐旅業各種工作性質的員工均予以納入，因此本研究結果不宜做過度類化解釋或推論。最後，本研究受限於台灣地區餐旅業的研究樣本不易取得，所以在受測者的樣本選取上是採用便利抽樣法。這亦是本研究的一項限制。

柒、參考文獻

- 〔1〕 王安智（2004）。從轉型式領導到創造性績效產出的心理歷程。台灣大學心理學研究所未發表碩士論文。
- 〔2〕 余安邦、楊國樞（1987）。社會取向成就動機與個我取向成就動機：概念分析與實徵研究。民族學研究所集刊，64，51-98。
- 〔3〕 黃光國（1988）。中國人的人情關係。見文崇一、蕭新煌（主編），中國人：觀念與行為。台北：巨流圖書公司。
- 〔4〕 蔡文玲（1993）。認知型式、自我效能、個人動機與創造性之關係研究。輔仁大學應用心理學研究所未發表碩士論文。
- 〔5〕 蔡啟通、高泉豐（2004）。動機取

- 向、組織創新氣候與員工創新行為之關係：Amabile 動機綜效模型之驗證。管理學報，第二十一卷，第五期，頁 571-592。
- [6] 蔡啟通 (2006)。領導者部屬交換與員工創新行為：組織正義之中介效果及組織特性之干擾效果。管理學報，第二十三卷第二期，171-193。
- [7] 蔡啟通 (2008)。內在動機與員工創新行為之關係：Amabile 三元交互效果及 Shin 中介效果之驗證。管理學報，第二十五卷第五期，549-575。
- [8] 蔡啟通 (2011)。轉型領導、學習式目標導向、表現式目標導向、與員工角色行為之關係。管理學報，第二十八卷第五期，493-520。
- [9] 蔡啟通、黃國隆、高泉豐 (2000)。工作壓力、組織公平性、領導行為、與員工效能之關係。中國心理學年會學術研討會。台北：台灣大學。
- [10] 蔡啟通、許順旺 (2004)。主管濫權、組織正義、自我效能、與員工工作滿足感之關係。2004 年餐旅管理學術與實務研討會。台北：輔仁大學。
- [11] 楊國樞 (1987)。緒論：人文學及社會科學研究的台灣經驗。見賴澤涵主編，三十年來我國人文及社會科學之回顧與展望。台北：東大圖書公司。
- [12] Amabile, T. M. (1988). A model of creativity and innovation in organization. In B. M. Staw. & L. L. Cummings(Eds.), *Research in Organizational Behavior*, 10, 123-167.
- [13] Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- [14] Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman..
- [15] Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, 37, 122-147
- [16] Colella, A., & Varma, A. (2001). The impact of subordinate disability on leader-member exchange relationships. *Academy of Management Journal*, 44(2), 304-315.
- [17] Farh, L. L., Tsui, A. S., Xin, K., & Cheng, B. S. (1998). The influence of relational demography and guanxi: The Chinese case. *Organizational Science*, 9, 471-488.
- [18] Ford, C. (1996). A theory of

- individual creative action in multiple social domains. *Academy of Management Review*, 21, 1112-1142.
- [19] Gist, M. E., & Mitchell, T. R. (1992). Self-efficacy: A theoretical analysis of its determinants and malleability. *Academy of Management Journal*, 17(2), 183-211.
- [20] Graen, G. (1976). Role making processes within complex organizations. In M. D. Dunette (Ed.), *Handbook of industrial and organizational psychology*: 1201-1245. Chicago: Rand McNally.
- [21] Graen, G., & Chshman, J. (1975). A role-making model of leadership in formal organizations: A developmental approach. In J. Hunt & L. Larson (Eds.), *Leadership frontiers*: 143-165. Kent, OH: Kent State University Press.
- [22] Hwang, K. K. (1990). Modernization of the Chinese family business. *International Journal of Psychology*, 25, 593-618.
- [23] Iverson, K. M.(2001). *Managing human resources in the hospitality industry: An Experiential Approach*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.
- [24] James, L., James, L., & Ashe, D. (1990). The meaning of organizations: The role of cognition and values. In B. Schneider(Ed.), *Organizational Climate and culture* (pp. 40-84). San Francisco: Jossey-Bass.
- [25] Lam, T.(2003). Leader-member exchange and team-member exchange: The roles of moderators in new employees' socialization. *Journal of Hospitality and Tourism Education*, 27, 48-68.
- [26] Law, K. S., Wong, C. S., Wand, D. X., & Wang, L. H. (2000). Effect of supervisor-subordinate guanxi on supervisory decisions in China: An empirical investigation. *International Journal of Human Resource Management*, 11, 751-765.
- [27] Leung, K. (1996). The role of beliefs in Chinese culture. In M. H. Bond (Ed.), *The hand-book of Chinese psychology* (pp. 280-293). Hong Kong, P.R.C.: Oxford University Press.
- [28] Liden, R. C., & Maslyn, J. (1998). Multidimensionality of leader-member exchange: An empirical assessment through scale development. *Journal of*

- Management*, 24, 43-72.
- [29] Mumford, M. D. & Gustafson, S. B. (1988). Creativity syndrome: Integration, application and innovation. *Psychological Bulletin*, 103, 27-43.
- [30] Oldham, G. R., & Cummings, A. (1996). Employee creativity: Personal and contextual factors at work. *Academy of Management Journal*, 39, 607-634.
- [31] Rank, J., Nelson, N. E., and Allen, T. D., & Xu, X., (2009). Leadership predictors of innovation and task performance: Subordinates' self-esteem and self-presentation as moderators. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 82: 465-489.
- [32] Scott, S. G. & Bruce, R. A. (1994). Determinants of innovative behavior: A path model of individual innovation in the workplace. *Academy of Management Journal*, 37, 580-607.
- [33] Sternberg, R. J. (2000). *Pathways to psychology*. 2nd Edition. New York: Harcourt College Publishers.
- [34] Tierney, P. & Farmer, S. M. (2002). Creative self-efficacy: Its potential antecedents and relationship to creative performance. *Academy of Management Journal*, 45, 1137-1148.
- [35] Wong, S., & Pang, L. (2003). Motivators to creativity in the hotel industry – perspectives of managers and supervisors. *Tourism Management*, 24, 551-559.
- [36] Woodman, R. W., Sawyer, J. E. & Griffin, R. W. (1993). Toward a theory of organizational creativity. *Academy of Management Review*, 18, 293-321.
- [37] Yuan, F., & Woodman, R. W. (2010). Innovative behavior in the workplace: The role of performance and image outcome expectations. *Academy of Management Journal*, 53: 323-342.
- [38] Zhou, J. & George, J. M. (2001). When job dissatisfaction leads to creativity: Encouraging the expression of voice. *Academy of Management Journal*, 44, 682-696.

修平科技大學《修平學報》徵稿要點

- 一、本刊為純學術性之刊物，專供本校同仁及校外人士發表研究成果及論著之用。
 - 二、論述及研究報告文字（含圖表），以 20 頁為度，來稿須以 Word 格式排版，以電子郵件寄至圖書館校史組（論文格式及版面規格，請至圖書館網頁下載）。
 - 三、無論中文或英文稿件皆須附上中英文題目、摘要，並註明作者姓名及系（所）職稱。他國文字稿件須附中文題目摘要，其字數以 500 字為度；並應列舉中、英文或他國文字之關鍵詞（keywords）。
 - 四、文稿之審查依據「修平科技大學學報評審辦法」。
 - 五、稿件格式按各專業學門標準格式或參考「修平學報論文格式」。
 - 六、作者投稿後，若在作業程序中因故取消投稿者，則其後兩期不再接受其投稿。
 - 七、所投稿件經編審委員審查同意刊登，稿件經刊印後，不得在他處刊印發表。如果已在其他刊物正式公開發表後，轉投本刊物，本委員會不負查核之責，相關著作權問題，由當事人自行負責。稿件若涉及一稿兩投或抄襲者，本學報得拒絕作者稿件 5 年。
 - 八、經審查採用之文章，排版後送請作者校稿，作者僅能修正排版印刷之錯誤，且不得擅自於校稿過程中增減內容。
 - 九、本刊每期以刊登 20 篇論文為原則，經審查後決議可刊登者，如超過篇數，則按最後定稿時間先後排序，安排至下一期刊登。
 - 十、本刊文之作者應對論文之內容及同意發表權之取得，負全部之責任。並請於投稿時即將「修平學報投稿授權聲明書」（附件）填妥後一併寄交。
-
-

十、本刊文之作者應對論文之內容及同意發表權之取得，負全部之責任。若著作人投稿於本刊經收錄後，同意授權本刊得再授權國家圖書館或其他資料庫業者，進行重製、透過網路提供服務、授權用戶下載、列印、瀏覽等行為。並請於接受刊登時即將「著作授權同意書」（附件）填妥後一併寄交。

十一、來稿經採用者，送當期學報光碟 1 份。

十二、本要點經學報編審委員會議通過，陳請校長核定後公布實施，修正時亦同。

修平科技大學學報評審辦法

第一條 來稿之評審係由學報編審委員會遴聘校外相關領域之專家學者擔任。

第二條 由執行編輯收稿、登錄及分類後，交由學術副校長挑選二名校外專業人士或學者進行評審。

第三條 每篇稿件原則上由兩位評審，每位評審除於評審意見表上陳述意見外，並需對稿件作出下述三項之一建議：

- 一、接受刊登。
- 二、修正後再審。
- 三、不予刊登。

第四條 依據前述審查意見，處理方式如下表：

處理方式		第 二 位 評 審 意 見		
		接受刊登	修正後再審	不予刊登
第 一 位 評 審 意 見	接受刊登	刊登	寄回修改	* 第三位評審
	修正後再審	寄回修改	寄回修改	* 第三位評審
	不予刊登	* 第三位評審	* 第三位評審	退稿

*1. 若第三位評審意見為「接受刊登」或「修正後再審」時，則請作者對不予接受之審查意見進行答覆外，將採兩正方評審意見予以刊登。

*2. 若第三位評審意見為「不予刊登」時，將採兩負方評審意見予以退稿。

第五條 本刊將針對審查意見及結果函送投稿人，並說明處理方式。

第六條 評審作業相關人員，對評審委員身份應予以保密，以避免紛爭。

第七條 投稿人不得有打聽及干涉評審委員之言行。

第八條 本辦法經學報編審委員會議通過，陳請校長核定後公布實施，修正時亦同。

修平學報

中華民國一〇一年九月出版

發行人 鍾瑞國

出版者 修平科技大學圖書館校史組

地 址 41280 臺中市大里區工業路十一號

電 話 04-24961100

傳 真 04-24961187

編輯者 修平學報編審委員會

召 集 人—陳培中

編審委員—方世榮 江可達 張志凌 郭武彰

鄧作樑 盧志偉

(依姓氏筆劃排序)

執行編輯—郭武彰

印刷者 天空數位圖書有限公司

地 址 40255 台中市南區忠明南路 787 號 30 樓

電 話 04-22623893

傳 真 04-22623863

版權所有 請勿翻印

HSIUPING JOURNAL

VOL. 25
September 2012



PUBLISHED BY
HSIUPING UNIVERSITY OF SCIENCE AND TECHNOLOGY
TAICHUNG, TAIWAN, R. O. C.

