

銷管費用僵固性、帝國建立動機與公司治理個別機制之成效

陳建中*

摘要：本研究以2005年至2012年台灣上市櫃公司的公司年資料為樣本驗證Chen, Lu, and Sougiannis (2012)帝國建立動機是銷管費用僵固性成因之發現，並進一步探討公司治理個別機制是哪些帝國建立動機所造成僵固性的抑制對策。本研究發現以自由現金流量、總經理任期、總經理離職前、與總經理變動薪酬比率四個變數衡量的帝國建立動機，都會造成銷管費用僵固性。本研究也發現，法人持股比率越高、董事會規模越小、獨立董事比率越大、與總經理兼任董事長，各分別越能抑制一至三項帝國建立動機造成之僵固性，而且台灣公司治理個別機制的整體設計有「所有帝國建立動機所造成的僵固性都能抑制」與「每一個別機制都是有效的，且不會負向增強僵固性」的良好特質。

關鍵詞：公司治理、帝國建立動機、銷管費用僵固性

* 國立中央大學會計學研究所助理教授

SGA Cost Stickiness, Empire-Building Incentives, and the Effects of Individual Corporate Governance Mechanisms

Chien-Chung Chen*

Abstract: This paper uses a sample of firms listed on the Taiwan Stock Exchange over the 2005-2012 period to examine whether the stickiness of selling, general, and administrative costs (SGA costs) can be attributed to the empire building incentives of managers, as hypothesized by Chen, Lu, and Sougiannis (2012). This paper also explores whether individual corporate governance mechanisms can help alleviate SGA cost stickiness caused by the empire building incentives. I adopt free cash flow, CEO's tenure, CEO's short horizon, and CEO's variable pay ratio as proxies for empire building incentives. The results provide evidence to support the Chen et al.(2012)'s hypothesis. Moreover, the adoption of individual corporate governance mechanisms (i.e., higher institutional ownership ratio, smaller board size, higher ratio of outside directors, and CEO's duality) help alleviate cost stickiness imposed by some (one to three) empire building incentives. Furthermore, the empirical evidence indicates that the corporate governance mechanisms of firms in Taiwan's tend to forestall all incentives to empire building. In addition, each of the mechanisms helps to alleviate some of these incentive problems, without imposing adverse side-effects.

Keywords: corporate governance, empire building incentives, SGA cost stickiness

* Assistant Professor, Graduate Institute of Accounting, National Central University

Submitted August 2015
Accepted September 2016
After 3 rounds of review
DOI: 10.6675/JCA.17.2.01

壹、緒論

成本習性 (cost behavior) 是管理會計的重要課題。資源產能¹ (resource capacity) 的投入 (commitment) 是發生成本的直接原因，資源產能需求量 (capacity requirement) 則為預期銷貨收入所決定²；管理者考量銷貨收入與該收入將產生之資源成本兩者間的關係，決定資源投入並產生銷貨收入；決策所產生之銷貨收入額及成本額反應於每一期的損益表中。對於損益表中成本額與銷貨收入額兩者的關係，傳統教科書上多認為呈正向的線性關係，亦即前後期報表中的成本變動量是銷貨變動量的固定比例，此也意謂無論銷貨增加或減少，只要其變動量相同，則成本增加量或減少量是相同的。然而 Anderson, Banker, and Janakiraman (2003) 區別銷貨增加及減少兩種變動情況，實證發現雖然銷貨變動量相同，但銷管費用 (selling, general, and administrative costs, SGA costs) 的變動量在這兩種情況並非相同：因銷貨減少一單位所反應的銷管費用減少量 (以下稱之為銷貨衰退反應)，小於因銷貨上升一單位所反應的銷管費用增加量 (以下稱之為銷貨成長反應)。Anderson et al. (2003) 將銷貨成長反應比銷貨衰退反應大的現象，稱為銷管費用僵固性，Banker and Byzalov (2014) 進一步詮釋 Anderson et al. (2003) 所使用模型的實證結果，認為 Anderson et al. (2003) 發現樣本平均僵固性³ 的存在⁴。

為何會有成本僵固性？傳統教科書認為資源產能需求對產能投入的影響是機械性的，亦即有多少的產能需求就會有多少的產能投入，因此成本變動量是銷貨變動量的固定比例，不會有僵固性。Anderson et al. (2003) 提出另一觀點，認為產能投入並不是單純的受產能需求機械性的影響，產能投入是經理人審慎 (deliberate) 決策的結果；詳細而言，Anderson et al. (2003) 認為產能投入與產能需求的關係受到兩個因素影響，其一為資源產能的增減決策是審慎的：當產能需求下降時，經理人可能會判斷這個下降是暫時性的、下一期可能會回復，亦即經理人會形成「未來產能需求會回復」的機率判斷，這個判斷是經理人審慎決策資源產能投入量的依據；其二為存在資源產能調整成本：包含減少資源產能時之裁撤成本，及因未來產能需求回復所導致須將已減少資源增加回來時，所發生之再聘僱成本。在這兩個因素之下，期初時若已知本期產能需求 (亦即為本期銷貨額) 下降，公司若保持前期的資源投入量，當期會閒置資源產

¹ 本研究所使用之「產能」一詞係指公司所投入之資源，包括製造活動及非製造活動所需之資源。

² 此論述之預設為銷貨收入是資源產能需求的成本驅動因子，或是該因子適當的代理變數。

³ Banker and Byzalov (2014) 認為 Anderson et al. (2003) 的發現不是指每一公司年都存在僵固性，而是在有些公司年有僵固性、有些無僵固性、甚至有些為反僵固性 (指銷貨增加反應比銷貨減少反應小)，但是整個樣本中僵固性的現象較其它兩現象強的情況下，發現迴歸結果資料呈現出僵固性，所以稱其為平均僵固性。

⁴ 關於銷管費用平均僵固性現象的存在，Anderson et al. (2003) 之後續學者採用不同國家的、不同成本類別的、特定產業的樣本資料，也都支持其存在，詳見 Banker and Byzalov (2014) 之探討。林有志、傅鍾仁與陳筱平 (2011) 採用台灣的資料也發現銷管費用平均僵固性的存在。

能，此時經理人須審慎決定保留或裁撤該閒置產能：當資源產能調整成本越高與未來產能需求會回復的判斷機率越高時，經理人越傾向於保留閒置產能；當經理人保留閒置資源時，銷貨衰退反應會小於機械性觀點所稱之固定比例。另一方面，期初時若已知本期產能需求上升，經理人會考慮增加產能投入，而本期的產能投入額將產生本期的銷貨額，銷貨成長反應會相當於機械性觀點所稱之固定比例。因此，有別於傳統教科書認為成本行為單純由本期銷貨所決定，Anderson et al. (2003)認為成本行為是經理人審慎的資源產能投入決策所決定，而這個產能投入決策要考慮未來的產能需求（即未來的銷貨）以及（本期及未來的）產能調整成本，所以Banker and Byzalov (2014)認為成本行為是一個複雜動態決策的結果。

實證上，Anderson et al. (2003)採用員工強度及資產強度作為調整成本大小的變數，採用銷貨連續衰退及GDP成長率作為未來產能需求會回復的判斷變數（Anderson et al. (2003)稱此四個變數為經濟因素，本文亦沿用此名稱）。他們發現調整成本越大及判斷需求越會回復時，銷管費用僵固性越大，支持經理人審慎的資源產能投入決策與調整成本是銷管費用僵固性的成因。Anderson et al. (2003)之後，大量後續對銷管費用僵固性成因的研究也都有相同發現⁵。

當公司產能需求下降時，如果存在資源產能調整成本與未來產能需求可能會回復，審慎的經理人可能會決定保留閒置資源產能，導致成本僵固性現象的發生，因此銷管費用僵固性意謂經理人對未來產能需求的理性準備，對公司所有權人（owners，即股東或債權人）是合理的、有利的，亦即當沒有經理人與所有權人間之代理問題時，公司存在一最適水準的銷管費用僵固性。

Anderson et al. (2003)之後，關於銷管費用僵固性成因的研究大都歸屬於非代理問題之經濟因素成因，然而有趣的是於Anderson et al. (2003)文中，除了經濟因素外，亦推測經理人自利動機造成的代理問題也可能導致銷管費用的僵固性，不過其並未對此推測做實證測試。Chen, Lu, and Sougiannis (2012)則提出代理問題中的經理人帝國建立（empire building）動機會造成僵固性的假說並檢定之⁶。

代理理論主張，當經理人與所有權人的利益不一致（misalignment of interest）時，會產生代理問題；此時，經理人會從事增加自己利益的活動，而非從事對所有權人有利的活動（Jensen and Meckling, 1976）。從代理問題文獻中清楚指出，經理人帝國建立動機是代理問題的一種，即經理人基於自利的動機，傾向帝國建立行為一令公司成長超過其最適規模或傾向保留閒置產能，藉以增加經理人自身由聲望、薪酬、地位及權力而來的效用（Jensen, 1986; Stulz, 1990; Rose and Shepard, 1997;

⁵ 詳見 Banker and Byzalov (2014)及 Guenther, Riehl, and Rößler (2014)對費用僵固性的文獻回顧。林志等人（2011）探討台灣的資料，亦支持 Anderson et al. (2003)所提出之成因。

⁶ Kama and Weiss (2013)探討代理問題中的盈餘目標管理動機，發現其亦是僵固性的成因，但不同於帝國建立動機，盈餘目標管理動機會減緩僵固性。本研究的穩健性測試亦控制盈餘目標管理對僵固性的影響，其結果與主要結果並無差異。

Masulis, Wang, and Xie, 2007; Hope and Thomas, 2008)；譬如Williamson (1963)即指出，經理人會將人員擴張（實證上以銷管費用為代理變數）至超過最適員工規模以提昇自己的利益。若經理人有帝國建立的行為，當公司因銷貨增加而需增添資源時，經理人傾向增添超過最適水準的資源，因此銷貨成長反應將超過無代理問題時的最適銷貨成長反應水準；另一方面，當銷貨減少時公司發生閒置產能，經理人因自利動機傾向保留閒置產能，因此銷貨衰退反應會低於無代理問題時的最適的銷貨衰退反應水準。綜言之，若公司無代理問題時，公司存在一最適銷貨成長反應水準及銷貨衰退反應水準，亦即存在一最適的銷管費用僵固性水準；而當公司存在帝國建立動機的代理問題時，銷貨衰退反應會小於最適銷貨衰退反應，銷貨成長反應會大於最適銷貨成長反應，因此銷管費用的僵固性會大於上述之最適水準。

Chen et al. (2012)使用美國Compustat 1996-2005的樣本資料，支持經理人帝國建立動機是銷管費用僵固性成因的推論。其它的樣本資料是否也支持這個推論呢？這個推論是否於不同國家都成立呢？目前僵固性成因的文獻上對建立帝國動機的探討不多，本研究也沒有發現使用東亞資料來分析的研究⁷。本研究以台灣資料探討之，亦即本研究第一個問題為以台灣資料探討經理人帝國建立動機是否為銷管費用僵固性的成因，並比較本研究實證結果與Chen et al. (2012)之異同。

為了可比較性，本研究沿用Chen et al. (2012)所使用的四個建立帝國動機變數，實證結果為：自由現金流量越高、總經理任期越長，總經理離職前，總經理變動薪酬比率越高，銷管費用僵固性也越高。所以台灣公司的樣本支持Chen et al. (2012)的觀點，帝國建立動機是銷管費用僵固性的成因。有一點值得注意的是，本研究發現總經理離職前有較高的僵固性，這點與Chen et al. (2012)的發現相反—他們發現總經理離職前有較低的僵固性。

發現帝國建立動機是僵固性的成因對未來研究有兩個貢獻。首先，文獻上有些研究（譬如Banker, Basu, Byzalov, and Chen, 2013a⁸）會估計公司僵固性之值，若非代理問題的經濟因素與的帝國建立動機皆是僵固性的成因，於估計公司僵固性時忽略帝國建立動機，可能產生估計偏誤。以本研究樣本測試，發現忽略帝國動機所估計的觀察值僵固性值變異程度至少低估了73%。所以估計僵固性值時需留意是否因忽略帝國建立動機而產生偏誤。

第二個貢獻為，文獻上有利害關係人（譬如管理者與投資人）對公司銷管費用率變化如何反應的研究（譬如Anderson, Banker, Huang, and Janakiraman, 2007，以及Baumgarten, Bonenkamp, and Homburg, 2010）。僵固性會影響銷管費用率變化，非代理問題的經濟因素所導致的僵固性，是經理人對未來產能需求的合理保留，對公司

⁷ 林有志等人(2011)探討台灣公司的資料中代理問題對僵固性的影響，其探討的代理問題為盈餘目標管理動機，並未探討帝國建立動機。

⁸ 他們採用經濟變數為僵固性成因的模型估計個別觀察值之僵固性值，以探討忽略條件穩健性(conditional conservatism)對該估計值之影響。

所有權人是有利的，甚至應是受到鼓勵的；然而建立帝國動機所造成的僵固性是代理問題導致的浪費，對公司所有權人是不利的，應該謀尋對策加以抑制；因此若經濟因素與帝國建立動機同時是僵固性的成因，則公司僵固性值大小將是自私的擴張及合理的產能保留兩者的合併影響，利害關係人應區別公司僵固性值中合理與自私的成分，以做出對僵固性正確的反應。由本研究之樣本發現，公司僵固性值的變異來源中，因帝國建立動機所造成的部分為經濟因素造成部分的2倍以上，換言之，相較於經濟因素，帝國建立動機是影響僵固性更重要的成因，因此對於具有如此兩種不同成分特質的僵固性，利害關係人如何反應是一個有趣的課題。

本研究的第二個問題為公司治理個別機制各是可以抑制哪些帝國建立動機所引起僵固性？理論上，公司治理能減輕代理問題，並抑制經理人為追求自身利益而犧牲所有權人權益的行動（Shleifer and Vishny, 1997）。帝國建立動機會誘發帝國建立行為，對所有權人是不利的。公司治理具監督功能，則能抑制此動機誘發行為的效果，亦即當有公司治理時，同樣的帝國建立動機只能誘發較少的帝國建立行為；特別而言，當銷貨上升時，公司治理可抑制帝國建立動機所誘發的不當支出行為，使銷貨成長反應朝無代理問題時之最適銷貨成長反應水準降低；當銷貨下降時，公司治理可抑制帝國建立動機所誘發的不當保留閒置產能行為，使銷貨衰退反應朝無代理問題時之最適銷貨衰退反應水準增加。換言之，帝國建立動機使銷管費用僵固性變大，向上偏離其最適水準，而公司治理機制抑制帝國建立動機所造成之偏離量，使銷管費用僵固性向最適水準的方向調降。

Chen et al. (2012)之實證發現支持公司治理能抑制帝國建立動機所造成的僵固性⁹。Chen et al. (2012)使用六個公司治理個別機制（法人持股比率、董事會規模、獨立董事比率、總經理未兼任董事長、BCF反接管指數¹⁰以及分期分級董事會）以主成分分析法建構兩個公司治理綜合指標—反接管威脅變數以及其他公司治理變數¹¹，其發現無論在哪個綜合指標下，都有公司治理越強，所有的建立帝國動機所造成的僵固性都會越弱的現象。

雖然Chen et al. (2012)證實公司治理能抑制帝國建立動機所造成之僵固性，然而實務上帝國建立動機可能同時存在不同面向，公司治理也有不同個別機制可以採用，公司於考慮採用公司治理機制時，會逐一考慮個別機制能抑制哪些動機的問題，不需要侷限於全部的個別機制都採用或不採用。因此瞭解哪一個公司治理個別機制可以抑制哪一些帝國建立動機造成的僵固性，可以協助公司考量是否採用某個別公司機制。這個實務上的重要課題，Chen et al. (2012)與其它文獻並未探討。所以本研

⁹ 文獻上亦有其他公司治理機制能抑制帝國建立動機所造成代理問題的證據，譬如「接管威脅」降低帝國建立動機所造成之過度資本支出(Titman, Wei, and Xie, 2004)及過度的購併(Masulis, Wang, and Xie, 2007)。

¹⁰ BCF反接管指數見Bebchuk, Cohen, and Ferrell (2009)。

¹¹ 主成分分析有一個缺點，其所建構的變數可能會損失個別機制的一些變異。Chen et al. (2012)所建構的反接管威脅變數以及其他公司治理變數代表的總變異為50%，換言之，六個個別機制面向之變異有高達50%不會被Chen et al. (2012)用來解釋僵固性的差異。

究第二個研究問題為，探討公司治理個別機制各是哪些帝國建立動機的抑制對策，並分析個別機制整體設計的治理成效。

本研究參考Chen et al. (2012)及其它文獻，使用法人持股比率、董事會規模、獨立董事比率、總經理未兼任（或兼任）董事長四個公司治理個別機制為變數¹²，於迴歸中加入帝國建立動機與公司治理各對應的交叉項為自變數，以探討公司治理個別機制是否能抑制個別的帝國建立動機造成之僵固性。本研究發現，法人持股比率越高，越能抑制自由現金流量、總經理離職前及總經理變動薪酬比率等帝國動機變數造成的銷管費用僵固性；董事會規模越小，越能抑制總經理變動薪酬比率造成的僵固性；獨立董事比率越大，越能抑制自由現金流量、總經理任期及總經理離職前造成的僵固性；總經理兼任董事長越能抑制自由現金流量及總經理變動薪酬比率造成的僵固性。

此外，本研究發現台灣的公司治理在個別機制的整體設計成效而言，有「所有帝國建立動機所造成的僵固性都能抑制」與「每一個別機制都是有效的，且沒有負向增強僵固性副作用」的良好特質。

整體而言，本研究貢獻有四，第一、對於Chen et al. (2012)所提出帝國建立動機是僵固性的成因這個論點，於台灣的樣本中獲得支持，第二、提供數據，顯示模型中包含帝國建立動機變數的重要性。第三、以Chen et al. (2012)發現公司治理能抑制帝國建立動機的論點為基礎，進一步探討其個別機制對個別帝國建立動機的抑制成效，這部份可提供實務界決定是否採行個別機制的依據。第四、發現台灣公司治理個別機制的整體設計良好。

本研究之架構如下：除緒論外，第貳節為文獻探討及假說發展，第參節為研究方法，第肆節為實證結果，第伍節為結論與貢獻。

貳、文獻探討與假說發展

一、帝國建立動機為銷管費用僵固性之成因

Anderson et al. (2003)主張審慎的資源產能增減決策以及產能調整成本是銷管費用僵固性的兩個因素，這兩個因素都隱含公司無代理問題。Chen et al. (2012)發現經理人帝國建立動機的代理問題也會造成僵固性，本研究以台灣的樣本驗證Chen et al. (2012)的假說，如同Chen et al. (2012)，採用自由現金流量、總經理任期、總經理離職前、及總經理變動薪酬比率四個變數來衡量經理人帝國建立動機，本研究從可濫用自由現金額、帝國建立計畫實現能力、總經理短任期問題及利益輸送管道四個觀點發展有關各變數之假說於下：

¹² 依過去文獻，公司治理分為外部監督機制與內部監督機制，法人持股比率屬於外部機制，後者又分為董事會規模、獨立董事比率、與總經理兼任（或未兼任）董事長都是屬於董事會職能，是內部機制。除了這四個治理面向，Chen et al. (2012)還考慮了BCF反接管指數以及分期分級董事會這兩個面向，後面這兩個面向不適合台灣資料。

1. 自由現金流量 (free cash flow)

研究者常用自由現金流量做為代理問題及經理人帝國建立動機的代理變數 (Jensen, 1986; Stulz, 1990; Shleifer and Vishny, 1997; Titman et al., 2004; Richardson, 2006; Masulis et al., 2007)。Jensen (1986)認為當自由現金流量較高時，經理人為了自身利益的考量，有可能將此自由現金流量投資於不利營運或淨現值為負的投資計畫，而非發放給所有權人。Lang and Litzenger (1989)、Richardson (2006)及Chen, Sun, and Xiaodong (2016)亦發現自由現金流量過度投資的證據。據此本研究認為若自由現金流量越高，表示經理人帝國建立行為的可濫用額大，此時經理人帝國建立的行為越多；亦即當銷貨下降時，若經理人有更多可濫用的自由現金來不當保留閒置產能，此將減弱銷貨衰退反應，當銷貨上升時，經理人有更多可濫用的自由現金來過度投資與增加產能，此將增強銷貨成長反應。綜言之，當自由現金流量越高時，經理人帝國建立行為的可濫用額度越大，將造成銷管費用僵固性越高。故本研究提出可濫用自由現金額假說H1-1：

H1-1：(可濫用額假說) 銷管費用僵固性的程度與自由現金流量呈正相關。

2. 總經理任期 (CEO's tenure)

總經理任期為觀察值之現任總經理上任日至觀察值年度的時間長度。總經理的任期越長其累積權力越多，也越有能力在公司內部結盟以鞏固自己在公司的地位 (entrenchment effect)，也越有能力掌控董事會及其他內部監督機制，並進而追求自己的利益，而非所有權人的利益。Hill and Phan (1991)指出總經理的任期越長，公司規模和總經理薪酬間的關係會增強，代表總經理的任期越長越有權力透過薪酬契約的設計以追求自身利益。Berger, Ofek, and Yermack (1997)發現總經理任期越長的公司，財務槓桿的比率越低，意謂擁有權力的經理人有能力選擇其所偏好的低負債，以避免高負債所產生的績效壓力。據此本研究認為若總經理任期越長時，經理人帝國建立計畫的實現能力越強，此時帝國建立的行為越多；亦即當銷貨下降時，經理人有更大實現能力來不當保留閒置產能，此將減弱銷貨衰退反應，當銷貨上升時，經理人有更大的實現能力對產能過度投資，此將增強銷貨成長反應，綜言之，總經理的任期越長，帝國建立計畫的實現能力越強，會造成銷管費用僵固性越高。故本研究提出帝國建立計畫實現能力假說H1-2：

H1-2：(實現能力假說) 銷管費用僵固性的程度與總經理任期呈正相關。

3. 總經理離職前 (CEO's short-horizon)

Chen et al. (2012)認為總經理離職前 (pre-retirement) 會減弱銷管費用僵固性，本研究則認為會增強僵固性。Chen et al. (2012)的推論為：總經理之所以有帝國建立的行為，是因為總經理可以藉由擴大公司規模，以於未來能獲得聲望與更高的獎勵

(Murphy, 1985; Jensen and Murphy, 1990; Rose and Shepard, 1997)，而總經理未來能獲得聲望與獎酬的總和大小取決於其剩餘任期的長短；總經理離職前可藉由擴大公司規模於剩餘任期獲得的未來私人利益較小，所以離職前帝國建立行為會較少，銷管費用僵固性減弱。

Chen et al. (2012)支持上述未來私人利益受限觀點，認為總經理離職前代理問題較小，本研究認為總經理離職前代理問題較大，所以推論方向與其相反。有代理理論的文獻指出，總經理任期本質上是有限 (limited horizon) 的，這個特徵造成總經理偏向重視其自身的短期目標而容易忽略公司的長期目標 (Fama and Jensen, 1983; Larcker, 1983; Lewellen, Loderer, and Martin, 1987)，而這個代理問題於總經理離職前會更嚴重 (高蘭芬、陳怡凱與陳美蓮, 2011; Dechow and Sloan, 1991)。實證上也發現總經理離職前其多種的自利行為，包括投資造成短期盈餘增加但犧牲未來盈餘的計畫、裁減會降低減少短期盈餘但長期有利的研發支出、進行盈餘管理、不進行有利的國際購併、與公司資源的不當增加與過少裁撤 (Smith and Watts, 1982; Dechow and Sloan, 1991; Bebchuk and Stole, 1993; Murphy and Zimmerman, 1993; Matta and Beamish, 2008; Kalyta, 2009; Huson, Tian, Wiedman, and Wier, 2012; Conyon, Fang, and He, 2016)。本研究認為總經理離職前，自利的動機會變強，因此帝國建立的行為較多；亦即當銷貨下降時，經理人較自利而不當保留閒置產能，此將減弱銷貨衰退反應，當銷貨上升時，經理人較自利而會對產能過度投資，此將增強銷貨成長反應，綜言之，總經理離職前其自利動機較強，因此會增加當期帝國建立行為，造成銷管費用僵固性增強。故本研究提出短任期問題假說H1-3¹³：

H1-3：(短任期問題假說)相較於總經理非離職前的情形，總經理離職前銷管費用僵固性的程度較高。

4. 總經理變動薪酬比率 (CEO's variable pay)

總經理變動薪酬比率對帝國建立行為的影響，理論及實證上亦有兩種不同觀點與發現。一些學者發現變動薪酬越多，經理人與所有權人利益較一致，能減弱經理人帝國建立行為，但是其他學者卻發現變動薪酬是經理人從公司獲取額外私人利益的管道 (Hanlon, Rajgopal, and Shevlin, 2003)。Kanninen (2000)探討總經理變動薪酬比率結構對帝國建立的影響，他指出在經理人絕對風險規避遞減及謹慎性偏好遞

¹³ 未來私人利益受限與短任期問題兩個觀點，因為眾多代理理論的文獻支持後者，故本研究亦採取後者。另外，本研究試著更進一步瞭解這兩個觀點的推論基礎：當期資源過度投資或過少裁撤，總經理可能同時會有未來以及當期的私人利益。總經理離職前，若有未來的私人利益，Chen et al. (2012)所稱之未來私人利益受限推論成立；若有當期的私人利益，短任期問題成立。若以上的推論正確，由於臺灣的工作權保障較美國弱，本研究猜測，相較於美國公司，臺灣公司的總經理任期長度受保障較低，總經理較不能預測自己未來任期的長度，因此比較不看重未來私人利益而較重視當期私人利益。所以臺灣公司可能較符合短任期問題觀點，而 Chen et al. (2012)所探討的美國公司則較符合未來私人利益受限觀點。此猜測仍須後續研究驗證。

減的假設下，經理人帝國建立的動機會因經理人的固定薪酬增加而減弱，亦即當經理人固定薪酬占總薪酬的比例減少時，經理人有更大的動機過度投資，原因是增加投資能夠使經理人將資源保留在公司，並透過更多的變動薪酬管道將這些資源轉為私人利益。實證上，Banker, Huang, and Natarajan (2011)亦指出現金薪酬與銷管費用變動呈現負向關係，因為公司採用現金薪酬能夠懲罰經理人在銷管費用支出的浪費。據此，本研究認為若總經理變動薪酬比率越高時，經理人有更多輸送利益管道將帝國建立行為所產生之公司資源轉換成私人獎酬利益，因此帝國建立的行為較多；亦即當銷貨下降時，經理人較會不當保留閒置產能，此將減弱銷貨衰退反應，當銷貨上升時，經理人較會過度投資產能，此將增強銷貨成長反應，綜言之，當總經理變動薪酬比率越高，經理人越有管道輸送私人利益，會造成銷管費用僵固性增強。故本研究提出帝國建立利益輸送管道假說H1-4：

H1-4:(利益輸送管道假說)銷管費用僵固性的程度與總經理變動薪酬比率呈正相關。

本研究 H1-1, H1-2, H1-4所預測的方向與 Chen et al. (2012)相同，H1-3所預測的方向則與 Chen et al. (2012)相反。

二、公司治理個別機制抑制帝國建立動機造成僵固性之成效

本研究預期公司治理個別機制越健全，越能降低經理人帝國建立動機誘發之帝國建立行為的能力，也就是會造成抑制動機所造成之銷管費用僵固性。個別機制有法人持股比率、董事會規模、獨立董事比率、與總經理兼任（或未兼任）董事長四個，帝國建立動機亦有上節所述四個面向，所以四個個別機制分別對四個帝國建立動機，共有十六個假說，發展於下：

1. 法人持股比率（% of institutional ownerships）

目前文獻多顯示法人股東比小股東能夠從外部監督經理人的行為，因為法人股東擁有較集中且高的股權比率、較具有專業能力、也能夠以更有效率的方式監督管理階層（Shleifer and Vishny, 1986; Pound, 1988; Bushee, 1998; Atiase, Mayew, and Xue 2006）。另外Morck, Shleifer, and Vishny (1988)發現法人股東不會涉入公司內部營運，因此可以更獨立的扮演良好的監督角色。Brickley, Lease, and Smith (1988)、Kaplan and Reishus (1990)、Jiambalvo, Rajgopal, and Venkatachalam (2002)發現法人持股比率越高，公司績效表現越好，間接支持法人股東能發揮有效的外部監督功能。Chung and Zhang (2011)也發現法人持股比率越高，公司治理的品質較佳。因此本研究預期法人持股比率越高，越能夠發揮外部的監督功能，越能夠有效抑制經理人帝國建立動機所造成之銷管費用僵固性，故提出以下假說：

H2-1-1：法人持股比率越高，越能抑制自由現金流量所造成之銷管費用僵固性。

H2-1-2：法人持股比率越高，越能抑制總經理任期所造成之銷管費用僵固性。

H2-1-3：法人持股比率越高，越能抑制總經理離職前所造成之銷管費用僵固性。

H2-1-4：法人持股比率越高，越能抑制總經理變動薪酬比率所造成之銷管費用僵固性。

2. 董事會規模 (board size)

董事會規模，亦即董事會成員多寡；成員多或少治理成效比較好有兩個不同的觀點。第一，「專家意見」觀點主張，董事會規模越大，代表越可能具有不同專家背景的董事，越可提供適當意見給經理人制定決策，對公司有正向監督的效果 (Lorsch and Maciver, 1989; Goodstein, Gautam, and Boeker, 1994; Tanna, Pasiouras, and Nnadi, 2011)，越能增強董事會抑制帝國建立動機之能力，故提出以下假說：

H2-2-1a：董事會規模越大，越能抑制自由現金流量所造成之銷管費用僵固性。

H2-2-2a：董事會規模越大，越能抑制總經理任期所造成之銷管費用僵固性。

H2-2-3a：董事會規模越大，越能抑制總經理離職前所造成之銷管費用僵固性。

H2-2-4a：董事會規模越大，越能抑制總經理變動薪酬比率所造成之銷管費用僵固性。

另外，從「協調效率」觀點而言，Fama (1980)認為董事會規模越大，董事會的運作越無效率，使董事會無法發揮應有的監督功能，Jensen (1993)也認為董事會規模越大，董事會成員間難以溝通協調，Yermack (1996)也發現董事會規模與公司價值呈負相關，間接支持董事會規模越小公司治理越強。依據此觀點，董事會規模越小，成員越容易協調、董事會運作有效率，而發揮較強的內部監督功能，越能夠有效抑制經理人帝國建立動機所造成之銷管費用僵固性，故提出以下假說，

H2-2-1b：董事會規模越小，越能抑制自由現金流量所造成之銷管費用僵固性。

H2-2-2b：董事會規模越小，越能抑制總經理任期所造成之銷管費用僵固性。

H2-2-3b：董事會規模越小，越能抑制總經理離職前所造成之銷管費用僵固性。

H2-2-4b：董事會規模越小，越能抑制總經理變動薪酬比率所造成之銷管費用僵固性。

3. 獨立董事比率 (% of independent directors)

相對於內部董事，獨立董事並非公司之內部人，比較沒有動機損害公司所有權人的權益，也不易發生與管理階層勾結的行為，故較為客觀而能維持董事會獨立的運作 (Fama, 1980; Baysinger and Hoskisson, 1990)。文獻發現獨立董事與公司價值呈正向關 (Weisbach, 1988; Byrd and Hickman, 1992; Brickly, Coles, and Terry, 1994; Dechow, Sloan, and Sweeney, 1996; Core, Holthausen, and Larcker, 1999)，Beasley (1996)、Dechow et al. (1996)及Klein (2002)發現獨立董事與財務舞弊及盈餘管理呈負相關，Cyert, Kang, and Kumar (2002)研究也發現當獨立董事任命的消息公佈後，股價呈現顯著增加的趨勢，代表投資者認為獨立董事比內部董事更獨立且客觀，這些

都間接支持獨立董事比內部董事能發揮內部監督功能。因此本研究預期獨立董事比率越高，能發揮較強的內部監督功能，越能夠有效抑制經理人帝國建立動機所造成之銷管費用僵固性，故提出以下假說：

H2-3-1：獨立董事比率越高，越能抑制自由現金流量所造成之銷管費用僵固性。

H2-3-2：獨立董事比率越高，越能抑制總經理任期所造成之銷管費用僵固性。

H2-3-3：獨立董事比率越高，越能抑制總經理離職前所造成之銷管費用僵固性。

H2-3-4：獨立董事比率越高，越能抑制總經理變動薪酬比率所造成之銷管費用僵固性。

4. 總經理兼任董事長 (duality)

關於總經理兼任董事長與否，對於帝國建立動機的影響，有兩個不同的觀點。第一個觀點主張，總經理兼任董事長將減弱董事會抑制帝國建立動機的能力，其推論如下：Fama (1980)指出董事會主要受公司所有權人所託，監督及控制管理階層制定的決策；因此總經理兼任董事長時，同時扮演決策執行與決策監督的角色，會造成董事會涉入過多公司內部的業務，喪失客觀性及監督的力量，並做出損害一般所有權人權益的行為。Patton and Baker (1987)指出具有雙重角色的總經理，會為了自身利益，而影響董事會的監督功能。Boyd (1994)研究指出，總經理兼任董事長將會減低董事會控制力量，且當董事會控制力量減弱，經理人管理階層會肆無忌憚地追求自身利益，使公司代理問題更嚴重，有損公司績效。Core et al. (1999)指出總經理兼任董事長時，為了爭取較多的獎金紅利，會做出有損公司的行為，而有公司治理機制越差，經理人薪酬水準越高的結果。依據此觀點，總經理未兼任董事長時，能發揮較強的內部監督功能，能夠有效抑制經理人帝國建立動機所造成之銷管費用僵固性，故提出以下假說：

H2-4-1a：相較於總經理兼任董事長的情形，總經理未兼任董事長，越能抑制自由現金流量所造成之銷管費用僵固性。

H2-4-2a：相較於總經理兼任董事長的情形，總經理未兼任董事長，越能抑制總經理任期所造成之銷管費用僵固性。

H2-4-3a：相較於總經理兼任董事長的情形，總經理未兼任董事長，越能抑制總經理離職前所造成之銷管費用僵固性。

H2-4-4a：相較於總經理兼任董事長的情形，總經理未兼任董事長，越能抑制總經理變動薪酬比率所造成之銷管費用僵固性。

相反的，有不少文獻認為總經理兼任董事長能解決代理問題，未兼任時反而有代理問題。這個觀點主張，總經理兼任董事長將增強董事會抑制帝國建立動機的能力，其推論如下：Stoerberl and Sherony (1985)、Anderson and Anthony (1986)認為總

經理兼任董事長時，董事會的領導較有效，公司會獲得較佳的績效，也能夠減少董事會與總經理之間的衝突，使決策和執行的過程更有效率。Brickley, Coles, and Jarrell (1997)也指出總經理熟悉公司的運作，且擁有經營公司業務及產業的相關知識，因此總經理兼任董事長，董事會較能夠作出即時且最佳的決策。Weir and Laing (2001)認為總經理兼任董事長，能夠有更多資訊了解公司營運狀況，也會產生責任心及成就感，會更有動機致力於公司績效。Donaldson and Devis (1991)發現總經理兼任董事長的企業有較高的股東權益報酬率，Dahya, McConnell, and Travlos (2002)發現總經理兼任董事長與公司績效間存在正向關係。依據此觀點，總經理未兼任董事長時，董事會較無法發揮內部監督的功能，也較不能夠有效抑制經理人帝國建立動機所造成之銷管費用僵固性，故提出以下假說：

H2-4-1b：相較於總經理兼任董事長的情形，總經理未兼任董事長，越無法抑制自由現金流量所造成之銷管費用僵固性。

H2-4-2b：相較於總經理兼任董事長的情形，總經理未兼任董事長，越無法抑制總經理任期所造成之銷管費用僵固性。

H2-4-3b：相較於總經理兼任董事長的情形，總經理未兼任董事長，越無法抑制總經理離職前所造成之銷管費用僵固性。

H2-4-4b：相較於總經理兼任董事長的情形，總經理未兼任董事長，越無法抑制總經理變動薪酬比率所造成之銷管費用僵固性。

本研究探討這四個公司治理個別機制分別對四個帝國建立動機造成僵固性的抑制效果，共有十六個假說，而Chen et al. (2012)則探討整體公司治理機制對帝國建立動機的抑制效果，故其假說亦與本研究不同。

參、研究方法

本研究以Anderson et al. (2003)提出之模型為基礎，藉由加入帝國建立動機變數及公司治理個別機制變數，以探討帝國建立動機是否是銷管費用僵固性的成因，以及公司治理個別機制是否為抑制此僵固性之對策。

一、Anderson et al. (2003)的模型

Anderson et al. (2003)以下式測試銷管費用平均僵固性是否存在：

$$\Delta \log SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

下標*i*代表公司，*t*代表年。本研究稱(1)式為Anderson et al. (2003)基本模型，各變數定義及衡量如下：

- $\Delta \log SGA_{i,t}$: 本期銷管費用變動率¹⁴，其計算為 $\log SGA_{i,t} - \log SGA_{i,t-1}$ (log為自然對數)。
- $Sticky_{i,t} = Dec_{i,t} \times \Delta \log Sale_{i,t}$: 僵固性變數，其中， $\Delta \log Sale_{i,t}$: 本期銷貨變動率，其計算為 $\log Sale_{i,t} - \log Sale_{i,t-1}$ 。
 $Dec_{i,t}$: 本期銷貨衰退的虛擬變數；當 $\Delta \log Sale_{i,t}$ 為負，本期銷貨減少時，其值為 1；反之，其值為 0。

在此模型中，當銷貨變動率為+1%時，銷管費用變動率增加的幅度為 $\beta_1\%$ ， β_1 即為銷貨成長反應；當銷貨變動率為-1%時，銷管費用變動率為 $-(\beta_1 + \beta_2)\%$ ， $\beta_1 + \beta_2$ 即為銷貨衰退反應，銷管費用僵固性為銷貨成長反應－銷貨衰退反應，亦即 $\beta_1 - (\beta_1 + \beta_2) = (-\beta_2)$ 。Anderson et al. (2003)預期銷貨成長反應 β_1 會大於0，假若銷管費用確實存在僵固性現象，也就是說銷貨成長反應大於銷貨衰退反應， $(-\beta_2) > 0$ ，亦即 $\beta_2 < 0$ 。當 β_2 越小（負越多）時，表示僵固性越大。

Anderson et al. (2003)考慮產能調整成本變數及產能需求回復判斷變數為僵固性的成因，將(1)式之 β_2 加以擴展為 $\beta_{2,i,t}$ ，

$$\beta_{2,i,t} = \beta_2' + \theta_1 AssInt_{i,t} + \theta_2 EmpInt_{i,t} + \theta_3 SuccDec_{i,t} + \theta_4 GDPGrow_{i,t} \quad (2)$$

將(2)式代入 Anderson et al. (2003)基本模型(1)，令 $\beta_2 \equiv \beta_2'$ ，得：

$$\Delta \log SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$Control_1$ 至 $Control_4$ 分別依序代表 $AssInt$ 、 $EmpInt$ 、 $SuccDec$ 、 $GDPGrow$ 四個經濟變數，其與 $Sticky$ 之交乘項為本研究後續模型之控制變數。本研究稱(3)式為Anderson et al. (2003)經濟變數模型，其個別變數定義、衡量以及迴歸係數之預期，說明如下¹⁵：

$AssInt$: 資產強度，總資產除以銷貨收入淨額。

$EmpInt$: 員工強度，員工總人數除以營業收入淨額。

Anderson et al. (2003)認為資產強度（員工強度）越大時，則公司之產能調整成本越大，此時，若本期銷貨減少，經理人又判斷需求有回復的可能，經理人越可能保留閒置產能，避免承擔大額的調整成本，所以本研究預期 $AssInt$ ($EmpInt$) 越大時，經理人越傾向保留閒置產能，銷管費用僵固性越大，亦即 $\theta_1(\theta_2) < 0$ 。

¹⁴ 本研究以銷貨量作為銷管費用成本動因的代理變數。由於研發費用的成本行為與銷售管理成本不同，研發費用有不同於銷貨的特定決定因素 (Lai, Lin, and Lin, 2015)，亦即以銷貨量作為研發費用之代理變數是不適當的，故本研究之銷管費用定義為管理費用加銷售費用，不含研發費用。

¹⁵ Anderson et al. (2003)經濟變數模型主要是探討僵固性是否隨不同因素而系統性變動，特別是檢定經濟因素是否為僵固性的成因。故 Anderson et al. (2003)經濟變數模型之 β_2 是指經濟因素外的固定僵固性，而 ABJ 基本模型之 β_2 指樣本平均的僵固性，兩者意義不同。因此本研究未對 Anderson et al. (2003)經濟變數模型之 β_2 提出假說。

SuccDec : 連續銷貨衰退，前期銷貨是否減少的虛擬變數。當 $Dec_{i,t-1}$ 為負時，其值為1，反之為0。

GDPGrow : 總體經濟成長，為實質GDP年成長率。

Anderson et al. (2003)認為若經理人面臨本期及前期銷貨皆衰退的連續衰退情形（總體經濟成長率越高）時，經理人對未來產能需求回復的判斷機率較低（高），亦即未來較不會（會）使用到本期之閒置產能，此時經理人越傾向不保留（保留）閒置產能，所以本研究預期 *SuccDec*為1（*GDPGrow*越高）時，經理人越不會（會）保留閒置產能，銷管費用僵固性也較小（大），亦即 $\theta_3 > 0$ （ $\theta_4 < 0$ ）。

二、帝國建立動機模型

為了驗證H1-1至H1-4帝國建立動機是否為銷管費用僵固性的成因，本研究以Anderson et al. (2003)經濟變數模型為基礎，參照Chen et al. (2012)的作法，將 β_2 擴展為 $\beta_{2,i,t}$ ，

$$\beta_{2,i,t} = \beta_2 + \gamma_1 \times FCF_{i,t} + \gamma_2 \times Tenure_{i,t} + \gamma_3 \times ShortHori_{i,t} + \gamma_4 \times VarPay_{i,t} \quad (4)$$

將(4)式代入(3)式，令 $\beta_2 \equiv \beta'_2$ ，得帝國建立動機模型：

$$\begin{aligned} \Delta \log SGA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{n=1}^4 \gamma_n IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} \\ & + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

模型中， $IoEB_n$ 為帝國建立動機變數， $IoEB_1$ 至 $IoEB_4$ 分別依序代表 *FCF*、*Tenure*、*ShortHori*、以及 *VarPay*；個別變數定義、衡量以及迴歸係數之預期，說明如下：

FCF : 自由現金流量，依據Lehn and Poulsen (1989)與 Lang, Stulz, and Walking (1991)所提出之衡量方式，自由現金流量 $FCF = (\text{扣除折舊前營業利益} - \text{所得稅費用} - \text{利息費用} - \text{普通股現金股利及特別股現金股利}) \div (\text{期初資產總額})$ 。當 *FCF* 自由現金流量越高時，公司的可濫用額越高，帝國建立行為也就越多，銷管費用僵固性也就越大，亦即H1-1： $\gamma_1 < 0$ 。

Tenure : 總經理任期，總經理上任月至資料觀測年之時間長度，以年為衡量單位。當 *Tenure* 越長，帝國建立計畫的實現能力越強，帝國建立行為也就越多，銷管費用僵固性也就越大，亦即H1-2： $\gamma_2 < 0$ 。

ShortHori : 總經理離職前：總經理於觀測值年或下一年是否離職之虛擬變數，若離職，變數值為1，否則為0。當 *ShortHori* 為1總經理離職前，有更大自利動機，帝國建立行為會較多，銷管費用僵固性也就較大，亦即H1-3： $\gamma_3 < 0$ 。

VarPay : 總經理變動薪酬比率：總經理變動薪酬比率，計算公式為總經理（獎金及特支+股票股利+現金股利）÷總薪金。當*VarPay*越大時，經理人帝國建立行為能獲取私人利益的輸送管道較多，帝國建立行為會較多，銷管費用僵固性也就較大，亦即H1-4： $\gamma_4 < 0$ 。

三、公司治理模型

為了驗證H2-1-1至H2-4-4公司治理個別機制是否能抑制個別帝國建立動機所造成之銷管費用僵固性，本研究以帝國建立模型為基礎，考慮 γ_n 會受到公司治理變數之抑制，及 β_2 也可能與公司治理相關，故將 β_2 與 γ_n 加以擴展為 $\beta_{2,i,t}$ 與 $\gamma_{n,i,t}$ ，

$$\beta_{2,i,t} = \beta'_2 + \delta_1 \times Inst_{i,t} + \delta_2 \times BoardSize_{i,t} + \delta_3 \times IndeDR_{i,t} + \delta_4 \times Dual_{i,t} \quad (6-1)$$

$$\gamma_{n,i,t} = \gamma'_n + \gamma_{1n} \times Inst_{i,t} + \gamma_{2n} \times BoardSize_{i,t} + \gamma_{3n} \times IndeDR_{i,t} + \gamma_{4n} \times Dual_{i,t} \quad (6-2)$$

$n = 1, 2, 3, 4$

(6-2)式之意義為，不同的帝國建立動機所造成的僵固性 $\gamma_{n,i,t}$ ，能藉由公司治理個別機制來抑制。當 γ_{mn} 為正時，表示當第 m 個個別機制變數越大時， $\gamma_{n,i,t}$ 越大，亦即僵固性越小。將(6-1)及(6-2)式代入(5)式中，令 $\beta_2 \equiv \beta'_2$ 及 $\gamma_2 \equiv \gamma'_2$ ，得公司治理模型：

$$\begin{aligned} \Delta \log SGA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{m=1}^4 \sum_{n=1}^4 \gamma_{mn} Govern_{m,i,t} \times IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} \\ & + \sum_{n=1}^4 \gamma_n IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} + \sum_{q=1}^4 \delta_q Govern_{q,i,t} \times Sticky_{i,t} \\ & + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

$Govern_m$ 為公司治理變數， $Govern_1$ 至 $Govern_4$ 分別依序代表 $Inst$ 、 $Boardsize$ 、 $IndeDR$ 、以及 $Dual$ ；個別變數之定義、衡量以及迴歸係數之預測說明如下：

Inst : 法人持股比率，法人持股數佔公司全部股數之比率，計算公式為（本國政府機構持股+本國金融機構持股+本國信託基金持股+本國公司法人持股+本國其他人+僑外金融機構持股+僑外法人持股+僑外信託基金持股）÷公司全部股數。針對以自由現金流量衡量的可濫用額動機，H2-1-1主張，當 $Inst$ 越大時外部監督功能越強，越能夠抑制該動機產生帝國建立行為，也因此會減弱該動機造成之銷管費用僵固性，亦即主張 $\gamma_{11} > 0$ ；同樣的，針對以總經理任期、總經理離職前、及總經理變動薪酬比率衡量的不同帝國建立動機，H2-1-2至H2-1-4分別主張 $\gamma_{12} > 0$ 、 $\gamma_{13} > 0$ 、及 $\gamma_{14} > 0$ 。

- Boardsize* : 董事會規模，以董事會總人數衡量。針對以自由現金流量衡量的可濫用額動機，H2-2-1a主張，當*Boardsize*越大時董事會運作越有效率，抑制該動機產生帝國建立行為的能力越強，也因此減弱該動機造成之銷管費用僵固性能力越強，亦即主張 $\gamma_{21} > 0$ ；同樣的，針對以總經理任期、總經理離職前、及總經理變動薪酬比率衡量的不同帝國建立動機，H2-2-2a至H2-2-4a分別主張 $\gamma_{22} > 0$ 、 $\gamma_{23} > 0$ 、及 $\gamma_{24} > 0$ 。另一系列假說H2-2-1b主張，當*Boardsize*越大時董事會運作越無效率，抑制該動機產生帝國建立行為的能力越弱，也因此減弱該動機造成之銷管費用僵固性能力越弱，亦即主張 $\gamma_{21} < 0$ ；同樣的，針對以總經理任期、總經理離職前、及總經理變動薪酬比率衡量的不同帝國建立動機，H2-2-2b至H2-2-4b分別主張 $\gamma_{22} < 0$ 、 $\gamma_{23} < 0$ 、及 $\gamma_{24} < 0$ 。
- IndeDR* : 獨立董事比率，獨立董事人數占董事會總人數之比率。針對以自由現金流量衡量的可濫用額動機，H2-3-1主張，當*IndeDR*越大時董事會監督功能越強，越能抑制該動機產生帝國建立行為，也因此會減弱該動機造成之銷管費用僵固性，亦即主張 $\gamma_{31} > 0$ ；同樣的，針對以總經理任期、總經理離職前、及總經理變動薪酬比率衡量的不同帝國建立動機，H2-3-2至H2-3-4分別主張 $\gamma_{32} > 0$ 、 $\gamma_{33} > 0$ 、及 $\gamma_{34} > 0$ 。
- Dual* : 總經理兼任董事長，為虛擬變數，當總經理兼任董事長時，其值為1，反之為0。有兩個系列不同觀點的假說，首先，針對以自由現金流量衡量的可濫用額動機，H2-4-1a主張，當*Dual*為1時，總經理較不會削弱董事會的監督功能，較能抑制該動機產生帝國建立行為，也因此能減弱該動機造成之銷管費用僵固性，亦即主張 $\gamma_{41} > 0$ ；同樣的，以總經理任期、總經理離職前、及總經理變動薪酬比率衡量的不同帝國建立動機，H2-4-2a至H2-4-4a分別主張 $\gamma_{42} > 0$ 、 $\gamma_{43} > 0$ 、及 $\gamma_{44} > 0$ 。另一個相反論點H2-4-1b主張，針對以自由現金流量衡量的可濫用額動機，當*Dual*為1時，董事長較無法透由兼任總經理的角色來增強監督功能，抑制該動機產生帝國建立行為的能力較弱，也因此該動機造成之銷管費用僵固性能力越強，亦即主張 $\gamma_{41} < 0$ ；同樣的，針對以總經理任期、總經理離職前、及總經理變動薪酬比率衡量的不同帝國建立動機，H2-4-2b至H2-4-4b分別主張 $\gamma_{42} < 0$ 、 $\gamma_{43} < 0$ 、及 $\gamma_{44} < 0$ 。

本研究與Chen et al. (2012)之檢定方法不同。相對於本文十六個假說及上述檢定

方法，Chen et al. (2012)只有一個假說「當公司治理較強時，帝國建立動機所造成的僵固性較小」，其檢驗方法為使用主成分分析將機制的面向從六個減少為兩個綜合指標變數，接著以綜合公司治理變數將樣本分為公司治理強及弱兩組，兩個樣本分別進行帝國建立動機模型迴歸，並檢驗兩樣本帝國建立動機與僵固性變數交乘項之參數估計值，是否強公司治理的樣本會小於弱公司治理的樣本。

Chen et al. (2012)這個檢定方法對於其結果分析非常簡潔方便，能發現公司治理某綜合指標變數是否為抑制僵固性的有效對策，然而這個方法無法用來檢定本研究之假說「某個別機制是否有效」¹⁶，因此本研究未採用綜合變數的方法¹⁷，而以個別治理機制、個別帝國建立動機與僵固性變數之交乘項為自變數（共十六個），檢定這些變數參數估計值是否符合預期方向，以探討個別機制是否能抑制個別的帝國建立動機造成之僵固性。

肆、實證結果

一、樣本選擇、資料來源與敘述統計

因資料來源限制¹⁸，本研究樣本為2005至2012年台灣所有上市、上櫃、興櫃公司（不包括性質特殊的金融業及保險業）。資料來源取自台灣經濟新報社資料庫。原始樣本有14,728筆公司年觀察值，本研究進行以下觀察值的刪除(1)當期及前期銷管費用、當期及前兩期銷貨淨額¹⁹、帝國建立動機變數、公司治理變數、控制變數有遺漏值者；銷貨淨額、銷管費用小於或等於0者；(2)自由現金流量小於0者²⁰；(3)銷管費用變動或銷貨淨額變動的極端值，最高與最低各0.5%。最後的樣本為8年1,569家公司共8,949筆公司年觀察值，平均每年有1,021筆，每家公司有5.7筆，刪除過程列示於表1之Panel A。樣本筆數之年度別分配與產業別²¹分配列示於表1之Panel B及C。

¹⁶ 除了無法從綜合變數的效果來推論個別機制的效果外，Chen et al. (2012)所採用的主成分分析法的結果，其中也隱含對於個別機制效果推論上的一致：反接管威脅變數以及其他公司治理變數中，董事會規模的因素負荷量一為正一為負，此意味董事會規模越大有時會增強公司治理，有時會減弱公司治理；法人持股比率也有相同的情形；另外，總經理未兼任董事長的因素負荷量雖然都是負的，但此意謂當總經理兼任董事長時，公司治理越健全，這與其於推論中提到「總經理未兼任董事長是較健全的公司治理」不一致。

¹⁷ 有文獻認為，使用主成分分析，除了能降低變數數目，當自變數彼此相關性很高時，亦有解決共線性問題的優點，同時仍保有大部份之原有個別變數變異。本研究四個公司治理機制之相關係數最高為0.17，共線性問題不大；若以主成分分析分析本研究四個個別機制變數，四個主成分變數之變異數解釋比率由大至小依次為0.32, 0.25, 0.22, 0.2，顯示無法藉由減少變數數目而同時保有大部份原始變數變異。因此從計量上的考量，本研究也不一定適合主成分分析法。

¹⁸ 本研究需使用總經理薪酬資料。行政院金管會於2004年修訂「公開發行公司年報應行記載事項準則」，規定董事薪酬與高階經理人的獎酬須於年報上將薪酬項目分別揭露，以便投資人瞭解董事或高階經理人支領薪酬情形。由於此資料取得限制，研究期間由2005年開始。部份變數的計算需用到前兩期的資料，因此下載的資料年度為2003至2012。

¹⁹ 本研究銷貨淨額採用台灣經濟新報社之營業收入淨額資料。

²⁰ 當自由現金小於0時，公司沒有自由現金可以濫用，H1-1可濫用額假說不成立。

²¹ 產業別係為臺灣證券交易所產業類別，為台灣經濟新報社之資料。

表1 樣本刪除處理及樣本年度分配

Panel A：樣本刪除處理									
原始樣本數									14,728
刪除									
1.當期及前期銷管費用、當期及前兩期銷貨淨額、帝國建立動機變數、公司治理變數、控制變數有遺漏值者；銷貨淨額、銷管費用小於或等於0者									(3,583)
2.自由現金流量小於0者									(2,028)
3.銷管費用變動或營業銷貨淨額變動的1%極端值									(168)
刪除後樣本數									8,949
Panel B：樣本年度別分配									
年度	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
筆數	992	1,070	1,135	1,009	1,082	1,248	1,206	1,207	
Panel C：樣本產業別分配									
產業	筆數	產業	筆數	產業	筆數	產業	筆數	筆數	
01：水泥工業	46	12：汽車工業	34	25：電腦及週邊設備業	624				
02：食品工業	157	14：建材營造	419	26：光電業	709				
03：塑膠工業	172	15：航運	176	27：通訊網路業	476				
04：紡織工業	321	16：觀光	119	28：電子零組件業	1,302				
05：電機機械	505	18：貿易百貨	127	29：電子通路業	274				
06：電器電纜	96	20：其他	445	30：資訊服務業	230				
08：玻璃陶瓷	27	21：化學工業	329	31：其他電子業	483				
09：造紙工業	46	22：生技醫療	416	32：文化創意業	103				
10：鋼鐵工業	255	23：油電燃氣	88						
11：橡膠工業	85	24：半導體業	885						

表2列示本研究變數之敘述性統計。Panel A為銷貨淨額與銷管費用原始數字的敘述統計，銷貨淨額平均數為\$6,660 (百萬)，中位數為\$2,054 (百萬)，標準差為\$21,089 (百萬)；銷管費用平均數為\$425 (百萬)，中位數為\$160 (百萬)，標準差為\$1,244 (百萬)；銷管費用占銷貨淨額的平均數為14%，中位數為8%，標準差為100%；Panel B為Anderson et al. (2003)基本模型變數的敘述統計，銷管費用變動率平均數為0.05，中位數為0.04，標準差為0.25；銷貨變動率平均數0.08，中位數為0.05，標準差為0.38；銷管費用變動率平均數0.05為銷貨變動率平均數0.08之63%；本期銷貨減少 Dec_t 平均數為0.38，表示觀察值中38%為銷貨衰退的情形。

Panel C為帝國建立動機變數之敘述統計。自由現金流量 FCF 之平均數為0.07，中位數為0.05，標準差為0.07；總經理任期年數 $Tenure$ 之平均數為8年，中位數為6年，

標準差為8年；總經理離職前 $ShortHori$ 之平均數為0.22，代表本期經理人即將於當年或下年離職的比率為22%；總經理變動薪酬比率 $VarPay$ 之平均數為0.32，中位數為0.29，標準差為0.24，代表總經理變動薪酬比率佔總薪酬比率為32%。Panel D為公司治理變數之敘述統計，法人持股比率 $Inst$ 之平均數為38%，中位數為35%，標準差為22%，董事會規模 $BoardSize$ 平均數為6.8人，中位數為7人，標準差為2人；獨立董事比率 $IndeDR$ 平均數為17%，中位數為20%，標準差為0.17，代表平均而言，獨立董事人數佔董事會總人數的17%。總經理兼任董事長 $Dual$ 其平均數為0.29，代表29%的總經理兼任董事長；Panel E為控制變數之敘述統計，資產強度 $AssInt$ 平均數為3.4，員工強度 $EmplInt$ 平均數為0.18，連續衰退 $SuccDec$ 之平均數為0.34，表示觀察值中34%為前期銷貨衰退的情形，總體經濟成長 $GDPGrow$ 平均數為0.04，表示GDP成長率平均值為4%。

二、Anderson et al. (2003)基本模型與Anderson et al. (2003)經濟變數模型分析

本節檢定本研究樣本是否存在平均僵固性，以及經濟變數是否為僵固性的成因²²。Anderson et al. (2003)基本模型與其經濟變數模型產業別²³及年度別的固定效果迴歸²⁴結果列示於表3。觀察表3欄(a)Anderson et al. (2003)基本模型結果中， $\Delta \log Sale$ 參數 β_1 估計值為0.34 ($t = 43.1$)顯著正值，表示銷貨每增加1%，銷管費用增加0.34%； $Sticky$ 參數 β_2 估計值為-0.047 ($t = -2.97$)顯著負值，表示銷貨每減少1%，銷管費用只減少0.29% (0.338-0.047)。此結果與Anderson et al. (2003)一致，顯示本研究樣本存在銷管費用平均僵固性。另外 β_2 估計值-0.047也與Banker and Byzalov (2014)於跨國研究台灣樣本中所得之平均僵固性-0.049極為接近。

接著觀察表3 Anderson et al. (2003)經濟變數模型之結果，欄(b)為控制所有經濟變數，欄(c)至(f)為各只控制一個經濟變數。首先觀察 β_1 之結果，從欄(b)至(f)，其估計值皆為0.33或0.34 ($t = 43$)顯著正值。經濟變數部份，由欄(b)可知， $AssInt \times Sticky$ 參數 θ_1 估計值0.0002 ($t = 2.04$)顯著正值，代表當公司資產強度越大，銷管費用僵固性會降低，與預測方向不一致； $EmplInt \times Sticky$ 參數 θ_2 估計值-0.037 ($t = -3.1$)顯著負值，代表當公司員工強度越大時，銷管費用僵固性會增加，與預測方向一致； $SuccDec \times Sticky$ 參數 θ_3 估計值為0.019 ($t = 0.86$)不顯著正值，代表當今年的銷貨衰退如果是第二年的連續衰退時，銷管費用僵固性會減少，與預測方向一致； $GDPGrow \times Sticky$ 參數 θ_4 估計值為-0.247 ($t = -0.62$)不顯著負值，與預測方向一致。

$AssInt$ 與 $EmplInt$ 之相關係數高達0.92 (未列表)，換句話說， $AssInt$ 與 $EmplInt$ 捕捉到相當大重疊的調整成本面向，所以欄(c)及(d) $AssInt \times Sticky$ 與 $EmplInt \times Sticky$ 之 t -value也接近。所以欄(b)中 $AssInt \times Sticky$ 之結果是 $AssInt$ 變異中15% ($=1-0.92^2$)對僵

²² 本研究自變數之連續變數都經過置中平減 (mean-centering) 處理以避免可能的共線性問題。

²³ 本研究採取之產業類別係以台灣證券交易所之產業分類。

²⁴ 本研究之迴歸皆採用產業別及年度別的固定效果迴歸。

固性的影響，這個變異可能是捕捉到與調整成本不相關的因素，所以不為負顯著，甚至為正顯著。

表2 敘述統計

	平均數	標準差	最小值	Q1	中位數	Q3	最大值
Panel A : <i>Sale</i> 與 <i>SGA</i> 原始數字							
<i>Sale</i> (百萬元)	6,660	21,089	0.45	947	2,054	5,184	763,064
<i>SGA</i> (百萬元)	425	1,224	8.07	89	160	366	31,971
<i>SGA/Sale</i>	0.14	1.01	0.003	0.05	0.08	0.13	79.97
Panel B : Anderson et al. (2003)基本模型變數							
$\Delta \log SG A$	0.05	0.25	-2.48	-0.06	0.04	0.15	3.44
$\Delta \log Sale$	0.08	0.38	-4.76	-0.08	0.05	0.20	6.63
<i>Dec</i> (虛擬變數)	0.38	0.48	0	0	0	1	1
Panel C : 帝國建立動機 $IoEB_n$							
<i>FCF</i>	0.07	0.07	0.00004	0.03	0.05	0.09	1.77
<i>Tenure</i> (年)	8.53	8.03	1	3	6	12	48
<i>ShortHori</i> (虛擬變數)	0.22	0.41	0	0	0	0	1
<i>VarPay</i>	0.32	0.24	0	0.11	0.29	0.49	1
Panel D : 公司治理個別機制 $Govern_m$							
<i>Inst</i> (%)	37.90	22.67	0	19	35	54	100
<i>BoardSize</i>	6.82	2.07	3	5	7	7	28
<i>IndeDR</i> (%)	17.18	17.01	0	0	20	28.57	75
<i>Dual</i> (虛擬變數)	0.29	0.45	0	0	0	0	1
Panel E : 控制變數 $Control_p$							
<i>AssInt</i>	3.42	60.51	0.13	0.91	1.32	2.02	4,677
<i>EmpInt</i>	0.18	0.51	0.00	0.06	0.13	0.24	40.27
<i>SuccDec</i> (虛擬變數)	0.34	0.47	0	0	0	0	1
<i>GDPGrow</i>	0.04	0.03	-0.01	0.02	0.04	0.06	0.11

變數定義： $\Delta \log SG A$ ：本期銷管費用變動率，其計算為 $\log SG A_{i,t} - \log SG A_{i,t-1}$ 。 $\Delta \log Sale$ ：本期銷貨變動率，其計算為 $\log Sale_{i,t} - \log Sale_{i,t-1}$ 。*Dec*：本期銷貨衰退的虛擬變數；當 $\Delta \log Sale_{i,t}$ 為負，其值為1；反之，其值為0。*FCF*：自由現金流量，衡量方式為（扣除折舊前營業利益－所得稅費用－利息費用－普通股現金股利及特別股現金股利）÷（期初資產總額）。*Tenure*：總經理任期，衡量方式為總經理上任月至資料觀測年之年長度。*ShortHori*：總經理離職前之虛擬變數，衡量方式為總經理於觀測值年或下一年若離職，變數值為1，否則為0。*VarPay*：總經理變動薪酬比率，衡量方式為（獎金及特支+股票股利+現金股利）÷總薪金。*Inst*：法人持股比率，衡量方式為（本國政府機構持股+本國金融機構持股+本國信託基金持股+本國公司法人持股+本國其他人+僑外金融機構持股+僑外法人持股+僑外信託基金持股）÷公司全部股數。*Boardsize*：董事會規模，以董事會總人數衡量。*IndeDR*：獨立董事比率，衡量方式為獨立董事人數占董事會總人數之比率。*Dual*：總經理兼任董事長虛擬變數，當總經理兼任董事長時，其值為1，反之為0。

另外關於欄(b)中 $SuccDec \times Sticky$ 不顯著的結果，若依據 Banker, Byzalor, Ciftci, and Mashruwalw (2014) 的概念修正：將 Anderson et al. (2003) 經濟變數模型再加入 $SuccDec \times \Delta \log Sale$ 這個自變數，則 $SuccDec \times Sticky$ 參數 θ_3 估計值為 0.225 ($t = 7.45$) 顯著正值 (未列表)，所以 θ_3 不顯著可能是因為遺漏變數 $SuccDec \times \Delta \log Sale$ 的影響²⁵。

Anderson et al. (2003) 認為公司的僵固性有系統性的大小差別，而且調整成本與管理者未來需求回復判斷等經濟變數是其大小的決定因素，從以上實證分析，本研究樣本符合 Anderson et al. (2003) 的理論預期。綜言之，本研究發現台灣上市櫃公司存在平均銷管費用僵固性，而且僵固性大小受經濟變數所影響，此結果也與林有志、傅鍾仁與陳筱平 (2011) 的發現一致。

表3 Anderson et al. (2003) 基本模型與經濟變數模型之迴歸結果

Anderson et al. (2003) 基本模型							
$\Delta \log SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ (1)							
Anderson et al. (2003) 經濟變數模型							
$\Delta \log SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ (3)							
變數	預期符號	經濟變數模型，只含一經濟變數					
		(a) 基本模型	(b) 經濟變數模型	(c) <i>AssInt</i>	(d) <i>EmpInt</i>	(e) <i>SuccDec</i>	(f) <i>GDPGrow</i>
$\Delta \log Sale$	+	0.338*** (43.10)	0.332*** (42.54)	0.332*** (42.60)	0.332*** (42.57)	0.339*** (43.16)	0.338*** (43.06)
<i>Sticky</i>	?	-0.047*** (-2.97)	0.011 (0.52)	0.017 (1.04)	0.020 (1.21)	-0.075*** (-3.97)	-0.045*** (-2.80)
<i>Control_p × Sticky</i>							
<i>Control₁: AssInt</i>	—		0.0002** (2.04)	-0.0001*** (-11.61)			
<i>Control₂: EmpInt</i>	—		-0.037*** (-3.10)		-0.013*** (-11.87)		
<i>Control₃: SuccDec</i>	+		0.019 (0.86)			0.060*** (2.72)	
<i>Control₄: GDPGrow</i>	—		-0.247 (-0.62)				0.152 (0.40)
<i>Adj-R²</i>		0.286	0.297	0.297	0.297	0.286	0.286

1. N=8,949。

2. () 括號內為 t 值。

3. 模型含產業別及年度別之固定效果。

4. *, **, *** 分別代表達到雙尾 10%、5%、1% 顯著水準。

5. $Sticky = Dec \times \Delta \log Sale$ 。其餘變數定義及衡量方式見表 2。連續自變數採取置中平減 (mean-centering) 處理。

²⁵ 為了與文獻上 Anderson et al. (2003) 經濟變數模型一致，也與 Chen et al. (2012) 可以比較，本研究之後的模型仍使用四個經濟變數作為控制變數，未刪除 $AssInt \times \Delta \log Sale$ 變數，也未增加 $SuccDec \times \Delta \log Sale$ 變數。

三、帝國建立動機模型之迴歸分析

本研究使用(5)式帝國建立動機模型來檢定個別帝國建立動機是否為造成銷管費用僵固性的成因，亦即檢定H1-1至H1-4是否成立，結果列示於表4。欄(a)為(5)式完整模型，同時檢定所有帝國建立動機變數，欄(b)至(e)為各只檢定一個帝國建立動機變數。由欄(a)可知， $FCF \times Sticky$ 參數 γ_1 估計值為-1.10 ($t = -3.41$) 顯著負值，支持H1-1可濫用額假說「經理人自由現金流量越多，將導致越高的銷管費用僵固性」； $Tenure \times Sticky$ 參數 γ_2 估計值為-0.005 ($t = -2.71$) 顯著負值，支持H1-2實現能力假說「經理人任期越久，將導致越高的銷管費用僵固性」。 $ShortHori \times Sticky$ 參數 γ_3 估計值為-0.114 ($t = -4.35$) 顯著負值，支持H1-3短任期問題假說「當總經理離職前，其自利動機增強，將導致越高的銷管費用僵固性」。 $VarPay \times Sticky$ 參數 γ_4 估計值為-0.077 ($t = -1.47$) 接近顯著負值，雖未完全支持H1-4利益輸送管道假說「經理人變動薪酬比率越高，將導致越高的銷管費用僵固性」，但方向仍與假說H1-4預期一致。

欄(b)至(e)之結果，於 FCF 、 $Tenure$ 、 $ShortHori$ 、 $VarPay$ 與 $Sticky$ 的交乘項之檢定結果都是負顯著，支持假說H1-1、H1-2、H1-3、H1-4。另外控制變數經濟變數的檢定結果都與Anderson et al. (2003)經濟變數模型結果表3欄(b)相同²⁶。整體而言，除了Anderson et al. (2003)所提出的經濟因素外，台灣上市櫃公司銷管費用僵固性的成因，也受到代理問題影響，特別是受到帝國建立動機所影響，與Chen et al. (2012)之論點一致。

比較Chen et al. (2012)與本研究於建立帝國動機變數估計值之異同。本研究與Chen et al. (2012)唯一顯著不同的是：Chen et al. (2012)之 $ShortHori \times Sticky$ 結果為正顯著²⁷，而本研究為負顯著。換言之，關於總經理離職前對僵固性的影響，Chen et al. (2012)支持未來私人利益受限觀點，認為「總經理離職前，代理問題較小，所以僵固性較小」，而本研究支持H1-3短任期問題假說，認為「總經理離職前，代理問題較大，所以僵固性較大」。本研究與Chen et al. (2012)此項結果不同²⁸可能是因為不同國家政治經濟文化或其它等關鍵因素導致(參考註腳13)，這些因素本研究並未能納入考量，後續研究者可試著加入可能的關鍵因素以釐清總經理離職前對帝國建立行為之影響。除此之外，於 FCF 、 $Tenure$ 、 $VarPay$ 與 $Sticky$ 交乘項之估計值，本研究與Chen et al. (2012)方向相同且數值差距合理²⁹。除了Chen et al. (2012)，Banker, Byzalov and

²⁶ 先前文獻指出，自由現金流量 FCF 衡量上可能會有內生性問題，例如：公司規模、負債比率與投資機會等可能會影響 FCF (Jensen, 1986)，因此將 FCF 純粹視為外生變數的作法有欠周詳。為避免衡量變數的內生性造成迴歸方程式之係數估計產生偏誤，本研究採用工具變數來解決此問題。本研究採用 Lewbel (1997) 及 Banker et al. (2011) 之方法，以 FCF 對 FCF 平方迴歸之估計值當作 FCF 工具變數，採用此工具變數之模型結果仍與上述結果相同。

²⁷ Chen et al. (2012) 總經理離職前參數估計結果是 0.104。

²⁸ 雖然在這個個別假說上，本研究不支持 Chen et al. (2012) 預測的方向，但本研究仍支持 Chen et al. (2012) 「帝國建立動機會影響僵固性」的論點。

²⁹ Chen et al. (2012) 之參數估計結果為自由現金流量-0.8，總經理任期-0.004，總經理固定薪酬比率 0.155。總經理變動薪酬比率=1-總經理固定薪酬比率，所以推算 Chen et al. (2012) 若用總經理變動薪酬比率

Threinen (2013b)探討成本不對稱行為的跨國決定因素時，亦將自由現金流量當作影響僵固性的控制變數，其參數估計結果為-0.21(t=-8.14)，數值大小亦與本研究一致。

文獻上有些研究（譬如Banker et al., 2013a）會估計公司年（firm-year）僵固性之值。若非代理問題的經濟因素與的帝國建立動機皆是僵固性的成因，於估計個別觀察值僵固性時忽略成因之一帝國建立動機，可能產生估計偏誤。以下以本研究樣本試算偏誤量。

比較(3)式Anderson et al. (2003)經濟變數模型及(5)式帝國建立模型之實證結果來瞭解此偏誤之大小。令 $SScore^{EB+Eco}$ 為以帝國建立模型估計之個別公司年觀察值之僵固性值，亦即 $SScore_{i,t}^{EB+Eco} = \hat{\beta}_2 + \hat{\gamma}_1 FCF_{i,t} + \hat{\gamma}_2 Tenure_{i,t} + \hat{\gamma}_3 ShortHori_{i,t} + \hat{\gamma}_4 VarPay_{i,t} + \hat{\theta}_1 AssInt_{i,t} + \hat{\theta}_2 EmpInt_{i,t} + \hat{\theta}_3 SuccDec_{i,t} + \hat{\theta}_4 GDPGrow_t$ ，其中參數估計值為表4欄(a) (5)式之結果，令 $SScore^{ABJEco}$ 為以Anderson et al. (2003)經濟變數模型估計之個別公司年觀察值僵固性值，亦即 $SScore_{i,t}^{ABJEco} = \hat{\beta}_2 + \hat{\theta}_1 AssInt_{i,t} + \hat{\theta}_2 EmpInt_{i,t} + \hat{\theta}_3 SuccDec_{i,t} + \hat{\theta}_4 GDPGrow_t$ ，其中參數估計值為表3欄(b) (3)式之結果。

由表5 Panel A列示之 $SScore^{EB+Eco}$ 與 $SScore^{ABJEco}$ 敘述統計量發現 $SScore^{EB+Eco}$ 之標準差0.1，而 $SScore^{ABJEco}$ 標準差0.014，低估了86%，另外， $SScore^{ABJEco}$ 之四分位距與全距也各低估了87%及73%；由此可知，忽略帝國建立動機的Anderson et al. (2003)經濟變數模型嚴重低估公司僵固性的變異程度。因此當實務或研究上需估計公司之僵固性值時，本研究建議需考慮是否因忽略帝國建立動機變數而導致嚴重的估計偏差。

接著，本研究比較帝國建立動機與經濟變數兩者所解釋僵固性之多寡。以帝國建立動機模型之實證結果為基礎，令 $SScore_{i,t}^{EB} = \hat{\gamma}_1 FCF_{i,t} + \hat{\gamma}_2 Tenure_{i,t} + \hat{\gamma}_3 ShortHori_{i,t} + \hat{\gamma}_4 VarPay_{i,t}$ ， $SScore_{i,t}^{Eco} = \hat{\theta}_1 AssInt_{i,t} + \hat{\theta}_2 EmpInt_{i,t} + \hat{\theta}_3 SuccDec_{i,t} + \hat{\theta}_4 GDPGrow_t$ 分別代表帝國建立模型中個別觀察值因帝國建立動機與因經濟變數所造成之僵固性，由表5 Panel B之結果發現， $SScore_{i,t}^{EB}$ 之標準差0.094為 $SScore_{i,t}^{Eco}$ 標準差0.026的3.6倍，前者之四分位距與全距也各為後者之2.6與2倍，而且兩者之相關係數為並不高（Pearson=0.1，Spearman=0.13）。此意謂，帝國建立動機與經濟因素所解釋的僵固性並不相關，而且相較於經濟因素，帝國建立動機是解釋公司僵固性變異更重要的成因。

經濟變數所造成的僵固性是對未來產能需求回復的理性準備，對公司所有權人是有利的，然而建立帝國動機所造成的僵固性，是代理問題造成的浪費，對所有權人是不利的，所以由經濟變數所造成的僵固性與由帝國建立動機所造成的僵固性，對管理者、投資人都有相當不同的意義。本研究發現以數值來觀察僵固性的變異來源，帝國建立動機比經濟變數佔有更大的變異來源，這一個初步結果可提供探討利害關係人（譬如管理者與投資人）如何使用僵固性資訊的相關研究參考。

這個變數會得到-0.155的估計值。這些數值都與表4之結果差距不大。

表4 帝國建立動機模型迴歸結果

$$\Delta \log SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{n=1}^4 \gamma_n IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

變數	預期 符號	(a) 完整模型	(b) FCF	(c) Tenure	(d) Short Horizon	(e) Variable Pay
$\Delta \log Sale$	+	0.332*** (42.53)	0.333*** (42.66)	0.332*** (42.57)	0.331*** (42.36)	0.332*** (42.59)
$Sticky$?	-0.004 (-0.15)	-0.030 (-1.30)	0.005 (0.25)	0.037* (1.69)	0.002 (0.12)
<i>IoEB_p × Sticky</i>						
<i>IoEB₁: FCF</i>	-	-1.107*** (-3.41)	-1.239*** (-3.96)			
<i>IoEB₂: Tenure</i>	-	-0.005** (-2.71)		-0.003* (-1.65)		
<i>IoEB₃: ShortHori</i>	-	-0.114*** (-4.35)			-0.082*** (-3.37)	
<i>IoEB₄: VarPay</i>	-	-0.077 (-1.47)				-0.134*** (-2.65)
<i>Control_p × Sticky</i>						
<i>Control₁: AssIst</i>	-	0.0005*** (4.15)	0.0003*** (2.98)	0.0002** (2.24)	0.0003** (2.48)	0.0004** (3.09)
<i>Control₂: EmpInt</i>	-	-0.072*** (-5.1)	-0.049*** (-3.99)	-0.040*** (-3.31)	-0.043*** (-3.53)	-0.055*** (-4.00)
<i>Control₃: SuccDec</i>	+	0.047** (2)	0.024*** (1.09)	0.014 (0.62)	0.042* (1.82)	0.019 (0.86)
<i>Control₄: GDPGrow</i>	-	-0.030 (-0.07)	-0.087 (-0.22)	-0.337 (-0.84)	-0.117 (-0.29)	-0.156 (-0.39)
<i>Adj-R²</i>		0.300	0.299	0.298	0.298	0.298

1. N=8,949。
2. ()括號內為t值。
3. 模型含產業別及年度別之固定效果。
4. *、**、*** 分別代表達到雙尾10%、5%、1%顯著水準。
5. $Sticky = Dec \times \Delta \log Sale$ 。其餘變數定義及衡量方式見表2。連續自變數採取置中平減處理。

四、公司治理模型迴歸分析

帝國建立動機所造成的僵固性對所有權人是不利的。實務上，公司可透過公司治理機制來抑制此代理問題，本研究探討台灣公司之公司治理個別機制是否為抑制個別帝國建立動機的良好對策。本研究使用(7)式公司治理模型以檢定之，確切的說，此模型分別檢定H2-1-1至H2-4-4法人持股比率越大、董事會規模越大（或越小）、獨立董事比率越大、與總經理兼任（或未兼任）董事長是否能抑制自由現金流量、總經理任期、總經理離職前、與總經理變動薪酬比率造成之銷管費用僵固性。迴歸結果列示於表6，欄(a)為完整模型之結果，欄(b)至(e)為各只含一個公司治理機制的結果。

探討欄(a)完整模型之結果，首先檢視 γ_{1n} 的結果以探討H2-1-1至H2-1-4是否成立。 γ_{11} 估計值為0.024 ($t = 1.66$)正顯著，支持H2-1-1； γ_{12} 估計值為-0.0001 ($t = -1.53$)負不顯著，未支持H2-1-2； γ_{13} 估計值為0.003 ($t = 2.54$)正顯著，支持H2-1-3； γ_{14} 估計值為0.012 ($t = 5.2$)正顯著，支持H2-1-4；綜言之，針對自由現金流量、總經理離職前及總經理變動薪酬比率三個動機所造成之僵固性，支持增加法人持股比率是有效的抑制對策；針對總經理任期所造成之僵固性，則無證據支持法人持股比率對僵固性有抑制效果，但其也無增強僵固性的負面副作用。

檢視 γ_{2n} 的結果以探討H2-2-1a至H2-2-4a是否成立。 γ_{21} 估計值為-0.309 ($t = -1.2$)負不顯著，未支持H2-2-1a； γ_{22} 估計值為0.002 ($t = 1.32$)正不顯著，未支持H2-2-2a； γ_{23} 估計值為0.024 ($t = 1.11$)正不顯著，未支持H2-2-3a； γ_{24} 估計值為-0.066 ($t = -1.79$)負顯著，未支持H2-2-4a；實證結果都不支持H2-2-1a至H2-2-4a，此意謂董事會規模越大不會抑制帝國建立動機所造成的僵固性。接著探討H2-2-1b至H2-2-4b是否成立，發現未支持H2-2-1b，H2-2-2b及H2-2-3b，但支持H2-2-4b；綜言之，針對總經理變動薪酬比率所造成之僵固性，支持縮小董事會規模是有效的抑制對策；針對自由現金流量、總經理任期及總經理離職前三個動機所造成之僵固性，則無證據支持董事會規模對僵固性有抑制效果，但其也無增強僵固性的負面副作用。整體而言，實證結果支持協調效率觀點，不支持專家觀點。

檢視 γ_{3n} 的結果以探討H2-3-1至H2-3-4是否成立。 γ_{31} 估計值為0.036 ($t = 1.73$)正顯著，支持H2-3-1； γ_{32} 估計值為0.0002 ($t = 2.16$)正顯著，支持H2-3-2； γ_{33} 估計值為0.005 ($t = 3.11$)正顯著，支持H2-3-3；及 γ_{34} 估計值為0.003 ($t = 0.8$)正不顯著，未支持H2-3-4；綜言之，針對自由現金流量、總經理任期及總經理離職前三個動機所造成之僵固性，支持增加獨立董事比率是有效的抑制對策；針對總經理變動薪酬比率所造成之僵固性，則無證據支持獨立董事比率對僵固性有抑制效果，但其也無增強僵固性的負面副作用。

表5 帝國建立動機變數之重要性

Panel A: 比較帝國建立動機模型與Anderson et al. (2003)經濟變數模型之僵固性估計值

$$SScore_{i,t}^{EB+Eco} = \hat{\beta}_2 + \hat{\gamma}_1 FCF_{i,t} + \hat{\gamma}_2 Tenure_{i,t} + \hat{\gamma}_3 ShortHor_{i,t} + \hat{\gamma}_4 VarPay_{i,t} + \hat{\theta}_1 AssInt_{i,t} + \hat{\theta}_2 EmpInt_{i,t} + \hat{\theta}_3 SuccDec_{i,t} + \hat{\theta}_4 GDPGrow_i$$

其中，參數估計值為表4欄(a)之結果。

$$SScore_{i,t}^{ABIEco} = \hat{\beta}_2 + \hat{\theta}_1 AssInt_{i,t} + \hat{\theta}_2 EmpInt_{i,t} + \hat{\theta}_3 SuccDec_{i,t} + \hat{\theta}_4 GDPGrow_i$$

其中，參數估計值為表3欄(b)之結果。

	平均值	標準差	中位數	最小值	Q1	Q3	最大值	四分位數距	全距
$SScore_{i,t}^{EB+Eco}$	-0.013	0.100	-0.002	-1.964	-0.064	0.055	0.433	0.118	2.397
$SScore_{i,t}^{ABIEco}$	0.017	0.014	0.016	-0.511	0.009	0.024	0.136	0.015	0.646
$\frac{SScore_{i,t}^{EB+Eco}}{SScore_{i,t}^{ABIEco}}$		7.0						7.8	3.7
$1 - \frac{SScore_{i,t}^{ABIEco}}{SScore_{i,t}^{EB+Eco}}$		86%						87%	73%

Panel B: 比較帝國建立動機變數與經濟變數所導致的僵固性變異

$$SScore_{i,t}^{EB} = \hat{\gamma}_1 FCF_{i,t} + \hat{\gamma}_2 Tenure_{i,t} + \hat{\gamma}_3 ShortHor_{i,t} + \hat{\gamma}_4 VarPay_{i,t}$$

$$SScore_{i,t}^{Eco} = \hat{\theta}_1 AssInt_{i,t} + \hat{\theta}_2 EmpInt_{i,t} + \hat{\theta}_3 SuccDec_{i,t} + \hat{\theta}_4 GDPGrow_i$$

參數估計值得自表4欄(e)之帝國建立動機模型

	平均值	標準差	中位數	最小值	Q1	Q3	最大值	四分位數距	全距
$SScore^{EB}$	-0.025	0.094	-0.013	-1.956	-0.071	0.040	0.133	0.111	2.090
$SScore^{Eco}$	0.016	0.026	0.008	-0.567	0.00001	0.042	0.461	0.042	1.029
$\frac{SScore^{EB}}{SScore^{Eco}}$		3.6						2.6	2.0
						Pearson		Spearman	
$SScore^{EB}$ 與 $SScore^{Eco}$ 之相關係數						0.1		0.13	

最後檢視 γ_{4n} 的結果以探討H2-4-1a至H2-4-4a是否成立。 γ_{41} 估計值為1.241 ($t = 1.74$)正顯著,支持H2-4-1a; γ_{42} 估計值為-0.001 ($t = -0.35$)負不顯著,未支持H2-4-2a; γ_{43} 估計值為0.044 ($t = 0.77$)正不顯著,未支持H2-4-3a;及 γ_{44} 之估計值0.202, ($t = 1.71$)正顯著,支持H2-4-4a;綜言之,針對自由現金流量及總經理變動薪酬比率兩個動機所造成之僵固性,支持總經理兼任董事長是有效的抑制對策;針對總經理任期及總經理離職前所造成之僵固性,則無證據支持總經理兼任董事長對僵固性有抑制效果。接著檢視H2-4-1b至H2-4-4b是否成立,假說預期 $\gamma_{4n} < 0, n = 1-4$,實證結果都不支持,此意謂總經理不兼任董事長不會抑制帝國建立動機所造成的僵固性。綜合以上之檢定結果,整體而言,總經理兼任董事長越能抑制自由現金流量及總經理變動薪酬比率造成的銷管費用僵固性,且沒有增強總經理任期及總經理離職前所造成僵固性之負面效果。

表6之欄(b)至(e)為各只含一個個別治理機制的迴歸結果,總括而言,只放單一治理機制模型的結果接近³⁰完整模型欄(a)之結果,此增強欄(a)檢定結果之穩健性。另外欄(a)完整模型中,帝國建立動機變數、經濟變數兩者與Sticky交乘項之檢定結果,與前節帝國建立動機模型之結果相同。本研究亦進行隨機效果之穩健性分析,當設定迴歸模型之產業別與年度別效果為隨機性時,表3、4與6之結果(未列表)與前者固定效果模型之結果幾乎相同。

對於台灣公司的公司治理個別機制是否為個別帝國建立動機造成僵固性的抑制對策,依據上述之分析結果整理成表7。

Chen et al. (2012)依據文獻認為六個個別公司治理機制都可能抑制僵固性,其探討公司治理綜合指標變數的成效,未探討個別機制之成效。不同於Chen et al. (2012),本研究探討公司治理個別機制的抑制效果,從表7之結果可清楚瞭解個別機制對於哪些動機有抑制成效,對哪些動機沒有抑制成效。雖然Chen et al. (2012)並未檢定個別機制之效果,但仍對每個個別機制對僵固性影響之方向性做出假設,比較本研究結果與Chen et al. (2012)假設之異同,相同的是,本研究發現法人持股比率越多、董事會規模越小、獨立董事比率越多能抑制僵固性,與Chen et al. (2012)假設的影響方向相同的,不同的是,本研究發現總經理兼任董事長能抑制僵固性,而Chen et al. (2012)假設未兼任反而能抑制僵固性³¹。

³⁰ 欄(b)至(e)16項個別機制之抑制或增強效果的結果中,所有參數估計值正負號方向皆同欄(a),統計顯著與否則只有3項不同(一顯著一不顯著)。更進一步看,3項中,有2項(欄(c)與欄(e)中各一項)是抑制效果;另一項是增強效果,欄(a)不顯著,但欄(c)為顯著。最後一項欄(c)之結果可能受到忽略其他個別治理機制變數之影響而有偏誤。

³¹ 雖然Chen et al. (2012)假設總經理不兼任董事長能抑制僵固性,但是從Chen et al. (2012)之表6之主成分分析的因素負荷量可以提供關於「總經理兼任董事長能抑制僵固性」的實證線索;在第二個主成分中,獨立董事比率、法人持股比率的負荷量是正的,董事會規模與總經理不兼任董事長的負荷量是負的,而且第二個主成分越大時,越能抑制帝國建立動機,Chen et al. (2012)的這個結果與本研究

表6 公司治理模型迴歸結果

$$\Delta \log SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{m=1}^4 \sum_{n=1}^4 \gamma_{mn} Govern_{m,i,t} \times IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} + \sum_{n=1}^4 \gamma_n IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} + \sum_{q=1}^4 \delta_q Govern_{q,i,t} \times Sticky_{i,t} + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

變數	預期符號	(a) 完整模型	(b) <i>Inst</i>	(c) <i>BoardSize</i>	(d) <i>IndeDR</i>	(e) <i>Dual</i>
$\Delta \log Sale$	+	0.327*** (42.05)	0.329*** (42.34)	0.331*** (42.41)	0.331*** (42.39)	0.330*** (42.34)
<i>Sticky</i>	?	0.142*** (3.17)	0.060** (2.22)	0.062* (1.65)	0.024 (0.98)	0.062** (2.12)
<i>Inst</i> × <i>IoEB_p</i> × <i>Sticky</i>						
<i>IoEB₁: FCF</i>	+	0.024* (1.66)	0.033** (2.42)			
<i>IoEB₂: Tenure</i>	+	-0.0001 (-1.53)	-0.0001 (-1.54)			
<i>IoEB₃: ShortHori</i>	+	0.003** (2.54)	0.004*** (3.45)			
<i>IoEB₄: VarPay</i>	+	0.012*** (5.20)	0.014*** (6.44)			
<i>BoardSize</i> × <i>IoEB_p</i>						
<i>IoEB₁: FCF</i>	+, -	-0.309 (-1.20)		-0.008 (-0.04)		
<i>IoEB₂: Tenure</i>	+, -	0.002 (1.32)		0.002 (1.16)		
<i>IoEB₃: ShortHori</i>	+, -	0.024 (1.11)		0.045** (2.23)		
<i>IoEB₄: VarPay</i>	+, -	-0.066* (-1.79)		-0.039 (-1.15)		
<i>IndeDR</i> × <i>IoEB_p</i> × <i>Sticky</i>						
<i>IoEB₁: FCF</i>	+	0.036* (1.73)			0.036* (1.88)	

的結果是一致的，亦即法人持股比率越多、董事會規模越少、獨立董事比率越多、及總經理兼任董事長越能抑制僵固性。

表6 公司治理模型迴歸結果 (續)

變數	預期 符號	(a) 完整模型	(b) <i>Inst</i>	(c) <i>BoardSize</i>	(d) <i>IndeDR</i>	(e) <i>Dual</i>
<i>IoEB</i> ₂ : <i>Tenure</i>	+	0.0002** (2.16)			0.0002* (1.84)	
<i>IoEB</i> ₃ : <i>ShortHori</i>	+	0.005*** (3.11)			0.005*** (3.33)	
<i>IoEB</i> ₄ : <i>VarPay</i>	+	0.003 (0.80)			0.003 (0.94)	
<i>Dual</i> × <i>IoEB</i> _p × <i>Sticky</i>						
<i>IoEB</i> ₁ : <i>FCF</i>	+, -	1.241* (1.74)				1.866*** (2.80)
<i>IoEB</i> ₂ : <i>Tenure</i>	+, -	-0.001 (-0.35)				-0.002 (-0.42)
<i>IoEB</i> ₃ : <i>ShortHori</i>	+, -	0.044 (0.77)				0.101* (1.90)
<i>IoEB</i> ₄ : <i>VarPay</i>	+, -	0.202* (1.71)				0.330*** (3.21)
<i>IoEB</i> _p × <i>Sticky</i>						
<i>IoEB</i> ₁ : <i>FCF</i>	?	-1.141 (-0.64)	-2.561*** (-4.03)	-1.060 (-0.71)	-1.681*** (-3.86)	-1.675*** (-4.08)
<i>IoEB</i> ₂ : <i>Tenure</i>	?	-0.014 (-1.38)	-0.000 (-0.08)	-0.015* (-1.73)	-0.007*** (-3.05)	-0.004 (-1.27)
<i>IoEB</i> ₃ : <i>ShortHori</i>	?	-0.463*** (-3.39)	-0.267*** (-4.84)	-0.388*** (-3.12)	-0.181*** (-5.25)	-0.142*** (-4.05)
<i>IoEB</i> ₄ : <i>VarPay</i>	?	-0.307 (-1.22)	-0.698*** (-6.26)	0.157 (0.75)	-0.096 (-1.44)	-0.198*** (-3.10)
<i>Govern</i> _m × <i>Sticky</i>						
<i>Govern</i> ₁ : <i>Inst</i>	?	-0.005*** (-4.29)	-0.006*** (-5.71)			
<i>Govern</i> ₂ : <i>BoardSize</i>	?	0.005 (0.27)		-0.011 (-0.61)		
<i>Govern</i> ₃ : <i>IndeDR</i>	?	-0.004** (-2.38)			-0.003** (-2.02)	
<i>Govern</i> ₄ : <i>Dual</i>	?	-0.113** (-2.00)				-0.203*** (-4.01)

表6 公司治理模型迴歸結果(續)

變數	預期 符號	(a) 完整模型	(b) <i>Inst</i>	(c) <i>BoardSize</i>	(d) <i>IndeDR</i>	(e) <i>Dual</i>
<i>Control_p × Sticky</i>						
<i>Control₁: AssIst</i>	—	0.001*** (5.81)	0.001*** (5.63)	0.001*** (4.34)	0.001*** (4.87)	0.001*** (4.82)
<i>Control₂: EmpInt</i>	—	-0.107*** (-6.69)	-0.096*** (-6.52)	-0.077*** (-5.30)	-0.085*** (-5.76)	-0.083*** (-5.72)
<i>Control₃: SuccDec</i>	+	0.037 (1.48)	0.025 (1.07)	0.046* (1.94)	0.056** (2.35)	0.057** (2.37)
<i>Control₄: GDPGrow</i>	—	-0.127 (-0.30)	-0.076 (-0.19)	0.055 (0.14)	-0.109 (-0.27)	-0.046 (-0.11)
<i>Adj-R²</i>		0.310	0.307	0.301	0.303	0.303

1. N=8,949。
2. ()括號內為t值。
3. 模型含產業別及年度別之固定效果。
4. *、**、***分別代表達到雙尾10%、5%、1%顯著水準。
5. *Sticky* = *Dec* × $\Delta \log Sale$ 。其餘變數定義及衡量方式見表2。連續自變數採取置中平減處理。

表7 個別公司治理抑制個別建立帝國動機的成效

帝國建立動機變數	可濫用額 (自由現金 流量)		實現能力 (總經理任 期)		短任期問題 (總經理離 職前)		利益輸送管道 (總經理變 動薪酬比率)	
	抑制	*增強	抑制	增強	抑制	增強	抑制	增強
法人持股比率越高	有		無	無	有		有	
董事會規模越小	無	無	無	無	無	無	有	
獨立董事比率越大	有		有		有		無	無
總經理兼任董事長	有		無	無	無	無	有	

註：*僅註明個別機制對帝國建立動機無抑制效果時，是否有負面的增強效果。

評估台灣公司治理個別機制之整體設計，觀察表7，有三點有趣的發現：

第一、每一個公司治理個別機制都是抑制帝國建立動機的有效機制，說明如下：對每一個公司治理個別機制而言，都可以抑制某些帝國建立動機所造成的僵固性，雖然都無法抑制全部(四個)帝國建立動機所造成的僵固性，但從可抑制部分問題的標準來看，每一個公司治理機制都是有效的。

第二、每一個個別機制都沒有負面的副作用，說明如下：對每一個個別機制而言，對於其無法抑制的帝國建立動機，都不會反方向增強該動機所造成的僵固性，換句話說，實務上，個別機制可能是用來抑制某些動機，但對於其他其無法抑制的動機，也不會負面的增強僵固性。

第三、每一個帝國建立動機所造成的僵固性都能被抑制，說明如下：對每一個個別帝國建立動機所造成的僵固性而言，雖然不是所有的公司治理機制都能抑制，但卻都存在某些個別機制可以作為其適當的抑制對策。

綜合而言，台灣公司治理個別機制之整體設計有「所有帝國建立動機所造成的僵固性都能抑制」與「每一個別機制都是有效的，且不會負向增強僵固性」的良好特質。

五、公司治理綜合指標分析

對於公司治理之成效，除了以個別機制的方式分析外，本研究也以單一綜合指標之方式分析公司治理之整體成效，並與以個別機制分析之結果比較。本研究採用平均的方式³²來計算公司治理之綜合指標。四個個別機制中，法人持股比率與獨立董事比率越高，公司治理確定越強，而董事會規模以及總經理兼任董事長這兩個變數值越高公司治理是否越強，在不同預設下有不同答案，因此本研究計算四種平均指標：在董事會規模越大以及總經理兼任董事長值公司治理越強的預設下，計算指標 $AveGovern^{11}$ ，其為四個已標準化（平均數0，標準差1）個別機制變數之平均；在董事會規模越大以及總經理未兼任董事長公司治理越強的預設下，計算指標 $AveGovern^{10}$ ，其為四個標準化個別機制變數之平均，但其中總經理兼任董事長變數值需先取負號；在董事會規模越小以及總經理兼任董事長公司治理越強的預設下，計算指標 $AveGovern^{01}$ ，其為四個標準化個別機制變數之平均，其中董事會規模變數值需先取負號；在董事會規模越小以及總經理未兼任董事長公司治理越強的預設下，計算指標 $AveGovern^{00}$ ，其為四個標準化個別機制變數之平均，其中董事會規模變數值與總經理兼任董事長變數值需先取負號。接著進行以下迴歸分析

$$\begin{aligned} \Delta \log SGA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{n=1}^4 \phi_n AveGovern_{i,t} \times IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} \\ & + \sum_{n=1}^4 \gamma_n IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} + \delta AveGovern_{i,t} \times Sticky_{i,t} \\ & + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

³² 本研究亦參考 Chen et al. (2012)，採用主成分指標方式來計算個別機制之綜合指標。選取兩個特徵值大於 1 之因子為綜合指標變數 $FGovern^1$ 、 $FGovern^2$ 進行下列模型分析，

$$\begin{aligned} \Delta \log SGA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^4 \gamma_{mn} FGovern_{i,t}^m \times IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} + \sum_{n=1}^4 \gamma_n IoEB_{n,i,t} \\ & \times Sticky_{i,t} + \sum_{q=1}^2 \delta_q FGovern_{i,t}^q \times Sticky_{i,t} + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

未列表之結果發現， $FGovern^1$ 對於帝國建立動機的抑制效果皆不顯著， $FGovern^2$ 則對總經理任期與總經理離職前有抑制效果，對其它兩個動機則無效果。

表8 公司治理綜合指標模型迴歸結果

$$\Delta \log SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log Sale_{i,t} + \beta_2 Sticky_{i,t} + \sum_{n=1}^4 \phi_n AveGovern_{i,t} \times IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} + \sum_{n=1}^4 \gamma_n IoEB_{n,i,t} \times Sticky_{i,t} + \delta AveGovern_{i,t} \times Sticky_{i,t} + \sum_{p=1}^4 \theta_p Control_{p,i,t} \times Sticky_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

變數	預期符號	(a) AveGovern ¹¹	(b) AveGovern ¹⁰	(c) AveGovern ⁰¹	(d) AveGovern ⁰⁰
$\Delta \log Sale$	+	0.330*** (42.40)	0.331*** (42.43)	0.329*** (42.32)	0.332*** (42.52)
$Sticky$?	-0.012 (0.50)	-0.007 (0.29)	-0.001 (-0.05)	-0.011 (-0.45)
<i>AveGovern</i> × <i>IoEB_p</i> × <i>Sticky</i>					
<i>IoEB₁: FCF</i>	+	1.672** (2.38)	0.602 (0.90)	2.484*** (3.68)	1.128 (1.36)
<i>IoEB₂: Tenure</i>	+	0.003 (0.71)	0.002 (0.45)	-0.002 (-0.46)	0.001 (0.17)
<i>IoEB₃: ShortHori</i>	+	0.248*** (4.75)	0.144*** (2.62)	0.205*** (3.88)	0.085 (1.31)
<i>IoEB₄: VarPay</i>	+	0.391*** (3.59)	0.080 (0.81)	0.589*** (5.61)	0.335** (2.57)
<i>IoEB_p</i> × <i>Sticky</i>					
<i>IoEB₁: FCF</i>	?	-0.973*** (-3.00)	-1.189*** (-3.52)	-1.277*** (-3.84)	-1.236*** (-3.76)
<i>IoEB₂: Tenure</i>	?	-0.005** (-2.56)	-0.005* (-1.89)	-0.005** (-2.51)	-0.005** (-2.15)
<i>IoEB₃: ShortHori</i>	?	-0.078*** (-2.92)	-0.080*** (-2.84)	-0.132*** (-4.80)	-0.109*** (-4.10)
<i>IoEB₄: VarPay</i>	?	-0.011 (-0.20)	-0.061 (-1.08)	-0.142*** (-2.61)	-0.104* (-1.92)
<i>AveGovern</i>	?	-0.034 (-0.88)	0.004 (0.12)	0.037 (1.02)	0.054 (1.22)

表8 公司治理綜合指標模型迴歸結果(續)

變數	預期 符號	(a) $AveGovern^{11}$	(b) $AveGovern^{10}$	(c) $AveGovern^{01}$	(d) $AveGovern^{00}$
<i>Control_p × Sticky</i>					
<i>Control₁: AssIst</i>	—	0.001 ^{***} (5.72)	0.001 ^{***} (4.48)	0.001 ^{***} (5.53)	0.001 ^{***} (4.21)
<i>Control₂: EmpInt</i>	—	-0.101 ^{***} (-6.65)	-0.080 ^{***} (-5.38)	-0.093 ^{***} (-6.41)	-0.074 ^{***} (-5.11)
<i>Control₃: SuccDec</i>	+	0.072 ^{***} (3.04)	0.048 ^{**} (2.02)	0.064 ^{***} (2.69)	0.039 (1.63)
<i>Control₄: GDPGrow</i>	—	-0.091 (-0.23)	0.021 (0.05)	-0.251 (-0.62)	-0.198 (-0.48)
<i>Adj-R²</i>		0.306	0.301	0.301	0.302

1. $N=8,949$ 。

2. ()括號內為t值。

3. 模型含產業別及年度別之固定效果。

4. *、**、***分別代表達到雙尾10%、5%、1%顯著水準。

5. $Sticky = Dec \times \Delta \log Sale$, $AveGovern^{11} = 1/4(Inst + Boardsize + IndeDR + Dual)$, $AveGovern^{10} = 1/4(Inst + Boardsize + IndeDR - Dual)$, $AveGovern^{01} = 1/4(Inst - Boardsize + IndeDR + Dual)$, $AveGovern^{00} = 1/4(Inst - Boardsize + IndeDR - Dual)$, 括號中四個公司治理變數已標準化(平均數0, 標準差1)。其餘變數定義及衡量方式見表2。連續自變數採取置中平減處理。

迴歸結果列式於表8, $AveGovern^{11}$ 與 $AveGovern^{01}$ 綜合指標針對自由現金流量、總經理離職前及總經理變動薪酬比率三個動機所造成之僵固性, 支持公司治理是有效的抑制對策; $AveGovern^{10}$ 綜合指標只針對總經理離職前動機所造成之僵固性, 支持公司治理是有效的抑制對策。 $AveGovern^{00}$ 綜合指標只針對總經理變動薪酬比率所造成之僵固性, 支持公司治理是有效的抑制對策。沒有任何綜合指標顯示對總經理任期動機所造成之僵固性有抑制效果。

比較公司治理單一綜合指標與個別機制兩種分析方式。綜合指標分析方式必須事先預設個別公司治理機制的內涵, 譬如董事會規模越大還是越小, 以及總經理兼任還是未兼任, 哪一個內涵方向會抑制帝國建立動機問題, 接著再依據預設的內涵才能計算綜合指標; 而個別機制分析方式則不需此預設。如果以個別機制之分析結果(董事會規模越小以及總經理兼任董事長)為正確預設之基準, 計算綜合指標時應採用 $AveGovern^{01}$ 。由表8可以發現, 如果採用了錯誤的綜合指標, 有可能減弱發現公司治理抑制帝國建立動機問題的能力, 譬如採用 $AveGovern^{10}$ 與 $AveGovern^{00}$ 時, 只能發現可抑制一個動機問題, 而採用正確的 $AveGovern^{01}$ 指標, 則能發現可解決三個動機問題。

接著比較兩種分析方式之結果。就公司治理的整體成效而言，相同的是，兩個分析方式都發現公司治理可以抑制帝國建立動機所造成的僵固性問題；不同的是，一、四個綜合指標分析方式都發現公司治理只能抑制部分（一至三個）動機問題，而個別機制方式發現個別機制之整體設計能抑制所有的動機問題；二、對於總經理任期造成的僵固性問題，個別機制分析方式發現獨立董事機制可以抑制，而綜合指標方式卻認為無法抑制；三、綜合指標方式無法鑑別哪一個個別機制可以抑制哪一個動機問題，但個別機制方式可以清楚鑑別。個別機制分析方式的這些優點對實務上有很大的意義。

六、盈餘目標管理

Kama and Weiss (2013)發現盈餘目標管理動機亦是僵固性的成因。當公司有盈餘目標管理動機時，公司面對銷貨衰退傾向裁減費用以達成盈餘目標。本節控制盈餘目標管理對僵固性的影響，探討本研究表4與表6結果是否相同。於帝國建立動機模型(5)式及公司治理模型(7)式之自變數中新增 $Target \times Sticky$ 項， $Target$ 為盈餘目標管理虛擬變數，依照Kama and Weiss (2013)的衡量方法，當非常損益前淨利除以期初公司市值介於0與0.01間時， $Target$ 為1，表示該觀察值有盈餘目標管理動機，反之為0。未列表實證結果顯示控制盈餘目標管理動機後，表4與表6結果仍然相同。另外，(5)式及(7)式 $Target \times Sticky$ 之參數估計分別為0.17與0.19，皆達顯著性，符合預期。

伍、結論與貢獻

Anderson et al. (2003)發現費用平均僵固性的現象，並支持經濟因素為僵固性的成因，Chen et al. (2012)進一步發現代理問題的帝國建立動機亦是僵固性的成因；本研究以台灣的資料驗證Chen et al. (2012)的論點，主張可濫用額假說（以自由現金流量變數衡量），實現能力假說（以總經理任期衡量），短任期問題假說（以總經理離職前衡量），以及利益輸送管道假說（以總經理變動薪酬比率衡量）四個不同面向，分別探討不同面向的帝國建立動機是否造成僵固性。研究結果發現，自由現金可濫用額、帝國建立行為實現能力、總經理離職前、以及利益輸送管道四個有關面向，皆會造成銷管費用僵固性。本研究如同Chen et al. (2012)，支持帝國建立動機是僵固性的成因，本研究與Chen et al. (2012)不同的是，本研究發現總經理離職前有較高的僵固性，這點與Chen et al. (2012)的發現相反—他們發現總經理離職前有較低的僵固性。

本研究以數據說明，發現帝國建立動機是僵固性的成因對未來研究的兩個貢獻。首先，對於估計公司僵固性值之研究，本研究發現若忽略帝國建立動機，可能產生重大估計偏誤，因此建議需考慮將帝國建立動機納入模型。第二個貢獻為，對於利害關係人對公司銷管費用率變化如何反應的研究取向，本研究之樣本發現相較

於經濟因素所導致的合理性質僵固性，帝國建立動機是所造成的自私性質僵固性是更重要的僵固性來源，因此利害關係人應如何反應考慮如此兩種不同性質成分的僵固性，是一個有趣的課題。

另外，本研究也進一步探討四個公司治理個別機制抑制以上四個帝國建立動機問題的成效。結果發現，法人持股比率越大，越能抑制可濫用自由現金額與利益輸送管道造成的僵固性；董事會規模越小，越能抑制利益輸送管道造成的僵固性；獨立董事比率越大，越能抑制可濫用自由現金額、帝國建立計畫實現能力與短任期間題造成的僵固性；總經理兼任董事長，越能抑制可濫用自由現金額與利益輸送管道造成的銷管費用僵固性。本研究也發現台灣公司治理個別機制的整體設計有「所有帝國建立動機所造成的僵固性都能抑制」與「每一個別機制都是有效的，且不會負向增強僵固性」的良好特質。

參考文獻

- 林有志、傅鍾仁與陳筱平, 2011, 成本僵固性之實證研究, 當代會計, 第12卷: 191-220。
- 高蘭芬、陳怡凱與陳美蓮, 2011, 代理問題與盈餘穩健性, 會計評論, 第52期: 103-136。
- Anderson, C. A., and R. N. Anthony. 1986. *The new corporate directors: Insights for board members and executives*. NY: Wiley.
- Anderson, M. C., R. D. Banker, R. Huang, and S. Janakiraman. 2007. Cost behavior and fundamental analysis of SG&A costs. *Journal of Cost behavior and fundamental analysis of SG&A costs Accounting, Auditing & Finance* 22 (1): 1-28.
- Anderson, M. C., R. D. Banker, and S. N. Janakiraman. 2003. Are selling, general, and administrative costs “sticky”? *Journal of Accounting Research* 41 (1): 47-63.
- Atiase, R., W. J. Mayew, and Y. Xue. 2006. *Institutional monitoring and corporate restructurings*. AAA 2007 Financial Accounting & Reporting Section (FARS) Meeting Paper, Rice University.
- Banker, R. D., S. Basu, D. Byzalov, and J. Y. S. Chen. 2013a. Asymmetries in cost-volume-profit relation: Cost stickiness and conditional conservatism. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2312179>.
- Banker, R. D., and D. Byzalov. 2014. Asymmetric cost behavior. *Journal of Management Accounting Research* 26 (2): 43-79.
- Banker, R. D., D. Byzalov, M. Ciftci, and R. Mashruwala. 2014. The moderating effect of prior sales changes on asymmetric cost behavior. *Journal of Management Accounting Research* 26 (2): 221-242.
- Banker, R. D., D. Byzalov, and L. Threinen. 2013b. *Determinants of international differences in asymmetric cost behavior*. working paper, Temple University.
- Banker, R. D., R. Huang, and R. Natarajan. 2011. Equity incentives and long-term value created by SG&A expenditure. *Contemporary Accounting Research* 28 (3): 794-830.
- Baumgarten, D., U. Bonenkamp, and C. Homburg. 2010. The information content of the SG&A ratio. *Journal of Management Accounting Research* 22 (1): 1-22.
- Baysinger, B., and R. E. Hoskisson. 1990. The composition of boards of directors and strategic control: Effects on corporate strategy. *Academy of Management Review* 15 (1): 72-87.
- Beasley, M. S. 1996. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud. *The Accounting Review* 71 (4): 443-465.
- Bebchuk, L., A. Cohen, and A. Ferrell. 2009. What matters in corporate governance? *The Review of Financial studies* 22 (2): 783-827.

- Bebchuk, L. A., and L. A. Stole. 1993. Do short-term objectives lead to under- or over-investment in long term projects? *The Journal of Finance* 48 (2): 719-729.
- Berger, P. G., E. Ofek, and D. L. Yermack. 1997. Managerial entrenchment and capital structure decisions. *The Journal of Finance* 52 (4): 1411-1438.
- Boyd, B. K. 1994. Board control and CEO compensation. *Strategic Management Journal* 15 (5): 335-344.
- Brickley, J. A., J. L. Coles, and G. Jarrell. 1997. Leadership structure: Separating the CEO and chairman of the board. *Journal of Corporate Finance* 3 (3): 189-220.
- Brickley, J. A., J. L. Coles, and R. L. Terry. 1994. Outside directors and the adoption of poison pills. *Journal of Financial Economics* 35 (3): 371-390.
- Brickley, J. A., R. C. Lease, and C. W. Smith Jr. 1988. Ownership structure and voting on antitakeover amendments. *Journal of Financial Economics* 20: 267-291.
- Bushee, B. J. 1998. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior. *The Accounting Review* 73 (3): 305-333.
- Byrd, J. W., and K. A. Hickman. 1992. Do outside directors monitor managers? Evidence from tender offer bids. *Journal of Financial Economics* 32 (2): 195-221.
- Chen, C. X., H. Lu, and T. Sougiannis. 2012. The agency problem, corporate governance, and the asymmetrical behavior of selling, general, and administrative costs. *Contemporary Accounting Research* 29 (1): 252-282.
- Chen, X., Y. Sun, and X. Xuedong. 2016. Free cash flow, over-investment and corporate governance in China. *Pacific-Basin Finance Journal* 37: 81-103.
- Chung, K. H., and H. Zhang. 2011. Corporate governance and institutional ownership. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46 (1): 247-273.
- Conyon, M. J., J. Fang, and L. He. 2016. Organizational slack, CEO turnover and the horizon problem in China. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2355744>.
- Core, J. E., R. W. Holthausen, and D. F. Larcker. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of financial economics* 51 (3): 371-406.
- Cyert, R. M., S. H. Kang, and P. Kumar. 2002. Corporate governance, takeovers, and top-management compensation: Theory and evidence. *Management Science* 48 (4): 453-469.
- Dahya, J., J. J. McConnell, and N. G. Travlos. 2002. The Cadbury committee, corporate performance, and top management turnover. *The Journal of Finance* 57 (1): 461-483.
- Dechow, P. M., and R. G. Sloan. 1991. Executive incentives and the horizon problem: An empirical investigation. *Journal of Accounting and Economics* 14 (1): 51-89.

- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulations: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 (1): 1-36.
- Donaldson, L., and J. H. Davis. 1991. Stewardship theory or agency theory: CEO governance and shareholder returns. *Australian Journal of management* 16 (1): 49-64.
- Fama, E. F. 1980. Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy* 88 (2): 288-307.
- Fama, E. F., and M. C. Jensen. 1983. Agency problems and residual claims. *The journal of law & Economics* 26 (2): 327-349.
- Goodstein, J., K. Gautam, and W. Boeker. 1994. The effects of board size and diversity on strategic change. *Strategic Management Journal* 15 (3): 241-250.
- Guenther, T. W., A. Riehl, and R. Rößler. 2014. Cost stickiness: State of the art of research and implications. *Journal of Management Control* 24 (4): 301-318.
- Hanlon, M., S. Rajgopal, and T. Shevlin. 2003. Are executive stock options associated with future earnings? *Journal of Accounting and Economics* 36 (1-3): 3-43.
- Hill, C. W. L., and P. Phan. 1991. CEO tenure as a determinant of CEO pay. *The Academy of Management Journal* 34 (3): 707-717.
- Hope, O. K., and W. B. Thomas. 2008. Managerial empire building and firm disclosure. *Journal of Accounting Research* 46 (3): 591-626.
- Huson, M. R., Y. Tian, C. I. Wiedman, and H. A. Wier. 2012. Compensation committees' treatment of earnings components in CEOs' terminal years. *The Accounting Review* 87 (1): 231-259.
- Jensen, M. C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review* 76 (2): 323-329.
- Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *The Journal of Finance* 48 (3): 831-880.
- Jensen, M. C., and K. J. Murphy. 1990. Performance pay and top-management incentives. *Journal of Political Economy* 98 (2): 225-264.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency cost and ownership structure. *Journal of Finance Economics* 3 (4): 305-360.
- Jiambalvo, J., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam .2002. Institutional ownership and the extent to which stock prices reflect future earnings. *Contemporary Accounting Research* 19 (1): 117-145.
- Kalyta, P. 2009. Accounting discretion, horizon problem, and CEO retirement benefits. *The Accounting Review* 84 (5): 1553-1573.

- Kama, I., and D. Weiss. 2013. Do earnings targets and managerial incentives affect sticky costs? *Journal of Accounting Research* 51 (1): 201-224.
- Kannianen, V. 2000. Empire building by corporate managers: The corporation as a savings instrument. *Journal of Economic Dynamics and Control* 24 (1): 127-142.
- Kaplan, S. N., and D. Reishus. 1990. Outside directorships and corporate performance. *Journal of Financial Economics* 27 (2): 389-411.
- Klein, A. 2002. Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 33 (3): 375-400.
- Lai, Y. L., F. J. Lin, and Y. H. Lin. 2015. Factors affecting firm's R&D investment decisions. *Journal of Business Research* 68 (4): 840-844.
- Lang, L. H. P., and R. H. Litzenberger. 1989. Dividend announcements: Cash flow signaling vs. free cash flow hypothesis? *Journal of Financial Economics* 24 (1): 181-191.
- Lang, L. H. P., R. Stulz, and R. A. Walkling. 1991. A test of the free cash flow hypothesis: The case of bidder returns. *Journal of Financial Economics* 29 (2): 315-335.
- Larcker, D. F. 1983. The association between performance plan adoption and corporate capital investment. *Journal of Accounting and Economics* 5: 3-30.
- Lehn, K., and A. Poulsen. 1989. Free cash flow and stockholder gains in going private transactions. *The Journal of Finance* 44 (3): 771-787.
- Lewbel, A. 1997. Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D. *Econometrica* 65 (5): 1201-1213.
- Lewellen, W., C. Loderer, and K. Martin. 1987. Executive compensation and executive incentive problems: An empirical analysis. *Journal of accounting and economics* 9 (3): 287-310.
- Lorsch, J. W., and E. Maciver. 1989. *Pawns and potentates: The reality of America's corporate boards*. Boston, MA: Harvard Business Review Press.
- Matta, E., and P. Beamish. 2008. The accentuated CEO career horizon problem: Evidence from international acquisitions. *Strategic Management Journal* 29 (7): 683-700.
- Masulis, R. W., C. Wang, and F. Xie. 2007. Corporate governance and acquirer returns. *The Journal of Finance* 62 (4): 1851-1889.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny. 1988. Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics* 20(1-2): 293-315.
- Murphy, K. J. 1985. Corporate performance and managerial remuneration: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics* 7 (1-3): 11-42.
- Murphy, K. J., and J. L. Zimmerman. 1993. Financial performance surrounding CEO

- turnover. *Journal of Accounting and Economics* 16 (1-3): 273-315.
- Patton, A., and J. C. Baker. 1987. Why won't directors rock the boat? *Harvard Business Review* 65 (6): 10-18.
- Pound, J. 1988. Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight. *Journal of Financial Economics* 20: 237-265.
- Richardson, S. 2006. Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting Studies* 11 (2-3): 159-189.
- Rose, N. L., and A. Shepard. 1997. Firm diversification and CEO compensation: Managerial ability or executive entrenchment? *RAND Journal of Economics* 28 (3): 489-514.
- Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1986. Large shareholders and corporate control. *Journal of Political Economy* 94 (3): 461-488.
- Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1997. A survey of corporate governance. *The Journal of Finance* 52 (2): 737-783.
- Smith Jr., C. W., and R. L. Watts. 1982. Incentive and tax effects of executive compensation plans. *Australian Journal of Management* 7(2): 139-157.
- Stoeberl, P. A., and B. C. Sherony. 1985. Board efficiency and effectiveness. *Handbook for corporate directors*: 12: 1-10.
- Stulz, R. 1990. Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics* 26 (1): 3-27.
- Tanna, S., F. Pasiouras, and M. Nnadi. 2011. The effect of board size and composition on the efficiency of UK banks. *International Journal of the Economics of Business* 18 (3): 441-462.
- Titman, S., K. C. J. Wei, and F. Xie. 2004. Capital investments and stock returns. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39 (4): 677-700.
- Weir, C., and D. Laing. 2001. Governance structures, director independence and corporate performance in the UK. *European Business Review* 13 (2): 86-95.
- Weisbach, M. S. 1988. Outside directors and CEO turnover. *Journal of Financial Economics* 20: 431-460.
- Williamson, O. E. 1963. Managerial discretion and business behavior. *The American Economic Review* 53 (5): 1032-1057.
- Yermack, D. 1996. Higher valuation of companies with a small board of directors. *Journal of Financial Economics* 40 (2): 185-212.

