



國立台灣科技大學
企業管理系碩士班
碩士學位論文

學號：M9808203

台灣水泥產業競爭行為之動態分析

Measuring Market Conduct in the Taiwan Cement Industry—A
Dynamic Econometric Approach

研究生：黃子軒

指導教授：劉邦典 博士

中華民國 一 百 年 七 月 二 十 一 日



M9808203



碩士學位論文指導教授推薦書

本校 企業管理系 黃子軒(HUANG TZU HSUAN) 君

所提之論文：

台灣水泥產業競爭行為之動態分析

係由本人指導撰述，同意提付審查。

指導教授：劉邦典

指導教授

100 年 7 月 21 日



碩士學位考試委員審定書



M9808203

指導教授：劉邦典

本校 企業管理系 黃子軒 君

所提之論文：

台灣水泥產業競爭行為之動態分析

經本委員會審定通過，特此證明。

學校考試委員會

委員：

徐中琦

劉邦典

梁榮輝

指導教授：

劉邦典

學程主任：

系(學程)主任、所長：

吳克敏

中華民國 100年 7 月 21 日

學號：M9808203

頁數：62 頁

論文名稱： 台灣水泥水泥產業競爭行為之動態分析

院所學程別：國立台灣科技大學 企業管理系碩士班

畢業時間及提要別：九十九學年度第二學期碩士論文學位提要

研究生：黃子軒 指導教授：劉邦典 博士

摘要

由於具有高資本密集、產品同質與以內需為主的產業特性，一般水泥產業多屬於高度寡占的產業結構，傳統產業經濟理論認為其先天上易產生廠商間聯合行為。本文採用新實證產業組織（New Empirical Industrial Organization, NEIO）之動態加碼檢定法（the dynamic Markup Test）（見Bresnahan（1982）；Lau（1982）；Steen and Salvanes（1997）），來檢視民國80年至99年間台灣水泥產業之競爭行為。實證結果發現，短期內台灣水泥產業具有一定程度之市場壟斷力，但在長期下該產業則屬競爭市場。其原因在短期間可能受限於水泥產業的產能固定，若市場需求突然增加，產業的供給調整缺乏彈性，導致水泥廠商短期內具有一定之獨占力。多年來台灣水泥業產能呈現過剩狀況，產能利用率亦持續下降，形成廠商間之競爭壓力，從長期來看台灣水泥產業屬一競爭性的市場。

關鍵字：水泥產業、新實證產業組織、加碼檢定法、誤差修正模型

Date : July 2011

Degree Conferred : Master

Student : TZU-HSUAN HUANG

Adviser : Dr. Pang-Tien Lieu

Student ID : M9808203

Total Pages : 62

Abstract

Because of high capital-intensity, the homogeneity of products, and domestic demand-oriented, these characteristics make the cement industry is generally considered as a highly oligopolistic industry structure. Based on the classical industrial economic theories this industry structure would lead to joint behavior. The present paper adopts the dynamic Markup Test of New Empirical Industrial Organization—NEIO (Bresnahan (1982); Lau (1982); Steen and Salvanes (1997)) to measure the competition of Taiwan cement industry. The data span 20 years (1991/2010), with 240 data points for the raw data.

Empirical results indicate that the cement industry in Taiwan has some monopoly power in a short run, but it is a competitive market in a long run. Due to the output is fixed in a short run; the cement company can own monopoly power under the situation if the demand increases. However, the cement market in Taiwan was over-supply in the past years, and the utilization rate was low. In a long run, cements companies lose price bargaining power, and the cement industry becomes a competitive market.

Key words: Cement Industry 、 NEIO 、 Markup Test 、 Error Correction Model

誌謝

兩年就這麼過去了！想起兩年前剛退伍時決定重拾書本的原因。現在想來雖然幼稚，但這兩年歷練所得到的遠比當初所想的更多，更值得。本論文得以順利完成，首先要感謝指導教授劉邦典老師悉心的教導，更感謝您兩年前的不嫌棄；您對於學術研究的堅持與做人處事的原則，對學生而言是最好的身教。雖然過程難免苦澀煎熬，但若非親身經歷實難體會老師用心良苦，老師兩年來的教誨學生會謹記在心。同時，也感謝徐中琦老師與梁榮輝老師在口試時的評論與指教，讓本論文更加完整。此外，也感謝麗梅學姐熱心的幫助與指點。在此致上最誠摯的謝意。

其次要感謝大學長偉政一直以來的情義相挺，不論什麼時候，你的鼓勵總是能讓我繼續下去的動力。感謝姿瑀學姐、羽令學長不時的關心與幫助，有你們真好。這兩年一起努力的夥伴安宏、慧茵、築羽，感謝你們對我的包容與體諒，感謝學妹曼資、宜靜、義萱在這段期間的幫助，讓我能夠順利的完成學業。還有，我的好朋友彥宏，走在前頭的你總是能在我不知所措的時候指引我。永康、綺紋、名玉、小朱、高明、玉嘉，你們的鼓勵與陪伴，總能讓我在感到倦怠的時候能夠打起精神。

最後，感謝總是在背後默默關心，放任我在外頭闖蕩的家人，因為有你們的支持，我才能順利的畢業。也感謝所有曾在這段期間內關心我的朋友們，在此向各位致上最誠摯的感謝。

目錄

摘要	i
目錄	iv
圖表索引	v
第一章 緒論	- 1 -
第一節 研究動機與目的	- 1 -
第二節 研究內容與範圍	- 2 -
第三節 研究方法	- 2 -
第四節 研究架構	- 3 -
第二章 台灣水泥業的發展	- 5 -
第一節 水泥產業之特性	- 5 -
第二節 台灣水泥業的發展歷程	- 6 -
第三節 台灣水泥產業發展近況	- 14 -
第四節 水泥產業結構	- 18 -
第五節 台灣水泥市場聯合行為案例回顧	- 21 -
第三章 文獻回顧	- 24 -
第一節 寡占理論文獻回顧	- 24 -
第二節 Bresnahan 模型相關研究文獻	- 29 -
第三節 水泥產業相關文獻回顧	- 31 -
第四章 理論與實證模型	- 34 -
第一節 靜態模型	- 34 -
第二節 動態模型	- 38 -
第五章 實證結果與分析	- 44 -
第一節 變數說明與資料來源	- 44 -
第二節 靜態模型之實證結果與分析	- 47 -
第三節 動態模型之實證結果與分析	- 51 -
第六章 結論	- 58 -
參考文獻	- 60 -

圖表索引

圖 1	研究架構圖	- 4 -
圖 2	S-C-P 架構圖	- 25 -
圖 3	外生變數變動造成需求曲線平移	- 35 -
圖 4	外生變數變動造成需求曲線旋轉	- 36 -
表 1	台灣水泥產業相關重大事件年表	- 12 -
表 2	歷年台灣水泥市場總需求及成長率	- 14 -
表 3	水泥歷年產量	- 15 -
表 4	歷年水泥內外銷結構	- 16 -
表 5	進口水泥依存度統計表	- 17 -
表 6	歷年台灣水泥業市場集中度指標	- 19 -
表 7	水泥產業近年產能利用率	- 20 -
表 8	水泥公會會員公司產能現況一覽表	- 20 -
表 9	加碼檢定法與收益減定法之比較	- 28 -
表 10	本研究所用之變數內容	- 46 -
表 11	需求函數中變數估計值預期結果	- 47 -
表 12	供給關係式中變數估計值預期結果	- 48 -
表 13	需求函數靜態實證結果	- 49 -
表 14	供給關係式靜態實證結果	- 50 -
表 15	模型變數單根檢定	- 51 -
表 16	VAR 落後期數之決定-需求函數	- 52 -
表 17	共整合檢定-需求函數	- 52 -
表 18	VAR 落後期數之決定-供給函數	- 53 -
表 19	共整合檢定-供給關係式	- 53 -
表 20	需求函數動態實證結果	- 55 -
表 21	靜態與動態模型估算出之彈性	- 56 -
表 22	供給關係式動態實證結果	- 57 -

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

水泥為國家基礎建設不可或缺之基本建材，無論是在公、私部門及軍事用途上均有大量需求。水泥產品種類雖可分為五大項，但其中卜特蘭第一型水泥便占有九成以上的市場需求，可見水泥產品的同質性很高。而市場中產品差異化程度越高，廠商間欲形成聯合行為則越困難；反之，標準化程度越高之商品則相對容易。故水泥產業先天上就具有容易形成聯合行為的特性。

台灣水泥產業自民國 43 年 10 月起由國營轉為民營並開放競爭，但開放至今五十餘年，國內之水泥廠商家數一向不多，雖然開放民營後產業集中度有逐年下降之趨勢，但歷年來前四大廠商之市場占有率最低亦有六成（詳見表 6），根據 Shepherd（1985）對市場結構之分類，台灣之水泥產業市場屬於高度集中之寡占市場。水泥生產最主要的投入原料為石灰石，故石灰石採礦權的取得非常重要，在台灣西部地區採礦權到期後，未持有東部地區礦權的業者，在囤積原料用罄之後，勢必要結束生產工作，除非在東部地區取得石灰石礦源，否則就必須轉型或往國外設廠。除了建廠設備之費用高昂之外，而進口原料生產成本亦過高，加上設廠土地取得不易，碼頭、倉儲及配銷通路亦需要完整之配套，造成新廠商不易進入市場。

故台灣水泥產業之市場競爭情形，產業內之廠商是否具有壟斷力或有勾結之行為乃本研究所探討之課題，本研究分別應用新實證產業經濟中 Bresnahan（1982）與 Lau（1982）所提出之加碼檢定法以及 Steen and Salvanes（1997）將此研究方法進一步的延伸至 ECM 架構之下所提出之動態模型，來檢視台灣水泥產業的競爭行為。

第二節 研究內容與範圍

本研究主要希望能夠對台灣水泥產業中廠商之競爭行為能有近一步的了解，並借重經濟理論上的實證模型來解釋市場現況。故研究內容首先透過整理台灣水泥產業之發展沿革進而從中瞭解水泥產業之特性與發展現況，再分別以靜態與動態之實證模型對台灣水泥產業之市場獨占力提出具體的驗證。

水泥種類可細分為卜特蘭第一型（普通）水泥、第二型（平熱）水泥、第三型（早強）水泥、第五型（抗硫酸鹽）水泥及高強水泥、油井水泥、白水泥等。其中又以第一型之普通水泥為主要產品，占市場的九成以上。故本研究之主要對象為國內水泥市場中生產銷售第一型水泥之廠商為主。水泥屬於內需型產業，外銷及進口則分別扮演調節國內廠商產能及市場需求之角色，資料方面由於國內早期之月資料取得不易，故本研究之研究期間為自民國 80 年 1 月起，至民國 99 年 12 月止之國內廠商資料，計有 240 筆月資料。

第三節 研究方法

本研究根據新產業經濟實證理論，採用靜態與動態兩種方法，分別為 Bresnahan (1982) 與 Lau (1982) 提出之加碼檢定法 (the Markup Test)；以及 Steen and Salvanes (1997) 針對 Bresnahan 所提出之模型，進一步的將其延伸至 ECM 架構下之動態模型，用以檢定產業長期間的競爭行為。

模型中設立 λ 值為市場獨占力指標，當 $\lambda=1$ 時，市場結構偏向獨占或完全勾結； $\lambda=0$ 時，市場結構偏向完全競爭市場； λ 介於 0~1 之間時則表示該市場中之廠商具有一定程度之獨占力。

在 ECM 架構下的動態 Bresnahan-Lau 模型，首先必須透過單根檢定 (unit root test) 與共整合檢定 (cointegration test)，確使模型內的變數達成穩定而得到較可靠的統計推論，並可由誤差修正項中獲得長期均衡的相關訊息。

第四節 研究架構

本研究之章節安排分為六章：第一章為研究動機、目的、範圍及方法的確定。第二章為台灣水泥產業的沿革及現況。第三章為文獻回顧。第四章為理論模型推論與實證模型的建構。第五章為實證結果與分析。第六章為本研究之結論。



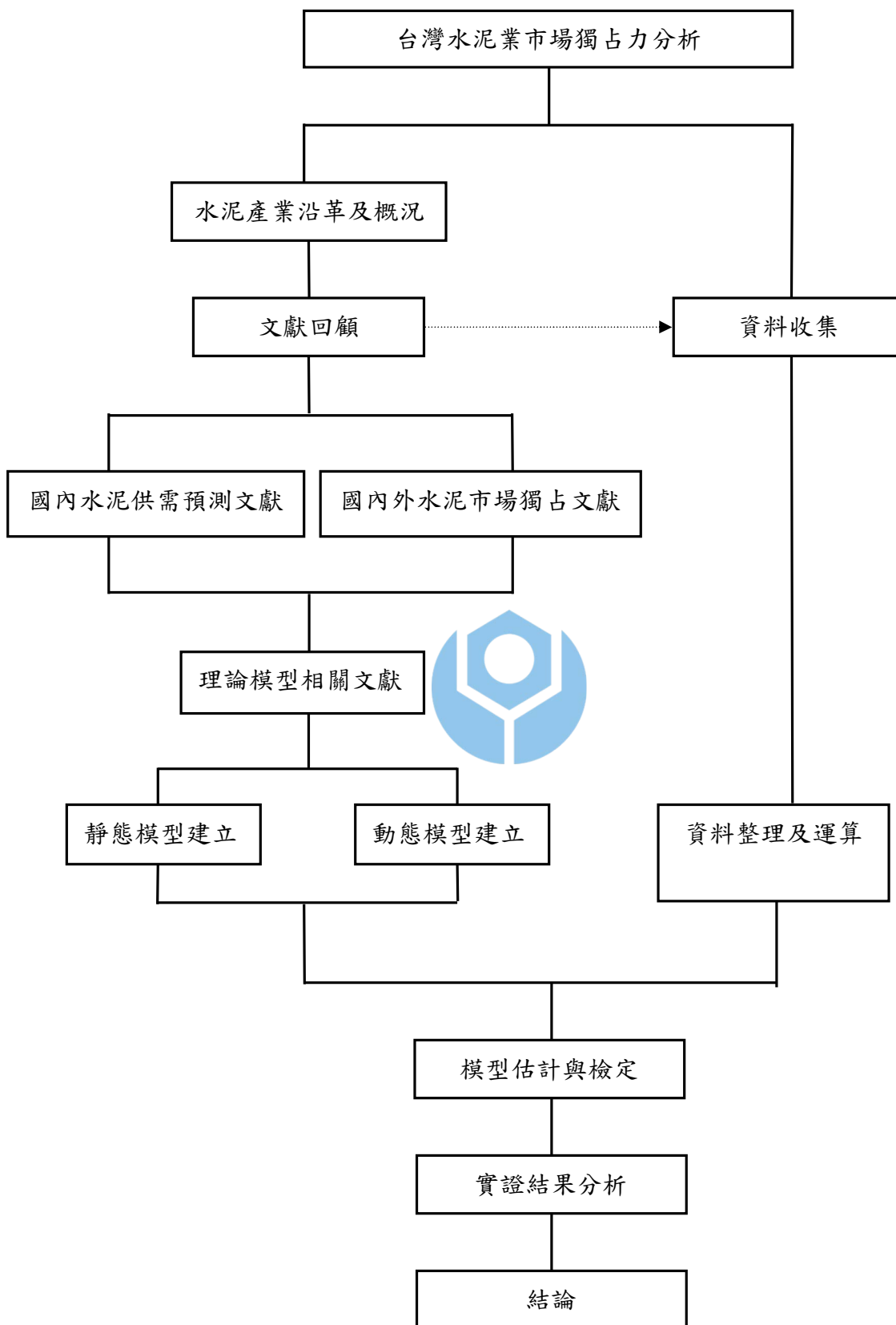


圖1 研究架構圖

第二章 台灣水泥業的發展

第一節 水泥產業之特性

水泥產業屬於民生及國防基礎工業，不論公、私部門之建設，如房屋、道路、橋梁、水庫、港口、下水道、國防工程等，水泥均為基本建材。而水泥質量高價格低的特性，亦造成各國之水泥產業均偏向內銷導向產業。其笨重、易受潮、不耐久存，等不利長距離運送銷售之特質更造成水泥通常僅以供應生產地之周邊地區為主，幅員廣大之國家通常會再細分為好幾個市場。故國產水泥之銷售主要以供應內需為主，外銷與進口部分僅扮演調節產銷之角色。而內需型產業受國際景氣變動的影響較小，其榮枯與否主要視國內公共工程與營造業的景氣狀況而定，其中又以民間營造業占水泥使用量約八成左右，對水泥產業景氣之影響最大。



水泥之消耗量亦受氣候因素影響而波動，尤其遇到梅雨及颱風季節常造成水泥滯銷。另外台灣營造業習慣於農曆年前趕工，故一般來說台灣水泥需求之旺季在於 11、12 月，淡季則在 2、6、7、8 月。

水泥熟料的生產須以高溫連續燒製，屬於連續性生產之製程，停窯後再生產對成本之控制非常不利，也因為此特性使得水泥容易出現供過於求之現象。而其產量又受限於燒窯之產能，擴建舊廠或增設新廠一般而言需耗時數年，產量在短期之內不易增加，故面臨國內需求突然增加時只能由進口水泥來填補需求缺口。又產品特性不耐久存，為避免庫存壓力，只要國際市場價格高於業者之變動成本，業者多半會忍痛出售，在實務上可以見到外銷價格低於國內銷售價格之情形。

第二節 台灣水泥業的發展歷程

自民國四年起，台灣水泥業發展至今已有九十七年的歷史，期間歷經日人經營、國營與民營、開放進口等過程；產能由最初的三萬公噸增至98年底的2,823萬公噸，成長約九百倍。整體產業之發展過程，可依各階段發展特性之不同，劃分為7個時期：萌芽時期（民國4-34年）、國營時期（民國34-42年）、擴建成長時期（民國43-61年）、持續成長時期（民國62-70年）、成熟時期（民國71-79年）、產業東移時期（民國80-86年）、產業西進時期（民國87年至今）。

一、萌芽期（民國 4-34 年）

民國 4 年日本的淺野水泥株式會社於高雄設廠，稱為淺野水泥株式會社台灣工場，於民國 6 年時開工，當時每月產量約為 2,700 餘公噸。之後於民國 19 年擴建乾式豎窯，產能每月約達 2 萬噸。民國 26 年爆發中日戰爭，軍事、國防對水泥需求激增，使台灣水泥需求量急增，促使日本人另組台灣水泥株式會社，承租淺野水泥株式會社的高雄工廠，於民國 33 年時，達到年產量 36 萬公噸之高峯。民國 31 年南方工業株式會社在竹東開始建廠，機器設備是從日本高濱工場運送來台，建廠期間適逢第二次世界大戰，工程屢受阻擾損壞，至戰爭結束之時，工程僅完成一半而已。故台灣在光復之前，計有三家水泥工廠，但實際運作的僅有兩家，雖然歷經第二次世界大戰的破壞，但水泥產業仍在這段期間奠定了良好的基礎。

二、國營時期（民國 34-42 年）

國民黨來台後，成立水泥監理委員會，將高雄、蘇澳、竹東等 3 家水泥工廠合併成立「台灣水泥公司」，各廠機器設備因戰亂殘破不堪，年產能降至約 7 萬公噸。民國 39 年，年產量已回升至 33 萬公噸。其後產量續增，民國 42 年更突破 50 萬公噸。故本階段台灣水泥產業是由政府經營之台灣水泥公司獨占市場，本時期之發展重心為產業之重建與整修。

三、擴建成長時期（民國 43-61 年）

民國 43 年 10 月，政府實施「耕者有其田」政策，乃將農林、工礦、造紙、水泥四大公司移轉給民營，並且發展進口替代工業，鼓勵民間企業投入發展水泥產業。民國 45 年，第一家民營水泥廠—永康正式生產後，打破了台泥獨占的局面，直到民國 51 年，除了移轉民營的台灣水泥外，還有永康、嘉新、建台、東南、啟信、亞洲、環球、正泰、信大、力霸、南華、欣欣、幸福等十三家加入民營的行列。民國 42 年政府實施第一期經建計畫，加上台灣經濟逐漸起飛，公私部門對水泥之需求量激增，各水泥公司不斷地投資新設備、擴充產能，以滿足國內需求。至民國 51 年底，年產量達 180 多萬公噸，不但足夠國內需求，亦有餘額可供外銷。

自政府推行第二、三、四期經建計畫後，台灣經濟結構逐漸由農業轉向工業，各項建設計畫帶動百業工商景氣、民間投資建設活動繁盛，促使國內對水泥需求居高不下。民國 57 年時，年產量高達 422 萬公噸，內銷量為 300 萬公噸，外銷量最高曾至 132 萬公噸，晉升為世界第 4 位水泥輸出國，僅次於美國、蘇俄、日本。故本階段台灣水泥產業打破由台灣水泥公司一家獨占之局面進入寡占時期，且水泥產業外銷量急速增加，發展重心為積極地發展擴建、提昇產能。

四、持續成長時期（民國 62-70 年）

民國 62 年起，外銷量因越戰停止而銳減，但適逢國內房地產營建業蓬勃發展、六年經建計畫與十大建設等實施，尤其以高速公路、台中港、蘇澳港等工程建設，皆需要大量的水泥，使國內水泥需求邁向另一高峯。民國 63 年，正值第一次石油危機，經濟開始衰退不景氣、物價上漲，造成搶購熱潮，產品供不應求，水泥價格不斷上漲，國內水泥業者對水泥行情看好，各水泥廠紛紛擴廠、增加設備及建廠，以提昇產能滿足國內需求。民國 66 年產量首度突破千萬公噸大關。截至民國 70 年，國內水泥公司家數也增加至 14 家，年產量高達 1,433 萬公噸。平均年成長率為 11.5%。本階段台灣水泥產業不因外銷降低而減產，相反地更投

入龐大資金積極發展，本時期產業發展重心仍為擴充產能。

五、成熟時期（民國 71-79 年）

70 年代早期由於第二次石油危機與經濟不景氣之影響，使得水泥需求衰退，由於供過於求導致國內水泥業者殺價競爭，於是台泥、亞泥聯合其他廠商共同協議減產，同時為了避免廠商間違背協議，由水泥公會訂定「計劃產銷配額辦法」來維持產銷秩序。

經濟部於民國 73 年委託中興工程顧問社進行花蓮地區設置水泥專業區之可行性研究。次年，經濟部工業局表示在「水泥工業長期發展方案定案」之前，新設水泥廠及擴充申請皆暫停受理。民國 75 年在政府推動重大公共工程與民間建築業繁榮景氣刺激下，國內水泥需求再度呈現快速成長。同年 4 月，經建會通過「水泥工業長期發展方案」，嚴禁台灣西部地區增設及擴充水泥工廠，全面引導水泥產業東移。民國 77 年政府取消水泥進口關稅開放水泥進口，打破國產水泥壟斷市場的局面。



六、產業東移時期（民國 80-86 年）

「水泥工業長期發展方案」於民國 81 年通過第一次修正，民國 84 年再作第二次修正，其主要目的在於因應西部石灰石礦源即將枯竭，引導水泥產業東移及促使東部石灰石礦源之有效利用。西部各水泥工廠的石灰石礦權，除亞洲水泥新竹廠將於 92 年 12 月到期外，其餘各礦區均於 86 年之後到期，亦即 87 年以後將全面停止開採，屆時各水泥廠最多有 1~2 年的及庫存原料可供生產用，水泥產業勢必要往東部發展。政府於民國 80 年將花蓮和平地區規劃為水泥專業區，並正式列入六年國建計劃中。而和平水泥工業區雖自 81 年行政院即核准開發，但因土地徵收不易及環保抗爭等問題，開發進度緩慢。在經濟部積極推動下，於 83 年 6 月正式動工。

民國 80 年起，政府擬全面實施容積率管制，促使建商紛紛搶建，造成民間營建業房屋推案量增加，及六年國建推動之影響，國內水泥需求量高漲。民國

83 年國內水泥總需求量為 2,763 萬公噸（其中國產量為 2,271 萬公噸）雖然比 82 年需求量減少 4%，但平均國人每年平均使用 1,300 多公斤量而言，仍居世界首位。民國 84 年 3 月，水泥貨物稅由「從價課徵」改為「從量課徵」，爾後進口水泥與國產水泥之稅徵基準一致，進口水泥以往的價格優勢已不復存在。

七、產業西進時期（民國 87 年至今）

為因應國際化及全球化之競爭，以及產業永續發展、大陸經貿政策等因素考量下，「在大陸投資新審查原則與指標」於 86 年 7 月 15 號公告實施，「在大陸地區從事投資或技術合作業別項目」中，水泥業由專案審查類改為准許類，開放赴大陸間接投資。經濟部於民國 86 年 3 月邀請相關單位檢討「水泥工業長期發展方案」，鑒於此方案自民國 75 年訂定，歷經十餘年的運作下，其原定之目標均已完成（如在花蓮地區設置水泥專業區、訂定水泥新（增）設廠審查要點及水泥出口管理措施等），且在其運作期間「環境影響評估法」、「公平交易法」以相繼完成立法程式，「礦業法」、「水污染防治法」、「空氣污染防治法」、「能源管理法」等等相關法令已趨於完備。在考量相關法令已完備，及產業自由化、公平化及提高產業競爭力之前提下，決議中止適用此方案，並於民國 87 年 3 月 3 日正式生效。

由於台灣西部採礦權已陸續到期，島內可利用的礦產資源已經非常有限，多家水泥公司甚至只能從水泥製造商轉型為經銷商。在這些水泥企業中，只有台灣水泥公司在東部的石灰石礦石還可繼續長期發展，而嘉新水泥幾乎沒有可用礦藏，國內排名第二的亞洲水泥礦藏也只能維持八至九年。相比之下，經濟發展中的大陸地區是具有相當潛力的市場，經濟成長穩定且後勢看好，目前已有每年 4 億噸需求量的水泥市場。加上北京奧運會及上海世博會主辦在即，由於強勁的需求刺激，水泥價格較為穩定，投資回收期短，正是台灣水泥企業持續發展的最佳舞臺。

中國大陸龐大的市場一直是讓世界各國都想進入的誘因，而其快速成長的經

濟實力也讓大陸日漸成為全球的焦點。面臨台灣水泥內需逐漸萎縮，本島西部採礦權到期後除了有取得東部地方採礦權者外，也將面臨無料可用之窘境，台灣水泥廠商都不約而同的將重心轉到了大陸礦石比較豐富、配套設施比較完善、消費需求比較大的地區，尤其是東部沿海地區。茲將各台灣水泥廠在大陸的發展概況簡述如下。

1. 嘉新水泥

嘉新水泥（以下簡稱嘉泥）是第一家赴大陸市場投資的廠商，早在民國 84 年嘉泥已在江蘇投資 2.8 億元成立嘉新京陽水泥公司，並於民國 92 年後停止在台灣的生產，將公司重心轉移至大陸市場；其投資地區分別以上海和江蘇為主。目前嘉泥在大陸共計投資有 8 家水泥及相關企業，其中江蘇 2 家，分別為嘉新京陽水泥公司與江蘇聯合水泥公司；上海 6 家，分別為上海嘉新水泥公司、上海嘉環凝土公司、上海嘉新港輝公司（倉儲與配銷）、上海長新船務公司（水泥運銷）與上海伊通公司（砌塊板材制造與銷售）。

2. 亞洲水泥

第二家進入大陸的國內業者是亞洲水泥（以下簡稱亞泥），重點發展方向是華中地區。首先設立江西亞東水泥，已於民國 89 年量產，產能為 150 萬公噸。亞泥在大陸水泥投資分佈地區較廣，其策略是沿長江流域設廠。目前亞泥公司在上海、江西與武漢等地分別投資成立了上海亞力水泥公司、江西亞東水泥公司與武漢亞東水泥公司。亞泥公司也制訂了未來西進大陸「12 年計劃」，即到 2015 年，要在大陸再設立 5 個水泥廠，每座兩條生產線，每條生產線年產能 200 萬公噸，屆時亞洲水泥公司在大陸的產能將達 2,000 萬公噸，比目前台灣年總銷量還多。

3. 環球水泥

環球水泥公司於 92 年廣東惠州環球水泥公司，94 年正式出貨銷售，年產量 120 萬公噸。其在大陸投資以寧波為中心，在寧波、上海等地設有 5 座預拌混凝土公司，借此向上游發展。

4. 台灣水泥

而國內水泥龍頭台灣水泥公司，在赴大陸投資方面與同業相比明顯晚了一步，也許是專注於花蓮和平水泥廠之發展，僅於 88 年透過香港台灣水泥公司間接與安徽海螺水泥公司合作在安徽成立了朱家橋水泥公司，擁有 70 萬公噸級研磨廠。台泥公司計劃以收購、兼併等多種方式，在福建、廣東、廣西、上海、天津等地設立多個水泥生產基地與預拌水泥廠，希望在大陸建成上中下游一體的水泥業生產鏈。民國 91 年底，台泥與大陸最大的水泥公司海螺集團合資在安徽蕪湖建造水泥研磨廠，投資三千萬美金，佔百分之六十股權並加碼投資朱家橋水泥公司，在福州成立福州台泥公司，同時於福州陽嶼興建碼頭。96 年購併嘉新國際公司江蘇京陽廠，成立台泥句容廠，進一步延伸至華東市場。97 年底於廣西擴廠，98 年併購昌興礦業公司，市場版圖拓展至廣東、雲南、貴州、重慶、四川、遼寧等地。

表1 台灣水泥產業相關重大事件年表

日期	事件
民國 4 年	日本淺野水泥株式會社於高雄設廠。
民國 35 年	台灣水泥公司成立，由前資源委員會與台灣省政府經營。
民國 37 年	台泥首度外銷東南亞。
民國 43 年	政府實施「耕者有其田」政策，乃將農林、工礦、造紙、水泥四大公司移轉給民營。
民國 45 年	第一家民營水泥廠永康正式生產，打破台泥獨占的局面。
民國 63 年	「穩定當前經濟措施」方案中，將水泥列為政府管制物資。
民國 71 年	台泥、亞泥聯合其他廠商共同協議減產，為了避免廠商間違背協議，由公會訂定「計劃產銷配額辦法」。
民國 73 年	經濟部委中興工程顧問社進行花蓮地區設置水泥專業區可行性研究。
民國 74 年	經濟部工業局表示，水泥工業發展方案定案之前，水泥工廠新設及擴充申請皆暫停受理。
民國 75 年	經建會通過「水泥工業長期發展方案」，嚴禁台灣西部地區不准增設及擴充水泥工廠，全面引導水泥產業東移。
民國 77 年	政府取消水泥進口關稅，開放進口水泥打破國產水泥壟斷市場的局面。
民國 79 年	宣佈開放大陸水泥熟料間接進口。
民國 80 年	政府預備實施容積管制措施，造成建商紛紛搶建。
	政府敲定以「花蓮和平地區」規劃為「水泥專業區」之地點，並正式列入六年國建計劃中。
民國 81 年	水泥工業長期發展方案通過第一次修正。
	經濟部核定「台灣地區水泥出口管理措施」
民國 83 年	花蓮和平水泥專業區正式動工。
	經濟部工業局放寬對水泥外銷管制，水泥每月安全庫存量降低為 80 萬公噸，最低庫存量為 70 萬公噸，作為可供外銷之數量指標，超過安全庫存數量部份准予外銷。
民國 84 年	水泥貨物稅由「從價課徵」改為「從量課徵」。
民國 86 年	西部各水泥廠之石灰石礦權到期。
	開放水泥業赴大陸間接投資。
民國 87 年	受東南亞金融風暴影響，導致亞洲各國低價出口水泥。水泥進口量暴增達 278 萬公噸。
民國 89 年	菲律賓水泥降價求售，低價水泥大舉入侵台灣，造成水泥價格驟降。89 年進口量為 367 萬公噸
民國 90 年	由於國內水泥業者提出進口反傾銷控訴。加上新台幣貶值，進口量降為 233 萬公噸

民國 91 年	一月，財政部公布台泥、亞泥、信大、力霸、幸福申請對自菲律賓與韓國進口卜特蘭水泥及熟料課徵反傾銷稅暨臨時課徵反銷稅案，不予臨時課徵反傾銷稅，並將繼續調查完成有無傾銷之最後認定。
	七月，台泥、亞泥、信大、力霸、幸福申請對自菲律賓與韓國進口卜特蘭水泥及熟料課徵反傾銷稅案，業經財政部核定自九十一年七月十九日起課徵反傾銷稅。
民國 94 年	公平會判處臺灣水泥等 21 家水泥業者，因涉嫌聯合壟斷水泥市場，嚴重影響國內水泥市場之供需，對各家業者分別處新臺幣 500 萬至 1,800 萬元不等之罰鍰，合計總罰鍰達新臺幣 2.1 億元，全案於民國 100 年 4 月判決確定台灣水泥等 21 家水泥業者敗訴。
民國 96 年	對菲律賓及韓國進口水泥課徵反傾銷稅屆滿五年，財政部對此案是否繼續或停止適用展開調查。
民國 97 年	財政部經調查決議維持對菲律賓及韓國進口之反傾銷稅。
民國 100 年	經濟部貿委會於一月底做出對大陸水泥反傾銷之初判。市場預期 5 月底前政府將做出對大陸水泥反傾銷稅之終判。

資料來源：本研究整理



第三節 台灣水泥產業發展近況

根據台灣經濟新報資料統計，98年國內水泥總生產量為1,687萬公噸，其中國內需求量僅1,034萬公噸，由表2可看出近年來台灣市場萎縮，原因是受金融海嘯的影響，以及公共工程尚未實質施工，導致整體市場需求下滑。經濟部工業局官員指出，台灣水泥業在民國70-80年為尖峰時間，國內一年需求量是27,000萬噸；但現在需求高峰已過，每年內需量降為約1,200至1,400萬公噸左右，廠商不得已只好外銷。目前每年水泥外銷量約占國內總產量的50%，98年台灣平均每人一年約消耗水泥400公斤；相較於先進國家每人平均是500到600公斤，水泥用量少顯示經濟疲弱，但水泥業是無法停窯的產業，生產出來也不耐久放，因此台灣近幾年外銷量上升，尤其以東南亞及中國大陸為主。99年煤炭價格及運費下跌及進口水泥增加的情況下，國內水泥市場價格已逐步調降。而由於金融海嘯影響已趨緩，經濟逐漸復甦，公共工程實質開工，預估水泥需求將成長。

表2 歷年台灣水泥市場總需求及成長率

年份	總需求量(公噸)	成長率(%)	年份	總需求量(公噸)	成長率(%)
72	10,947,761	-	86	20,912,136	-4.40
73	10,636,228	-2.85	87	20,593,446	-1.52
74	10,623,099	-0.12	88	18,642,092	-9.48
75	11,338,927	6.74	89	18,176,023	-2.50
76	12,694,674	11.96	90	16,540,603	-9.00
77	14,212,901	11.96	91	17,166,985	3.79
78	16,279,476	14.54	92	14,280,871	-16.81
79	18,132,408	11.38	93	13,970,098	-2.18
80	19,251,424	6.17	94	14,128,450	1.13
81	22,867,987	18.79	95	13,597,086	-3.76
82	27,172,417	18.82	96	12,655,271	-6.93
83	26,502,497	-2.47	97	10,482,539	-17.17
84	25,871,167	-2.38	98	8,748,339	-16.54
85	21,875,128	-15.45	99	10,814,742	23.62

註：市場總需求量=內銷量+進口量

資料來源：本研究整理

(一)、 產銷概況

由表 3 可以看出，國內水泥產銷量於民國 75 年之後，由於政府推動之公共建設以及欲推動建物容積率管制政策之消息傳出後，造成民間趕著在容積率政策實施前一窩蜂的搶建。在這樣需求推動之下，產量逐年增加，至民國 82 時產量達 2,397 萬公噸。而民國 83 年後國內水泥業景氣呈下挫趨勢，據水泥公會表示，由於水泥消耗量逐年降低，加上民國 87 年時受金融風暴影響，東南亞國家之水泥廠以低價將水泥出口至我國，使得國內水泥業景氣一直到民國 90 年後國內業者提出進口反傾銷控訴，加上新台幣貶值，進口量減少後才改善。

表3 水泥歷年產量

年度	水泥生產量(公噸)	年度	水泥生產量(公噸)	年度	水泥生產量(公噸)
52	2,315,831	68	11,869,723	84	22,466,822
53	2,345,785	69	14,034,483	85	21,517,869
54	2,497,081	70	14,331,459	86	21,509,649
55	3,235,550	71	13,521,288	87	19,637,602
56	3,682,755	72	14,802,376	88	18,168,003
57	4,222,201	73	14,234,844	89	17,561,976
58	4,218,737	74	14,411,500	90	18,011,117
59	4,533,848	75	14,770,461	91	19,362,882
60	5,274,995	76	15,647,783	92	18,474,193
61	5,855,524	77	17,281,279	93	19,049,935
62	6,083,899	78	18,043,203	94	19,890,989
63	6,210,068	79	18,456,133	95	19,293,803
64	6,782,976	80	19,424,561	96	18,957,336
65	8,739,453	81	21,451,451	97	17,330,277
66	10,317,165	82	23,954,333	98	15,918,474
67	11,443,254	83	22,705,132	99	16,300,989

資料來源：水泥公會年報

表4 歷年水泥內外銷結構

年度	內銷量 (公噸)	百分比(%)	外銷量 (公噸)	百分比(%)	總銷售量 (公噸)	百分比(%)
80	18,422,790	95	961,994	5	19,384,784	100
81	20,393,570	95	1,162,516	5	21,556,086	100
82	23,070,820	96	876,688	4	23,947,508	100
83	22,198,620	98	476,070	2	22,674,690	100
84	21,778,010	97	596,915	3	22,374,925	100
85	19,600,890	91	1,845,043	9	21,445,933	100
86	19,063,000	89	2,439,871	11	21,502,871	100
87	17,810,000	91	1,712,138	9	19,522,138	100
88	15,956,000	88	2,178,129	12	18,134,129	100
89	14,821,000	84	2,722,728	16	17,543,728	100
90	14,401,889	81	3,425,860	19	17,827,749	100
91	15,532,842	80	3,937,446	20	19,470,288	100
92	13,148,735	72	5,034,471	28	18,183,206	100
93	13,294,046	70	5,741,686	30	19,035,732	100
94	13,070,068	65	7,032,878	35	20,102,946	100
95	12,669,337	65	6,732,467	35	19,401,804	100
96	11,685,315	61	7,401,601	39	19,086,916	100
97	9,484,283	55	7,658,545	45	17,142,828	100
98	7,645,676	48	8,143,736	52	15,789,412	100
99	9,445,803	57	7,210,615	43	16,656,418	100

資料來源：本研究整理

(二)、 進出口概況

水泥產業屬內需型產業，台灣之水泥產業一向以供應國內需求為主，進出口主要是用以平衡產銷，補足國內短時間之不足，消耗過多之產能。民國 87 年後，由於產業東移之政策使得國內供給減少，又適逢金融風暴，東南亞各國對我國低價傾銷水泥，進口之水泥量有明顯上升。民國 89 年，國際大型水泥集團進入亞洲市場，亦開始併購各國水泥廠並傾銷至我國，使得水泥進口量高居不下，達 369 萬公噸。民國 91 年，我國對菲律賓及南韓之水泥開徵反傾銷稅，92 年之進口量降至 169 萬公噸。「水泥工業長期發展方案」規定，水泥生產目標以供內銷

為主，必要時得准予出口，用以平衡產銷。民國 81 年，經濟部核定「台灣地區水泥出口管理措施」。民國 83 年，經濟部工業局放寬對水泥外銷管制，外銷管制的水泥每月安全庫存量將由原來的 96 萬公噸，降低為 80 萬公噸，最低庫存量為 70 萬公噸，作為可供外銷之水泥及熟料數量指標，超過安全庫存數量部份原則准予外銷。

表5 進口水泥依存度統計表

年度	水泥總需求量(公噸)	水泥內銷量(公噸)	水泥進口量(公噸)	進口依存度(%)
80	19,250,814	18,422,790	828,024	4
81	22,903,915	20,393,570	2,510,345	11
82	27,172,427	23,070,820	4,101,607	15
83	26,501,195	22,198,620	4,302,575	16
84	25,871,167	21,778,010	4,093,157	16
85	21,875,128	19,600,890	2,274,238	10
86	20,912,136	19,063,000	1,849,136	9
87	20,593,446	17,810,000	2,783,446	14
88	18,642,092	15,956,000	2,686,092	14
89	18,176,023	14,821,000	3,355,023	18
90	16,540,603	14,401,889	2,138,714	13
91	17,166,985	15,532,842	1,634,143	10
92	14,280,871	13,148,735	1,132,136	8
93	13,970,098	13,294,046	676,052	5
94	14,128,450	13,070,068	1,058,382	7
95	13,597,086	12,669,337	927,749	7
96	12,655,271	11,685,315	969,956	8
97	10,482,539	9,484,283	998,256	10
98	8,748,339	7,645,676	1,102,663	13
99	10,814,742	9,445,803	1,368,939	13

註 1.總需求量=進口量+內銷量

資料來源：本研究整理

2.進口依存度=進口量/總需求量

第四節 水泥產業結構

根據現代產業組織理論中,產業結構所涵蓋之重要因子包含產品差異化、產業集中度、進入障礙等因素(見 Carlton and Perloff (2006, 第一章, 頁 7-8))。新古典產業經濟學家認為產業或市場之運作績效,決定於產業內廠商與購買者之行為,而廠商行為則會受到該產業結構之影響。本節以下即對國內水泥產業結構特性進行分析。

一、水泥屬資本、能源密集產業

設立一座年產能 150 萬公噸之水泥廠,單就生產設備就需要新台幣 50 億元左右,加上尚須負擔建廠土地取得及原料礦源之成本還有倉儲、運銷方面之費用都需投入大量之資金。水泥生產過程中使用的能源主要是燃煤及電力,平均 1 噸水泥耗用 400 度電力及 139-150 公斤的煤炭,占生產成本比約 40%-50%,根據台灣能源統計資料顯示,民國 82 年前,水泥工業之能源消耗量皆占國內製造業消費能源總量 8%以上。

二、產品差異化低

產品差異化程度越高,廠商間欲形成聯合行為則越困難;反之,標準化程度越高之商品則相對容易。水泥產品種類雖可分為五大項,但卜特蘭第一型水泥變占有九成以上的市場需求,足見水泥產品之同質性很高。

三、產業集中度高

台灣水泥產業係由國營轉為民營並開放競爭,由於進入障礙高,台灣國內之水泥廠商家數一向不多,雖然開放民營後產業集中度有逐年下降之趨勢,但如表 6 所示歷年來前四大廠商之市場占有率最低也有 60%,根據 Shepherd (1985)對市場結構之分類,台灣之水泥產業市場屬於高度集中之寡占市場。

表6 歷年台灣水泥業市場集中度指標

年度	前四大廠商之個別市占率 (%)	CR ₄ (%)
44	台泥 (100.00)	100
45	台泥 (98.44)、永康 (1.56)	100
50	台泥 (56.36)、嘉新 (21.48)、亞泥 (12.99)、東南 (4.99)	95.82
52	台泥 (48.34)、亞泥 (15.84)、嘉新 (15.20)、環球 (7.67)	87.05
55	台泥 (47.88)、亞泥 (16.66)、嘉新 (15.56)、環球 (7.38)	87.48
60	台泥 (34.40)、亞泥 (27.08)、嘉新 (11.70)、環球 (9.00)	82.18
65	台泥 (35.57)、亞泥 (27.60)、嘉新 (11.59)、環球 (7.27)	82.03
71	台泥 (29.67)、亞泥 (22.72)、嘉新 (11.82)、環球 (7.36)	71.57
75	台泥 (24.98)、亞泥 (20.38)、嘉新 (10.15)、環球 (6.91)	62.42
80	台泥 (25.25)、亞泥 (21.64)、嘉新 (9.03)、幸福 (7.33)	63.25
81	台泥 (24.61)、亞泥 (21.93)、嘉新 (9.08)、幸福 (6.90)	62.52
82	台泥 (26.26)、亞泥 (23.92)、嘉新 (8.54)、幸福 (6.37)	65.09
83	台泥 (27.12)、亞泥 (26.36)、嘉新 (7.45)、幸福 (6.55)	67.48
84	亞泥 (26.30)、台泥 (25.62)、嘉新 (7.21)、幸福 (7.14)	66.27
85	亞泥 (29.30)、台泥 (24.90)、幸福 (7.27)、嘉新 (6.69)	68.16
86	亞泥 (30.03)、台泥 (24.29)、嘉新 (6.70)、信大 (5.86)	66.88
87	亞泥 (29.31)、台泥 (27.15)、幸福 (5.69)、信大 (5.68)	67.83
88	亞泥 (31.30)、台泥 (29.63)、信大 (5.67)、幸福 (5.60)	72.22
89	亞泥 (32.93)、台泥 (28.47)、幸福 (6.37)、信大 (5.67)	73.44
90	台泥 (38.61)、亞泥 (29.50)、信大 (4.68)、力霸 (4.48)	77.27
91	台泥 (41.46)、亞泥 (29.66)、信大 (5.59)、力霸 (4.48)	81.19
92	台泥 (40.57)、亞泥 (28.10)、信大 (5.48)、力霸 (5.26)	79.41
93	台泥 (36.49)、亞泥 (25.88)、信大 (4.69)、力霸 (4.62)	71.69
94	台泥 (35.57)、亞泥 (25.27)、信大 (4.81)、力霸 (4.76)	70.1
95	台泥 (33.83)、亞泥 (26.45)、信大 (5.29)、幸福 (5.29)	70.86
96	台泥 (35.21)、亞泥 (23.95)、信大 (6.67)、幸福 (6.53)	72.36
97	台泥 (33.5)、亞泥 (24.96)、信大 (6.57)、幸福 (5.62)	70.65
98	台泥 (29.31)、亞泥 (24.1)、幸福 (6.42)、信大 (5.51)	65.34

註：CR₄為市場前四大家廠商市占率之加總。 資料來源：本研究整理

四、進入障礙高

除了資本投入高之外，政府政策、礦權取得等等亦是形成台灣水泥產業進入障礙的原因。民國75年4月，經建會通過「水泥工業長期發展方案」，嚴禁台灣西部地區增設及擴充水泥工廠，欲使水泥產業全面東移。受政府產業東

移政策之影響，除了亞泥新竹廠以外，各家水泥公司之西部採礦權皆在民國86年前到期。在台灣西部地區採礦權到期後，未持有東部地區礦權的業者在囤積原料用罄之後，勢必要結束生產工作，除非在東部地區取得石灰石礦源，否則就必須轉型或往國外設廠。除了建廠設備之費用高昂之外，而進口原料生產成本亦過高，加上設廠土地取得不易，碼頭、倉儲及配銷通路亦需要完整之配套，造成不易有新廠商進入市場。由經濟理論可知，在寡占市場結構下，既有廠商可利用其剩餘產能形成進入障礙，當有新廠商欲進入市場，既有廠商便提高產量，導致產品價格下降，在無利可圖之情形下，新進廠商便會退出市場。茲將台灣水泥產業近年產能與產量整理如下。

表7 水泥產業近年產能利用率

年度	產能(公噸)	產量(公噸)	產能利用率(%)	年度	產能(公噸)	產量(公噸)	產能利用率(%)
85	22,087,000	21,537,344	97.51	93	28,237,000	19,049,935	67.46
86	23,693,000	21,522,439	90.84	94	28,237,000	19,890,989	70.44
87	23,853,000	19,651,529	82.39	95	28,237,000	19,293,803	68.33
88	23,853,000	18,283,162	76.65	96	28,237,000	18,957,336	67.14
90	28,237,000	18,127,570	64.2	97	28,237,000	17,330,277	61.37
91	28,237,000	19,362,884	68.57	98	28,237,000	15,918,474	56.37
92	28,237,000	18,474,193	65.43	產能利用率=產量/產能			

資料來源：本研究整理


表8 水泥公會會員公司產能現況一覽表

98年底水泥公會會員公司產能一覽表（單位：公噸）					
台灣水泥	蘇澳廠	3,399,000	建台水泥	高雄廠	1,716,000
	和平廠	5,600,000	欣欣水泥	嘉義廠	800,000
	花蓮廠	1,584,000	信大水泥	南聖湖廠	1,560,000
亞洲水泥	新竹廠	1,760,000	幸福水泥	東澳廠	2,000,000
	花蓮廠	4,020,000	潤泰水泥	冬山廠	1,000,000
嘉新水泥	岡山廠	1,859,000	正泰水泥	高雄廠	400,000
環球水泥	大湖廠	650,000	總計		28,237,000
	阿蓮廠	800,000			
東南水泥	高雄廠	1,089,000			

資料來源：水泥公會年報

第五節 台灣水泥市場聯合行為案例回顧

水泥業者違反公平交易法之型為主要有：1.劃分市場，控制產、消、存貨數量、聯合漲價等限制競爭之行為；台灣水泥業者即將台灣區分為南、北兩市場。2.違法之結合行為；水泥業者可能透過結合或收購競爭者及下游預拌混凝土廠商來增加集中度；如民國 89 年前後，台泥分別承租或收購了總共 26 家預拌混凝土業者；亞泥將其預拌混凝土部門切割獨立後，另外成立亞東預拌混凝土公司，以從事併購行為。3.不公平之競爭行為；如 a.杯葛：要求國內運輸業者不運送進口水泥、要求水泥經銷商不得同時承銷進口水泥或他牌水泥，否則停止水泥供應。b.差別取價：國產水泥之出口價低於內銷價格，對國內採買者進行差別取價。c.搭售：要求水泥經銷商須將一定比例之數量交由其關係企業運輸公司承載。d.要求經銷商不得跨區銷售（左天梁，2006）。



民國 82 年間，民意代表質疑水泥業者涉嫌違反公平交易法之行為如下；台泥、亞泥、幸福等三家公司在台灣北部水泥市場占有率達 72.12%，雖未達公道獨占之標準，但由於經濟部停發採礦權，加上台灣水泥市場可區分為南北兩區，該三家水泥業者內銷量足以操縱市場供需，排除競爭之可能性，應公告為獨占事業；當時水泥內銷價每公噸約為 2,000 元左右，外銷價卻僅為內銷價五成左右，涉及內外銷差價；水泥業者要求經銷商將其貨運交由其相關企業負責，並不得銷售其他品牌水泥；亦要求承銷商不得承銷進口水泥，限制承銷商經營區域等等。水泥公會亦以聯合會計師發貨查核管制方式，影響水泥市場之供給。

公平會經函請各關係單位到會說明、訪談及召開「我國水泥業產銷現況與公平交易法之關係公聽會」等調查過程，就水泥市場之進入、運輸、產銷、價格、對經銷商限制等流程進行了解及分析，並未發現水泥業者有違反公平交易法之行為。（左天梁，2006）

民國 86 年間，台灣區預拌混凝土公會檢舉國內水泥業者以限量發貨達漲價目的。本案緣於台灣區預拌混凝土同業公會向公平會表示，該會台南地區之會員反映水泥公司涉嫌壟斷，以限量發貨達漲價目的。同年公平會亦接獲反映表示，北部水泥業者拒絕供貨以抬高價格及北市水泥經銷商以配貨方式抬高價格。

公平會利用 SCP 架構用以分析國內水泥業者競爭情形，售價決定因素，行為合法性，並以利潤，產能利用率等指標研判水泥業者經營績效。經了解各水泥公司假日停止發貨是基於經營成本及員工正常休假之考量，且比較各水泥公司與前年同期之發貨量並無明顯減少之情形。且考量 86 年間混凝土業存在削價競爭，以債養債而倒閉之情形，故水泥業者對債信不佳之下游業者減少供應，屬營運上之考量。本案實質上並未發現水泥業者有違反公平交易法法規之行為。(左天梁，2006)



臺灣水泥股份有限公司等 21 家水泥業者，於 90 年 3 月至 93 年底間，就水泥之價格、數量、設備、交易對象為聯合行為，以合資、契約、集會或其他方式之合意，共同決定調漲價格、限量發貨、轉銷水泥、退出市場或不為進口之聯合行為案，在纏訟多年後，最高法院於民國 100 年 4 月間認定各水泥業者確有聯合行為，而判決各水泥業者敗訴，全案已告確定。

本案之水泥業者進行之聯合行為內容如下：以合資方式成立水泥銷售公司控制水泥銷售通路、與國際水泥集團包含 Cemex 公司達成卡特爾協議，互不銷售水泥至對方之地區，並交換使用彼此之倉儲設備，積極阻止國外水泥進口、水泥業者協議以轉銷國內水泥替代進口水泥、以限量發貨、縮短定單期限及利用固定末端銷售定價方式令水泥價格上漲。(行政院公平交易委員會處分書，公處字第 094136 號)

公平交易委員會的新聞稿中提到，本案法院判決的重點主要有：

一、肯認「促進行為」理論，可作為事業間有「合意」的間接證據，而認定聯合行為存在。所謂「促進行為」，指可以幫助業者達成聯合壟斷的共識、偵測或監督彼此有無悖離共識的偷跑行為，或者可以防止新的競爭加入的行為，其樣態多元不一。以本案而言，水泥業者間為了便於勾結與彼此監督而形成資訊交換平台、與國外水泥廠達成互不銷售協議，進而封鎖我國水泥市場、為了助長水泥價格上漲而阻礙水泥替代性產品之利用，並合意淘汰規模較小的業者，以求降低聯合行為的成本、進而閒置或重行分配水泥儲槽等關鍵性設備以強化市場參進障礙，以及統籌分配水泥出貨，而達到協調分配市場的目的等，再佐以我國水泥市場競爭效能確有減損等事證，因此認定各水泥業者間確實有聯合行為。

二、肯認事業間可透過垂直交易限制的方式，而達水平聯合之目的。本案水泥業者限制下游水泥經銷商的售價，實際上具有鞏固水泥業者間水平價格約束的效果，所以此種垂直的交易限制，亦被認定事實上是在遂行水泥業者間的水平聯合壟斷。

三、肯認事業縱然沒有實際出面協商共識內容，但有依協議內容而配合執行者，也會被認定有參與聯合行為。

第三章 文獻回顧

對於市場獨占情形之研究可分為兩大方向，一為傳統產業經濟學，也就是主張結構、行為、績效 (Structure – Conduct – Performance, S-C-P) 三者相互影響之學派，另外則是新實證產業組織 (New Empirical Industrial Organization, NEIO) 以建立可衡量市場中廠商行為之計量模型，直接檢定廠商行為進而衡量市場競爭程度。本章將介紹兩個學派之理論以及將其應用在水泥產業上之相關實證研究。

第一節 寡占理論文獻回顧

衡量寡占力量之理論主要分為二個學派，將其分述如下：

一、傳統產業經濟學

傳統產業經濟學者研究主要是以結構-行為-績效分析法 (S-C-P) 其主要在探討不同的市場結構 (market structure)、廠商行為 (conduct)、和市場績效 (performance) 三者之間的相互影響關係。在 1970 年代以前，產業組織領域中研究市場效率及其決定因素大多採用 S-C-P 架構進行實證研究，S-C-P 方法主要是由 Mason (1939) 和 Bain (1951, 1956) 所提出，此方法主要在於說明產業環境的基本條件 (例如產品的需求及技術水準) 影響市場結構 (決定市場競爭性的因素)，市場結構影響廠商行為，廠商行為與市場結構影響產業的經營績效 (產業的成功在於生產對消費者有利的產品) 之三者之間因果關係，亦即本理論主張市場之績效決定於市場上買賣雙方之行為，而廠商之行為又會受到市場結構之影響，而市場結構又會受到政府政策、需求面、供給面等因素所影響，結構、行為、績效及政策因素之因果關係整理如圖 2 所示。

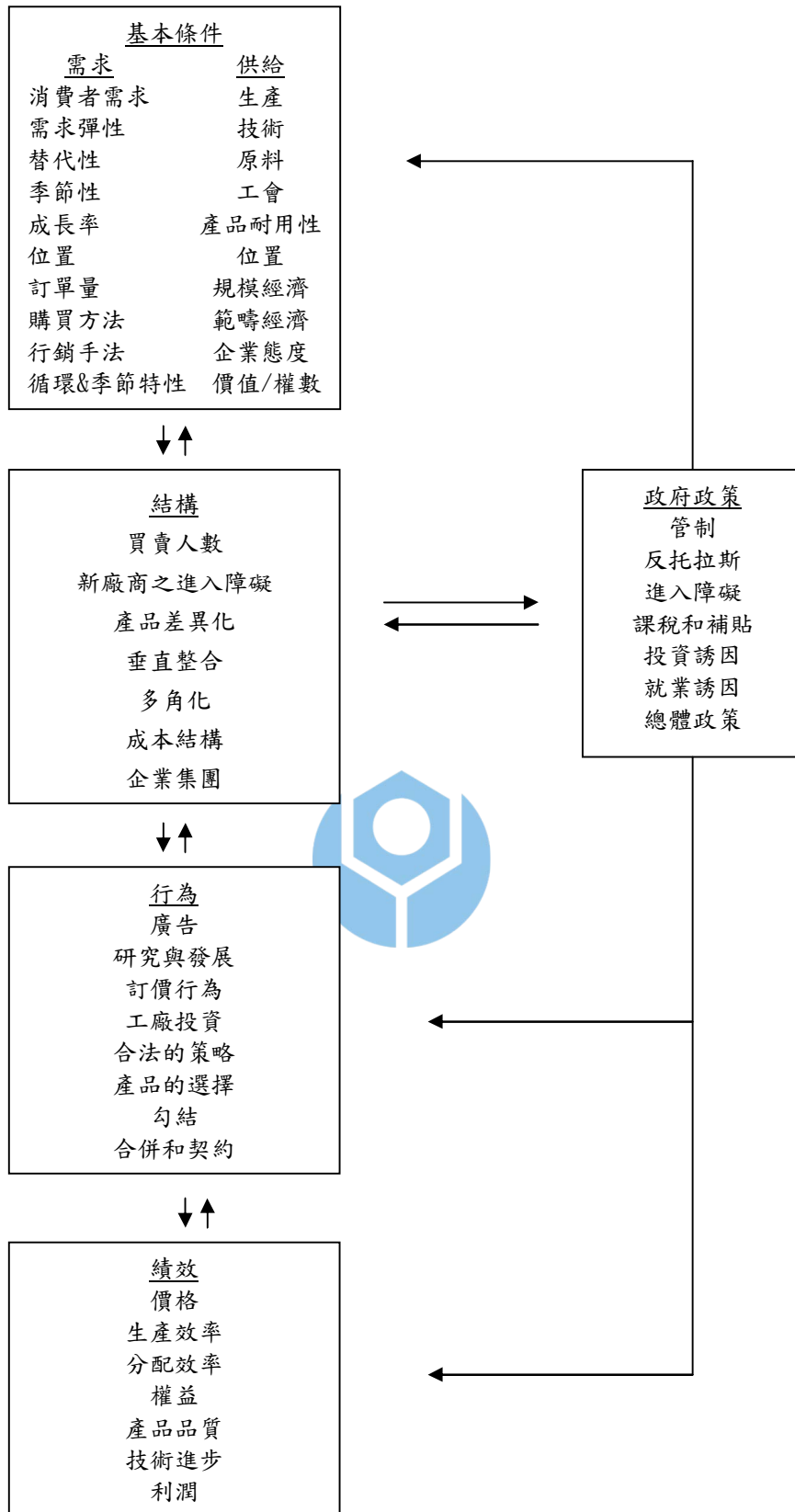


圖2 S-C-P 架構圖

資料來源：譯自 Carlton and Perloff (2006)

而 S-C-P 分析架構其最主要的假設是將產業結構視為外生決定；因此才可以利用產業結構預測市場績效的效率。此外 S-C-P 方法的前提是勾結假說，即如果產業結構高度集中，同時具有高度進入障礙和產品差異化程度低，那麼該產業中的廠商更可能勾結以減少市場內競爭，增加他們的價格和利潤。早期之產業研究多半採用 S-C-P 分析法，檢視集中度與利潤率之間的關係，兩者之間若存在正向關係，則表示市場上之廠商具有一定程度之獨占力。

然而另外一派經濟學者對於 S-C-P 分析方法中對市場所做之前提假設提出質疑，並提出效率假說與勾結假說，認為產業結構和市場績效是內生決定，一起受消費者的偏好、生產技術、和產業外在其他環境因素所決定。美國經濟學家 Demsetz 於 1973 年即針對 S-C-P 之分析架構提出批判，他認為寡占市場形成的原因也許是市場中的競爭行為造成僅有少數有效率的大廠留下，未必是透過建立進入障礙所形成的無效率寡占市場。除此之外，在使用迴歸模型進行橫斷面分析時，大多數研究都使用會計衡量指標，即資產報酬率（或股東權益報酬率）或價格-成本利潤或 Tobin's Q 作為衡量市場績效的變數。然而，這些資料通常會受到會計和稅賦制度的影響而產生偏誤。許多研究發現，這些會計指標不能正確衡量實際的市場績效（Fisher and McGowan, 1983）。由於上述對於理論基礎的質疑以及變數衡量的問題，近年對於市場績效與效率的研究紛紛轉向，採用新實證產業組織（NEIO）之方法進行實證分析。

二、新實證產業經濟學（NEIO）

Bresnahan（1989）說明新實證產業組織（NEIO）是以有系統的統計檢定來分析個別產業之市場行為，它讓研究者能夠直接衡量市場之競爭行為，並驗證市場的競爭效率。利用這樣的方法，研究者並不需要關於產業結構與市場績效的資料。其所建構之計量模型是針對某一特定產業而設定，再以個別產業之時間序列

資料加以實證，由所推估之參數值來衡量市場競爭程度，以推論此產業中廠商行為之特性。推導自 NEIO 方法的實證模型有很多，其中文獻上應用最廣泛的即為由 Bresnahan (1982) 與 Lau (1982) 所提出的加碼檢定法 (the Mark-up Test)，和由 Rosse and Panzar (1977) 所提出的收益檢定法 (the Revenue Test) 或 H 統計量檢定法。

加碼檢定法主要根據廠商追求利潤極大化的比較靜態方法，使用產業的加總資料估計需求方程式與均衡價格方程式，聯立估計出一個市場壟斷力指標，用以判定市場結構型態。而收益檢定法是根據廠商追求利潤極大化的比較靜態方法，推導出要素價格對總收益的縮減式方程式，將所有要素價格對總收益彈性加總為 H 統計量，以衡量市場的競爭型態。H 統計量檢定法必需先檢定市場是否處於長期均衡，才能衡量市場競爭環境，若市場不處於長期均衡，會產生高估市場壟斷力的情況，因為競爭市場在面臨要素價格上升時，短期內蒙受損失的廠商還來不及退出市場，需求曲線尚未下降，會產生要素價格與總收益呈現反向變動關係，導致出現類似獨占廠商的市場反應。

Shaffer (2004) 對這兩種模式在實證應用上有詳細的解釋，並比較其優點和缺點。表 9 彙整加碼檢定法和收益檢定法的優缺點，每一優點和缺點相對重要性決定於不同環境之不同樣本。

表9 加碼檢定法與收益減定法之比較

加碼檢定法 (Bresnahan-Lau Test)	收益檢定法 (Rosse-Panzar Test)
<p>優點：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 不需廠商資料 2. 檢定統計量為所有寡占解 3. 任何買方壟斷力將表示為不完全競爭 4. 模式確保計量經濟學上之認定 5. 檢定統計量亦可產生變形的估計式與競爭均衡之比較 	<p>優點：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 粗略的市場範圍定義 2. 簡單、單一方程式、線性模型估計 3. 只需少量變數
<p>缺點：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 市場定義敏感 2. 需要非線性估計式 3. 受限於共線性 4. 要求加總資料 5. 被支出偏好行為所欺騙 (can be fooled by expense preference behavior) 	<p>缺點：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 需要個別廠商資料 2. 計量經濟學上的認定是一議題 3. 買方獨占視為壟斷力 4. 檢定統計量無法視為一般寡占解 5. 若樣本並非處在長期均衡，產生虛假市場壟斷力 6. 被支出偏好行為所欺騙

資料來源：引用王麗梅 (2010)；整理自 Shaffer (2004)

對 NEIO 的批判

Zeidan & Resende (2009) 表示 NEIO 模型所受的批判主要有五點，分別是

1. 經濟理論基礎薄弱。
2. 沒有討論結構性的變化，如技術進步。
3. 市場界定困難。
4. 大多數研究假設市場力量只發生在供給或需求其中一方，而事實上卻未必如此。
5. 不一致的行為參數，Corts (1999) 指出行為參數和估計中使用的工具變數之間可能有相關，這會將行為參數變成內生變數，因此不能被明確界定。

Zeidan & Resende (2009) 表示利用月資料進行實證估計及選擇缺乏重大結構性轉變的市場進行研究可避免偏誤的產生。而水泥產業技術面已趨成熟，近年相關的技術進步皆是屬於節能及減少污染方面，並無重大技術進步。

第二節 Bresnahan 模型相關研究文獻

Bresnahan (1982)提出的加碼檢定法被普遍應用在許多產業實證研究上，其中以銀行業、農漁業為大宗；茲將採用加碼檢定法之文獻簡述如下：

Shaffer (1989) 利用 Bresnahan 模型分別研究 1941 至 1975 年間及 1941 至 1983 年間，美國商業銀行這兩段期間之競爭型態，此研究以銀行業的放款總額為產出，貸款的平均年利率為價格，要素價格為存款的平均年利率與平均薪資，外生變數為國民所得與六個月期之商業本票年利率，實證結果指出這兩段期間均不具有聯合壟斷與勾結行為，顯示期間內美國銀行業趨向完全競爭。

Buschena and Perloff (1991)研究 1958 至 1987 年菲律賓椰子油的出口市場，對於 1971 年政府徵稅後產生的作用及 1973 年菲律賓椰油局 (Philippine Coconut Agency, PCA) 的創立，檢定法律和機構的存在是否會影響市場的獨占力，實證結果發現 1971 年徵稅之前，市場獨占力指標不顯著，但 1973 年 PCA 創立後市場獨占力指標顯著，顯示法律或機構的變化，會使菲律賓椰子油市場的優勢廠商具有獨占力。

Coccorese (2008) 首先採用兩階段加碼檢定法進行估計 1995 年至 2004 年義大利地區因為市場結構和環境變動的銀行競爭行為，然後進行區域銀行市場結構的行為參數指標和總體經濟績效之迴歸分析。儘管近年來的合併趨勢，義大利銀行在全球仍然佔有很小的市場壟斷力，但是跨區域銀行表現出不同的競爭行為型態。義大利銀行在本地銀行的市場結構扮演很重要角色，當區域銀行的集中度提高使得競爭程度降低，擁有少數分行，和銀行的績效表現出更高水準。總體經濟變數：每人每年國內生產毛額和失業率並不會影響銀行的競爭行為，而對競爭行為產生不利影響的重要因素則為信貸風險程度和發展不健全的金融市場。

Steen & Salvanes (1997)以 Bresnahan 檢定法為基礎，將其發展為動態模型，以衡量法國鮭魚市場之競爭狀況，其動態模型是把原本的靜態方程式取差分並設定落差期而成。他們將靜態 Bresnahan 檢定法模型視為檢定短期市場獨占力的方法，而動態模型則用以檢定市場長期獨占力。其獲得之實證結果顯示，就長期而言法國鮭魚市場屬於競爭市場；短期而言，某些廠商具有獨占力量。經由上述的實證結果，兩位學者對動態與靜態模型之比較，發現原來的靜態模型對此鮭魚市場並不具有統計上及經濟上之預測能力。



第三節 水泥產業相關文獻回顧

本小節整理了國內外應用 NEIO 實證方法研究水泥產業之文獻，主要以本研究應用之 Bresnahan (1982) 與 Lau (1982) 提出之加碼檢定法為主。

Jan & Rosenbaum (1996) 利用加碼檢定法模型，應用三階段最小平方法實證美國水泥市場多市場接觸 (multimarket contact) 對其定價之影響，研究資料之期間為 1974 至 1984 年。較特別的是，此研究令獨占力指標 λ 為線性方程式：

$\lambda_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 MMC_{it} + \lambda_2 HERF_{it} + \mu_{it}$ 其中，MMC 即為多市場接觸衡量指標；HERF 為市場集中度衡量指標。其實證結果顯示，廠商在市場之定價，是在考量多市場接觸後，再依據各廠商在該市場之邊際成本的不同而決定。其結果造成水泥價格在不同市場之差異，故多市場接觸係影響水泥定價之重要因素。

Funding la Cour & Møllgaard (2000) 以 1968 至 1998 年丹麥灰水泥市場之季資料，實證丹麥灰水泥製造商 Aalborg Portland (AP) 在丹麥具有優勢廠商之地位。實證結果顯示 AP 價格與產量的決策並不會受到進口水泥之影響，故由此推論 AP 在經營行為上可不須考量競爭對手。另外，本文亦求得丹麥水泥市場之需求是缺乏彈性，故 AP 無須考量消費者反應而調整價格。

Rosenbaum & Sukharomana (2001) 本文使用加碼檢定法模型，以三階段最小平方法進行估計，並在衡量獨占力指標 λ 中加入需求循環因子，實證需求循環對美國水泥市場定價影響。實證結果指出：1. 廠商即使是在非合作之政策下，根據自我強化理論 (self-enforcing theory)，隨著景氣循環的改變，市場價格上升力量要比下降力量要強，故長期而言價格雖有起伏，但價格是呈現上升之狀態。2. 廠商勾結的利潤會比市場需求要先達到高峰。

呂詩虹 (2003), 「台灣水泥業市場獨占力之分析—加碼檢定法之應用」。利用 Bresnahan (1982) 與 Lau (1982) 提出之加碼檢定法 (the Markup Test), 在「廠商皆以追求潤極大化」之假設下, 用比較靜態發展出推定市場結構之方法。實證結果顯示, 台灣水泥業獨占力指標 λ 值為 0.72 且顯著, 表示台灣水泥業者具有獨占力。(當 $\lambda=1$ 為獨占產業、 $\lambda=0$ 為完全競爭產業、 $0<\lambda<1$ 表示市場具有某種程度獨占力)。茲將該文使用之模型簡述如下:

1. 需求關係式

$$Q^D = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 P_{S1} + \alpha_4 P_{S2} + \alpha_5 P P_{S1} + \alpha_6 P P_{S2} + \alpha_7 D_1 + \varepsilon$$

2. 供給關係式

$$P = \beta_0 + \beta_1 W_1 + \beta_2 W_2 + \beta_3 W_3 + \beta_4 Q + \lambda Q^* + \beta_5 D_2 + \eta$$

$$\text{其中 } Q^* = \frac{-Q}{\alpha_1 + \alpha_5 P_{S1} + \alpha_6 P_{S2}}$$



變數說明:

1. 內生變數

Q : 水泥內銷需求量

P : 水泥及其製品物價指數

2. 外生變數

Y : 房屋建築業工程生產指數

P_{S1} : 關聯產品價格—鋼筋物價指數

P_{S2} : 關聯產品價格—瓷磚物價指數

PP_{S1} : P 與 P_{S1} 之交叉項

PP_{S2} : P 與 P_{S2} 之交叉項

D_1 : 虛擬變數—淡旺季

W_1 : 勞動價格

W_2 : 資金價格

W_3 : 中間要素價格

D_2 : 虛擬變數—政府實施容積率政策

ε 、 η 為統計誤差項。

Zeidan & Resende (2009)，本文利用 Steen & Salvanes (1997)將加碼檢定法延伸至 ECM 架構下之方法應用在研究巴西水泥市場，並對 NEIO 實證方法的批判提出解釋；對於 NEIO 模型之批判主要有五點，分別為 1.經濟理論基礎薄弱。2.沒有討論結構性的變化，如技術進步。3.市場界定困難。4.大多數研究假設市場力量只發生在供給或需求其中一方，而事實上卻未必如此。5.不一致的行為參數，Corts (1999) 指出行為參數和估計中使用的工具變數之間可能有相關，這會將行為參數變成內生變數，因此不能被明確界定。本研究表示對於這些批判可以透過利用月資料進行實證估計及選擇缺乏重大結構性轉變的市場進行研究來避免偏誤的產生。研究實證結果指出，廠商家數越多，位於該區域的廠商市場力量越小，且廠商在長短期之行為模式並不相同。



第四章 理論與實證模型

本章分別介紹 Bresnahan(1982) & Lau(1982) 所提出之加碼檢定法與 Steen and Salvanes (1997) 再將此檢定方法延伸至 ECM 架構下之動態模型，以及根據理論模型推導出本研究之實證模型。

第一節 靜態模型

根據 Bresnahan (1982) 與 Lau (1982) 所提出之理論模型，此方法又稱為加碼檢定法 (the Markup Test)，利用需求函數與供給關係式，在廠商追求利潤極大化的基本假設下，邊際成本會等於廠商所認知的邊際收入 (MC=MR)，而在不同之市場結構下，價格與邊際成本會呈現不同之關係。其理論模型推導如下。

1. 設立需求函數。

$$Q = D(P, Z; \alpha) + \varepsilon$$

其中 Q 表示市場需求量、P 表示市場價格、Z 表示影響需求面之外生變數、 α 為需求關係式之參數估計值， ε 為統計誤差項。

2. 設立供給關係式。

a. 當賣方為價格接受者時。

$$P = C(Q, W; \beta) + \eta$$

其中 Q 表示市場需求量、P 表示市場價格、 $C(\cdot)$ 代表邊際成本 (MC)、W 表示影響供給面之外生變數 β 為供給關係式之參數估計值， η 為統計誤差項。

b. 當賣方不為價格接受者時。

$$P = C(Q, W; \beta) - \lambda * h(Q, Z; \alpha) + \eta$$

其中 Q 表示市場需求量、P 表示市場價格、 $C(\cdot)$ 代表邊際成本 (MC)、W 表示影響供給面之外生變數， β 為供給關係式之參數估計值， $P+h(\cdot)$ 為實際邊際收益 (MR)、 $P+\lambda \times h(\cdot)$ 廠商所知覺到之邊際收益 (MR_p)、 λ 為本模型檢定市場廠商是否具有獨占力之參數， η 為統計誤差項。

此模型在估計 λ 值時，必須將需求及供給兩條關係式聯立，如此便有計量上無法認定之問題產生。原因如下所述。

假設需求函數與邊際成本函數皆為線性函數，此時需求函數為

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Z + \varepsilon$$

則邊際收益為 $MR = P + \frac{Q}{\alpha_1}$

而供給關係式為

$$P = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \eta$$

則邊際成本為 $MC = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W$

依照模型之推導，供給關係式亦可寫成

$$P = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \lambda \left(\frac{-Q}{\alpha_1} \right) + \eta$$

將 $\frac{-Q}{\alpha_1}$ 表示為 Q^* ， λ 視為參數之估計值，此時本式具有兩個內生變數，將無法區別需求變之影響從何而來。以圖 3 說明。

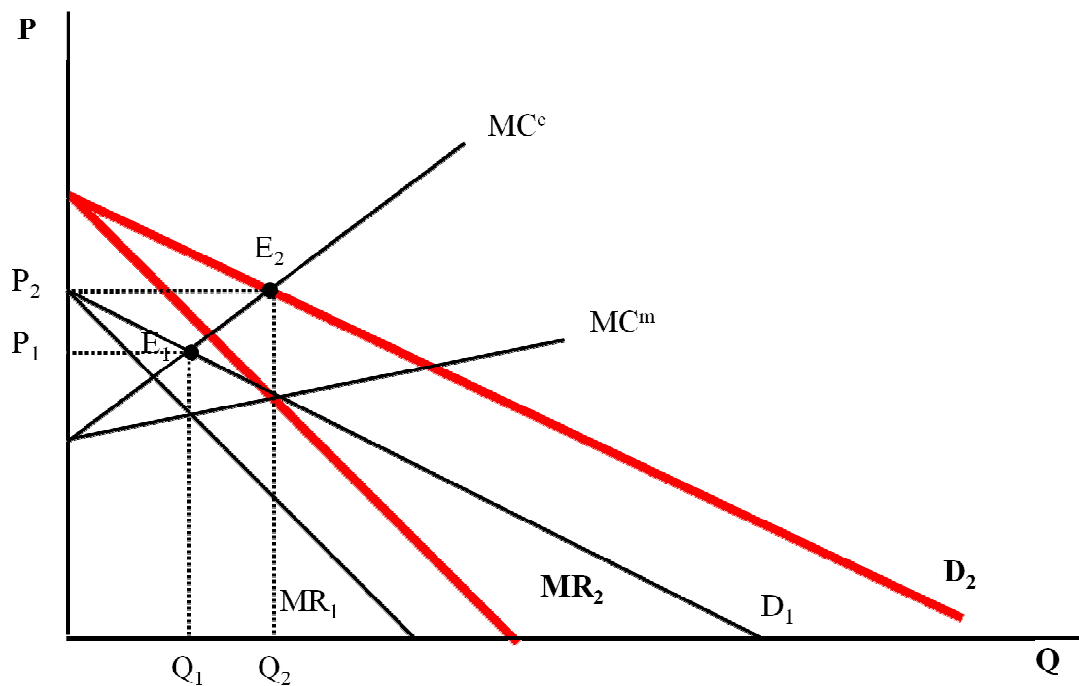


圖3 外生變數變動造成需求曲線平移

假設線性之需求函數與邊際成本曲線， MC^c 表競爭市場廠商之邊際成本、 MC^m 表獨占市場廠商之邊際成本。此時獨占廠商之均衡決定於 E_1 ，其均衡價格與產量分別為 P_1 、 Q_1 。若此產業為完全競爭市場，其均衡亦決定於 E_1 ，與獨占有相同之均衡價格與產量。

若由於外生變數之改變使得 D_1 平行向右移動到 D_2 ，新的均衡點為 E_2 ，此時獨占與完全競爭市場決定之均衡點均相同，可知無法區分獨占與完全競爭市場，發生計量上無法認定之問題。

Bresnahan (1982) 提出了解決此問題之方法，在需求函數中加入外生變數與價格相乘之交叉項，使外生變數變動時，亦同時改變截距項與斜率，使需求曲線旋轉。以圖 4 說明。

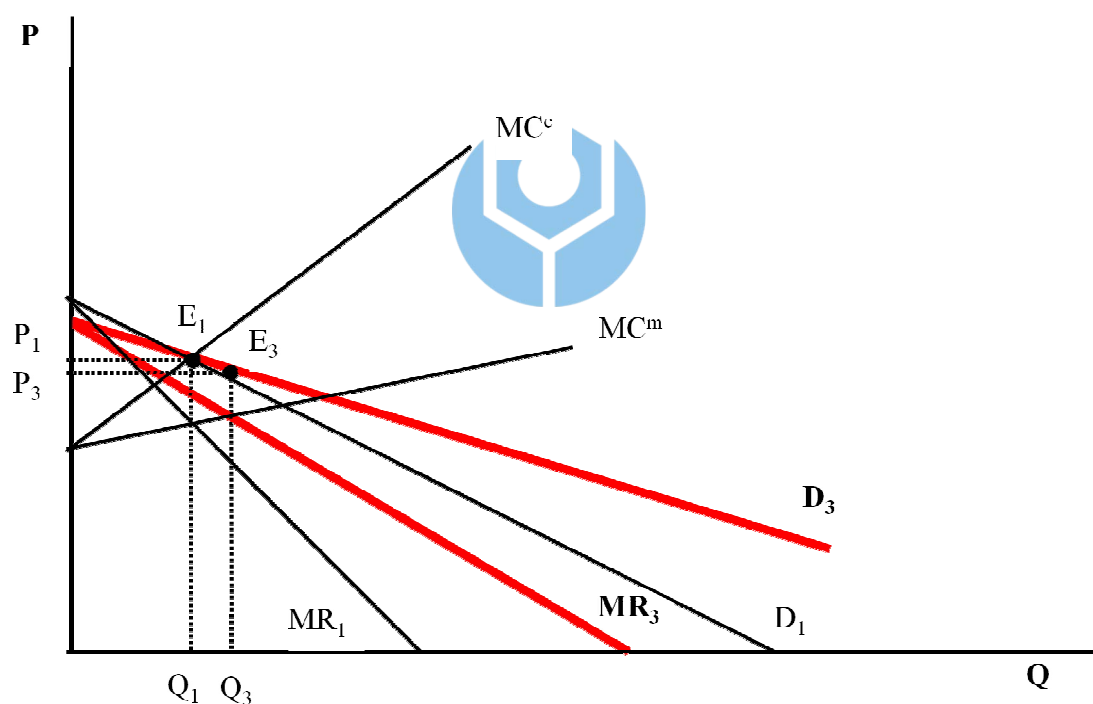


圖4 外生變數變動造成需求曲線旋轉

原均衡點為 E_1 ，外生變數變動時造成 D_1 旋轉，而得到新的需求曲線 D_3 ，市場若為完全競爭時，旋轉前、後均衡點皆為 E_1 。但若市場有獨占情形時，均衡點將會變為 E_3 ，產生與完全競爭不同之價格 P_3 與產量 Q_3 ，因此可用以認定市場屬於完全競爭或是有獨占情形。

綜上所述，本研究之靜態實證模型如下。

3. 需求函數

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 P_{St} + \alpha_4 P_{Sa} + \alpha_5 P P_{St} + \alpha_6 P P_{Sa} + \varepsilon$$

變數說明：

內生變數：

Q : 水泥需求量 P : 水泥價格

外生變數：

Y : 房屋建築業工程生產指數 P_{St} : 關聯產品價格_鋼筋

P_{Sa} : 關聯產品價格_砂石級配料 P P_{St} : P 與 P_{St} 之交叉項

P P_{Sa} : P 與 P_{Sa} 之交叉項

ε 為統計誤差項。

4. 供給關係式

$$P = \beta_0 + \beta_1 W_1 + \beta_2 W_2 + \beta_3 W_3 + \beta_4 Q + \lambda Q^* + \eta$$

其中 $Q^* = -Q / (\alpha_1 + \alpha_5 P_{St} + \alpha_6 P_{Sa})$

變數說明：

內生變數：

Q : 水泥需求量 P : 水泥價格

外生變數：

W₁ : 勞動價格 W₂ : 資本價格

W₃ : 能源價格

λ 為模型設立之獨占力指標

第二節 動態模型

針對 Bresnahan 模型，Steen and Salvanes (1997) 進一步的將其延伸至動態架構之下，用以檢定產業長期間的動態競爭狀況。將 Bresnahan 模型所面臨的問題分述如下。

1. 由於一般時間數列資料通常為非定態 (non-stationary) 的資料，以傳統迴歸分析方法，會產生假性迴歸 (spurious regression) 的問題，使得統計推論結果可能偏誤。
2. 為了解決資料屬於非定態 (non-stationary) 所產生的問題，可利用差分 (differenced) 使資料成為定態 (stationary) 後，再進行迴歸分析，此做法雖然解決計量上的問題，但會造成只能得到短期的資訊，卻失去了長期的資訊。
3. 使用一般的線性函數進行模型設定，可能產生共線性 (collinearity) 的問題，導致參數之估計結果不可靠。
4. 市場本質即為動態，可能因為各種因素的變動 (如需求的改變、生產成本改變、政策因素等等) 造成市場偏離短期均衡，因此利用靜態模型來推論並不適當。

為了解決上述問題，Steen and Salvanes (1999)，將原始 Bresnahan 模型擴展為 ECM (error correction model) 誤差修正架構下的動態 Bresnahan 模型，避免上述之問題。ECM 架構下的動態 Bresnahan 模型可以經由單根檢定 (unit root test) 與共整合檢定 (cointegration test)，使模型內的變數成為定態，進而得到較可靠的統計推論，並可藉由誤差修正項中獲得長期均衡的相關訊息。茲將 ECM 架構下之 Bresnahan 模型簡述如下。

ECM 的模型是將一般迴歸模型的自變數中，加入應變數與各自變數的落後項，便可將迴歸式各變數整理成差分項 (difference term) 與誤差修正項 (error correction term)，模型推導如下：

令模型為一ADL (autoregressive distributed lag) 的形式，X與Y分別為解釋變數與反應變數，落後期數分別是q期與p期：

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_q X_{t-q} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \gamma_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=0}^q \beta_j L^j X_t + \sum_{i=1}^p \gamma_i L^i Y_t + \varepsilon_t \quad (\text{L 表示落後運算元})$$

$$\Rightarrow (1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i L^i) Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=0}^q \beta_j L^j X_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

(1) 式等號左方可展開：

$$(1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i L^i) Y_t = (1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i) Y_t + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_t + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=3}^p \gamma_i \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p+1} (2)$$

(1) 式等號右方之解釋變數項則可展開成：

$$\sum_{j=0}^q \beta_j L^j X_t = \sum_{j=0}^q \beta_j X_t - \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta X_t - \sum_{j=2}^q \beta_j \Delta X_{t-1} - \sum_{j=3}^q \beta_j \Delta X_{t-2} - \dots - \beta_q \Delta X_{t-q+1} \dots (3)$$

為符號表示方便，定義：

$$\Gamma_1 \equiv \sum_{i=1}^p \gamma_i ; \Gamma_2 \equiv \sum_{i=2}^p \gamma_i ; \dots ; \Gamma_p \equiv \gamma_p$$

$$B_0 \equiv \sum_{j=0}^q \beta_j ; B_1 \equiv \sum_{j=1}^q \beta_j ; B_2 \equiv \sum_{j=2}^q \beta_j ; \dots ; B_q \equiv \beta_q$$

(2) , (3) 式可以分別表示為：

$$\begin{aligned} (1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i L^i) Y_t &= (1 - \Gamma_1) Y_t + \Gamma_1 \Delta Y_t + \Gamma_2 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_3 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} \\ &= (1 - \Gamma_1) Y_t + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i+1} \dots \dots \dots (4) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^q \beta_j L^j X_t &= B_0 X_t - B_1 \Delta X_t - B_2 \Delta X_{t-1} - B_3 \Delta X_{t-2} - \dots - B_q \Delta X_{t-q+1} \\ &= B_0 X_t - \sum_{j=1}^q B_j \Delta X_{t-j+1} \dots \dots \dots (5) \end{aligned}$$

將 (4) 式等號兩邊同減 Y_t 再變號整理得：

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^p \gamma_i L^i Y_t &= \Gamma_1 Y_t - \Gamma_1 \Delta Y_t - \Gamma_2 \Delta Y_{t-1} - \Gamma_3 \Delta Y_{t-2} - \dots - \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} \\ &= \Gamma_1 Y_{t-1} - \Gamma_2 \Delta Y_{t-1} - \Gamma_3 \Delta Y_{t-2} - \dots - \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} \\ &= \Gamma_1 Y_{t-1} - \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i+1} \dots \dots \dots (6) \end{aligned}$$

並將 (5) 式化簡成：

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^q \beta_j L^j X_t &= B_0 X_t - B_1 \Delta X_t - B_2 \Delta X_{t-1} - B_3 \Delta X_{t-2} - \dots - B_q \Delta X_{t-q+1} \\ &= (B_0 - B_1) X_t + B_1 X_{t-1} - B_2 \Delta X_{t-1} - B_3 \Delta X_{t-2} - \dots - B_q \Delta X_{t-q+1} \\ &= (B_0 - B_1) \Delta X_t + (B_1 + B_0 - B_1) X_{t-1} - B_2 \Delta X_{t-1} - B_3 \Delta X_{t-2} - \dots - B_q \Delta X_{t-q+1} \\ &= (B_0 - B_1) \Delta X_t + B_0 X_{t-1} - B_2 \Delta X_{t-1} - B_3 \Delta X_{t-2} - \dots - B_q \Delta X_{t-q+1} \\ &= \beta_0 \Delta X_t + B_0 X_{t-1} - B_2 \Delta X_{t-1} - B_3 \Delta X_{t-2} - \dots - B_q \Delta X_{t-q+1} \\ &= B_0 X_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t - \sum_{j=2}^q B_j \Delta X_{t-j+1} \dots \dots \dots (7) \end{aligned}$$

(6), (7) 的結果代回 (1) 式：

$$Y_t = \alpha_0 + B_0 X_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t - \sum_{j=2}^q B_j \Delta X_{t-j+1} + \Gamma_1 Y_{t-1} - \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (8)$$

將 (8) 式等號兩側同減 Y_{t-1} ：

$$\begin{aligned}
\Delta Y_t &= \alpha_0 + B_0 X_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t - \sum_{j=2}^q B_j \Delta X_{t-j+1} - (1-\Gamma_1) Y_{t-1} - \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \\
&= 1-\Gamma_1 \cdot \frac{\alpha_0}{1-\Gamma_1} + 1-\Gamma_1 \cdot \frac{B_0}{1-\Gamma_1} \cdot X_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t - \sum_{j=2}^q B_j \Delta X_{t-j+1} - (1-\Gamma_1) Y_{t-1} - \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \\
&= \beta_0 \Delta X_t - \sum_{j=2}^q B_j \Delta X_{t-j+1} - \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i+1} + (1-\Gamma_1) \cdot \left[Y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1-\Gamma_1} - \frac{B_0}{1-\Gamma_1} \cdot X_{t-1} \right] + \varepsilon_t \\
&= \beta_0 \Delta X_t - \sum_{j=2}^q B_j \Delta X_{t-j+1} - \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i+1} + (1-\Gamma_1) \xi_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (9)
\end{aligned}$$

其中 $\xi_{t-1} = Y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1-\Gamma_1} - \frac{B_0}{1-\Gamma_1} \cdot X_{t-1}$

因此可將一如 (1) ADL 模型轉換成如 (9) 的 ECM 模型，

$\beta_0 \Delta X_t - \sum_{j=2}^q B_j \Delta X_{t-j+1} - \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i+1}$ 為各個差分項，代表了在短期的資訊，

$\left[Y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1-\Gamma_1} - \frac{B_0}{1-\Gamma_1} \cdot X_{t-1} \right]$ 為誤差修正項， $\frac{B_0}{1-\Gamma_1}$ 隱含了長期均衡的資訊，誤差修

正項的係數 $(1-\Gamma_1)$ 代表了短期透過誤差的修正往長期均衡的調整速度。

綜上所述，假設自變數與應變數的落後期數皆為 k 期，則 Bresnahan-Lau 模型的動態架構下之需求函數為：

$$\begin{aligned}
\Delta Q_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PZ,i} \Delta PZ_{t-i} \\
&\quad + \gamma^* (Q_{t-1} - \theta_p P_{t-1} - \theta_z Z_{t-1} - \theta_{PZ} PZ_{t-1}) + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

其中 α (差分項之係數) 表示短期產出與價格之關係， θ (誤差修正項內之係數) 則表示長期均衡下的市場需求量與價格之關係， γ^* 則代表需求函數透過誤差修正往長期均衡調整之速度，其絕對值愈靠近 0 表示調整速度較慢，靠近 1 表示調整速度較快；若其絕對值大於 1 代表很快即可達到長期均衡，等於 0 則表示無誤差修正項。

供給關係式則為

$$\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W,i} \Delta W_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta Q^*_{t-i} \\ + \psi^* (P_{t-1} - \tau_Q Q_{t-1} - \tau_W W_{t-1} - \Lambda Q^*_{t-1}) + \eta_t$$

$$\text{其中 } Q^*_t = \frac{Q_t}{\theta_P + \theta_{PZ} Z_t}$$

差分項的係數 β ，代表供給函數之短期關係，

誤差修正項內之係數 τ ，隱含了供給函數的長期均衡資訊，

ψ^* 代表供給函數透過誤差修正往長期均衡調整之速度。

故在 ECM 架構下的 Bresnahan 模型，可以區分出短期的獨占力指標 λ 與長期均衡下的獨占指標 Λ 。不過須注意的是 ECM 架構下的模型屬於非線性的模型，在估計時只要將各參數估計除上誤差修正項的估計係數 $\hat{\psi}^*$ ，仍可利用最小平方方法來進行參數估計，然而估計參數之標準差與檢定卻不適用常用的 t 檢定，必須利用 Bardsen (1989) 提出的轉換公式，以泰勒逼近值 (Taylor-approximations) 來計算標準差與進行檢定。綜上所述，本研究之動態實證模型如下：

需求函數：

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PSt,i} \Delta PSt_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PSa,i} \Delta PSa_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PPSt,i} \Delta PPSt_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PPSa,i} \Delta PPSa_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{D1,i} \Delta D1_{t-i} \\ + \gamma^* (Q_{t-1} - \theta_P P_{t-1} - \theta_{PSt} PSt_{t-1} - \theta_{PSa} PSa_{t-1} - \theta_{PPSt} PPSt_{t-1} - \theta_{PPSa} PPSa_{t-1} - \theta_{D1} D1_{t-1}) + \varepsilon_t$$

供給關係式：

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W1,i} \Delta W1_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W2,i} \Delta W2_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W3,i} \Delta W3_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta Q^*_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{D2,i} \Delta D2_{t-i} + \psi^* (P_{t-1} - \tau_Q Q_{t-1} - \tau_{W1} W1_{t-1} - \tau_{W2} W2_{t-1} \\ & - \tau_{W3} W3_{t-1} - \Lambda Q^*_{t-1} - \tau_{D2} D2_{t-1}) + \eta_t \end{aligned}$$

$$\text{其中 } Q^*_t = \frac{Q_t}{\theta_P + \theta_{PPSt} PS_t + \theta_{PPSa} PSa_t}$$

模型中之落後期數 k，將採取殘差項檢定來決定，本研究使用 Ljung – Box 的獨立性 Q 檢定，期使在落後 k 期之下，模型之殘差項無自我相關。



第五章 實證結果與分析

第一節 變數說明與資料來源

本研究所使用之資料其樣本期間為民國 80 年至民國 99 年，共 20 年，計有 240 筆之月資料。資料分別取自於台灣經濟新報資料庫、行政院主計處統計資料庫、水泥公會年報及政府相關出版刊物。整體模型檢定過程所使用之變數資料及其定義分述如下：

1. 水泥需求量：水泥內銷量 (Q)：

以國內水泥內銷量作為水泥需求量變數。資料來源取自台灣經濟新報。

2. 水泥價格：水泥內銷值/水泥內銷量 (P)：

以水泥內銷值除以水泥內銷量作為水泥價格變數，並以 95 年為基期之消費者物價指數 (CPI) 平減。資料來源取自台灣經濟新報資料庫。

3. 營建業生產指數：房屋建築工程生產指數 (Y)：

水泥業之榮枯基本上是跟著營造業的走勢，以及政府推動公共建設之規模大小而變動，「房屋建築工程生產指數」其內容包含了房屋建築、道路、橋梁等工程在內，能有效的反應與水泥需求量之間的關係。本研究使用以 95 年為基期之房屋建築工程生產指數，資料來源取自於「中華民國台灣地區工業生產統計月報」。

4. 關聯性財貨之價格：鋼筋物價指數 (PSt)：

鋼筋與水泥之間存在著高度關聯性。本研究使用以 95 年為基期之營造工程物價指數中的鋼筋價格指數做為解釋變數。資料來源取自行政院主計處之統計資料庫。

5. 關聯性財貨之價格：砂石級配料物價指數 (PSa)：

砂石級配料與水泥之間存在著高度關聯性。本研究使用以 95 年為基期之營造工程物價指數中的砂石級配料價格指數做為解釋變數。資料來源取自行政院主計處統計資料庫。

6. 虛擬變數：淡季 (D1)：

天氣及風俗習性將影響營建工程進行，也就會影響水泥之需求量。通常每年六、七、八月間，因適逢天氣炎熱，又有遭颱風侵襲之顧慮，以及二月農曆春節期間，各項營建工程較少，水泥需求便相對較少，故本研究將每年二、六、七、八月定義為水泥業之淡季。

7. 勞動價格：非金屬礦物製品製造薪資 (W1)：

依據中華民國行業標準分類水泥及水泥製品製造業，中分類歸於非金屬礦物製品製造業，故本研究將非金屬礦物製品製造薪資做為勞動價格，並以 95 年為基期之消費者物價指數 (CPI) 平減。本項資料取得來源為台灣經濟新報資料庫。

8. 資本價格：擔保放款融通利率 (W2)：

本研究以擔保放款融通利率來替代資本使用價格。其資料來源取自中央銀行經濟研究處編印之「台灣金融統計月報」。

9. 中間要素投入價格：電力物價指數 (W3)：

水泥屬能源密集產業，其中使用能源占比約為燃煤 55%、電力 45%，由於燃煤屬開放進口之物資，其進口價格屬各公司內部資料取得不易，而台灣主要電力來源亦為使用燃煤之火力發電，故本研究採用以 95 年為基期之電力物價指數做為能源價格，資料來源取自行政院主計處統計資料庫。

10. 虛擬變數：政策 (D2)：

內政部營建署自民國 80 年發佈，預計開始實施容積率管制措施，使建商紛紛在實施前搶建，受市場上預期效果所致，水泥之價格不斷地上漲。由於容積率管制政策須斟酌各地方都市發展情況由地方政府自行擬定，故自政策推行到完全實施有時間上之落差，本政策於民國 88 年 6 月後全台實施率達 100%。故在本模型設定中，政策變數影響期間為民國 80 年至 88 年 6 月。

表10 本研究所用之變數內容

變數代號	內容	單位	資料來源	備註
Q	水泥內銷量	公噸	台灣經濟新報	
P	內銷值/內銷量	元/公噸	中華民國統計資訊網	
Y	房屋建築工程業生產指數	指數 (95=100)	中華民國統計資訊網	
PSt	營造工程物價指數_鋼筋	指數 (95=100)	中華民國統計資訊網	
Psa	營造工程物價指數_砂石級配料	指數 (95=100)	中華民國統計資訊網	
D1	虛擬變數_淡旺季	旺季=0,淡季=1	-	2,6,7,8 月 為淡季
W1	非金屬礦物製品製造薪資	元	台灣經濟新報	以 cpi 平減
W2	擔保放款融通利率	%	台灣經濟新報	
W3	電力物價指數	指數 (95=100)	台灣經濟新報	
D2	虛擬變數_容積率獎勵政策	全面實施後=0	-	83 年發 佈,88 年 6 月台灣地 區全面實 施

第二節 靜態模型之實證結果與分析

本研究根據 Bresnahan (1982) 與 Lau (1982) 所提出之加碼檢定法，參酌台灣水泥業之情形與過去相關之文獻，建構一實證模型，用以檢視台灣水泥工業之競爭行為。本研究之靜態模型如下：

1. 需求函數：

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 P_{St} + \alpha_4 P_{Sa} + \alpha_5 P P_{St} + \alpha_6 P P_{Sa} + \alpha_7 D_1 + \varepsilon$$

變數說明：

內生變數：

Q : 水泥需求量

P : 水泥價格

外生變數：

Y : 房屋建築業工程生產指數 P_{St} : 關聯產品價格_鋼筋

P_{Sa} : 關聯產品價格_砂石級配料 P P_{St} : P 與 P_{St} 之交叉項

P P_{Sa} : P 與 P_{Sa} 之交叉項 D₁ : 虛擬變數_淡季

ε 為統計誤差項。

表11 需求函數中變數估計值預期結果

變數	算式	符號	涵義
P	$\frac{\partial Q}{\partial P} = \alpha_1 + \alpha_5 \times P_{St} + \alpha_6 \times P_{Sa}$	<0	水泥之價格上升使需求量減少。
Y	$\frac{\partial Q}{\partial Y} = \alpha_2$	>0	房屋建築工程業產出增加使需求量上升。
P _{St}	$\frac{\partial Q}{\partial P_{St}} = \alpha_3 + \alpha_5 \times P$	<0	鋼筋價格上升使需求量減少，表鋼筋為互補品。
		>0	鋼筋價格上升使需求量上升，表鋼筋為替代品。
P _{Sa}	$\frac{\partial Q}{\partial P_{Sa}} = \alpha_4 + \alpha_6 \times P$	<0	砂石價格上升使需求量減少，表砂石為互補品。
		>0	砂石價格上升使需求量上升，表砂石為替代品。
D ₁	$\frac{\partial Q}{\partial D_1} = \alpha_7$	<0	水泥業之淡季時，需求量減少。

2. 供給關係式：

$$P = \beta_0 + \beta_1 W_1 + \beta_2 W_2 + \beta_3 W_3 + \beta_4 Q + \lambda Q^* + \beta_5 D_2 + \eta$$

其中 $Q^* = -Q / (\alpha_1 + \alpha_5 \overline{PSt} + \alpha_6 \overline{PSa})$

變數說明：

內生變數：

Q : 水泥需求量 P : 水泥價格

外生變數：

W₁ : 勞動價格 W₂ : 資本價格

W₃ : 能源價格 λ : 獨占力指標

D₂ : 虛擬變數_容積率管制政策

需求價格彈性 $\varepsilon_P = \frac{\partial Q}{\partial P} \times \frac{\bar{P}}{Q} = (\alpha_1 + \alpha_5 \overline{PSt} + \alpha_6 \overline{PSa}) \times \frac{\bar{P}}{Q}$

所得價格彈性 $\varepsilon_Y = \frac{\partial Q}{\partial Y} \times \frac{\bar{Y}}{Q} = \alpha_2 \times \frac{\bar{Y}}{Q}$

交叉價格彈性 $\varepsilon_{PSt} = \frac{\partial Q}{\partial PSt} \times \frac{\overline{PSt}}{Q} = (\alpha_3 + \alpha_5 \bar{P}) \times \frac{\overline{PSt}}{Q}$

交叉價格彈性 $\varepsilon_{PSa} = \frac{\partial Q}{\partial PSa} \times \frac{\overline{PSa}}{Q} = (\alpha_4 + \alpha_6 \bar{P}) \times \frac{\overline{PSa}}{Q}$

表12 供給關係式中變數估計值預期結果

變數	算式	符號	涵義
W ₁	$\frac{\partial P}{\partial W_1} = \beta_1$	> 0	勞動價格上升會使水泥價格上升。
W ₂	$\frac{\partial P}{\partial W_2} = \beta_2$	> 0	資本價格上升會使水泥價格上升。
W ₃	$\frac{\partial P}{\partial W_3} = \beta_3$	> 0	能源價格上升會使水泥價格上升。
Q	$\frac{\partial P}{\partial Q} = \beta_4$	> 0	水泥供給上升會使水泥價格上升
Q*	$\frac{\partial P}{\partial Q^*} = \lambda$	0 < λ < 1	本研究設定之獨占力指標
D ₂	$\frac{\partial P}{\partial D_2} = \beta_5$	> 0	政策發布後，建商搶建造成水泥需求上升引起價格上升

需求函數實證結果

表13 需求函數靜態實證結果

變數代號	內容	參數	估計值	T 值	P 值
	常數項	α_0	2459723	17.26	<.0001***
P	內銷值/內銷量	α_1	-466.529	-10.82	<.0001***
Y	房屋建築工程業生產指數	α_2	2863.041	24.11	<.0001***
PSt	營造工程物價指數_鋼筋	α_3	6674.009	3.41	0.0008***
Psa	營造工程物價指數_砂石級配料	α_4	-7549.79	-2.7	0.0074***
PPSt	交叉項 P*PSt	α_5	-1.12091	-1.87	0.0623*
PPSa	交叉項 P*Psa	α_6	1.679186	2.06	0.0406**
D ₁	虛擬變數_淡旺季	α_7	-149941	-33.7	<.0001***
R-squared	0.9929	SSE	2.43E+11		
Adjusted R-squared	0.9927	MSE	1.05E+09		
Durbin-Watson	2.1123	Root MSE	32457.9		
需求價格彈性 ϵ_p	-0.839				
所得價格彈性 ϵ_Y	0.229				
交叉價格彈性 ϵ_{PSt}	0.241				
交叉價格彈性 ϵ_{PSa}	-0.180				

註：*表示達顯著水準 0.1、**表示達顯著水準 0.05、***表示達顯著水準 0.01

實證結果如表 13 所示，由 Adjusted R-squared=0.99 可知模型配適良好，且除了兩個交叉項（PPSt、PPSa）分別達到 0.1 及 0.05 之顯著水準之外，其他變數均達到 0.01 之顯著水準。各項變數與水泥需求量(Q)之關係如下：水泥價格(P)為負向，代表水泥價格上升會使水泥需求量減少；房屋建築工程業生產指數(Y)為正向，代表當房屋建築業工業生產指數上升會使水泥需求量增加；關聯性財貨價格（PSt）為正向，代表當鋼筋價格上升會使水泥需求量增加，表示鋼筋與水泥互為替代品；關聯性財貨價格（PSa）為負向，代表當砂石價格上升會使水泥需求量減少，表示砂石與水泥為互補品；虛擬變數_淡季（D₁）為負向，代表在淡季時對水泥需求量會減少。而兩個交叉項亦顯著，表示模型可以正確判定，以上變數的統計結果均與理論模型一致。另計算得出水泥之價格需求彈性 $\epsilon_p=-0.84$ ，並不具有彈性，與水泥為民生必需品之前提相符。

供給關係實證結果

表14 供給關係式靜態實證結果

變數代號	內容	參數	估計值	T 值	P 值
	常數項	β_0	5050.61	28.28	<.0001***
W_1	非金屬礦物製品製造薪資	β_1	-0.11719	-24.95	<.0001***
W_2	擔保放款融通利率	β_2	51.27782	3.22	0.0014***
W_3	電力物價指數	β_3	0.817189	1.77	0.0786*
Q	水泥內銷量	β_4	0.000513	3.77	0.0002***
Q*	獨占力衡量指標	λ	0.330311	5.6	<.0001***
D_2	虛擬變數_容積率獎勵政策	β_5	376.2839	10.92	<.0001***
R-squared	0.9923	SSE	258818		
Adjusted R-squared	0.9921	MSE	1115.6		
Durbin-Watson	1.6569	Root MSE	33.4006		

註：*表示達顯著水準 0.1、**表示達顯著水準 0.05、***表示達顯著水準 0.01

實證結果如表 14 所示由 Adjusted R-squared 為 0.99 可知模型配適良好，且除了電力物價指數 (W_3) 達 0.1 顯著水準以外，其餘變數均達到 0.01 顯著水準。各項變數與水泥價格之間關係如下：能源價格 (W_3) 及資本價格 (W_2) 正向且顯著，代表資本及能源價格上升會使水泥價格增加；水泥內銷量 (Q) 正向顯著、勞動價格 (W_1) 負向顯著，由研究期間中資料所反映出之結果與預期情形不符，有待進一步研究。

另外，我們所關心的獨占力衡量指標 (λ) 為正向且達到 0.01 之顯著水準 $\lambda=0.33$ 亦表示廠商具有一定程度之壟斷力，唯此結果為研究期間內市場之平均表現而言並未考慮結構是否有轉變；虛擬變數 (D_2) 正向且達到 0.01 顯著水準，代表台灣實施容積率管制政策造成水泥價格上漲，而會造成這樣的結果，主要是因各營造商對容積率管制政策之預期心理，造成各營造商紛紛搶建，促使水泥價格上漲。

第三節 動態模型之實證結果與分析

在進行動態分析之前，須先確定模型內變數均為定態，故先進行單根檢定及共整合檢定，以檢驗模型之適切性。

一、單根檢定

利用 ADF 檢定對實證模型內所有變數做單根檢定，結果如表 15：所有的變數均具有單根而非穩定，不過進行一階差分處理後，所有的變數均達到穩定，而成 $I(1)$ ，故在動態模型中使用差分後達到穩定的資料，不致使之後作統計推論時產生偏誤。

表15 模型變數單根檢定

變數	內容	I (0)	LAG	I (1)	LAG
Q	水泥內銷量	-0.421637	12	-5.959242***	11
P	水泥內銷值/內銷量	-1.162514	1	-3.115987**	11
Y	營造工程生產指數	-1.470316	7	-4.391715***	12
PSt	鋼筋物價指數	-1.744575	2	-8.23251***	1
Psa	砂石物價指數	-1.091435	1	-8.854387***	0
W1	薪資	-1.803953	12	-4.623008***	11
W2	擔保放款融通利率	-2.169755	2	-5.310851***	2
W3	電力物價指數	1.492847	12	-5.486215***	12

註：**代表在 0.05 水準下顯著，***代表在 0.01 顯著水準下顯著

二、共整合檢定

1. 需求函數：

需做共整合檢定的變數為：Q、P、Y、PSt、PSa、PPSt、PPSa、七個變數。以 SIC 為 VAR 落後期數之決定準則（取較小之 SIC 值），結果如表 16：

表16 VAR 落後期數之決定-需求函數

VAR_決定最適落後期數		
lag	AIC	SIC
1	88.13489	89.18219
2	86.94035	88.92451*
3	86.57855	89.50518
4	86.46579	90.34058
5	86.21028*	91.03898
註：*代表選取之落後期數		

根據落後2期的VAR模型，進行共整合檢定，結果如表17所示，無論是軌跡檢定或最大特徵根檢定均指出至少有兩個共整合關係存在，因此在需求函數誤差修正項中各變數之線性組合可視為穩定。

表17 共整合檢定-需求函數

Johansen Cointegration Test

Hypothesized	Trace		Max-Eigen	
No. of CE (s)	Statistic	P 值	Statistic	P 值
None *	322.6205	0	124.5024	0
At most 1 *	198.1181	0	70.712	0
At most 2 *	127.4061	0.0006	52.80178	0.0015
At most 3	74.60432	0.0747	31.57876	0.1156

註：*表示在 0.05 之顯著水準下拒絕虛無假說

2. 供給關係式

供給函數模型中需做共整合檢定的變數有P、Q、W₁、W₂、W₃、Q*，由於在尚未估計模型參數之前並沒有Q*的資料值，故使用靜態模型所估計出的Q*值做共整合檢定，如表18，在SIC的準則下選取落後1期之VAR模型：

表18 VAR 落後期數之決定-供給函數

lag	AIC	SIC
1	79.56903	80.3836*
2	79.02823	80.56012
3	78.80461	81.05812
4	77.90624	80.88572
5	77.28786	80.99771
6	77.25156	81.69622
7	77.12168	82.30564
8	76.72736	82.65515
9	76.60061	83.27682
10	76.35808	83.78733
11	76.49657*	84.68353

註：*代表選取之落後期數

共整合檢定結果如表 19：

表19 共整合檢定-供給關係式
Johansen Cointegration Test

Hypothesized	Trace		Max-Eigen	
No. of CE (s)	Statistic	P 值	Statistic	P 值
None *	303.751	0	103.9012	0
At most 1 *	199.8498	0	83.79545	0
At most 2 *	116.0544	0	70.79464	0
At most 3	45.25975	0.2402	19.09749	0.4838

註：*表示在 0.05 之顯著水準下拒絕虛無假說

由檢定結果發現，無論是軌跡檢定或最大特徵根檢定均指出至少有兩個共整合關係存在，因此在供給函數誤差修正項中各變數之線性組合可視為穩定。

經過單根以及共整合之檢定，進而建立動態實證模型進行分析，本研究之動態實證模型如下：

需求函數：

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \alpha_p \Delta P_t + \alpha_Y \Delta Y_t + \alpha_{PSt} \Delta PSt_t + \alpha_{PSa} \Delta PSa_t + \alpha_{PPSt} \Delta PPSt_t + \alpha_{PPSa} \Delta PPSa_t + \alpha_{D1} \Delta D1_t + \gamma^*(Q_{t-1} - \theta_p P_{t-1} - \theta_Y Y_{t-1} - \theta_{PSt} PSt_{t-1} - \theta_{PSa} PSa_{t-1} - \theta_{PPSt} PPSt_{t-1} - \theta_{PPSa} PPSa_{t-1} - \theta_{D1} D1_{t-1}) + \varepsilon_t$$

需求函數估計結果如表 20 所示，由 Adjusted R-squared=0.96 可知整體模型配適度良好；Ljung Box Q-Stat 均無法拒絕虛無假設，表示殘差項無自我相關，值得關注的是隱含長期資訊之誤差修正項中的參數部分；房屋建築工程業生產指數（Y）、營造工程物價指數_鋼筋（PSt）、虛擬變數_淡旺季（D1）所估計出之正負方向和靜態模型不同且與預期之結果不符。



表20 需求函數動態實證結果

變數	參數	估計值	T 值	P 值
常數項	α_0	10656.75	0.123989	0.9014
ΔP_t	α_P	-435.193	-9.540114	0***
ΔY_t	α_Y	3020.072	23.64423	0***
ΔPSt_t	α_{PSt}	6061.359	3.129068	0.002***
ΔPSa_t	α_{PSa}	-6164.15	-2.185957	0.0299*
ΔPPS_t	α_{PPSt}	-0.977174	-1.646583	0.1011
$\Delta PPSa_t$	α_{PPSa}	1.384525	1.640972	0.1022
ΔDI_t	α_{D1}	-148805.8	-28.88203	0***
Q_{t-1}	γ^*	-0.102393	-4.110538	0.0001***
P_{t-1}	θ_P	-401.3326106	1.320602	0.188
Y_{t-1}	θ_Y	-5864.469251	3.638679	0.0003***
PSt_{t-1}	θ_{PSt}	-5867.857178	0.727249	0.4678
PSa_{t-1}	θ_{PSa}	-563.8738976	0.037298	0.9703
$PPSt_{t-1}$	θ_{PPSt}	0.672360415	-0.245088	0.8066
$PPSa_{t-1}$	θ_{PPSa}	4.257351577	-0.778891	0.4369
DI_{t-1}	θ_{D1}	122784.7607	-1.887383	0.0604*
R-squared	0.968908	Mean dependent var	-3208.389	
Adjusted R-squared	9.67E-01	S.D. dependent var	172654.5	
S.E. of regression	31451.07	Akaike info criterion	23.61485	
Sum squared resid	2.21E+11	Schwarz criterion	23.84759	
Log likelihood	-2805.975	Hannan-Quinn criter.	23.70864	
F-statistic	463.2905	Durbin-Watson stat	2.076921	
Prob (F-statistic)	0			
Ljung Box Q-Stat				
	Q 統計量	P 值		
Q (1)	0.4115	0.521		
Q (2)	0.8823	0.643		
Q (4)	4.8846	0.299		
Q (8)	8.1836	0.416		
Q (12)	15.761	0.202		

註：*表示達顯著水準 0.1、**表示達顯著水準 0.05、***表示達顯著水準 0.01

以各變數資料平均值去計算長期均衡彈性，結果如表 21

表21 靜態與動態模型估算出之彈性

	動態模型(長期)	靜態模型(短期)
需求價格彈性 ε_P	-0.09533	-0.838686377
所得價格彈性 ε_Y	-0.468571	0.228756827
交叉價格彈性 ε_{PS_t}	-0.260518	0.241292357
交叉價格彈性 ε_{PS_a}	0.5349989	-0.179975155

長期均衡彈性除了價格彈性 $\varepsilon_P = -0.09533$ ，與靜態結果 $\varepsilon_P = -0.838686377$ 符號相同外，所得彈性 ε_Y 其值為負，與理論預期符號相反；而交叉價格彈性 ε_{PS_t} 、 ε_{PS_a} 與靜態模型估算之符號相反。

整體而言，價格對需求的影響在動態與靜態估計的結果一致，而所得與替代財貨對需求的影響，在長期均衡動態估計的效果與靜態有較大差異。 $\gamma^* = -0.102393$ 可用以衡量長期均衡的誤差調整速度，表示調整速度緩慢。

供給關係式：

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_{P,i} \Delta P_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{W1,i} \Delta W1_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{W2,i} \Delta W2_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{W3,i} \Delta W3_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \lambda_i \Delta Q^*_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{D2,i} \Delta D2_{t-i} + \psi^* (P_{t-1} - \tau_Q Q_{t-1} - \tau_{W1} W1_{t-1} - \tau_{W2} W2_{t-1} - \tau_{W3} W3_{t-1} - \Lambda Q^*_{t-1} - \tau_{D2} D2_{t-1}) + \eta_t$$

$$\text{其中 } Q^*_t = \frac{Q_t}{\theta_P + \theta_{PPSt} PSt_t + \theta_{PPSa} PSa_t}$$

供給關係式之估計結果如表 22 所示，由 Adjusted R-squared=0.94 可知整體模型配適度良好、Ljung Box Q-Stat 均無法拒絕虛無假設，表示殘差項無自我相關，而我們關心的獨占力指標 (λ 與 Λ)，根據動態模型內之資訊可看出，短期獨占力 $\lambda = -0.00000148$ ，其值為負，與理論預期 ($0 \leq \lambda \leq 1$) 不相符；長期獨占力指標 $\Lambda = 0.001$ ，表示就長期而言，水泥產業是屬於競爭市場。長期均衡的誤差調整速度 $\Psi^* = -0.041$ ，表示調整速度緩慢。

表22 供給關係式動態實證結果

變數	參數	估計值	T 值	P 值
常數項	常數項	119.9668	0.953	0.3416
ΔP_{t-1}	β_P	0.312376	4.45	0***
ΔQ_t	β_{Q0}	-0.000264	-9.70242	0***
$\Delta W1_t$	β_{W10}	-0.113798	-20.0062	0***
$\Delta W2_t$	β_{W20}	38.35963	2.14	0.0338**
$\Delta W3_t$	β_{W30}	1.21	2	0.047**
ΔQ^*_t	λ_0	-0.00000089	-0.04386	0.9651
$\Delta D2_t$	β_{D20}	393.1294	10.7	0***
ΔQ_{t-1}	β_{Q1}	0.0000967	2.82	0.0053***
$\Delta W1_{t-1}$	β_{W11}	0.0296	3.066227	0.0024***
$\Delta W2_{t-1}$	β_{W21}	25.79026	1.474937	0.1417
$\Delta W3_{t-1}$	β_{W31}	-0.322359	-0.569	0.57
ΔQ^*_{t-1}	λ_1	0.00000237	0.115	0.9086
$\Delta D2_{t-1}$	β_{D21}	-106	-2.38466	0.018**
P_{t-1}	Ψ^*	-0.0411	-3.09645	0.0022***
Q_{t-1}	τ_Q	0.00213	-2.71725	0.0071***
$W1_{t-1}$	τ_{W1}	-0.071319037	0.941931	0.3473
$W2_{t-1}$	τ_{W2}	-97.78248911	1.39952	0.1631
$W3_{t-1}$	τ_{W3}	5.22	-0.39899	0.6903
Q^*_{t-1}	Λ	0.001075871	-1.22082	0.2235
$D2_{t-1}$	τ_{D22}	-1099.12908	2.325359	0.021**
R-squared	0.943867	Mean dependent var	-0.60778	
Adjusted R-squared	0.938694	S.D. dependent var	133.9603	
S.E. of regression	33.16871	Akaike info criterion	9.925188	
Sum squared resid	238735.4	Schwarz criterion	10.23157	
Log likelihood	-1160.097	Hannan-Quinn criter.	10.04866	
F-statistic	182.4417	Durbin-Watson stat	1.951751	
Ljung Box Q-Stat				
	Q 統計量	P 值		
Q (1)	0.1389	0.709		
Q (2)	1.0044	0.605		
Q (4)	2.8517	0.583		
Q (8)	8.477	0.388		

註：*表示達顯著水準 0.1、**表示達顯著水準 0.05、***表示達顯著水準 0.01

第六章 結論

本研究以新實證產業組織為基礎，分別利用 Bresnahan (1982)與 Lau (1982)所提出的加碼檢定法以及 Steen and Salvanes (1997)進一步的將 Bresnahan 模型延伸至 ECM 架構下之動態模型，分別建立靜態與動態兩實證模型，用以檢定產業中的競爭情形。研究對象以國內水泥廠商為樣本，採用民國 80 年至 99 年間之月資料，借重經濟理論檢視水泥產業中整體廠商於此期間內之市場獨占力。透過設立產業供需模型，將估計出之需求函數及供給關係式聯立求出獨占力指標 λ 值，並由獨占力指標 λ 來判斷水泥產業中之廠商行為，檢視台灣水泥產業屬競爭市場或有聯合之行為。

研究中靜態模型實證結果發現，台灣水泥業獨占力指標 λ 為 0.33，表示在本研究期間，台灣水泥業之整體廠商具有一定程度之市場獨占力。而動態模型之實證結果則顯示台灣水泥業長期獨占力指標 λ 為 0.001 則指出就長期而言，台灣之水泥市場屬於競爭市場。其可能原因是短期間受限於水泥產業的產出固定，若市場需求突然增加，產業的供給調整缺乏彈性，導致水泥廠商短期內具有一定之獨占力。多年來台灣水泥業產能呈現過剩狀況，產能利用率亦持續下降，形成廠商間之競爭壓力，從長期來看台灣水泥產業屬一競爭性的市場。

動態模型所估計出之長期均衡的誤差調整速度分別為需求面 $\gamma^*=-0.102393$ 、供給面 $\Psi^*=-0.041$ 均顯示台灣水泥市場往長期均衡調整之速度緩慢，與黃哲雄 (1992) 利用失衡聯立模型研究台灣民用水泥市場之實證結果相同，該文指出台灣民用水泥市場為一失衡市場，供需雙方對於市場價格調整不靈敏，即表示市場供需量無法隨著價格調整至最適狀態，該文同時亦指出市場供給之價格調整速度相較於市場需求面之價格調整速度反應較慢。調節速度的部分亦與水泥產業之特性相符。

研究限制方面，本研究中所使用的為水泥產業整體月資料，在資料的取得上由於早期之月資料取得較為困難，故無法將樣本期間再往前延伸，未來若能將資料期間往前延伸，則整個研究所涵蓋之期間將更為完整。



參考文獻

中文部分

1. 黃哲雄，1992。台灣地區民用水泥市場之失衡模型，政治大學經濟學系碩士論文。
2. 王文郁，2001。新世紀台灣水泥產業之挑戰，台灣礦業，第 53 卷第 4 期，頁 71-106。
3. 吳再益、林唐裕，1995。我國水泥工業供需問題與因應對策探討，經濟情勢暨評論，第一卷第二期，頁 136-148。
4. 莊春發，1998。Demsetz 效率假說的再檢定—台灣水泥業的分析，經濟研究，第 35 卷第 2 期，頁 163-183。
5. 黃金瑞，台灣水泥工業之現況與展望，產業調查報導，第 225 期，頁 35-68。
6. 呂詩虹，2004。台灣水泥業市場獨占力之分析—加碼檢定法之應用，台灣科技大學企管系碩士論文。
7. 行政院公平交易委員會，2005。行政院公平交易委員會處分書，公處字第 094136 號。
8. 行政院公平交易委員會，2006。競爭政策通訊，專題報導，第十卷第一期，頁 2-5。
9. 左天梁，2006，我國水泥市場限制競爭行為之研究，行政院公平交易委員會 94 年度研究發展報告。
10. 王麗梅，2010，台灣國際觀光旅館產業競爭程度之研究，台灣科技大學企管系博士論文。

英文部分

1. Azzam, A. and E. Pagoulatos (1990) , Testing oligopolistic and oligopsonistic behavior: An application to the U.S. meat-packing industry, Journal of Agricultural Economics 41 (3) , 362-370.

2. Bresnahan, Timothy F., (1989) , Empirical Studies of Industries with Market Power, in Schmalensee, R and Willing, R, (eds) Handbook of Industrial Organization, #2, Amsterdam: North Holland.
3. Carlton, D.W. and J.M. Perloff, (2000) , Modern Industrial Organization, 2nd Edition, Harper Collins: New York.
4. David I. Rosenbaum and Supachat Sukharomana, (2001) , Oligopolistic pricing over the deterministic market demand cycle: some evidence from the US Portland cement industry, International Journal of Industrial Organization 19, 863-884.
5. F. Steen, and K. G. Salvanes, (1999) , Testing for Market Power Using a Dynamic Oligopoly Model, International Journal of Industrial Organization 17, 147-177.
6. Harold Demsetz, (1973) , Industry structure, market rivalry, and public policy, The Journal Of Law And Economics, Vol. 16, No. 1, Apr., 1973, 1-9.
7. Ivette Jans and David I. Rosenbaum, (1996) , Multimarket contact and pricing: Evidence from the US cement industry, International Journal of Industrial Organization 15, 391-412.
8. Koller, II, R.H., & Weiss L.W., (1989) , Price levels and seller concentration the case of Portland cement, In Weiss, L.W. (Ed.) Concentration and Price. MIT Press, Cambridge, 17-40.
9. Lisbeth Funding la Cour and H. Peter Møllgaard, (2000) , Test of (abuse of) domination: The Danish cement industry, Copenhagen Business School Solbjerg Plads 3, DK-2000 Frederiksberg.
10. MacKinnon, James G., Alfred A. Haug, and Leo Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for

Cointegration,” *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.

11. Panzar, J. C. and J.N. Rosse, (1987) , Testing for Monopoly Equilibrium, *Journal of Industrial Economics* 35, 443-456.
12. Rosenbaum, D.I.,(1994), Efficiency v. collusion: evidence cast in cement, *Review of Industrial Organization* 9, 379-392.



國立臺灣科技大學博碩士論文授權書

(本授權書裝訂於紙本論文內)

本授權書所授權之論文為黃子軒〔M9808203〕在國立臺灣科技大學企業管理系 99 學年度第 2 學期取得碩士學位之論文。

論文題目： 台灣水泥產業競爭行為之動態分析
指導教授： 劉邦典

茲同意將授權人擁有著作權之上列論文全文〔含摘要〕，依下述授權範圍，以非專屬、無償授權本校圖書館及國家圖書館，不限地域、時間與次數，以紙本、微縮、光碟或其他數位化方式將上列論文重製典藏，並提供讀者基於個人非營利性質之線上檢索書目、館內閱覽、或複印。

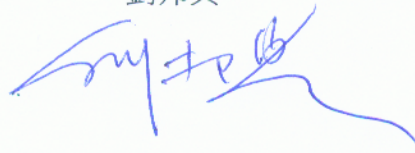
授權人 黃子軒

劉邦典

簽章

(請親筆正楷簽名)

黃子軒



備註：

1. 授權人不因本授權而喪失上述著作之著作權。
2. 本授權書請授權人簽章後，裝訂於紙本論文內。

中 華 民 國 100 年 7 月 26 日