

國立交通大學

經營管理研究所

博士論文

No.110

以經營指標解釋勞雇雙方的行為模式
—新儒學系統論的應用及以 1996 年工商普查運具精密業抽
樣調查檔為例

Applying Business Indicators to Explain Behaviors of Both Employers
and Employees

- The Neo-Confucian System Theory and An Example Based on 1996
Census Sampling File of Transport Equipments & Precision Instruments
Manufacturing

研究生：蔡淵輝

指導教授：林國雄 教授

中華民國九十五年三月

國立交通大學

經營管理研究所

博士論文

No.110

以經營指標解釋勞雇雙方的行為模式
—新儒學系統論的應用及以 1996 年工商普查運具精密業抽
樣調查檔為例

Applying Business Indicators to Explain Behaviors of Both Employers
and Employees

- The Neo-Confucian System Theory and An Example Based on 1996
Census Sampling File of Transport Equipments & Precision Instruments
Manufacturing

研究生：蔡淵輝

研究指導委員會：林國雄 教授

丁承 教授

黃仁宏 教授

指導教授：林國雄 教授

中華民國九十五年三月

以經營指標解釋勞雇雙方的行為模式

— 新儒學系統論的應用及以 1996 年工商普查運具精密業抽
樣調查檔為例

Applying Business Indicators to Explain Behaviors of Both
Employers and Employees
- The Neo-Confucian System Theory and An Example Based
on 1996 Census Sampling File of Transport Equipments &
Precision Instruments Manufacturing

研究生：蔡淵輝
指導教授：林國雄

Student：Yuan-Hui Tsai
Advisor：Kuo-hsiung Lin

國立交通大學

經營管理研究所



Submitted to Institute of Business and Management
College of Management
National Chiao Tung University
in Partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of
Doctor of Philosophy
in
Business and Management

March 2006

Taipei, Taiwan, Republic of China

中華民國九十五年三月

以經營指標解釋勞雇雙方的行為模式

—新儒學系統論的應用及以 1996 年工商普查運具精密業抽樣調查檔為例

研究生：蔡淵輝

指導教授：林國雄

國立交通大學經營管理研究所

摘要

新儒學系統論是林國雄教授根據中國五千年來的系統性思考理論及西方系統科學相關理論發展而成的定性決策結構，是一個將初看無序而複雜的系統簡單化和秩序化的分析方法。其中包含三大體系，即陰陽系統、五行系統與天地人三才。本文第二章針對陰陽系統論整理出兩個公理性定義、四個操作性定義、七個公理與四個定律，並透過經營變數的結構性關係說明陰陽系統論在消費活動與生產活動中的應用；還說明五行系統是一個單向因果循環系統，並整理出五行系統的十七個公理、三個操作性定義及二個定理。

陰陽系統是一個被動發展系統，可透過相關公理將系統按地、人、天三才層次展開；而五行系統是一個被動循環系統。整合陰陽系統與五行系統從而透過相關公理系統可以找出經營管理內任何單向因果循環的五個相生相剋的要素。由於這些要素符合五行窮舉的要件，可以利用統計學上相關係數檢定的方法，由合理配對的要素間是否達顯著相關，以決定其生、剋關係是否發生作用，並由觀察五行相生循環順暢與否，依實際的生剋關係來制定重要而正確的決策。除了為新儒學定性決策結構提供理論基礎，並可作為經營管理上分析的工具。

第三章依 Gold(1972)所提出管理控制比例分析模式的概念，針對產業財務資料導出八個因果鏈條(causal chains)，配合陰陽系統論及五行系統論，除在實證上可以透過產業內某特定分類/群經營的優劣指標，找出關鍵鏈(critical chain)以進行經營改善外，也指出

經濟活動五行生剋迴歸的加權必要性及聯立無常。已完成經營變數的母體及樣本迴歸模式的不偏估計式及其變異數之推演、迴歸係數 t 檢定統計值之推導，並提出對應的相關係數檢定方法與歸納邏輯機率的測量方法等重要工作。此處的五行生剋加權迴歸偏離了傳統最佳線性不偏估計的概念，也帶出了實數性的自由度之新概念。

第四章則以新儒學系統論、定性決策架構與「物理、事理與人理研究法」為基礎，展開五行八卦之混合解析，並利用民國 85 年台灣地區工商普查資料之運具精密業普查抽樣調查檔資料，由義與利的觀點進行該產業廠商定性決策的評估。分析結果指出：重義輕利所輕的應該是「唯利是圖」的利；而義利雙行指的則是「公利」與「私利」應有的良性互動，作為廠商可以有較佳決策及績效的前提。在澄清義利之辨的同時，並由界定各類廠商業主與員工之義利傾向，獲得幾點發現，可供經營管理者參考。

關鍵詞：新儒學系統論、公司治理、因果關係、陰陽系統、四象、八卦、五行系統、因

果鏈條、生剋、加權迴歸、義利之辨、重義輕利、義利雙行、重利輕義、定性
決策結構、勞資關係、財務分析、經濟分析、經營指標。



Applying Business Indicators to Explain Behaviors of Both Employers and Employees — The Neo-Confucian System Theory and An Example Based on 1996 Census Sampling File of Transport Equipments & Precision Instruments Manufacturing

Student : Yuan-Hui Tsai

Advisor : Dr. Kuo-Hsiung Lin

Institute of Business and Management
National Chiao Tung University

Abstract

Neo-Confucian System Theory (NCST), which was derived by Prof. Kuo-hsiang Lin from both Traditional Chinese systematic thinking theory and Western systems science, consists of an analytic method and a qualitative decision-making structure in order to simplify the complicated and disordered system. NCST is mainly composed of three important subsystems : Yin-Yang-based system, Wu-Hsing(五行)-based system, and the Triadic Talents (三才) . In chapter 2, two axiomatic definitions, four operational definitions, seven axioms, and four laws have been proposed to be the theoretical foundation for the Yin-Yang-based system theory on the one hand, and to be used as the analytic tools for business management on the other hand,. The author applies the Yin-Yang-based system theory to both consumer's and producer's activities through the relational structure of managerial variables. He explains that the Wu-Hsing-based system is a one-way causal cyclical system in which seventeen axioms, three operational definitions, and two theorems are proposed.

Yin-Yang-based system is the passive developmental system of NCST. It can be laid out through related axioms by the order of Earth(地), Man(人) and Heaven(天). Integration of the Yin-Yang-based system and the Wu-Hsing-based system via the related axiom makes five

elements of both hsiang-sheng(相生) and hsiang-ke(相剋) of any one-way causal cycle in business and management be able to be drawn. Since those five elements satisfy collective exhaustivity of Wu-Hsing, one can calculate and test the correlation coefficients for each reasonable pair of these elements and, in turn, conclude whether each correlation is significant and whether its corresponding hsiang-sheng or hsiang-ke is functioning. In other words, one can come up with important correct decision-makings based on the realistic sheng-ke(生剋) relationship and the smoothness of Wu-Hsing hsiang-sheng cycle . The author provides the theoretical background for the structure of the Neo-Confucian qualitative decisions. He uses the structure as an analytic method for business management, too.

Using the concept of Managerial Control Ratios proposed by Bela Gold(1972), the author deduces eight causal chains from industrial operation data in chapter 3. It can be empirically utilized to find out “critical chain” by performance indices within certain classification/group in an industry for the sake of performance improvement. He also points out the irregular simultaneity of Wu-Hsing Sheng-Ke regression models and the necessity of weighting these models in economic regressions. The important achievements reached in this chapter are : derivation of the unbiased estimators and their variances, derivation of t test-statistics for both regression coefficients and their corresponding correlation coefficients, and the method to measure their corresponding inductive logic probabilities. It seems that the Wu-Hsing Sheng-Ke weighted regressions already depart from the traditional best linear unbiased estimations and bring out the new concept of real degrees of freedom.

Deriving from the ideas of the Neo-Confucian System Theory, the Structure of Qualitative Decision-Making, and the Wuli (物理) - Shili (事理) - Renli (人理) (WSR) approach discussed above, the author works on the mixed analysis of Wu-Hsing and Eight-Trigrams(八卦) in chapter 4. He examines and evaluates the qualitative decision-making of the Industry of Transport Equipments and Precision Instruments

Manufacturing in Taiwan Area from the perspective of I(義) and Li(利) using data from the 1996 Census Sampling File. The conclusion ends up with that Jong-I-Ching-Li(重義輕利) in such an industry means private interests must not be the only or major consideration. Thus, good interactions between public benefits and private interests should be the premise of achieving better quality of decision-making and higher level of accountability, which is so-called I-Li-Shuang-Hsing(義利雙行). After clarifying the distinction between I and Li, and defining the tendency of I and Li between both employees and employers, the author has several findings which may serve as references for business practitioners.

Keywords : Neo-Confucian System Theory (NCST) , Corporate Governance, Causality, Yin-Yang-Based System, Ssu-Hsiang (四象) , Ba-Gua (八卦) , Wu-Hsing (五行) -Based System, Causal Chain, Sheng-Ke (生剋) , Weighted Regression, Discrimination between I (義) and Li (利) , Jong-I-Ching-Li (重義輕利) , I-Li-Shuang- Hsing (義利雙行) , Jong-Li-Ching-I (重利輕義) , Qualitative Decision-Making Structure, The Relationship Between Employers and Employees, Financial Analysis, Economic Analysis, Business Indicators.

誌謝

本論文得以完成，至為感謝指導教授林國雄教授、指導委員會丁承教授及黃仁宏教授悉心指導與鼓勵。多年來授業於恩師林國雄教授，如沐春風，益我良多。林教授學貫中西，尤其在新儒學經營與管理上的研究已逾十五載，發表之文章不下百篇，不但開拓學生學術研究之視野，其謙沖寬厚之儒家風範，不論在治學、教學或行持上，更影響學生至鉅，浩浩師恩無以言報，僅致以最深之謝意。

論文口試委員郭文夫教授、曾仕強教授、溫英幹教授、魏萼教授，對於本論文惠賜諸多寶貴意見，使本文之訛誤得以降至最低，在此奉上由衷的感謝。修課期間，毛治國教授、李正福教授、胡均立教授、唐瓔璋教授及曾芳代教授曾給予許多指導與建議，至為感謝。

博士班進修期間，同班同學美芳、秀琬、芬美、瑋玲都是我的同行善友，互相學習與鼓勵，至表感謝。博委會蕭慧娟小姐照顧至多，至表感謝。在學期間，承蕭子誼學長、葉立仁學長、顧廣平學長、介鵬、妃君鼓勵與協助最多，森河、相如同門師兄弟的相互砥礪及學習，良師益友，不敢或忘。進修期間，職場上亦承許多支持與鼓勵者，如參加入學考時的北銀李嘉田先生、林翠霞女士，資格考期間的美國國際集團的 Cicada 及 Ann，博士論文期間的元大投信林昆諒執行副總，他們的鼓勵與關懷，給我很大之信心，至為感謝。而所有給我過關懷與支持者，更是表達由衷的感謝。

修業期間，內人香君無怨無悔的付出與無時無刻的關懷，甘苦與共，是我心靈上最大的支柱，且每每在我起退縮心時，給我鼓勵與支持，增加我的續航力。因為一邊工作一邊讀書，對母親奉孝及照顧一雙女兒的責任，大半都落在內人身上，所幸還有姐金珠、春蓮、麗華、麗美、兄淵清、淵龍、妹麗君的協助，使我在求學路上無後顧之憂，在此我一定要說聲謝謝妳們。還有兩個女兒，育歆及育琪，和她們一起成長，也是一大樂事。

最後也要感謝日常師父及福智基金會的所有師兄師姊，在最關鍵時給我心靈上的提升，觀功念恩及正面思考讓我在就學期間渡過不少困境，非常感謝三寶的功德。

蔡淵輝 謹識於
國立交通大學
經營管理研究所
民國九十五年四月

目錄

中文摘要	i
英文摘要	iii
誌謝	vi
目錄	vii
表目錄	x
圖目錄	xii
數學符號說明	xiv
第一章 緒論	1
1-1、研究動機	1
1-2、研究問題	2
1-2-1、新儒學系統論公理化	3
1-2-2、經濟活動的八卦因果鏈條與五行生剋加權迴歸	4
1-2-3、用經營指標解釋勞雇雙方的行為模式	5
1-3、研究目的	5
1-4、研究架構	6
1-5、研究流程	7
註解	8
第二章 新儒學決策結構之公理體系及應用	9
2-1、陰陽系統基本理論	10
2-2、由兩儀子系統擴展至四象子系統	17
2-3、由四象子系統擴展至八卦子系統	19
2-4、陰陽系統論的應用，消費活動	22
2-5、陰陽系統論的應用，生產活動	28
2-6、由八卦子系統擴展至六十四卦子系統	37
2-7、五行系統的基本理論	38
2-8、結語	66
註解	67
第三章 經濟活動的八卦因果鏈條與五行生剋加權迴歸	74
3-1、產業與企業經營的八卦因果鏈條	74
3-1-1 四個利己（即利）因果鏈條	74
3-1-1-1 乾象因果鏈條	76
3-1-1-2 坤象因果鏈條	79
3-1-1-3 坎象因果鏈條	80
3-1-1-4 離象因果鏈條	81
3-1-2 四個利人（即義）因果鏈條	82
3-1-2-1 震象因果鏈條	83
3-1-2-2 巽象因果鏈條	84

3-1-2-3 艮象因果鏈條-----	85
3-1-2-4 兌象因果鏈條-----	86
3-2、經濟活動五行生剋加權迴歸之必要性-----	88
3-3、母體及樣本資料迴歸的不偏估計及其變異數之推演-----	91
3-3-1 母體之期望值及變異數計算式-----	91
3-3-2 樣本之期望值及變異數計算式-----	93
3-3-3 母體加權迴歸的不偏估計、基本設定及演算-----	95
3-3-4 樣本加權迴歸的不偏估計、基本設定及演算-----	97
3-3-5 一般迴歸是加權迴歸的特例-----	99
3-4、母體加權迴歸非最佳線性不偏估計式的卦變-----	102
3-5、樣本加權迴歸非最佳線性不偏估計式的卦變-----	106
3-6、母體資料加權迴歸 t 統計值檢定之推導-----	109
3-6-1 母體迴歸自由度的變化及可以為非整數-----	110
3-6-2 母體資料最大概似估計式的比對-----	111
3-6-3 母體迴歸常數的 t 統計值檢定-----	112
3-6-4 母體迴歸係數的 t 統計值檢定-----	114
3-7、樣本資料迴歸的 t 統計值檢定之推導-----	115
3-7-1 樣本迴歸自由度的變化及可以為非整數-----	116
3-7-2 樣本資料最大概似估計式的比對-----	119
3-7-3 樣本迴歸常數的 t 統計值檢定-----	120
3-7-4 樣本迴歸係數的 t 統計值檢定-----	121
3-8、母體迴歸的相關係數檢定及其歸納邏輯機率-----	122
3-8-1 母體相關係數檢定及相對型歸納邏輯機率-----	122
3-8-2 母體資料檢定工作-----	123
3-8-3 絕對型歸納邏輯機率-----	125
3-9、樣本迴歸的相關係數檢定及其歸納邏輯機率-----	125
3-9-1 樣本相關係數及相對型歸納邏輯機率-----	125
3-9-2 樣本資料檢定工作-----	126
3-9-3 絕對型歸納邏輯機率-----	128
3-10、小結-----	128
註解-----	130
第四章 用經營指標解釋勞雇雙方的行為模式—以運具精密業為例-----	132
4-1、勞雇雙方的行為模式—義與利的涵義-----	133
4-2、資料處理-----	134
4-3、測量五行相生循環是否順暢的指標-----	139
4-3-1、測量五行相生循環是否順暢的指標-----	139
4-3-2、業主及員工義利衡量方式-----	141
4-4、1/n 加權下的利他(義)及利己(利)分析-----	142

4-4-1、 $1/n$ 加權下員工的義利之辨	142
4-4-2、 $1/n$ 加權下業主的義利之辨	143
4-4-3、 $1/n$ 加權下義利雙行、唯利是圖及捨生取義的 相生循環順暢狀況	145
4-5、M 加權下的利他(義)及利己(利)分析	147
4-5-1、M 加權下員工的義利之辨	148
4-5-2、M 加權下業主的義利之辨	149
4-5-3、M 加權下義利雙行、唯利是圖及捨生取義的 相生循環順暢狀況	150
4-6、C 加權下的利他(義)及利己(利)分析	153
4-6-1、C 加權下員工的義利之辨	153
4-6-2、C 加權下業主的義利之辨	154
4-6-3、C 加權下義利雙行、唯利是圖及捨生取義的 相生循環順暢狀況	156
4-7、不同加權方法結果之比較	157
4-8、本章結論	161
註解	163
第五章 結論與後續研究	164
5-1、本文結論	164
5-2、研究限制	168
5-3、本文後續研究	168
參考文獻—中文	169
參考文獻—英文	172



表目錄

表 1-1:五行生剋加權迴歸與加權最小平方法的比較-----	5
表 2-1:陰陽系統論名詞與西方類似意義初步對照表-----	16
表 2-2:四象情境名稱的屬性及其符號-----	17
表 2-3:八卦情境名稱的屬性及其符號-----	20
表 2-4:六十四卦情境名稱的屬性及其符號-----	39
表 2-5:式(2-1)經營比例代表之意義-----	44
表 3-1、經營比例代表之意義-----	87
表 3-2、各卦象因果鏈條意義彙總表-----	88
表 4-1、台灣區運具精密業分類及抽樣調查廠商家數-----	136
表 4-2、利他(義)及利己(利)之因果鏈條-----	138
表 4-3:1/n 加權員工義利指標檢定結果-----	144
表 4-4:1/n 加權下員工義利傾向實情分析表-----	144
表 4-5:1/n 加權下業主義利指標檢定結果-----	145
表 4-6:1/n 加權下業主義利傾向實情分析表-----	146
表 4-7:1/n 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表-----	147
表 4-8:M 加權下員工義利指標檢定結果-----	149
表 4-9:M 加權下員工義利傾向實情分析表-----	149
表 4-10:M 加權下業主義利指標檢定結果-----	150
表 4-11:M 加權下業主義利傾向實情分析表-----	151
表 4-12:M 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表-----	152
表 4-13:C 加權下員工義利指標檢定結果-----	154
表 4-14:C 加權下員工義利傾向實情分析表-----	155
表 4-15:C 加權下業主義利指標檢定結果-----	155
表 4-16:C 加權下業主義利傾向實情分析表-----	156
表 4-17:C 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表-----	157
表 4-18 : M 加權下各廠商校正因子 T 計算表-----	160
表 4-19:C 加權下各廠商校正因子 T 計算表-----	160
附表一:1/n 加權下運具精密業實高薪資大廠商相關係數-----	174
附表二:1/n 加權下運具精密業中高薪資大廠商相關係數-----	175

附表三:1/n 加權下運具精密業中低薪資大廠商相關係數-----	176
附表四:1/n 加權下運具精密業實低薪資大廠商相關係數-----	177
附表五:1/n 加權下運具精密業實高薪資中廠商相關係數-----	178
附表六:1/n 加權下運具精密業中高薪資中廠商相關係數-----	179
附表七:1/n 加權下運具精密業中低薪資中廠商相關係數-----	180
附表八:1/n 加權下運具精密業實低薪資中廠商相關係數-----	181
附表九:1/n 加權下運具精密業小廠商相關係數-----	182
附表十:1/n 加權下運具精密業修配廠商相關係數-----	183
附表十一:1/n 加權下運具精密業代客加工相關係數-----	184
附表十二:M 加權下運具精密業實高薪資大廠商相關係數-----	185
附表十三:M 加權下運具精密業中高薪資大廠商相關係數-----	186
附表十四:M 加權下運具精密業中低薪資大廠商相關係數-----	187
附表十五:M 加權下運具精密業實低薪資大廠商相關係數-----	188
附表十六:M 加權下運具精密業實高薪資中廠商相關係數-----	189
附表十七:M 加權下運具精密業中高薪資中廠商相關係數-----	190
附表十八:M 加權下運具精密業中低薪資中廠商相關係數-----	191
附表十九:M 加權下運具精密業實低薪資中廠商相關係數-----	192
附表二十:M 加權下運具精密業小廠商相關係數-----	193
附表二十一:M 加權下運具精密業修配廠商相關係數-----	194
附表二十二:M 加權下運具精密業代客加工廠商相關係數-----	195
附表二十三:C 加權下運具精密業實高薪資大廠商相關係數-----	196
附表二十四:C 加權下運具精密業中高薪資大廠商相關係數-----	197
附表二十五:C 加權下運具精密業中低薪資大廠商相關係數-----	198
附表二十六:C 加權下運具精密業實低薪資大廠商相關係數-----	199
附表二十七:C 加權下運具精密業實高薪資中廠商相關係數-----	200
附表二十八:C 加權下運具精密業中高薪資中廠商相關係數-----	201
附表二十九:C 加權下運具精密業中低薪資中廠商相關係數-----	202
附表三十:C 加權下運具精密業實低薪資中廠商相關係數-----	203
附表三十一:C 加權下運具精密業小廠商相關係數-----	204
附表三十二:C 加權下運具精密業修配廠商相關係數-----	205
附表三十三:C 加權下運具精密業代客加工廠商相關係數-----	206
附表三十四:M 加權下各分類廠商自由度-----	207
附表三十五:C 加權下各分類廠商自由度-----	208

圖目錄

圖 1-1:新儒學系統圖-----	4
圖 1-2:本文結構說明-----	7
圖 2-1:太極圖-----	11
圖 2-2:陰陽系統-----	12
圖 2-3:四象結構-----	18
圖 2-4:八卦結構-----	21
圖 2-5 消費及交易行為之陰陽型態-----	26
圖 2-6:生產及交易行為之陰陽型態-----	36
圖 2-7:六十四卦結構-----	42
圖 2-9:經營變數單向因果關係圖-----	45
圖 2-10:實乾象五行單向因果循環圖-----	47
圖 2-11:五行生剋圖-----	50
圖 2-12:五行始生之序-----	53
圖 2-13:五行天次之序圖-----	55
圖 2-14 之一:五行公理間的推理連結架構-----	64
圖 2-14 之二:五行公理間的推理連結架構-----	65
圖 2-15:新儒學系統論-----	66
圖 3-1:乾象-----	78
圖 3-2:坤象-----	80
圖 3-3:坎象-----	81
圖 3-4:離象-----	82
圖 3-5:震象-----	83
圖 3-6:巽象-----	84
圖 3-7:艮象-----	85
圖 3-8:兌象-----	86
圖 3-9:坎象五行相生相剋循環-----	90
附圖一:實低薪資大廠商五行相生循環(1/n 加權)-----	209
附圖二:實低薪資大廠商五行相生循環(1/n 加權)-----	210
附圖三:實低薪資中廠商五行相生循環(1/n 加權)-----	211

附圖四：實低薪資中廠商五行相生循環 (1/n 加權)	-----212
附圖五：代客加工五行相生循環 (1/n 加權)	-----213
附圖六：代客加工五行相生循環 (1/n 加權)	-----214
附圖七：代客加工五行相生循環 (M 加權)	-----215
附圖八：代客加工五行相生循環 (M 加權)	-----216
附圖九：代客加工五行相生循環 (C 加權)	-----217
附圖十：代客加工五行相生循環 (C 加權)	-----218



數學符號說明

<u>數學符號</u>	<u>符號說明</u>
A	薪資支出
a	樣本迴歸常數
\hat{a}	為迴歸常數 a 的不偏估計值
B	勞動成本 (含 A 及福利撫恤退休金等)
b	樣本迴歸係數
\hat{b}	迴歸係數 b 的不偏估計值
C	以常雇員工當量計算的員工人數
$C_1(h, e)$	絕對型歸納邏輯機率
$C_2(h, e)$	相對型歸納邏輯機率
D	專業經營利潤
d	自由度
E	綜合理財盈餘
e	代表事實證據
F	專業經營附加價值
f_i	發生次數或發生頻率或為聯合分配密度函數
G	綜合理財生產毛額
G_i	$G_i = W_i(X_i - \bar{X}) / \sum W_j(X_j - \bar{X})^2 + D_i$
G_i^*	$G_i^* = (X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum W_j X_j, i = 1, \dots, N$
G_i^{**}	$G_i^{**} = W_i / \bar{X} + (X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum W_i X_i, i = 1, \dots, N$
$G_i^{*\Delta}$	$G_i^{*\Delta} = (X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum X_j / N, i = 1, \dots, N$
$G_i^{**\Delta}$	$G_i^{**\Delta} = 1 / (N\bar{X}) + (X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum X_j / N, i = 1, \dots, N$
$\sum G_i(Y_i - \bar{Y})$	為迴歸係數 β 的線性不偏估計式
g_i	$g_i = w_i(x_i - \bar{x}) / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2 + d_i$
H	專業經營生產總額 (含 F 及中間投入成本)
h	代表因果性假設
J	專業經營機械電機投入
K_1	專業經營固定資產投入 (含 J 在內)
K_2	綜合理財固定資產投入



L_1	專業經營實際運用資產投入(含 K_1 在內)
L_2	綜合理財實際運用資產投入(含 K_2 在內)
M	業主權益
m_i	群組的中點
N	母體數 (為母體內廠商的總家數)
N_j	為在分類下第 j 類內的廠商數
n	樣本數
n_i	節點數
Q_i	表達廠商 (y_i, x_i) 資料的相對重要性, Q_i 可以是 C_i 或 M_i
R^2	迴歸判定係數、相對型歸納邏輯機率
R_p^2	判定係數 (coefficient of determination)
R_s^2	相對型歸納邏輯機率為： $R_s^2 = c_2(h, e) = \frac{\sum w_i (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum w_j (y_j - \bar{y})^2} = \hat{b}^2 \frac{\sum w_i (x_i - \bar{x})^2}{\sum w_j (y_j - \bar{y})^2} = r_s^2$
\bar{R}^2	迴歸判定係數或相對型歸納邏輯機率之調整後數值
r	代表兩經營變數間之相關係數
r_s	樣本經濟活動加權迴歸 y 及 x 的相關係數
r_p	人類經濟活動母體五行生剋加權迴歸 X 及 Y 的相關係數
r_1	代表利潤份率
r_2	代表附加價值率
r_3	代表固定資產生產力
r_4	代表固定比例
r_5	代表融資比例
r_6	代表業主利潤率
S_x^2	x 的樣本變異數
S_y^2	y 的樣本變異數
S_{xy}	x 及 y 的樣本共變異數

$S_{x_j}^2$	x 的樣本第 j 類變異數
$S_{y_j}^2$	y 的樣本第 j 類變異數
$S_{xy_j}^2$	x 、 y 的樣本第 j 類共變異數
\hat{S}_x^2	σ_x^2 的不偏估計式， $\hat{S}_x^2 = \sum w_i (x_i - \bar{x})^2 / (1 - \sum w_j^2)$ 。
\hat{S}_y^2	σ_y^2 的不偏估計式， $\hat{S}_y^2 = \sum w_i (y_i - \bar{y})^2 / (1 - \sum w_j^2)$ 。
\hat{S}_{xy}	σ_{xy} 的不偏估計式， $\hat{S}_{xy} = \sum w_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / (1 - \sum w_j^2)$ 。
W_i	因為各廠商的規模不一，規模大小可以根據員工人數計算，也可根據業主權益計算，而得權數 $W_i = C_i / \sum C_j$ 或 $W_i = M_i / \sum M_j$
W_i^*	因為各抽層內的規模不一，規模大小可以根據員工人數計算，也可根據業主權益計算，而得權數 $W_i^* = C_i / \sum C_k$ 或 $W_i^* = M_i / \sum M_k$
X	母體從生或從剋之變數
X_i	為相生或相剋的母體經營變數
x	樣本從生或從剋之變數
x_i	為相生或相剋的樣本從生經營變數
\bar{x}	經營變數 x 的樣本算術平均數為 $\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n$ ，加權樣本平均數為 $\bar{x} = \sum_{i=1}^n w_i x_i$
\bar{x}_j	x 的樣本第 j 類平均值
Y	母體被生或被剋之變數
\bar{Y}	經營變數 y 的母體算術平均數為 $\bar{Y} = \sum_{i=1}^n Y_i / N$ ，加權樣本平均數為 $\bar{Y} = \sum_{i=1}^n W_i Y_i$
y	樣本被生或被剋之變數
Y_i	為相生或相剋的母體經營變數
y_i	為相生或相剋的樣本被生經營變數
y_{1i}	五行相生時的被生變數、被剋變數
y_{2i}	五行相生時的從生變數

y_{3i}	從剋變數
\bar{y}	經營變數 y 的樣本算術平均數為 $\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n$ ，加權樣本平均數為 $\bar{y} = \sum_{i=1}^n w_i y_i$
\bar{y}_j	y 的樣本第 j 類平均值
α	母體迴歸常數
$\hat{\alpha}$	迴歸常數 α 的計算式 $\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X}$
α_2	迴歸常數
α^*	為 α 的線性不偏估計式
α_3^*	迴歸常數
β	母體迴歸係數
$\hat{\beta}$	迴歸係數 β 的計算式 $\hat{\beta} = \sum W_i (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) / [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2]$
β_2	迴歸係數
β^*	$\beta^* = \sum G_i (Y_i - \bar{Y})$
β_3^*	迴歸係數
β^Δ	$\beta^\Delta = G_i^{*\Delta} (Y_i - \bar{Y})$ 即為一般簡單迴歸分析下的最佳線性不偏迴歸係數。 β^Δ 有著最小的變異數
ε_{pi}	母體生剋迴歸的干擾項
ε_{si}	樣本迴歸的干擾項
$\hat{\varepsilon}_{pi}$	殘差項 ε_{pi} 的估計值
$\hat{\varepsilon}_{si}$	殘差項 ε_{si} 的估計值
μ	平均數
μ_X	經營變數 X 的母體算術平均數為 $\mu_X = \sum_{i=1}^N X_i / N$ ，
μ_Y	經營變數 Y 的母體算術平均數為 $\mu_Y = \sum_{i=1}^N Y_i / N$
σ_X^2	X 的母體變異數
σ_Y^2	Y 的母體變異數
σ_{XY}	X 及 Y 的母體共變異數
$\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$	母體干擾項的母體變異數
$\sigma_{\varepsilon_{si}}^2$	樣本干擾項的樣本變異數
$\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}$	$\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 的最大概似估計式
$\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}$	$\sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ 的不偏估計式， $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2} = \frac{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2}{1 - \sum w_i^2}$
ϕ_p	Lagrangian 方程式： $\phi_p = \sum G_i^2 - \lambda [\sum G_i (X_i - \bar{X}) - 1]$

ϕ_p^*

Lagrangian 方程式：

$$\phi_p^* = \sum (W_i - G_i \bar{X})^2 - \lambda [\sum G_i (X_i - \bar{X}) - 1]$$

 ϕ_s

Lagrangian 方程式： $\phi_s = \sum g_i^2 - \lambda [\sum g_i (x_i - \bar{x}) - 1]$

 ϕ_s^*

Lagrangian 方程式寫成：

$$\phi_s^* = \sum (w_i - g_i \bar{x})^2 - \lambda [\sum g_i (x_i - \bar{x}) - 1]$$



第一章

緒論

1-1、研究動機

自 2002 年以來，世界通訊 (Worldcom)、恩隆能源 (Enron)、德士古 (Texaco)、美利堅金融集團 (Financial Corp. of America)、太平洋瓦斯電氣 (Pacific Gas and Electric)、Kmart 百貨等美國企業爆發的一連串財務醜聞已經嚴重影響企業的形象 (註 1-1)，發生這些欺騙社會大眾做假帳的行為，除了道德瑕疵外，其背後的價值體系——即其經營目標佔舉足輕重的地位。企業在一個複雜、現實的世界裡，被強烈驅策要達成目標，並且在一個幾乎完全以短期標準來檢視成果的市場求生存，此時企業主與員工的處境是——他們雖然擁有頭銜、知名度以及責任，但是背負著實現目標的沉重壓力。

在探討公司財務管理的目標時，廣義而言是使公司價值最大化，狹義而言是使公司股價最大化 (謝劍平 2003, 王淑芬 2002, 葉日武 1996)；一九九三年，美國運通 (American Express)、IBM 和西屋 (Westinghouse) 當時的執行長因獲利不佳相繼辭職，因此接下來的幾年裡，許多公司實施股票選擇權，執行長們 (含員工) 的薪水繫於公司的表現，一時之間，這一種責任制看來似乎是不錯的方式，但是一九九〇年代末股市暴漲，投資者的期望也隨之水漲船高，身為執行長必須關心公司的股價 (當然包括自己的薪水)，所以勢必得留意大券商的分析師對公司的褒貶，因為他們的言論左右了公司股價的命運。

哈佛商學院企管所教授詹森 (Michael C. Jensen) 和企業經營策略諮詢公司 Monitor Group 執行長富勒 (Joseph Fuller 2001) 發表一篇「Just Say No to Wall Street」一文中指出，企業執行長為符合華爾街分析師對公司盈餘的預期，在內外環境皆顯示無法符合預期的情況下，又為了達成「使公司股價最大化」的財務管理目標，故挺而走險做假帳來欺騙社會大眾，故該文呼籲企業停止「盈餘預期」的遊戲，不要隨著華爾街分析師對公司盈餘的預估起舞。

曾獲諾貝爾獎的美國經濟學家傅利曼主張，企業唯一的責任就是經濟績效；企業的獲利若不足以支應資本的成本，就等於是不負責任，也形同浪費社會資源，經濟績效是企業的根本，沒有經濟績效，企業無法履行其他責任，也不必奢談要做什麼好員工、好公民和好鄰居。但是經濟績效並不是企業的唯一責任，一如教育績效不是學校的唯一責任，健康照護不是醫

院的唯一責任。經濟績效是企業最重要的責任，但是否為唯一的責任？且過份強調經濟績效的責任及許多公司實施股票選擇權，執行長們的薪水繫於公司的表現，是否造成上述爆發一連串財務醜聞的美國企業執長行挺而走險的原因？固然美國會計制度及公司治理尚有改善空間，但企業執行長的價值觀也會影響決策。

所以在企業的營運中，員工及業主對企業經營的態度及投入程度，就非常重要，到底員工和業主在何種行為態度會使廠商績效最佳？績效不好的廠商問題出在那裏？績效好的廠商到底為何會好？因此，引發本文的動機，希望能夠在林國雄(1992a, b, 1993, 1995a, 1996a, b, c, d, 1997a, b, 1998a, b, 1999a, b)已有的研究基礎上進一步釐清並正確認識廠商績效與員工、業主的行為傾向的因果關係。林國雄（1996a）曾利用民國八十年工商普查資料，撰文探討以新儒學（註 1-2）系統論四象五行之混析討論公利（義）與私利（利）的義利之辨（註 1-3），惟其僅在業主部份討論，並未擴及員工的義利之辨，即僅討論到四象，並未擴充到八卦的討論。

本文以林國雄（1996a）一文為基礎，發展出針對廠商義與利的角度評估員工及業主的義利程度（註 1-4），進而找出在員工及業主不同義利重視程度下的經營績效。但因義與利是定性指標，在數學上不易衡量，故本文採用由中國傳統文化推導出來的衡量方法，即新儒學系統論的方法來衡量義與利的大小強弱，所以第二章首先對新儒學系統論下的二大系統論—陰陽系統論與五行系統論進行公理化。

1-2、研究問題

在利用新儒學系統論的方法來衡量義與利的大小強弱之前，雖然對新儒學系統論相關的著述不少(林國雄 1994a, b, 1995d, 1996a, b, c, d, 1997a, b, 1998a, b, c, 1999a, 2001c, 2001a, 丁潤生 2002, 成中英 1995, 司徒達賢 2005, 蔡淵輝等 2004a, b, 蔡淵輝 2005a, b)，且林國雄(1995b, c, 1996a, b, c, d, 1997a, b, 1998a, b, 1999a, 2001c, 2001a, b)對該理論方法的運用不遺餘力，但因為沒有系統性地建構公理體系，易造成初學者及學界不易了解，故為能充分應用新儒學系統論來解釋問題，首先需建構出新儒學系統論的公理體系。

其次根據新儒學系統論的公理體系，結合物理、事理、人理分析法（註 1-5）(Gu and Zhu, 2000；Gu and Tang, 2000；Zhu, 2000) 及管理控制比例分析模式的概念(Gold 1972)，針對

產業經營資料導出八個因果鏈條(Causal Chain)，並推導出母體及樣本的加權生剋迴歸的相關計算式。

在企業的營運中，兩項最基本的投入要素是勞力與業主權益資金，既不重複又不遺漏，勞力的投入者是員工，資金的投入者是業主（或股東）。員工及業主對企業經營的態度及投入程度，就非常重要，因而員工與業主的義（利他）與利（利己）傾向會影響勞資的和諧與否；義、利傾向為質的變數（定性指標），在數學上不易衡量，如何用計量方法解釋勞雇雙方的行為模式，即如何測量義、利則為重點之一，故採用新儒學系統論的方法來衡量義與利的大小強弱；到底員工和業主行為態度要如何歸類？員工和業主的何種行為態度會使廠商績效最佳？績效不好的廠商問題出在那裏？績效好的廠商到底為何會好？針對廠商義與利的角度評估員工及業主的義利程度，進而找出在員工及業主不同義利重視程度下的經營績效，進而能針對企業的弱點去加強，改善體質。

1-2-1、新儒學系統論公理化

新儒學系統論是根據中國五千年來的系統性思考理論，及西方系統科學相關理論發展而成，其中包含三大子系統—陰陽系統、五行系統、天人地三才系統(林國雄 1995a)。陰陽系統是一個互動系統，可將無限構面的空間，每次依分析的需要而簡化為兩型態的空間，並讓其互動，再透過相關公理將系統按太陽（天）、中和（人）、太陰（地）另一三才層次發展，第一層只發展出在太陰下的陰陽兩儀型態，第二層發展出在太陰、中和下的四象情境，第三層發展出在太陰、中和、太陽下的八卦情境。新儒學系統論則是針對複雜的系統予以簡單化結構化，達到亂中取序的目的，突破直線型思考之侷限而成為系統性的思考。

五行系統(林國雄 1995d, 1996a, b, 2001a)是一個單向因果循環系統，透過本文想要整理的相關公理可以找出五個相生相剋的要素，這五個要素在古代中國的代表符號為金、木、水、火及土。木有外揚之作用力量、金有內斂之作用力量、火有上炎之作用力量、水有下潤之作用力量、土有靜止之作用力量，天地間在單向因果循環關係中無能逾越此五種性能與作用，故借此五種名詞，作為其代表之符號。此五行有相生之順序，也就是相生有其方向性，即木生火、火生土、土生金、金生水、水生木，另有相剋之順序，也就是相剋亦有其方向性，即水剋火、火剋金、金剋木、木剋土、土剋水，但卻不能周而復始。

圖 1-1 就是這樣的新儒學系統圖（註 1-6），從無極生太極並產生動靜互動，進而發展成

陰陽系統，再演進成為五行系統，但五行系統也回歸至陰陽系統，陰陽系統再組成一小太極，如此一個完整而在順向上可分且在逆向上可合的系統即為新儒學系統(林國雄 1994a, Lin 1999)，故為能充分應用新儒學系統論來解釋問題，首先需建構出新儒學系統論的公理體系。

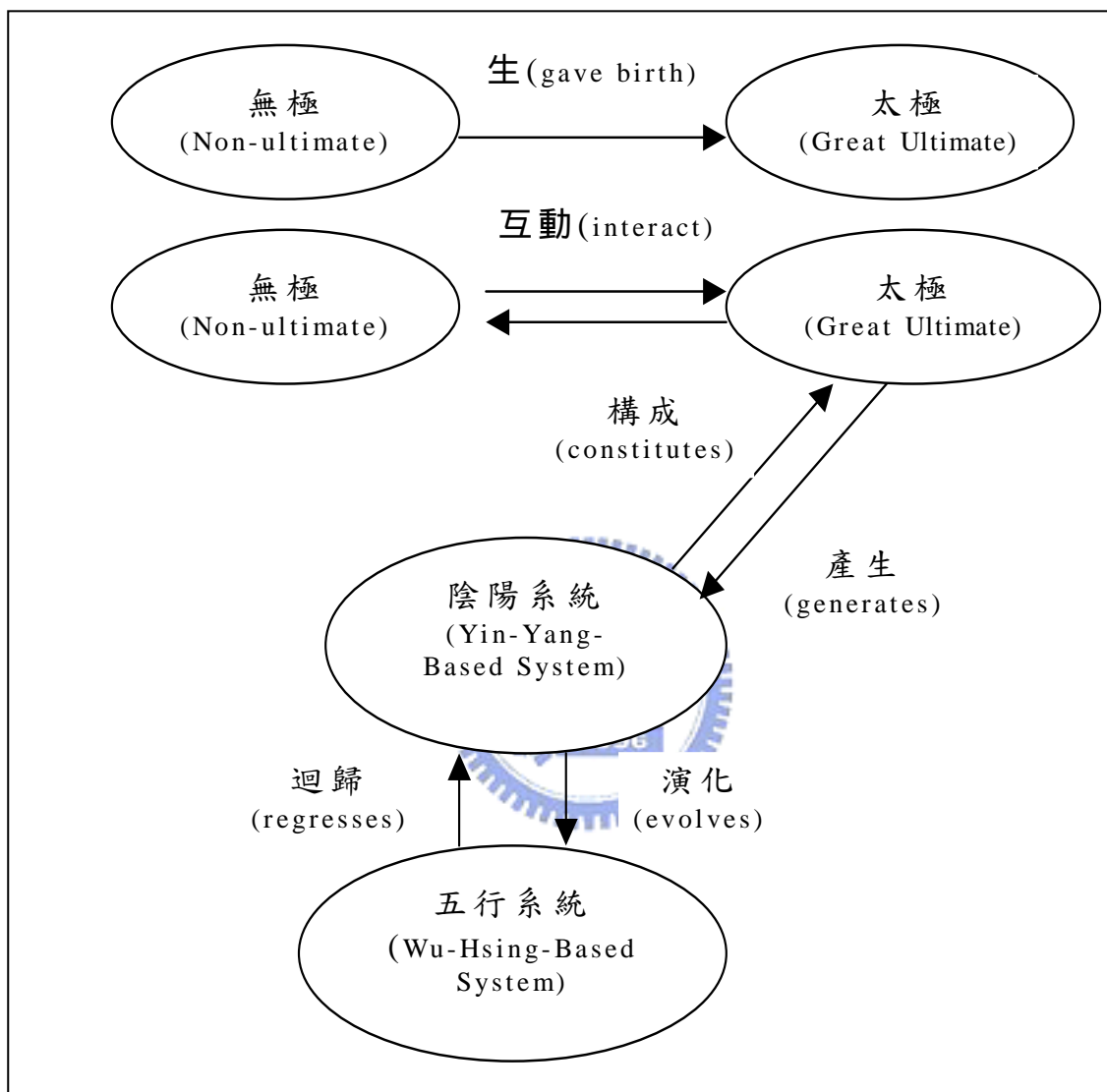


圖 1-1：新儒學系統圖(Lin1999)

1-2-2、經濟活動的八卦因果鏈條與五行生剋加權迴歸

根據新儒學系統論的公理體系，結合物理、事理、人理分析法 (Gu and Zhu,2000 ; Gu and Tang, 2000 ; Zhu,2000) 及管理控制比例分析模式的概念(Gold1972)，針對產業經營資料導出產業與企業經營的八個因果鏈條(Causal Chain)，並推導出母體及樣本的加權生剋迴歸的相關計算式。

加權生剋迴歸與一般所瞭解的加權最小平方法 (Weight least squares WLS) (石齊平等

1994) 異同在那裡？是否利用一般迴歸的加權最小平方法即可處理加權問題，而不需要加權生剋迴歸？在此就兩種方法比較如表 1-1：

表 1-1：五行生剋加權迴歸與加權最小平方法的比較

統計方法	解決問題不同	平均數不同	權重不同	性質不同	外表相同處
本文在五行生剋時的加權迴歸。	大廠商資料的重要性通常遠高於小廠商，若改用廠商經營變數來表達廠商資料的相對重要性，亦即在進行簡單迴歸時使用其作為加權用之權數	$\bar{x} = \sum_{i=1}^n w_i x_i$ $\bar{y} = \sum_{i=1}^n w_i y_i$	$W_i = Q_i / \sum Q_j$ <p>Q_i是合理的規模大小指標變數。</p>	加權後不是 BLUE	$\text{Min } \sum W_i \varepsilon_i^2 = \sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2$
一般所瞭解的加權最小平方法 (Weight least squares WLS)	只解決迴歸模型誤差項為異質變異數的小課題。	$\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n$ $\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n$	<p>當異質變數已知的情況下：</p> $W_i = 1 / \sigma_i$	加權後是 BLUE	$\text{Min } \sum W_i \varepsilon_i^2 = \sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2$

1-2-3、用經營指標解釋勞雇雙方的行為模式

本文使用民國 85 年運具精密業普查抽樣調查檔資料所進行的分析，可界定各類廠商與員工之義利傾向。問題處理依序是，說明勞雇雙方的行為模式（即義與利的涵義）、資料處理、1/n 加權下的利他（義）及利己（利）分析、M 加權下的利他（義）及利己（利）分析、C 加權下的利他（義）及利己（利）分析，並說明比較不同加權方法的結果。

1-3、研究目的

新儒學系統論已有不少的應用，如應用在跨國文化間企業的比較(Midgley 2000)、品質管理 (Cunha, etc. 2002)、行為科學 (Sodan 1999)、金錢賽局(林國雄 1995b)及經營管理(林國雄 1996a,c,d,1997b, 1998a,b,1999a)，但並無完整公理體系；即使有了公理體系，若沒有利用此公

理體系發展出數理計量模型，則理論將僅止是理論而已，所以根據公理體系推導數理計量模型，就成為有其必要性。最後當然就是實證的重要，由實際資料驗證數理計量模型的實用性；故從上一節研究問題的陳述中，本文認為建立理論的公理體系、推導數理計量模型、最後加以實證是本文的研究目的。再者，本文尚屬於探索性階段，故僅以經營比例、經營變數、相關係數與簡單迴歸模式等較為簡單的概念進行研究，其研究目的如下：

1. 將陰陽系統論予以公理化。
2. 將五行系統論予以公理化。
3. 運用新儒學系統理論，導出經濟活動的母體、樣本五行生剋加權迴歸統計式。
4. 利用導出的加權迴歸統計式，用經營指標解釋勞雇雙方的行為模式，並探討不同權值的分析結果。

1-4、研究架構

本文共分五章，其敘述如下：

第一章為序言，說明本文的研究動機、研究問題、研究目的、研究架構與研究流程等。

第二章從新儒學決策結構之一——陰陽系統論談起，整理出陰陽系統論的公理性定義、操作性定義、公理、定律，以系統化的方式說明陰陽系統論的發展體系，另再舉例說明陰陽系統論在消費活動、生產活動及經營變數結構性關係的應用，為新儒學定性決策結構提供其公理系統性的理論基礎。其次對新儒學決策結構之二——五行系統論予以公理化，整理其公理、操作性定義及定理，從而透過相關公理系統可以找出五個相生相剋的要素，且符合窮舉要件，此外，也可利用統計學上相關係數檢定等方法，計算出要素與要素間是否顯著相關，來決定其生、剋關係是否發生作用，並從五行相生循環順暢與否，求出系統是否有相剋性的情況存在(林國雄 1996b)。最後將新儒學系統論中的陰陽系統論、五行系統論結合物理、事理、人理分析法 (Gu and Zhu,2000, Gu and Tang, 2000, Zhu,2000) 及管理控制比例分析模式的概念 (Gold1972)，針對產業經營資料導出八個因果鏈條(Causal Chain)，並配合台灣地區工商普查資料進行實證，可從產業因果鏈條循環的順暢程度，瞭解該產業經營的優劣指標，並從而找出關鍵鏈(高德拉特 1997)以進行改善。

第三章為利用第二章相關公理、定理推導經濟活動的母體及樣本五行生剋加權迴歸統計

式。

第四章為新儒學系統論在運具精密業之應用，利用第三章推導出來的統計式，用經營指標解釋勞雇雙方的行為模式與其和製造績效的關係。

第五章為結論與未來研究。

1-5、研究流程

本文流程如圖 1-2：

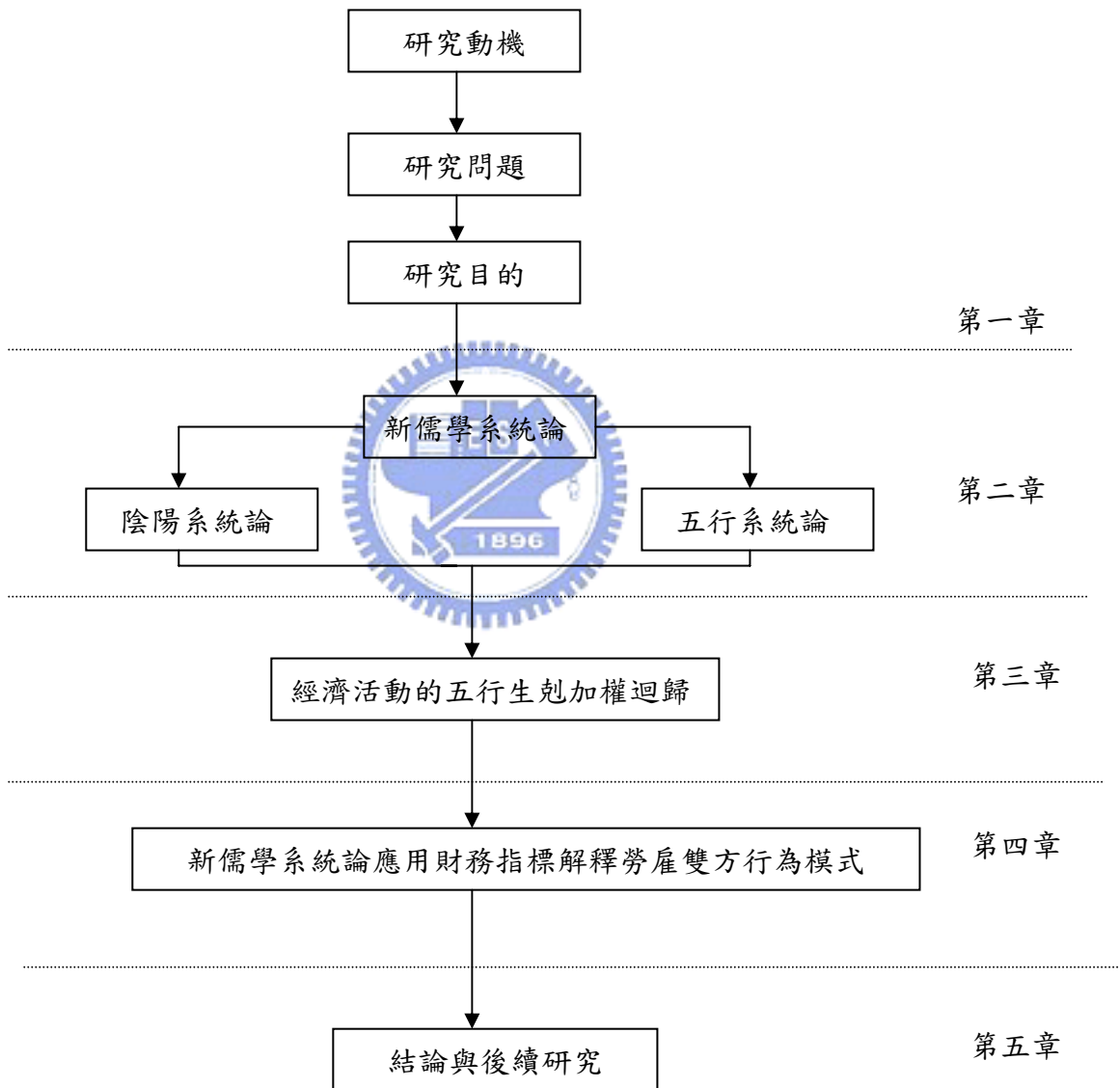


圖 1-2：本文結構說明

註解

註 1-1：如世界通訊（World Com）的會計帳醜聞曝光，導致股價從逾 60 美元暴跌剩下數美分並於 2002 年聲請破產保護，導致 250 多萬名投資人損失大約 1,800 億美元，2 萬名員工丟掉飯碗。目前這家公司擺脫破產保護，後改名為 MCI 公司重新出發。

註 1-2：新儒學系統論的源頭就是北宋周濂溪的太極圖說：

「無極而太極，太極動而生陽。動極而靜，靜而生陰。靜極復動。一動一靜，互為其根。分陰分陽，兩儀立焉。陽變陰合，而生水、火、木、金、土，五氣順布，四時行焉。五行，一陰陽也。陰陽，一太極也。太極，本無極也。五行之生也，各一其性。無極之真，二五之精，妙合而凝。乾道成男，坤道成女。二氣交感，化生萬物。萬物生生，而變化無窮焉。

惟人也，得其秀而最靈。形既生矣，神發知矣，五性感動，而善惡分，萬事出矣。聖人定之以中正仁義，而主靜，立人極焉。故聖人與天地合其德，日月合其明，四時合其序，鬼神合其吉凶。君子修之吉，小人悖之凶。故曰，立天之道，曰陰與陽。立地之道，曰柔與剛。立人之道，曰仁與義。又曰，原始反終，故知死生之說。大哉易也，斯其至矣。」（林國雄 1997b）

註 1-3：林國雄(1996a)指出，所謂「利」一般就是指能用以增進某一位消費者合理穩定的主觀效用價值之收入，對該人來說就是利；所謂「義」一般就是指能用以增進某一社會集體合理穩定的社會福利偏好之分配或行為準據(亦即責任意識)，對該人和該社會來說就是義。

註 1-4：曾仕強教授曾提出可將企業的「利」與「義」之陰陽兩儀，轉化成「企業雄心」與「企業良心」之陰陽兩儀，亦是一種極佳的闡釋。

註 1-5：物理、事理、人理分析法是 J. Gu 及 Z. Zhu 兩位學者提出的系統分析方法，所謂的物理(Wuli)指的是萬物存在的客觀法則，事理(Shili)指的是觀察和執行的客觀方法，人理(Renli)指的是在人群間關係的型態。

註 1-6：圖 1-1 的新儒學系統圖採用林國雄在德國參加第七屆” International Congress of the International Association for Semiotic Studies”發表的”Neo-Confucian system theory”一文中的新儒學系統圖。

第二章

新儒學決策結構之公理體系及應用

新儒學系統論(林國雄 1994a, Lin1999)是根據中國五千年來的系統性思考理論(De Bary 等 1960,Wu 1972)及西方系統科學相關理論發展而成(註 2-1),其中包含三大子系統—陰陽系統、五行系統、天地人三才系統(林國雄 1995a),並已利用產業內廠商資料等進行不少的因果鏈條實證。其中,陰陽系統是一個互動系統,可將無限構面的空間,每次依分析的需要而簡化為兩型態的空間,並讓其互動,再透過相關公理將系統按太陽(天)、中和(人)、太陰(地)另一三才層次發展,第一層只發展出在太陰下的陰陽兩儀型態,第二層發展出在太陰、中和下的四象情境,第三層發展出在太陰、中和、太陽下的八卦情境。Flood(1999)曾指出,系統性思考通常是針對複雜和不確定性做研究,新儒學系統論則是針對複雜的系統予以簡單化結構化,達到亂中取序的目的,突破直線型思考(註 2-2)之局限而成為系統性的思考(Senge 1990)。

五行系統(林國雄 1995d,1996a,b)是一個單向因果循環系統,透過本文想要整理的相關公理可以找出五個相生相剋的要素,這五個要素在古代中國的代表符號為金、木、水、火及土。木有外揚之作用力量、金有內斂之作用力量、火有上炎之作用力量、水有下潤之作用力量、土有靜止之作用力量,天地間在單向因果循環關係中無能逾越此五種性能與作用,故借此五種名詞,作為其代表之符號。此五行有相生之順序,也就是相生有其方向性,即木生火、火生土、土生金、金生水、水生木,另有相剋之順序,也就是相剋亦有其方向性,即水剋火、火剋金、金剋木、木剋土、土剋水,但卻不能周而復始。

本章將先從陰陽系統論談起,整理出陰陽系統論的二個公理性定義(公理性定義 2-1 及 2-2)、四個操作性定義(操作性定義 2-1~2-4)、七個公理(公理 2-1~2-7)、四個定律(定律 2-1~2-4),以系統化的方式說明陰陽系統論的發展體系,另再舉例說明陰陽系統論在消費活動、生產活動及經營變數結構性關係的應

用，為新儒學定性決策結構提供其公理系統性的理論基礎。其次對五行系統論予以公理化，整理出十七個公理（公理 2-8~2-24）、三個操作性定義（操作性定義 2-5~2-7）及二個定理（2-1 及 2-2），從而透過相關公理系統可以找出五個相生相剋的要素，且符合窮舉要件，此外，也可利用統計學上相關係數檢定等方法，計算出要素與要素間是否顯著相關，來決定其生、剋關係是否發生作用，並從五行相生循環順暢與否，求出系統是否有相剋性的情況存在(林國雄 1996c, d)。

2-1.陰陽系統基本理論

陰陽系統論是中國相傳久遠的系統論，遠在兩千多年前，中國即出現陰陽學派。林國雄(Lin 1992a,b,1997)有鑑於此，從系統論的觀點出發，看到統一於太極之下的陰陽的二元哲學，及其與經濟學對偶性（duality）的相似性。中國人已數千年來深受陰陽思想的影響，西方人若要瞭解中國人思維模式，則必須瞭解在陰陽邏輯理論下的系統性思考，這種思考模式或可稱之為太極思維，其陰陽系統論就是由以下公理等所組成：

公理性定義(2-1)：沒有人類可感知的系統、次序與結構的情境，稱之為「無極」。

「無極」並無人類認知意義上的系統可言，如同中國及西方的混沌；或舊系統已被破壞，但新系統尚未建立的空窗期，如法國大革命時期、中國滿清末年時期；或產業尚未建立之前，或夕陽產業再創其新生命力之前；所以「無極」可以出現在系統化之前的時期或新舊系統交替之間的空窗期。不過，即使有了太極，無極仍繼續其相應的存在。

公理性定義(2-2)：開始或已經有人類可感知的系統性次序、結構的情境，稱之為「太極」。

「太極」在中文的原意是指天地開始形成之時，指天地未分之前元氣混而為一，用西方用語來表達則指的是系統的始生狀態，或在經濟活動中，可稱之為「人類系統性的經濟活動開始發展之時」；另太極也含有動靜轉運源頭之意，在經濟活動中即指合理穩定的消費者主觀價值及社會福利共識在人類經濟活動中所要扮演的地位意義。太極也可再延伸為生產者及生產活動在人類經濟活動中所要扮

演的地位意義。

圖 2-1 是一般的太極圖，代表在太極陰陽邏輯下的系統性思維。太極系統是一個圓，中間有個反 S 形的曲線（曾仕強 2006），把圓分成一白一黑，白色代表陽儀，黑色代表陰儀，這表示著陰陽兩儀的互動或良性互動，也表示著陰與陽的分立。若如圖 2-1 中一分为二的分法，則陰陽兩儀並不是對立而沒有互動（柯林斯 2002），也有學者將其視為旋轉銅板的兩面（Goerner 2003）。

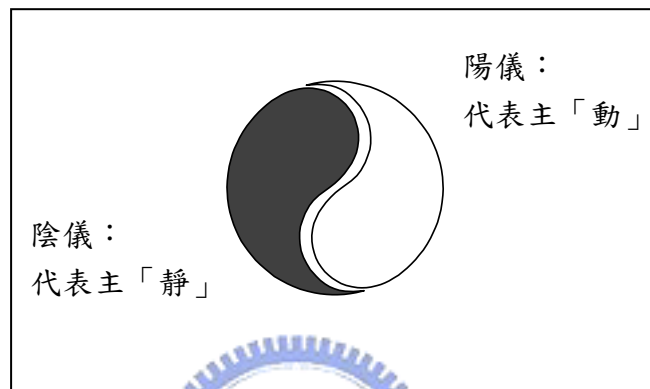


圖2-1：太極圖

公理 (2-1)：太極（系統）是由許多的兩個互動的作用力組成—「陰」與「陽」，許多的這兩股力量的交互作用，可以化生萬事萬物（子系統、小太極），萬事萬物（子系統、小太極）的互動與循環相生，可以產生許多變化。

古代中國人說：「無極而太極，太極動而生陽，動極而靜，靜而生陰，靜極復動，一動一靜，互為其根，分陰分陽，兩儀立焉」。太極（系統）是由兩股力量組合互動而成，這兩股力量分別是陽與陰，所謂「陽」代表的是動態的、正面的、如白日、或比擬成太陽，「陰」代表的是靜態的、負面的、如黑夜、或比擬成月亮（Brugha 2001）。

操作性定義 (2-1)：太極中將陽性力量主「動」分立出來成為陽儀，將陰性力量主「靜」分立出來成為陰儀，故根據陰陽理論可將太極分立為「陰」與「陽」兩個型態，稱之為「陰陽兩儀」。

在陰陽系統理論中，陰儀及陽儀也可以用符號來表示，陰儀的符號是「--」，陽儀的符號是「—」，陰儀符號的中間有一個缺口，陽儀則無。我們可以利用 Brugha(1998a,b,c,2000)的二分法(dichotomous)整理出其定性決策結構，並應用到陰陽系統理論，但與陰陽系統的二分法仍有所不同(註 2-3)，將陰陽系統劃成圖 2-2。

圖 2-2 最左邊是太極，在系統論中或可稱之為系統，在經濟活動中，可定義為廠商；根據公理(2-1)，太極是由許多的兩個互動的作用力組成—「陰」與「陽」，所以將太極分「陽」與「陰」後，產生陽儀與陰儀的子系統，第一個分層原則是「地」。若將太極視為一個廠商，則可從最基本的生產因素—勞動投入與資本投入來分陰陽兩儀，根據操作性定義 (2-1)，陽性力量主「動」，故勞動投入為陽儀，陰性力量主「靜」，故資本投入為陰儀。

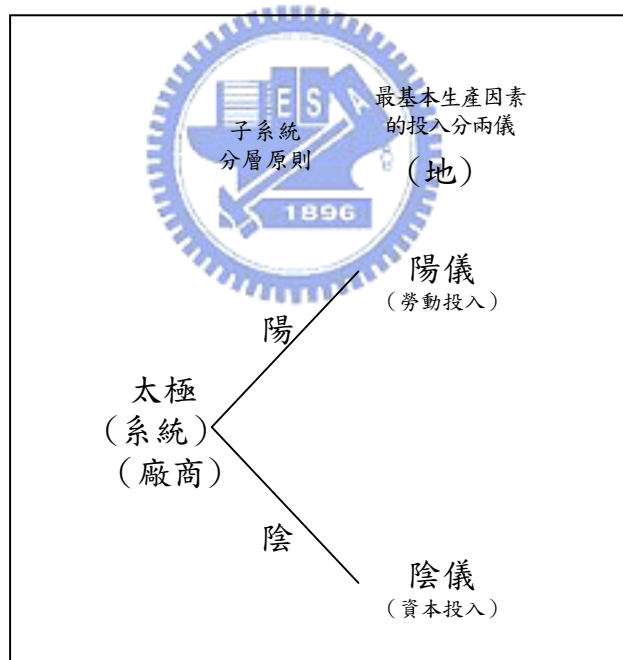


圖 2-2：陰陽系統

公理 (2-2)：陰與陽這兩個作用力是分立而不一定是敵對性的對立。

「陰」與「陽」是分立的兩個力量，而這兩種力量是分立，不一定是敵對而對立的力量，也與「非此即彼」的二分法對立的排斥性思維有很大的不同。陰陽系統理論是中國統一於太極之下的二元哲學或近似於經濟學的對偶性(duality)的思維，它不用「非此即彼」的機械性來框限自己，這是一種不輕易接受矛盾對立

的理性觀點。「矛盾對立」常認定兩種表面衝突的力量或理念不能同時並存，此種非此即彼的二分法使大家相信事情非黑即白，因而有下述種種說法(Collins and Porras 1994)：

- 「變革」和「穩定」不能並存；
- 「保守」和「勇猛」不能並存；
- 「低成本」和「高品質」不能並存；
- 「創新的自主性」和「一貫性及嚴格管制」不能並存；
- 「長期投資表現」和「短期優異表現」不能並存；
- 「靠有秩序的規劃追求進步」和「機會主義式的摸索前進」不能並存；
- 「為股東創造財富」和「造福社會人群」不能並存；
- 「理想主義（主觀價值導向）」和「務實主義（客觀價值導向）」不能並存。

但在陰陽系統論之下，上述說法皆不成立，或此種「不能並存」是惡性的陰陽互動，不是良性的陰陽互動。

另外有一種思維方式和陰陽系統理論很類似的是「三合一思維」(trinitarian thinking) (註 2-4)，認為在多數情況下，我們可以找到某個「第三角度」，那是在相互分立事物中找尋平衡點的方法。世間之事多由相互分立的事物組成—例如雌與雄、工作與休閒、生存與死亡。過去，英國人向來認為，對立兩者之間的矛盾，恰是維持公平的最佳處方。三合一思維或第三角度思維，總是不斷尋找某些能夠調和、或啟迪對立矛盾雙方的解決方案。男性與女性之間的衝突，可仰賴兩性共有的人性共通點而得以化解。而假如我們對永恆的真諦更有瞭解，也許不會把生與死看成對立的兩極；另外，透過學習，也許可以將工作與休閒串連在一起，從而使兩者相互調和。三合一思維鼓勵不斷尋找另一種調合方向，亦即尋找第三角度，以勞資糾紛為例，假如「資方」與「勞方」本質上就是彼此矛盾對立，三合一思維告訴人們可以考慮以「成員」的觀念取而代之，以化解勞資對立的態勢(查爾斯·韓第 1995)。

陰陽系統論與查爾斯·韓第(Charles Handy)提倡的「三合一思維」有調合對

立衝突雙方的共同點，陰陽邏輯理論採用的是直接將對立的雙方變化為分立的陰陽雙方，而查爾斯·韓第提倡的「三合一思維」是尋找調合性的第三角度來思考；陰陽邏輯理論不受二分法的限制，而是用兼容並蓄的調合方法，提升境界，讓自己脫出這種困局，使系統能夠同時擁抱任何層面分立的兩個型態，不在非黑即白之間選擇，而是讓此兩個型態發生互動。

公理 (2-3)：「陽」與「陰」的開始發生是有順序性的。

系統開始運作時，會產生動因—「陽」，等到動因到達極限時，因動因所引起的不平衡，會產生靜因力量—「陰」來平衡系統，「陰」的力量逐漸增加，使「陽」與「陰」的力量漸趨調合，但因慣性作用，「陰」的力量仍在增加中，直到增加到了極限，這時系統為了再取得平衡，動因—「陽」的力量由蟄伏又開始增加了，如此互動性的周而復始，使得「陽」與「陰」持續互動，取得系統平衡與不平衡的交替發展。

公理 (2-4)：「陰陽系統」為一開放系統。

從系統與外界環境的關係出發，可以將系統分為三類（顏澤賢 1993）：第一類是孤立系統，即與外界既沒有物質交換又沒有能量交換更沒有資訊交換的系統；第二類是封閉系統，是與外界只有能量交換但無物質交換的系統；第三類是開放系統，它是一種與外界自由地進行物質和能量、資訊交換的系統。「陰陽系統」是一個不斷與外界進行物質和能量、資訊交換的開放系統，能保持和提高系統的有序度，使其系統變得越來越有組織。

公理 (2-5)：「陰陽系統」為一演化系統。

陰陽系統除了本身的演化功能外，也有可能可由兩儀演化至四象，四象演化至八卦，八卦演化至六十四卦。葉利謝耶夫歸納出演化的三條基本原則(顏澤賢 1993)，即連續性原則、一致性原則(註 2-5)和相互性原則，陰陽系統符合這三個原則，故為一演化系統。

公理 (2-6)：「陰」、「陽」在互動後產生雙向的因果關係。

「陰」與「陽」這兩種力量互動，故陰的作用力會影響到陽，陽的作用力會

影響到陰，故互為其因變數，如同經濟學的蛛網理論中之供需力量，故數學式可作如下式之表達：

$$\text{系統或太極} = \text{陽}_t(\text{陰}_{t-1}(\text{陽}_{t-2}(\text{陰}_{t-3}\dots)))$$

公理 (2-7)：若由於陰陽互體不足，內部發生變化，會卦變出一個新現象。

由陰、陽組合互動而成的各現象，若陰、陽的互體不足，會使新現象的意義產生改變，這種新現象對原已出現的現象可以有一種推陳出新和從而具體化的作用。這種結構的變化，可說明事物由於結構的重新組合而不斷改善和演變（王奇偉 2001）。例如由個體觀點來至總體觀點時，各種代表性個體觀點的數學期望值，常有經濟意義一些奇妙的改變（註 2-6），或稱卦變（林國雄 1992b）。又如在消費活動中，消費者效用函數的陽儀與預算限制的陰儀互動的結果有其最佳解出現，但在投資活動中，投資者效用函數的陽儀與預算限制的陰儀互動，厭惡風險的投資者雖有最佳解存在，但喜好風險者則已無最佳解存在，此乃因其陰陽互體不足，產生另一個新現象，稱之為卦變（林國雄 1994b）。

由於一切事物、現象、過程都可以分為兩個分立並產生互動而互相統一的部份，這就是陰陽系統理論可以著力的地方，這也是人類最簡單的分析邏輯，故由太極、陰陽之記述性意涵，將陰陽視為一套文字符號邏輯，並有歷來的文獻、見解作基礎，因而可以歸納出陰陽邏輯的四大定律（林國雄 1994a）：

定律 (2-1)：「陰」與「陽」這兩種力量互動結果，可以創化(Creatively evolving)

萬事萬物。

定律 (2-2)：「陰」與「陽」這兩種力量若只存在其中之一種力量，則這種單獨

系統通常不會存在。

定律 (2-3)：在適當情形下，「陰」可變「陽」，「陽」可變「陰」。

定律 (2-4)：「陰」與「陽」這兩種力量平衡，系統才會穩定，若「陰」與「陽」

這兩種力量不平衡，系統則不穩定。

定理(theorem)是可由公理演繹證明出來的(Hunt 1991)。這四個定律(law)則是經過分析、綜合、歸納、及不完全演譯所得出來的。陰陽系統理論是否存在有可

由公理演繹出來的定理，仍有待繼續探索(註 2-7)。上述四個定律因其非單純由公理可演譯出來，故稱「定律」。

太極思維或陰陽邏輯理論下的系統性思考，指的是對任何系統先將其分出「陽」與「陰」兩種力量或要素，而這兩種力量或要素是分立，而不是對立，如「改變」的特性是動因的，屬於陽儀，「穩定」的特性是靜因的，屬於陰儀，兩者是分立而不是對立，是互動而不是互斥。若只求改變，不求穩定，則系統常多陷於混亂，如法國大革命；若只求穩定，不求改變，則系統常多陷於衰退，如中國滿清末年；另台灣在 2000 年排斥性的反核及擁核之爭，造成行政部門大改組及朝野對立，林國雄(2003)認為在陰陽系統理論下，應以互動性之反核及擁電的思維來處理核四廠興建與否的課題。陰陽持續互動，陽變陰合而達到陰陽平衡，在此可以分析出陰、陽兩股力量的互動情境，其一是陰陽不平衡，如此系統會持續改變直到回復到平衡為止；其二是陰陽局部平衡，此時系統處於暫時的穩定狀態，可能在某一個動因發生時，會再發生改變；最後是太極內所有成對的陰陽全面平衡，系統已達致中和(林國雄 1999b)的境界，除非外在環境及內在動因發生變動，不然系統將處於穩定狀態；因而本文名詞與西方用語是有區別的，其對照表可以整理如表 2-1。

表 2-1：陰陽系統論名詞與西方類似意義初步對照表

本文名稱	西方的類似意義
無極（混沌、虛無）	西方原來似乎無類似的對應概念
太極	系統
陰（主「靜」）	對偶問題，但意義偏窄
陽（主「動」）	正面問題，但意義偏窄
兩儀	兩型態(Two Patterns)，但意義太廣
四象（Ssu-Hsiang）	四情境(Four Scenarios)，但意義太廣
八卦（Ba-Gua or Eight trigrams）	八情境(Eight Scenarios)，但意義太廣

2-2.由兩儀子系統擴展至四象子系統

操作性定義 (2-2)：在天地人三才屬「地」位兩儀中的「陰儀」與「陽儀」皆可運用其「人」位內部發展的陽性力量與陰性力量分出新的陰、陽型態，故可將系統再分為四個情境，稱之為四象 (Ssu-Hsiang) (林國雄 1996a)。

從上一節可以看到陰陽邏輯系統將一個系統分成陰、陽兩股分立的力量，稱之為陰儀及陽儀，根據天、地、人三才(林國雄 1995a) 的順序關係，第一個二分法是依據屬「地」位兩儀中的「陰儀」與「陽儀」皆可運用其「人」位內部發展的陽性力量與陰性力量分出新的陰、陽型態，故可將系統再分為四個情境，稱之為四象(Four Scenarios)，即實象—陽中之陽、假象—陽中之陰、義象—陰中之陽及用象—陰中之陰 (林國雄 1996a、蔡淵輝等 2004b)。

因為陰儀的符號是「--」，陽儀的符號是「—」，所以實象的符號為「==」，假象的符號為「=-」，義象的符號為「=-」，用象的符號為「==」，如表 2-2。另「物理、事理、人理分析法」(註 2-8)，亦可作為分層原則，但並非陰陽系統四象之分層原則；Brugha (1998a,b,c,2000) 的第一層分層原則是「應該做什麼」，第二層分層原則是「應該在那裏做」，似乎並不符陰陽系統四象分層原則之所需(註 2-9)。

表 2-2：四象情境名稱的屬性及符號

分層原則 四象 情境名稱	第一分類 (地位)	第二分類 (地後的人位)	符號
實象	陽	陽	==
假象	陽	陰	=-
義象	陰	陽	=-
用象	陰	陰	==

所以利用二分法，圖 2-2 在「地」、「人」的順序性原則下，可以再推行出圖

2-3 的四象結構，故四象結構有四個情境 ($4=2^2$)，在這一層子系統的分層原則是「人」，若以廠商來看，經營者是由人來組成的，所以經營者的經營活動理念就攸關資源投入的方向；林國雄將人類的經營活動理念分成兩類 (林國雄 1992b)，即專業經營與綜合理財兩類，專業經營主「動」，故為陽儀，綜合理財主「靜」，故為陰儀。所以圖 2-3 可以看到，廠商主動的勞動投入加上經營者主動的「專業經營」的經營活動理念，成為實象；廠商主動的勞動投入加上經營者主靜的「綜合理財」的經營活動理念，成為假象；廠商主靜的資本投入加上經營者主動的「專業經營」的經營活動理念，成為義象；廠商主靜的資本投入加上經營者主靜的「綜合理財」的經營活動理念，成為用象。

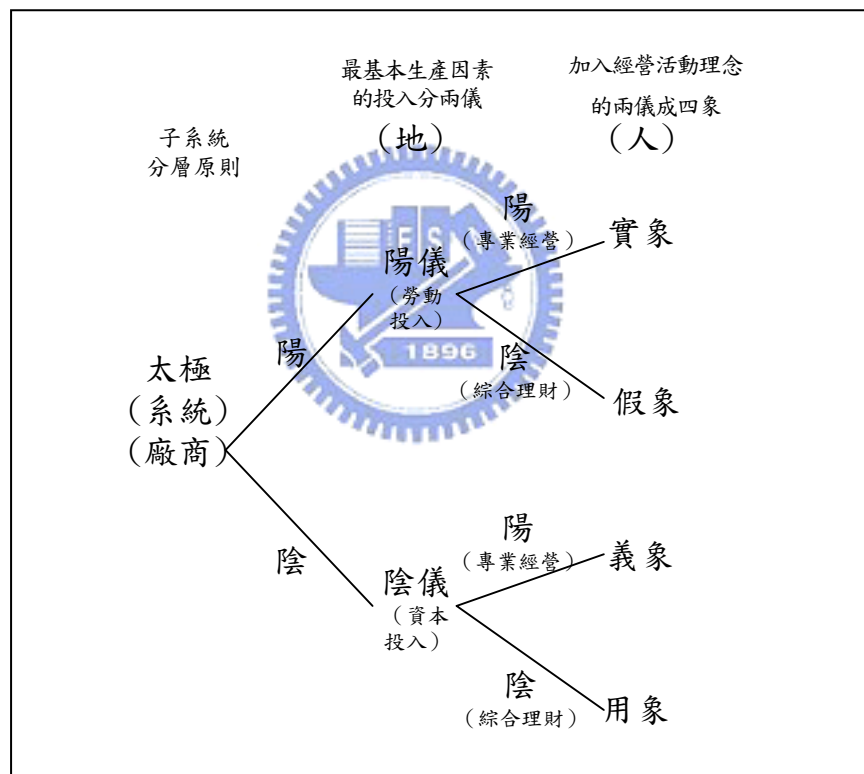


圖 2-3：四象結構

各象分述如下：

實象：將勞動投入 C 行動面之陽儀與專業經營理念面之陽儀相結合，其所取之象符合事物的實際發展情況，是為實象。

假象：將勞動投入 C 行動面之陽儀與綜合理財理念面之陰儀相結合，其所

取之象是虛假之象，並不完全符合事物發展之實情，蓋純綜合理財的活動本身只用到些微的勞動投入，故為假象。

義象：將業主權益資本投入 M 行動面之陰儀與專業經營理念面之陽儀相結合，是為義象，蓋業主權益資本投入之虛，需與著力於專業經營以提高生產力之實掛鉤，以求其所安，以求其所宜，這也是義之本意。

用象：將業主權益資本投入 M 行動面之陰儀與綜合理財理念面之陰儀相結合，是為用象，將業主權益資金投入之虛著力於未來分散風險之虛，確實是無用之大用。

2-3. 由四象子系統擴展至八卦子系統

操作性定義 (2-3)：四象任一情境皆可運用其「天」位後續發展的陽性力量與陰性力量分出新的陰、陽型態，故可將四象再分為八個情境，稱之為八卦(Eight trigrams)。

上述的四象結構，利用二分法，在「地」、「人」、「天」的順序性原則下，圖 2-3 的四象結構，可以再推衍出圖 2-4 的八卦(Eight trigrams)結構，故八卦結構有八個情境 ($8=2^3$)，即每一個四象情境皆可再分出「天」位的陰陽兩股力量，但此時分陰陽的原則則為三才中的「天」位，如此，情境則增為八個情境，稱之為八卦情境 (林國雄 2001b、蔡淵輝等 2004b)。乾卦一陽一陽一陽，代表符號為「☰」、兌卦一陽一陽一陰，代表符號為「☱」、離卦一陽一陰一陽，代表符號為「☲」、震卦一陽一陰一陰，代表符號為「☳」、巽卦一陰一陽一陽，代表符號為「☴」、坎卦一陰一陽一陰，代表符號為「☵」、艮卦一陰一陰一陽，代表符號為「☶」、坤卦一陰一陰一陰，代表符號為「☷」，茲彙總如表 2-3。

林國雄 (林國雄 2001b) 認為在八卦這一層子系統的分層原則是「天」，即最基本投入經過經營活動後所追求或關懷的目標。從最基本生產因素的投入—勞動投入及業主權益資金投入兩儀來看，勞動投入的勞動者追求的目標是薪資，關懷的目標是業主權益資金投入者的報酬，即利潤或盈餘。業主權益資金投入的業主股東追求的目標是公司的利潤或盈餘，關懷的目標是勞動投入者的報酬，即薪

資。所以最基本投入經過經營活動後所追求或關懷的目標有兩類，業主股東的報酬—利潤或盈餘，和勞動投入的報酬—薪資。薪資是主動之勞動的報酬，主「動」，故為陽儀；利潤或盈餘是主靜之資金的報酬，主「靜」，故為陰儀。

表 2-3：八卦情境名稱的屬性及符號

分層原則 八卦 情境名稱	第一分類 (地位)	第二分類 (地後的人位)	第三分類 (地人後的 天位)	符號
乾卦	陽	陽	陽	☰
兌卦	陽	陽	陰	☱
離卦	陽	陰	陽	☲
震卦	陽	陰	陰	☳
巽卦	陰	陽	陽	☴
坎卦	陰	陽	陰	☵
艮卦	陰	陰	陽	☶
坤卦	陰	陰	陰	☷

從圖 2-4 可以看到，廠商主動的勞動投入連接經營者主動的「專業經營」的經營活動理念，以員工薪資為追求的目標，成為乾卦；廠商主動的勞動投入連接經營者主動的「專業經營」的經營活動理念，以利潤為關懷的目標，成為兌卦；廠商主動的勞動投入連接經營者主靜的「綜合理財」的經營活動理念，以員工薪資為追求的目標，成為離卦；廠商主動的勞動投入連接經營者主靜的「綜合理財」的經營活動理念，以盈餘為關懷的目標，成為震卦；廠商主靜的業主權益資金投入連接經營者主動的「專業經營」的經營活動理念，以員工薪資為關懷的目標，成為巽卦；廠商主靜的業主權益資金投入連接經營者主動的「專業經營」的經營活動理念，以利潤為追求的目標，成為坎卦；廠商主靜的業主權益資金投入連接經營者主靜的「綜合理財」的經營活動理念，以員工薪資為關懷的目標，成為艮卦；廠商主靜的業主權益資金投入連接經營者主靜的「綜合理財」的經營活動理念，以公司盈餘為追求的目標，成為坤卦。

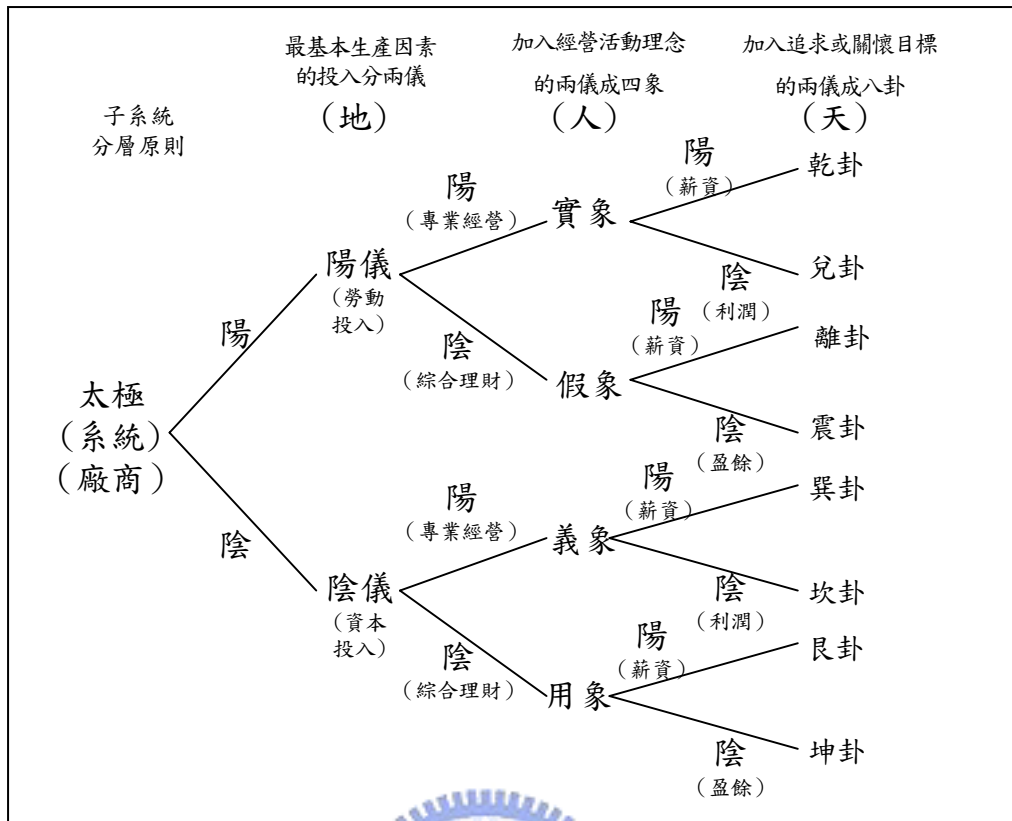


圖 2-4：八卦結構

茲整理如下：

坤卦，是由投入手段的陰儀業主權益資金 M 到經營活動的陰儀綜合理財，再到追求目的的陰儀盈餘 E，所構成的資本因果鏈條。

坎卦，是由投入手段的陰儀業主權益資金 M 到經營活動的陽儀專業經營，再到追求目的的陰儀利潤 D，所構成的資本因果鏈條。

離卦，是由投入手段的陽儀員工勞動投入 C 到經營活動的陰儀綜合理財，再到追求目的的陽儀薪資報酬（即薪資支出 A），所構成的勞動因果鏈條。

震卦，是由投入手段的陽儀員工勞動投入 C 到經營活動的陰儀綜合理財，再到關懷目的的陰儀盈餘 E，這是員工利他之德的第一種具體表現，所以是由投入手段至關懷目的所構成的震卦卦象關懷因果鏈條。

巽卦，是由投入手段的陰儀業主權益投入 M 到經營活動的陽儀專業經營，再到關懷目的的陽儀薪資報酬（即薪資支出 A），這是業主股東利他之德的第二種表現，所以是由投入手段至關懷目的所構成的巽卦卦象關懷因果鏈條。

艮卦，是由投入手段的陰儀業主權益投入 M 到經營活動的陰儀綜合理財，再到關懷目的的陽儀薪資報酬（即薪資支出 A），這是業主股東利他之德的第三種表現，所以是由投入手段至關懷目的所構建的艮卦卦象關懷因果鏈條。

兌卦，是由投入手段的陽儀員工勞動投入 C 到經營活動的陽儀專業經營，再到關懷目的的陰儀利潤 D，這是員工利他之德的第四種表現，所以也是由投入手段至關懷目的所構建的兌卦卦象關懷因果鏈條。

2-4.陰陽系統論的應用，消費活動

第二節至第三節已將陰陽系統論從陰陽兩儀擴展至四象、八卦，但本節將利用陰陽系統論說明消費活動的現象。

林國雄(1994a,1997a, b)認為經濟學首先應用價值(value)概念，討論財貨(含商品、物資、勞務)的使用及交換價值。就微觀經濟而言，財貨的交換價值基於其使用價值，後者可再分成消費上及生產上的使用價值兩種，通常生產上的使用價值又以消費上的使用價值作為最後依歸。這些價值只要有財貨市場的存在，均易於客觀衡量(註 2-10)。不過，消費上使用價值的起源，來自於效用(utility)，而效用是每一位消費者(含家庭、群居團體)的主觀價值。所以，有關經濟活動的立論，以消費者的主觀價值作為出發點，應甚合理。換言之，消費者的主觀價值(效用)，是人類經濟活動的總源頭，太極。

在人類沒有物物交換的個人(例如孤島上的魯賓孫)、家庭、或群居自給自足時代，或甚至自生自滅時代裡，消費者的主觀價值(效用)概念應早已存在。那時，人類所使用的價值概念，最初應只有效用一種，亦即主觀價值。主觀價值可以是穩定的，也可以是不穩定的。不穩定的主觀價值在科學分析上沒有意義，因為不能找到其規律性，用以增益生活福祉。所以人類經濟活動總源頭太極應是從各色各樣消費者的主觀價值中找出具有適當穩定性的，即圖 2-5 最左邊消費者雜亂價值觀念到合理主觀價值。

林國雄(1994a,1997a, b)認為所謂消費者合理穩定的主觀價值，係人類意識中預見一種理想或要求目的，並持之以批判衡量受消費或受持有的對象，所給予的

價值測量尺度。所以，主觀價值是依消費者主觀之判斷，而且應該是切身的判斷，所得到的價值測量尺度。一般消費者主觀價值是曾作重要或相當高貴的主觀評價的意思。也有人定義消費者主觀價值為滿足慾望的力量、維持生命以求發展並增加幸福的力量、或表示財貨對於滿足慾望的效用程度。這些都是在陳述已經在使用中的語詞「消費者主觀價值」之被接受的諸意義，均互相充實，並不矛盾，可使主觀價值概念內涵更加完備。這種記述在科學哲學內，稱記述性定義（descriptive definition）。

主觀價值當具備穩定合理的要件後，可以由現在的使用，創化延伸出將來的準備使用價值。將來的準備使用價值也可以包括生產上的使用價值。經濟學認為，一切最終財貨及證券皆直接或間接充當生活慾望的手段。凡能滿足人類現在及未來生活慾望的財貨與證券，便是具有效用。所以消費上現在使用及將來準備使用價值，是構成財貨及證券效用的基礎，也是構成最終財貨與證券主觀價值的基礎。個體的消費理論及資產選擇理論(portfolio selection theory)即建基於此。

經濟學認為，理性的消費者都能排列出其對各種消費財貨組合的喜好順序，不會矛盾。這種喜好順序與消費者合理穩定的主觀價值結合，就產生序列效用函數(ordinal utility function) (註 2-11)。因為效用函數可表達消費者對各種消費財貨組合的喜好順序，所以該消費者在其個體性(individuation)範圍內的主觀價值(效用)有其整體性。個體性從個體而來，是個體的限定，並使此個體之成為此個體而有別於其他個體。效用(主觀價值)具有合理穩定性，等於消費者合理穩定的主觀價值。

林國雄(1994a,1997a, b)認為因為消費行為係由許多不同的具體消費需求所引發，而且具有其演化的層級性，另穩定的主觀價值(效用)是一切客觀價值的起源，概念的存在也最早，而且主觀價值範圍有其擴大演化的層級性，所以主觀價值的確是探討人類經濟活動最好的出發點，有作為總源頭「太極」的充分資格。

部落國家的初級組織形態形成，巨觀經濟於是與上述的微觀經濟併存。上述消費者主觀價值的概念會逐漸演進出社會福利(social welfare)或社會偏好(social

preference) 的觀念。經濟學認為，社會福利函數可具體表現社會對所有私有與公共消費財的價值判斷或偏好。社會福利水準通常乃根據價值判斷將社會成員之消費主觀價值予以匯併而得。

一般認為，由理性的個人所組成的團體不一定是理性的團體。為了建立理性共存共榮的團體，尤其是為了建立公天下人類賴以生存發展的現代化國家，社會價值判斷可能採直接投票方式，可能採民意代議方式，也可能採人民對政府授權的行政判斷方式分案施行之。社會當事人或利害團體在表達其價值判斷時，應就各種已得資訊 (information) 給予合理主觀之價值認定，並能充分溝通，俾在社會所有成員間達成共識。社會福利 (偏好)，等於社會依據共識將各消費者效用匯併起來的偏好順序。換言之，社會福利除須依賴所有消費者穩定合理的主觀價值用以匯併外，還須依賴穩定合理的社會共識之護持，此乃圖 2-5 最左邊的合理主觀價值到社會福利共識。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為消費者主觀的使用價值，在作為效用的意義詮釋時，還必須從其整體性來加以考察，難以分割分立。所以，個體的消費理論只設定一個效用函數以作為標的函數，資產選擇理論也只設定一個效用函數。兩者，通常皆不分割其效用函數來分立其標的，這是目標唯一性的具體闡釋。社會上所有這些消費者主觀的使用價值，經社會共識所匯併得到的社會福利概念，也必須從其整體性來加以考察，難以分割分立，這也是目標唯一性的具體闡釋。經濟理論的社會最適化，也均只設定一個社會福利函數。這種巨觀的整體性，也是社會最適化立論的出發點，亦通稱太極。

在消費活動中，人類的消費或準備消費是「動」的行為，由各種財貨的消費或準備消費而衍生出的主觀效用，是「太極動而生陽」，人類在消費上的主觀價值(效用)是消費活動的陽儀，此種消費或準備消費由於與消費財稟賦作相對比較而衍生出的交換交易行為，仍然還是「動」的行為。當社會上所有具有消費價值的財貨廣汎從事交換後，由於經驗的累積，只要所有參加交換個體的主觀效用函數不變動，交易市場的競爭性也在提高，則各種財貨成交的單價會越來越穩定，

甚至變成固定的常數，這就是「動極而靜」。各種財貨有了其客觀的單價，自易於回頭計算消費者所有財貨消費或準備消費的總客觀價值，這就是「靜而生陰」。因而，客觀價值或稱客觀消費支出，是人類消費活動的陰儀。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為在各種財貨有了其客觀的單價，也可回頭引導該消費者制定最佳的消費決策，展開後續的消費(交易)活動，這就是「靜極復動」。這個時候，人類依對偶性原理可解「在消費支出的限制條件下，求效用極大」，也可解「在相同效用限制下，求支出極小」的消費問題。當最佳境界達成時，兩種問題的解答通常是一致的。這兩種消費問題，是消費行為的兩種不同表達方式。不過，當消費者的效用函數、消費支出預算或消費財價格由於某些內外原因而發生變動時，消費者會重新調整其消費行為。前兩者的變動，甚至會使各種財貨成交的市場價格，因變動力量的彙集，而離開舊的均衡位置，重新尋找新的均衡點，這就是「一動一靜，互為其根」。於是，消費者的主觀價值(效用)陽儀及客觀價值(消費支出)陰儀，確實角色分明，這就是所謂的「分陰分陽，兩儀立焉」。這是消費活動自身的兩儀。

在貨幣經濟時代，價格為價值的客觀貨幣計帳形態，為一單位財貨在市場上所能交換的貨幣數量。為了實現價格的客觀數據，必須先實現財貨數量的量化工作。於是，財貨的客觀價值在其進一步演化中，除了其數量屬性外，其餘未能或難以量化的屬性，則通常歸併涵容於價格資訊之中，例如財貨的品質、品牌特性等。因而，「已純粹量化的財貨數量」與「歸併涵容未量化資訊的財貨價格」，則是在客觀價值內，量(quantity)性與質(quality)性變數兩儀分立的對待。

人類經濟活動的周流(circular flow of economic activities)是以財貨數量的流通為主，所以財貨數量在周流中主「動」，是客觀價值內的陽儀。價格則作為單位財貨客觀價值的標示，在周流中主「靜」，是客觀價值內的陰儀。若一批財貨的客觀價值已知，再知其數量，必能推算其價格；或知其價格，必能推算其數量。每一位消費者，都是在這種消費者與社經環境交易活動下兩儀分立中的陽，都要在消費者直接效用極大的追求中，於其支出預算的限制下，決定其私有財的消費

量。其對應的社經環境，則是兩儀分立中的陰，都要在對消費者間接效用極小的追求中，於該消費者同一支出預算的限制下，決定該消費者各種私有財的價格。

於是從圖 2-5 可看出在「合理主觀價值」的原始動因太極，其演化後的兩儀為「主觀價值」的陽儀及「客觀價值」的陰儀，此一成對的兩儀，可與「消費者」

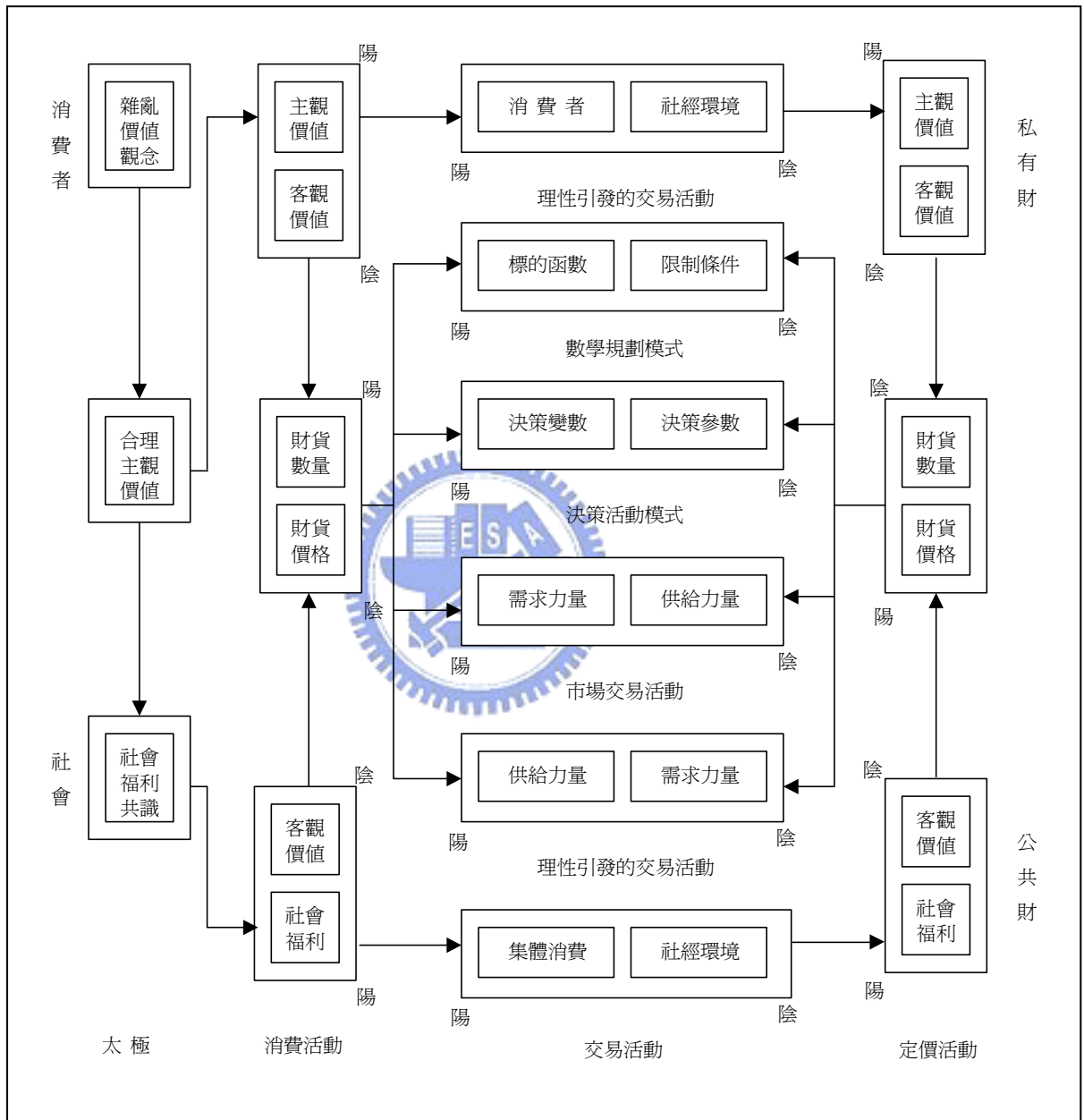


圖 2-5 消費及交易行為之陰陽型態

及「社經環境」成對的兩儀與「財貨數量」、「財貨價格」成對的兩儀等在同一大太極內共存。

每一位消費者的正面問題，以私有財消費量作為決策變數(消費決策陽儀)，

而社會集體消費的正面問題，則以公共財消費量作為決策變數。利用數學規劃，理論上可求出問題的最佳解。

每一位消費者的對偶問題，以私有財價格作為決策變數（定價決策陽儀），而社會集體消費的對偶問題，則以公共財價格作為決策變數。利用數學規劃，理論上亦可求出對偶問題的最佳解。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，這時每一位消費者，大致都是在這種消費者與社經環境交易活動下兩儀分立中的陽，都要在消費者直接效用極大的追求中，在其支出預算的限制下，決定其私有財的消費量。其對應的社經環境，則是兩儀分立中的陰，都要在對消費者間接效用極小的追求中，在該消費者同一支出預算的限制下，決定該消費者各種私有財的價格。財貨數量在消費行為的正面問題中作為消費者的決策變數，是消費決策的陽儀，但在其對偶問題中則轉成決策參數，是社經環境定價活動中的陰儀；財貨價格的角色，則反之。因而，這是陰陽邏輯在適當情形下「陰可變陽，陽可變陰」變換定律成立的具體案例。對於社會集體消費及其對應社經環境的兩儀互動而言，亦能得出同樣的推論。

將消費行為的正面與對偶問題並列，因為正面問題所解得的極大直接效用，通常會等於對偶問題的極小間接效用，社會集體消費行為亦然，所以已能看出「陽變陰合」的真義，不只能適用於宇宙化生，亦能適用於經濟社會之消費行為。換言之，萬物萬事稟持陰陽二氣的相交而生，而且這陰陽二氣所有各種互相激盪而生成的新和諧關係，再度調養萬物。尤其，社經環境（交易活動陰儀）利用每一消費者的主觀效用追求及社會集體消費的社會福利追求，因勢利導，可造就兩儀之全面穩定平衡，其功至偉。這是陰陽邏輯平衡定律成立的具體案例。

在公經濟公共財的消費活動中，為了實現公私供需陰陽兩儀調養和諧的關係，上述社會集體消費的正面與對偶問題應先得到調和，所以社會集體消費的金額不能超過國民生產毛額的二分之一。若再考慮生產與消費兩儀的良性互動及公經濟與私經濟兩儀的良性互動，上述政府支出預算佔最終需要的比例還應在四分之一以下，方有可能。自由世界國家的政府支出預算，似乎大多能符合上項標準

(註 2-12)，公經濟活動量大約皆佔最終需要的四分之一以下；而過去共產世界國家的政府支出預算，似乎則否。林國雄(1994a,1997 a, b)曾說明，過去共產世界的經濟行為陽剛性太強，消費量、生產量、分配量，以及價格幾乎無論什麼政府都要管，缺乏陰柔力之調劑，不利於其經濟活動之順利演化，於此可見一斑。

私經濟所有消費者選定的各種私有財消費量，由於其淨購買量的可加性，可匯集成一股市場需求力量，與其淨賣出量所匯集的市場供給力量相交接。假定需求力量是陽儀，則供給力量將是陰儀。財貨的需求者總是希望買到的價格越低越好；供給者則反之。所以市場的供需力量也是兩儀分立的，應無疑義。因為供需力量是對等的，所以假定供給力量是交易活動的陽儀，需求力量是陰儀，亦無不可。這也是太極圖說陰陽變換定律成立的具體實例。當市場供需力量相交接後，會得到各種私有財在市場均衡下的相對價格，並回頭引導消費者從事正確的消費決策。這也是太極圖說陰陽兩儀在其他條件不變下，此種均衡價格會繼續維持下去的平衡定律成立的具體實例。

以上，有關純粹消費及交易行為的產生，已可以歸併整理如圖 2-5。不論在消費行為的正面或對偶問題中，標的函數通常是陽動力量的泉源，限制條件則是陰靜力量的泉源。它們間也存在著可以合理化的陰陽兩儀良性互動，同理，決策變數通常是陽動力量的執行工具，決策參數則是陰靜力量的執行工具，它們間也能存在陰陽兩儀的良性互動。

2-5.陰陽系統論的應用，生產活動

第四節消費及交易行為的創化，均未提及人類的生產活動。林國雄(1994a,1997 a, b)認為，人類在物物交換經濟之前已經有一些簡單的生產活動。人類的消費慾望是可以無窮外延的，消費者各自消費財稟賦所能衍生出的主觀價值(效用)終究有限。於是人類會利用其能掌握的生產因素稟賦，例如體力、腦力、土地、自然資源，從事消費財的生產。本節的稟賦已轉借為「凡人之生產因素受自天或父母或教育所賦與者」。稟賦的原意是「凡人之體性受自天所賦與者」。本文第四節係將稟賦轉借為「凡人之消費財受自天所賦與者」，例如水、土地、野

生可食用植物、野生可穿用植物、體力、腦力。

這種由生產因素稟賦的使用，而衍生出消費財的生產活動，從圖 2-6 可看出。這種人類利用其生產因素稟賦，以生產消費財的活動，是原始的生產行為。儘管原始，但此種生產行為對生活福祉總是有了一些增進。

中國經濟自給性最堅強的基礎，其最具體的表現是衣食兩種原始生產活動的結合。這種結合組織最自然的形態是民間的家庭。在古代中國人的意識裡，耕作是男人的工作，紡織則是女人的責任。這種男耕女織的觀念，成為古代農業社會裡傳統生活的規範，也是家庭內分工合作的重要原則。這種家庭內分工合作的結果，耕與織分別提高生產力，也早在物物交換經濟之前即已存在。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，家庭(或群居團體)內分工，是在消費上對主觀價值滿足的企求所引發的生產活動內，將其分成若干相異的工作，男女各人分擔各個不同的部份，以完成其脈絡相聯的全體工作。分工旨在講求生產效率的提升，合作旨在講求脈絡相聯全體工作的有效達成，最後並歸結至消費上主觀價值的有效實現。分工最大的作用是增加生產力，合作最終極的目標是與消費上主觀價值追求作有效的連繫。只有分工，而無合作，分工所增加的生產力將不切實際；只有合作，而不分工，生活福祉將難以得到大幅改進；所以分工與合作，兩者相輔相成。Adam Smith 認為專做一種工作，比同時做一種以上的工作要節省時間，也可以使其工作更加敏捷而不致於遲緩怠惰。專做一種工作可以集中注意力於單一目的，熟能生巧，並激起其發明和改良使用新方法，增進勞動的生產力。(家庭)分工離不開合作，是因消費行為主觀價值(效用)的實現有其整體性。

像人類在消費財稟賦與效用間相對比較而造成交換交易行為的創化一樣，人類生產活動的生產成果或生產因素稟賦也可以按照市場客觀價值的比較利益原理而形成產品及生產因素稟賦交換交易行為的創化。除原始消費財生產成果及生產因素稟賦交換交易行為的創化外，在其後續的生產發展中，還可依序包含新消費財、新中間財、用以提高人類體力生產力的資本財、及用以提高人類腦力生產力的資本財參加市場交換交易行為的創化。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，譬如，野生的可食用植物原是消費財稟賦，改為人工栽培後可擴大其供應量，於是搖身一變而成為人類的消費財產品了。又如稻米可碾製白米，並經加工而製造各種米食。此時稻米又搖身一變而成為中間產品了。再如，人類享受閒暇(leisure)或運動(職業運動另當別論)，原來享受的是消費財稟賦，但漫無止境的享受對改善生活福祉的目的背道而馳，並無助益，所以人類常需為生產而提供勞動力，進行腦力和體力的勞動以期待報酬。近代社會，人類在進入生產工作崗位之前，還需接受專業的職業訓練或教育俾提高其生產力。因而，只要有市場的交易行為，則由「消費財稟賦交易」遞變為「消費財產品交易」，再遞變為「中間產品交易」，或由「消費財稟賦交易」，遞變為「生產因素稟賦交易」，再遞變為「中間勞務交易」，亦都是非常自然之事。

在十八世紀末葉至十九世紀初葉間，英國產業革命發生了。產業革命並依序波及至後來的各產業先進國家，例如法國、美國、德國、日本。產業革命最重要的特徵有三：一、利用手工具生產的手工業，逐漸轉變為利用機械生產的現代化產業，這是人類提升生產力各項活動的再延伸；二、機械與能源，如水力、煤、石油、天然氣、電力及核能，得到有效的結合，商業性能源逐漸取代牛馬等生物性體能，大幅擴展人類的體力生產力，事實上這也是人類提升生產力活動的再延伸；三、系統地利用機械從事生產，帶來廠商的規模經濟利益，於是工廠制度興起，逐漸取代家庭生產制度。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，產業革命由於新機械的發明傳入農村，農業(註 2-13)生產亦使用新法使得生產力也大幅提高。農村不再需要那麼多的農業人力，於是農村過剩人口流向城市工業(註 2-14)以謀生活。城市工業因其比較快速的成長與發展，也有接納農村過剩人口的潛力。如果沒有農業進步，工業消費品的生產，將沒有足夠的包含農村的廣大市場，以大量生產降低成本，工業生產所需的原料及勞動力將不會得到足夠的供應，產業革命不可能成功。新的工業人口也需要更多的農業糧食供應。工業生產的消費品在農村或國外也需尋找其大量的出路，使大規模生產(註 2-15)變為可能。這種農業及工業的互動，實際上也是農

村與城市的互動，是太極的創化。因此，農業與工業革命是同時發生並肩前進的，使得農村人口減少，城市人口增加，則是產業革命的第四個重要特徵。

過去中文產業革命(industrial revolution)翻譯為「工業革命」，易於誤導，好像產業革命與農業無關。事實上英國的農業與工業革命是同時發生的，才能確保「陰陽平衡，系統太平」陰陽平衡定律的達成。農業革命如果單獨發生，過剩勞動力擁向城市，會造成城市失業或就業不足的現象。陳慈玉認為英國由於農業技術的進步和工業發展的速度均較緩慢，乃得將其經濟制度從容調整，沒有發生像其他國家所經歷的混亂失調現象。英國在經濟發展過程中未引起社會不安。此外，工業生產的消費品在農村或國外尋找其大量的出路，後者就促成英國東印度公司殖民政策的再發展。英國東印度公司最初是股份公司組織，為後來股份有限公司的創始者，與英國產業革命的發展互相呼應，並演變出其後「工業在帝國主義國家國內」與「農業在國外殖民地」的殖民擴張政策之互動關係，其後並再演化為現代國家國內與國外經濟的互動關係。

台灣光復後，由於日據時代「工業日本，農業台灣」的政策，故農業已有若干的現代化基礎。第二次世界大戰期間，日本以台灣作為南進基地，故台灣也有一些簡陋的工業基礎。再加上中央政府率同大陸的一些工商業者搬遷來台，於是民國 40 年代台灣利用米糖出口換取外匯，進口生產消費財所需之原料與機械設備，配合美國經濟援助，遂能由消費財的進口代替步入 50 年代以後的出口擴張，隨後再進入 60 年代以後重化工業中間產品的進口代替，其後更發展為電子類產品的出口擴張。這種演進是台灣經濟國內與國外兩儀互動之循序演進。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，中國大陸的發展條件與台灣不盡相同，在經歷三十年的閉鎖自力更生政策之後，因為中央集權制度之運作，在國內缺乏陰儀力量之有效中和，使得經濟效率普遍缺乏，而且產業部門比例嚴重失調(註 2-16)，於是中共於 1979 年開始調整其國家方向(註 2-17)，實施改革開放政策。大陸當時經濟發展的困境主要是：資金(含人民幣與外匯)短絀、民生技術普遍落後、並缺乏市場兩儀的有效運作。所以其深圳、珠海、汕頭、廈門及海南島經濟特區的

開設，及十四個沿海城市特別經濟區的開放等階段性作為，將有助於大陸與國外兩儀互動之創化，十多年來其成效已是中外人士有目共睹。但大陸不能以目前已有的成就為滿足，還須繼續創化；台灣亦然。這是中國人的共同使命。

在具有規模經濟利益的廠商制度之前，人類大致只有主權國家的管理力量(註 2-18)在適當情境下具有壟斷力作為。其中，軍事管理力量與人民生活所企求的安全有關，政治管理力量則與人民對公共財企求的合理性有關，所以其壟斷力作為，應無可厚非。當規模經濟利益特別顯著的大廠商或產業，除其企業內部管理力量(註 2-19)外，也具備市場強大的壟斷力量，若將生產者及消費者剩餘合併，作為社會福祉的一種客觀指標，則經濟學告訴我們，廠商追求利潤極大，在市場壟斷力的行使下，將嚴重傷害整個社會的福祉。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，產業革命後，或許有些企業剝削勞工，於是工會運動與組織應運而生，逐漸出現一序列勞動者保護法的頒行，這也是廠商與社經環境兩儀互動的具體發展，有助系統太平的達成。或許也有些大企業剝削中小企業及消費者，遂有美國 1890 年後反托辣斯法案的頒行。美國反托辣斯精神主要在限制不正當的交易，與禁止非必要的獨占，後來也禁止和限制差別價格的不當行使。美國的反托辣斯法，由於政治及經濟情勢的遞變，有強化和緩和的起伏。美國反企業集中的立法，不斷產生，而企業集中的事實亦不斷出現，此蓋由於技術不斷進步，企業內分工合作不斷創化，對某些產業而言確實大大提高產業集中經營的效率，沖淡反托辣斯立法的作用。1991 年中華民國在台灣地區公平交易法的頒行，也有反托辣斯的精神意涵。這也是在廠商與社經環境間很自然的兩儀互動與發展，有助系統太平。

由於更精良機械設備及動力的發明利用，人類體力的生產力提高了，工廠工人所得比過去家庭手工業時代高，不但可以從自己工廠中購買一部份產品，也能購買其他一般消費物品。十八世紀時，英國商人和大地主已有相當的資金累積，足以從事獲利的事業，他們渴望新生產方法，使產量更為增加，成本更為降低，經營工廠的利潤更為優厚。產業革命的發生，使他們的願望均能實現。十八世紀

中葉以前，有關生產技術方面的改進工作，大多來自實際操作機具的技師和工匠，他們為了提高工作效率，乃有種種新的發明。英國的法律又有利於發明家。政府又對產業界給予各種協助和鼓勵。這是英國工業化的背景，整體而調和地進行，有別於其他工業後進國家在經濟成長過程中所引起的社會不安。

基於企業開創者或經營者需要資金，社會儲蓄者亦想冒較小之風險，而尋求資金投資的對象，英國產業革命初期即促成了有限責任聯合股份公司的復活。倫敦股票交易所成立於 1802 年，銀行組織也漸次成立。它們使社會資金作有效的運用。這種溝通儲蓄與投資的金融管道（註 2-20），也稱信用流通。依據比較利益原理，在生產活動的各種創化中，這是在孫中山所揭櫫「人盡其才，地盡其利，物盡其用，貨暢其流」的理性訴求外，再添加「社會資金得到最佳善用」的新理性訴求。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，第二次世界大戰後，通訊及電腦科技迅速發展。通訊及電腦雖然本身缺乏獨立思考能力，但確實有高速從事數學運算、邏輯判斷及文字處理的能力。能接納資料，根據預定標準和步驟加以處理，並供應答案。這種通訊及電腦的發展大大提升人類腦力的生產力，其擴散將帶動產業重大而整體性的變革，所以有人說這是通訊及電腦或微電子革命。

當消費者均依照在消費財稟賦與效用間的相對比較，及物盡其用的理性訴求，而從事消費財的交換交易，必引出消費行為理性訴求，但此種理性只及於消費行為。當生產及其交易行為後，廠商均須依照生產技術條件的限制及演進、利潤必須大於零的經營條件、及「人盡其才、地盡其利、物盡其用、貨暢其流」的理性訴求，而從事生產與否的抉擇，並在決定生產後從事產品及生產因素的交換交易，此亦必引出生產行為理性的訴求。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，除家庭內分工合作的創化外，分工從性質上說還可以再分為社會分工、廠商內分工、產業內分工。例如士、農、工、商是社會的分工。農、工、商也是產業的分工。棉紡織業從軋棉、彈花、紡紗、織布到染整等工作，各勞動者可專執一業，是為職業的分工。此外，都市與農村的分工、

國內與國外的分工，這些是由於地域的自然和社會條件不同，生產種類不同，而構成的分工。分工最大的作用仍是提高生產力。Adam Smith 曾舉例，一人造針從開始製造到完成，一天只能作 20 根，若將造針工作分做 18 層次來做，職工十人每人專執一業，一天共生產 48,000 根，比個人獨立製造大 240 倍。證明分工確實提高生產力。合作最後的目的仍是創造利潤，並間接歸結至經濟活動的太極，增進人類的生活福祉。所有的分工都會變成兩儀互動。合作的最高境界則是回歸太極。若合作未能回歸至太極，則現在人類生產活動的供給，不見得能夠自創需要。此現象即否定供給自創需要的賽伊法則(Say's law)。

各種生產因素只有勞動是主動而且能動，其餘皆為被動。中間財通常只被使用一次，不是作為被加工的對象或用於降低成本，就是作為動力來發動機械設備以提高生產力。資本財則能多次使用，體力型資本財可用以提高體力的生產力，腦力型資本財可用以提高腦力的生產力(註 2-21)。而這些中間財及資本財，又是各色各樣的生產活動所生產出來的。中間財及資本財的生產、投資及使用，亦以獲利為目的。人類生產活動為什麼要有中間財及資本財的分化？就是為了要提高生產力。理論上，自然界還有許多可能利用的資源，若生產技術繼續進步，便能將更多的潛在資源加以利用。若我們將產業關聯的生產連鎖考慮進來，勞動投入的確是決定供給面財貨客觀價值的重要因素，但仍不是唯一的因素。馬克思一面強調勞動為形成價值的實體，一面否定「財貨直接或間接在消費上的使用價值」與客觀價值決定有關，也不承認自然力或土地(註 2-22)有構成價值的作用，所以馬克思的絕對價值概念中，供需兩儀偏倚一儀，欠缺調和與互動，這也是林國雄(1994a,1997 a, b)批評共產主義陽剛性太強的原因。

就生產行為言，廠商追求利潤(分紅前利潤)的動機普遍存在，一方面需要專業分工，另一方面又需要資源整合。當科技持續進步，人類可選擇的生產因素(含中間投入)種類擴大，體力及腦力的生產力增加。作為理性的廠商，勢必重新檢討安排其生產，此即為「太極動而生陽」。他們通常以財貨價格作為參數，以產量及投入量作為決策變數，理論上利用數學規劃可求出利潤極大的最適解。每一

位廠商都是兩儀分立中之陽，都要在利潤極大的追求中，在生產技術及資源條件的限制下，決定各種生產因素使用量及產品產量。若廠商利用數學規劃法所需的資訊不夠充分，試誤法亦有助於其最佳解之達成。

所有廠商選定的各種生產因素使用量及產品產量，由於各別可加性，再補足需要資訊或供給資訊，可匯集出市場供需均衡下的相對價格(註 2-23)。只要其他條件不變，此種均衡價格還會維持下去，並回頭引導廠商從事正確的生產決策。對於每一位生產者以外的社經環境而言，則會替每一位生產者決定其各種生產因素及產品的相對價格，此即為「動極而靜，靜而生陰」。若科技又再進步，每一位生產者再重新決定各種生產因素的使用量及產品的產量，此即為「靜極復動」。如此互動性的反復循環，即完成「一動一靜，互為其根；分陰分陽，兩儀立焉」生產行為面的互動境界。

林國雄(1994a,1997 a, b)認為，因為每一消費者與政府的消費決策及每一生產者的生產決策皆主「動」，稱陽儀，其對應的社經環境皆主「靜」，稱陰儀。若消費者全體所彙集起來的需求力量稱陽儀，生產者全體所彙集起來的供給力量亦稱陽儀，則表面上看起來似乎矛盾。其實不然，依據陰陽邏輯變換定律，在適當情況下陰可變陽，陽可變陰。說得具體一點，若產品為買方市場，主靜的價格由買方決定，此時陽儀應是賣方的供給力量；若產品為賣方市場，主靜的價格由賣方來決定，則此時陽儀應是買方的需求力量。

於是從圖 2-6 可看出在「追求利潤」的動機下，其原始啟動的兩儀為「主觀價值」的陽儀及「客觀價值」的陰儀，此一成對的兩儀可與「生產者」及「社經環境」成對的兩儀與「生產利潤」及「生產技術及資源條件」成對的兩儀等在同一大太極內共存。

生產者的正面問題，以客觀產值或利潤極大(剛好對應於消費者的主觀效用)作追求目標及以私有生產因素投入量作為決策變數(生產決策陽儀)。

生產者的對偶問題，則以客觀產值或利潤極小作為追求目標及私有生產因素價格作為決策變數(定價陽儀)(註 2-24)。

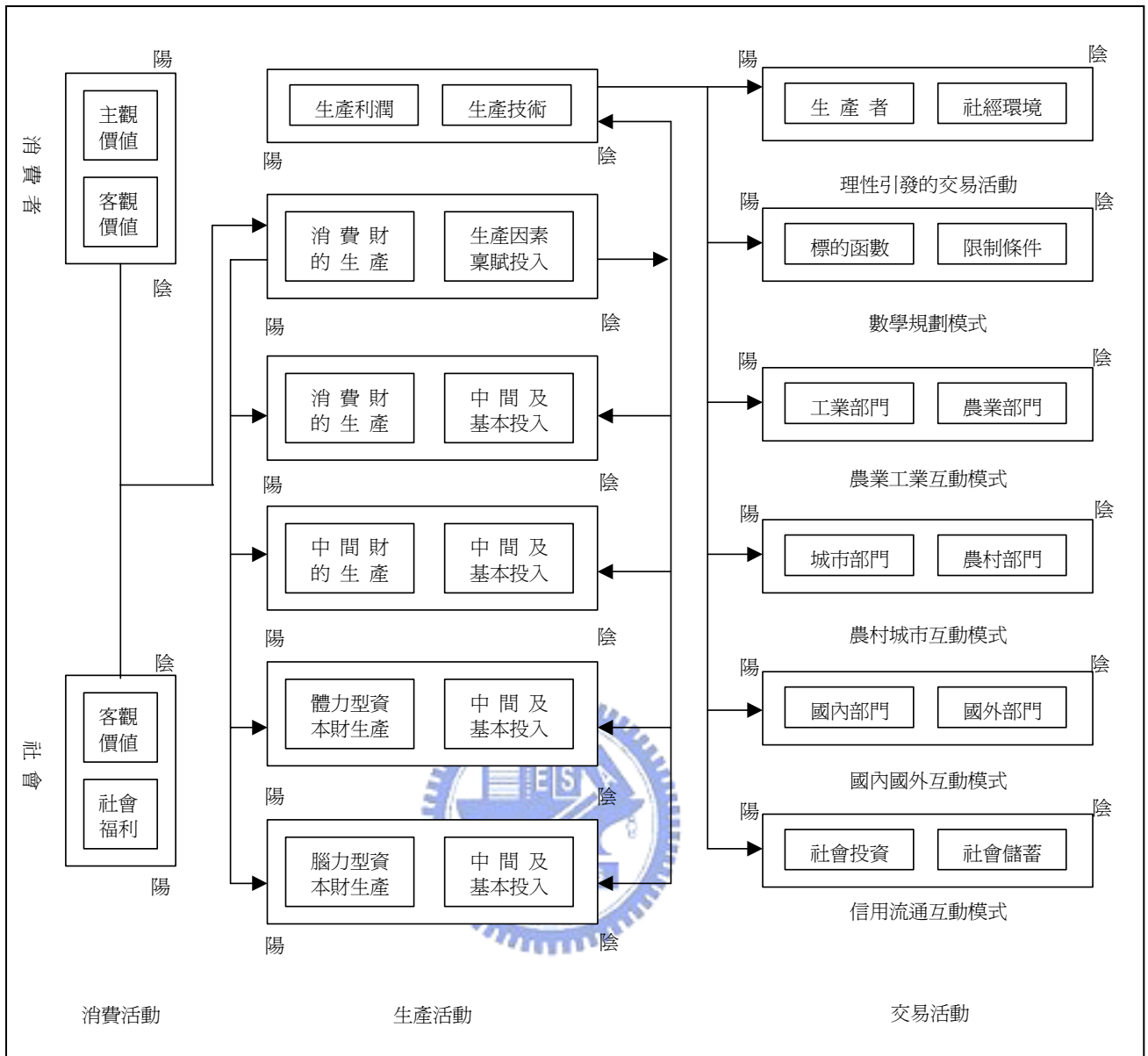


圖 2-6 生產及交易行為之陰陽型態

以上，有關生產及交易行為的產生，已可以歸併整理如圖 2-6（林國雄,1994a）。這時，每一位生產者，都是在生產者與社經環境交易活動兩儀分立中的陽，都要在利潤極大的追求中，在生產技術的限制下，決定產值與私有生產因素投入量。其對應的社經環境，則是兩儀分立中的陰，都要在對該生產者利潤極小的追求中，在該生產者同一生產技術及資源條件的限制下，決定該生產者產值與私有生產因素的價格。將生產行為的正面與對偶問題並列，因為正面問題所解得的極大利潤，通常會等於對偶問題的極小利潤，所以能再度看出周濂溪太極圖說「陽變陰合」及老子道德經「萬物負陰而抱陽，沖氣以為和」的真義，不只

能適用於宇宙化生及消費行為，亦能擴大適用於生產行為。尤其，社經環境利用每一生產者的客觀利潤追求，因勢利導，可造就兩儀的全面穩定平衡，其功至偉。這同樣是太極圖說平衡定律成立的具體實例。

2-6. 由八卦子系統擴展至六十四卦子系統

操作性定義 (2-4)：八卦內卦中任一卦皆可再與相對應的外卦八卦中任一卦組合，共可形成六十四種組合($64=8^2$)，稱之為六十四卦 (Sixty-four Hexagrams) (林國雄 1997a, b, 2001b)。

從 2-1 節至 2-5 節中可以看到陰陽邏輯下的系統展開，「陽」有可能可以再分出第二層的「陽」與「陰」，「陰」有可能也可以再分出第二層的「陽」與「陰」，這時系統被分成四個組成成份了，即「陽中之陽」、「陽中之陰」、「陰中之陽」與「陰中之陰」這四個型態了。同理，這四個力量每一個力量有可能皆可再分出第三層的「陽」與「陰」，於是就會有八個情境，如此一直推導下去，可能可分出十六、三十二及六十四個力量出來，甚至可能可分出無窮多個力量出來。這些力量常可用以解釋系統，將其原來混沌或複雜等不可知的狀態及其後的發展，利用陰陽邏輯理論來解釋，促使「複雜」簡單化、「混沌」清楚化，陰陽系統理論就是一種化繁為簡、亂中取序的系統性思考。當然，每一對的陰陽在太極內也可以不分層而彼此共存，相安無事。

八個卦象內外兩兩相對，共有六十四種組合 (曾仕強 2006)，如圖 2-7 及表 2-4(註 2-25)，比如把八卦中的乾卦放在下 (即內卦)，坤卦放在上 (即外卦)，即六十四卦中泰卦的卦象，從經濟學的角度來看，消費者消費活動的正面問題 (天位陽爻)、政經領導下社會集體消費的正面問題 (人位陽爻)、及生產者生產活動的正面問題 (地位陽爻) 聯立起來，已十足展現出乾卦的卦象。而消費者消費活動的對偶問題 (天位陰爻)、政經領導下社會集體消費的對偶問題 (人位陰爻)、及生產者生產活動的對偶問題 (地位陰爻) 聯立起來，則十足展現出坤卦的卦象 (林國雄 1997a)。本文任一正面求解物量的問題是內卦，對應對偶求解價格的問題是外卦，此即天(乾)地(坤)定其位，若天地交，則萬物(含萬事)通，這

就是泰卦的卦象。市場決定成交數量及成交價格的力量，也有可能偏離上述正面及對偶問題的命題，但不論如何偏離，除了非常原始的人類社會外，沒有市場交易力量相交接的消費及生產活動，根本不可能長期合理存在。六十四卦中否卦的卦象，把八卦中的坤卦放在下（即內卦），乾卦放在上（即外卦），彼此並無交接，就是不吉而凶的卦象，非常原始的人類社會，大致就是其典型實例。六十四卦其他卦象，除泰、否兩卦外，對經濟活動的詮釋及應用尚有待再作進一步的發展(註 2-26)。

2-7.五行系統的基本理論

本節將對此種五行系統論予以公理化，整理出十七個公理、三個操作性定義及二個定理，五行系統是新儒學系統論中的動態循環體系，古代中國人認為宇宙萬物、萬事、乃至人的身體，都由五種要素按某種規律或規則循環，只要循環不順暢，則宇宙、社會系統或人的身體就會出現不穩定或動盪或疾病，中國人的思維數千年來深受其影響，五行系統論是由以下的公理出發：

公理 (2-8)：任何單向因果關係均涉及事態的發展 (林國雄 2004a)。

任何事物總是處在和其他事物的一定關係中，只有在同其他事物的關係中，它才能有其存在和發展，它的特性才能表現出來。事物的存在和事物的相互關係還是統一的。事物的發展變化會導致該事物同其他事物原有關係的改變、消失、甚至產生新的關係。而一事物和其他事物關係的變化也會引起該事物本身的相應變化。人們思想中的關係常是客觀事物關係的反映。關係既可能把不同客體之間聯繫起來，又可能把它們分離開來。原因是一項事件或狀態，常可以隨意創造或操作，以造成他種事件或狀態作為結果。

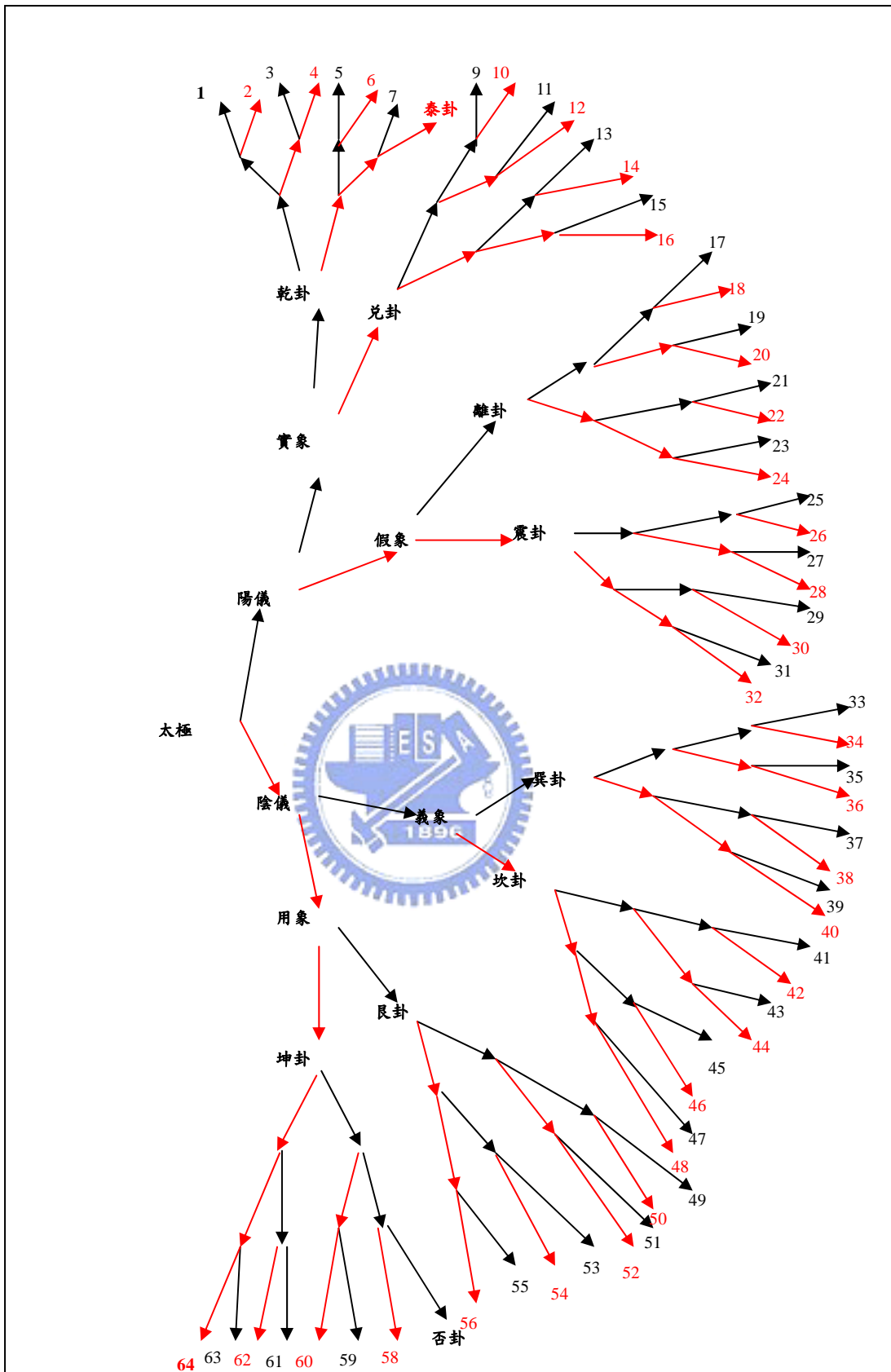
表 2-4：六十四卦情境名稱的屬性及符號

六十四卦		內卦			外卦			符號
情境名稱		第一 分類	第二 分類	第三 分類	第四 分類	第五 分類	第六 分類	
編號	卦名	(地)	(人)	(天)	(地)	(人)	(天)	
1	乾	陽	陽	陽	陽	陽	陽	☰
33	姤	陰	陽	陽	陽	陽	陽	☴
49	遯	陰	陰	陽	陽	陽	陽	☶
57	否	陰	陰	陰	陽	陽	陽	☷
61	觀	陰	陰	陰	陰	陽	陽	☵
63	剝	陰	陰	陰	陰	陰	陽	☶
59	晉	陰	陰	陰	陽	陰	陽	☱
3	大有	陽	陽	陽	陽	陰	陽	☰
46	坎	陰	陽	陰	陰	陽	陰	☵
14	節	陽	陽	陰	陰	陽	陰	☵
30	屯	陽	陰	陰	陰	陽	陰	☵
22	既濟	陽	陰	陽	陰	陽	陰	☵
18	革	陽	陰	陽	陽	陽	陰	☱
20	豐	陽	陰	陽	陽	陰	陰	☱
24	明夷	陽	陰	陽	陰	陰	陰	☱
48	師	陰	陽	陰	陰	陰	陰	☱
55	艮	陰	陰	陽	陰	陰	陽	☶
23	賁	陽	陰	陽	陰	陰	陽	☱
7	大畜	陽	陽	陽	陰	陰	陽	☱
15	損	陽	陽	陰	陰	陰	陽	☱
11	睽	陽	陽	陰	陽	陰	陽	☱
9	履	陽	陽	陰	陽	陽	陽	☱
13	中孚	陽	陽	陰	陰	陽	陽	☱

53	漸	陰	陰	陽	陰	陽	陽	☵
28	震	陽	陰	陰	陽	陰	陰	☳
60	豫	陰	陰	陰	陽	陰	陰	☱
44	解	陰	陽	陰	陽	陰	陰	☱
36	恆	陰	陽	陽	陽	陰	陰	☱
40	升	陰	陽	陽	陰	陰	陰	☱
38	井	陰	陽	陽	陰	陽	陰	☱
34	大過	陰	陽	陽	陽	陽	陰	☱
26	隨	陽	陰	陰	陽	陽	陰	☱
37	巽	陰	陽	陽	陰	陽	陽	☴
5	小畜	陽	陽	陽	陰	陽	陽	☴
21	家人	陽	陰	陽	陰	陽	陽	☴
29	益	陽	陰	陰	陰	陽	陽	☴
25	无妄	陽	陰	陰	陽	陽	陽	☴
27	噬嗑	陽	陰	陰	陽	陰	陽	☴
31	頤	陽	陰	陰	陰	陰	陽	☴
39	蠱	陰	陽	陽	陰	陰	陽	☴
19	離	陽	陰	陽	陽	陰	陽	☲
51	旅	陰	陰	陽	陽	陰	陽	☲
35	鼎	陰	陽	陽	陽	陰	陽	☲
43	未濟	陰	陽	陰	陽	陰	陽	☲
47	蒙	陰	陽	陰	陰	陰	陽	☲
45	渙	陰	陽	陰	陰	陽	陽	☲
41	訟	陰	陽	陰	陽	陽	陽	☲
17	同人	陽	陰	陽	陽	陽	陽	☲
64	坤	陰	陰	陰	陰	陰	陰	☷
32	復	陽	陰	陰	陰	陰	陰	☷
16	臨	陽	陽	陰	陰	陰	陰	☷
8	泰	陽	陽	陽	陰	陰	陰	☷

4	大壯	陽	陽	陽	陽	陰	陰	☰
2	夬	陽	陽	陽	陽	陽	陰	☱
6	需	陽	陽	陽	陰	陽	陰	☵
62	比	陰	陰	陰	陰	陽	陰	☶
10	兌	陽	陽	陰	陽	陽	陰	☱
42	困	陰	陽	陰	陽	陽	陰	☱
58	萃	陰	陰	陰	陽	陽	陰	☱
50	咸	陰	陰	陽	陽	陽	陰	☱
54	蹇	陰	陰	陽	陰	陽	陰	☱
56	謙	陰	陰	陽	陰	陰	陰	☱
52	小過	陰	陰	陽	陽	陰	陰	☱
12	歸妹	陽	陽	陰	陽	陰	陰	☱





註：六十四卦編碼的卦名詳表 2-4

圖 2-7：六十四卦結構

單向因果關係主要為由刺激或準刺激來至反應或準反應、由投入手段或投入條件來至追求目標、由品質瑕疵來至瑕疵原因的紛繁複雜之思維性確認、由品質瑕疵來至瑕疵原因的紛繁複雜之行動性改善、由設定目標到制定決策、由意圖來至行動、由投入手段來至產出結果等諸單向因果的事態發展。不論這些有目的的揭示的任何過程、行動、及其後續的事態發展，或這些無目的的揭示的任何過程、行動、及其後續的事態發展，應是單向因果關係詮釋邏輯的一個重要構念。

公理(2-9): 單向因果關係的串接可把原初的投入端點原因與被關心的目標端點結果有條理地聯繫起來 (林國雄 2004a)。

因果關係需滿足原因在時間上的先生性(priority)、原因與結果在時間上及空間上的鄰接性(contiguity)、及原因與結果的實在連結性 (necessary connection)，單向因果關係的串接通常都有一個原初的原因上之串接端點，都有一個被關心的結果上之另一串接端點，但這種單向因果關係的串接並不排除以枝葉圖形式之其他各種單向因果關係之從旁合理涉入。

令A、B、C、F、H、J、 K_1 、 L_1 是經營變數，其代表意義如下：

A=薪資支出

B=勞動成本 (含A及福利撫恤退休金等)

C=以常雇員工當量計算的員工人數，這是比較合理的勞動投入

F=專業經營附加價值

H=專業經營生產總額 (含F及中間投入成本)

J=專業經營機械電機投入

K_1 =專業經營固定資產投入 (含J在內)

L_1 =專業經營實際運用資產投入 (含 K_1 在內)

利用實乾象 (註 2-27) 因果鏈條 (林國雄 1992b,1995c,2001c,2002b,蔡淵輝等 2004a) 可將各經營變數予以串接，如(2-1)式，等號兩邊為恆等式，各經營比例代表之意義如表 2-5。

$$\frac{A}{C} = \frac{A}{B} \cdot \frac{B}{F} \cdot \frac{F}{H} \cdot \frac{H}{J} \cdot \frac{J}{K_1} \cdot \frac{K_1}{L_1} \cdot \frac{L_1}{C} \quad (2-1)$$

在式(2-1)實乾象的勞動因果鏈條中，一共涉及八個經營變數，及八個經營比例，表 2-5 說明這八個經營比例的意義。圖 2-9 上半部之實線箭號「→」代表單向因果關係的相生之作用方向。以常雇員工當量計算的員工人數C，在單向因果關係中所注重的是其對應勞動勞務之提供與投入，再加上現代社會勞動市場的發展使得員工可以自由就業移動，在工業社會及資訊社會裡，員工人數C為了從事專業經營下的生產，必須有實際運用資產投入L₁的裝備。實際運用資產投入L₁除了固定資產K₁可以提高生產力，非固定資產亦可以用以分散風險，由於實際運用資產投入L₁中可引導出具決定性、可提高生產力、而靜止固定的固定資產投入K₁及專業經營機械電機投入J。

經營比例	代表之意義
A/C	平均薪資
A/B	員工福利結構比
B/F	專業經營勞動份率
F/H	專業經營附加價值率
H/J	專業經營機電資產總生產力
J/K ₁	專業經營機電資產比
K ₁ /L ₁	專業經營固定比例
L ₁ /C	專業經營每人實際資產

表 2-5、式 (2-1) 經營比例代表之意義

專業經營固定資產投入K₁及專業經營機械電機投入J的運用能生成專業經營生產總額H及附加價值F，人類係利用固定資產來提高生產力。固定資產包括廠房倉庫及營業辦公場所、宿舍、其他營建、運輸設備、機械及電機設備、什項設備等。而執行生產且不在廠商內發生重複計算的專業經營總成果就是專業經營生產總額H及附加價值F，它來自於生產成果價值之內聚，亦即內斂，附加價值F還是扣除中間投入成本之後的內斂價值。由專業經營生產總額H及專業經營附加價

值F能分配出勞動成本B及薪資支出A。

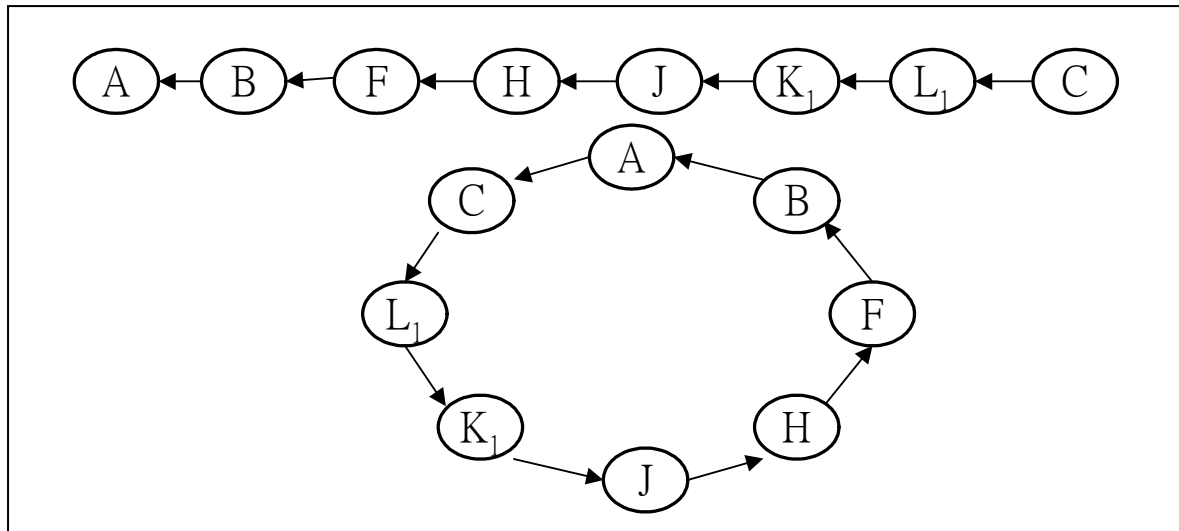


圖 2-9：經營變數單向因果關係圖

公理 (2-10)：由於被關心的目標之達成有助於促進原初的手段再投入，所以單向因果關係的串接可形成一個一般的單向因果循環（林國雄 2004a）。

因為單向因果關係的串接通常有著原初的原因串接端點，也有著被關心的結果串接端點，此種結果端點的達成當有助於其後原因端點的再投入，再繼續循環前進，所以單向因果關係的串接可形成一個一般的單向因果循環。如圖 2-9，當圖 2-9 上半部從常雇員工當量 C 一連串單向相生至薪資支出 A，而薪資支出 A 通常都是員工賴以維持個人及家庭生活並續求發展的動力。薪資支出 A 的支用在員工追求目標的接受下，再取得員工勞動的就業及繼續就業，即以常雇員工當量折算的員工人數 C 之勞動就業。有了勞動就業，再配合資金及資本的就業，就能為產業或企業創造新的經濟生產價值。所以圖 2-9 上半部的單向因果關係，A 再回過頭去影響 C，即形成圖 2-9 下半部的「經營變數單向因果循環」。

公理 (2-11)：一個未精簡前完整的一般單向因果循環的節點數可以大於五。其中串接的每一單向因果關係皆是相生關係。

如圖 2-9 經營變數單向因果關係圖，C 影響 L_1 、 L_1 影響 K_1 (K_1 為 L_1 的組成份子)、 K_1 影響 J (J 為 K_1 的組成份子)、J 影響 H、H 影響 F (F 為 H 的組成份子)、F 影響 B (B 為 F 的組成份子)、B 影響 A (A 為 B 的組成份子)、A 再回過頭影響 C，即構成一個「未精簡前完整單向循環的相生因果關係」，細數圖 2-9 的節點數共有八個，大於五個。所謂「未精簡」是指相生循環還未依五行系統論的公理簡化成五個相生相剋的節點數之謂。

公理 (2-12)：一個精簡後完整的五行單向因果循環，在五個節點彼此間的合理而重要的單向因果關係只有兩種：生與被生 (含不生與不被生的可能性)、剋與被剋 (含不剋與不被剋的可能性)。(林國雄 1996b)。

薪資支出 A 及勞動成本 B 有其在經營成果分配於基本生產因素上的相似性 (林國雄 1999a)，而且薪資支出 A 對員工來說有其用於維持家庭生活及謀求發展的平時之切身性，至於勞動成本 B 中比薪資支出 A 多出的福利撫恤退休金等對員工來說常是不規律的或員工自身當期比較難以掌控的，因而員工對薪資支出 A 追求目標的重視程度一般會高於對勞動成本 B 的重視程度 (註 2-28)。更有進者，若我們在乾卦卦象之因果鏈條或因果循環中保留薪資支出 A 變數而刪去勞動成本 B 變數，通常並不會影響我們對實乾象整體的正確理解 (註 2-29)。

再者，專業經營附加價值 F 及生產總額 H 有其在經營成果分配於生產因素投入時的相似性，而且生產總額 H 因包含原材物燃料等的中間投入成本，會造成在社會上廠商與廠商之間的重複計算，若生產總額 H 資訊的使用不當，也很容易造成我們對經濟活動的誤判。而附加價值 F 資訊則無其在運用上的這些困擾。最後，專業經營機械電機投入 J 及固定資產投入 K_1 則有其在提升企業生產力上的相似性，但機械電機投入 J 雖具有在提升生產力上的重要關鍵性，但其會計涵蓋面不完整，只有固定資產投入 K_1 的會計涵蓋面才完整。同理，若我們在實乾象中保留專業經營附加價值 F 變數而刪去生產總額 H 變數，保留專業經營固定資產投入 K_1 變數而刪去機械電機投入 J 變數，通常亦不會影響我們對乾象整體的正確理解 (註 2-30)。所以實乾象單向因果循環最重要的分析節點，在精簡後只有五個 (註

2-31)。

C、L₁、K₁、F、A皆為經營變數，且是一個完整單向因果循環中的五個重要節點。如圖 2-10，單向的因果關係告訴我們，若C的增加可以造成相鄰的L₁的增加，那麼C與L₁間將具有統計上顯著地為正的相關係數，其實這就是一種C生L₁的相生關係，其餘依此類推。最後，A的增加回過頭來可以造成相鄰的C的增加，那麼A與C間亦將具有顯著地為正的相關係數，它們間也是一種A生C的相生關係。相反地，若C的增加無法造成相鄰的L₁的增加，那麼C與L₁間將具有不顯著為正的相生相關係數（可能為零或負值），這就是一種C與L₁的不相生關係(林國雄 1996d)，其餘再依此類推。

若C的增加可以造成相隔的K₁的減少，那麼C與K₁間將具有統計上顯著地為負的相關係數，其實這就是一種C剋K₁的相剋關係（註 2-32），其餘亦可依此類推。相反地，若C的增加無法造成相隔的K₁的減少，那麼C與K₁間將具有不顯著為負的相剋相關係數（可能為零或正值），這就是一種C與K₁的不相剋關係（林國雄 1997c），餘同。

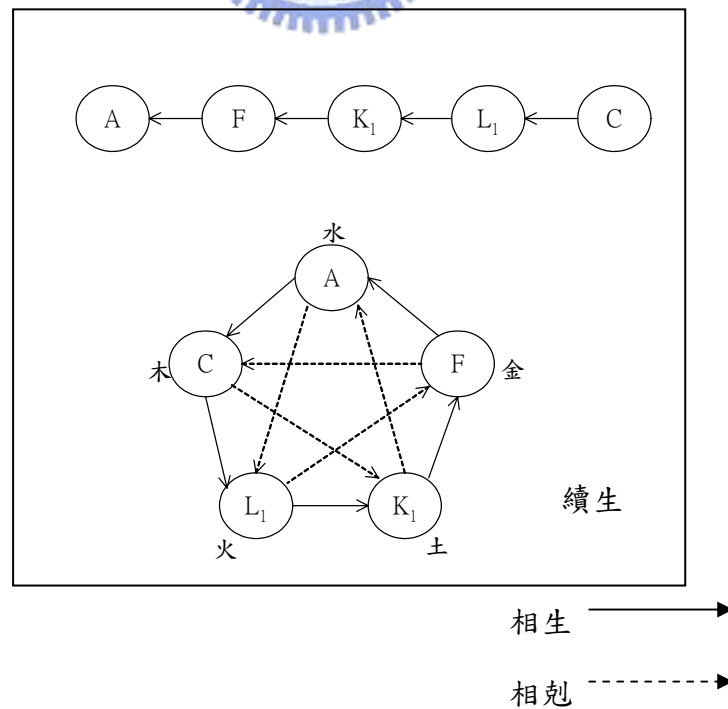


圖 2-10：實乾象五行單向因果循環圖

操作性定義 (2-5): 五行的五個節點代表的符號為木、火、土、金、水。可辨別出木有外揚之作用力、金有內斂之作用力、火有上炎之作用力、水有下潤之作用力、土有靜止之作用力，各屬性不是靠理論演繹證明，而是靠經驗歸納證實。(林國雄 1995d,1996a,b)。

所謂五行，實即歸納天地間事物之性能與作用，而以金、木、水、火及土為其代表之名詞(林國雄 2002a)。木有外揚之性能與作用，金有內斂之性能與作用，火有上炎之性能與作用，水有下潤之性能與作用，土有靜止之性能與作用。其比喻是，外揚木材的乾燃可以起熱火，上炎熱火氧化的灰燼等可以成土礦，靜止土礦的冶煉可以製造出器皿工具，內斂器皿工具的使用可以積聚活水，下潤活水的滋養可以長養樹木。天地間單向因果相生循環的行氣之義，無能逾越此五種性能與作用，尤以單向的時空因果循環為然。故借此五種名詞，為其代表之符號，並非僅指金、木、水、火及土之實質材質意義而言。各屬性所依附的變數不是靠理論演繹證明，而是靠經驗歸納證實。通常就企業經營來說，水與金代表的變數為流量變數，土與火為存量變數，木則可同時為流量變數及存量變數。

五行早期常被解釋為五種物質或五種材質，但其最重要的科學意義仍是在其可用以描述單向因果循環的五種文字符號之意義。中醫更把五行相生相剋的原理與人的身體結構聯繫起來，用以說明生理、病理等現象。這些作法，實際上已經把陰陽五行作為認識世界及認識生活的模式，起了科學方法論的作用。

以圖 2-10 而言，五行「外揚、內斂、上炎、下潤、及靜止」的作用力量究竟應各別附著在上述實乾象單向因果循環的那個經營變數上面？林國雄(2002a)認為在實乾卦卦象單向因果循環中，薪資支出A及專業經營附加價值F是流量變數，都主「動」，所以絕不是具有靜止作用力量的土所附著的變數。以常雇員工當量計算的員工人數C，在五行相生單向循環中所注重的是其對應勞動勞務之提供與投入，再加上現代社會勞動市場的發展使得員工可以自由就業移動，所以員工人數C也絕不是具有靜止作用力量的土所附著的變數。至於剩下的專業經營固

定資產投入 K_1 及實際運用資產投入 L_1 兩變數，由於實際資產包含固定資產以外的流動與其他資產，而流動資產富於流動性，有別於固定資產的固定性，因而挑來挑去，只有固定資產 K_1 才是理論上真正具有靜止作用力量的土所附著的變數。

將五行中土的位置確定好，這是五行系統論在應用時的一個重要步驟。專業經營固定資產投入 K_1 的運用能生成附加價值 F ，猶如土生金。那麼，附加價值 F 是否具有與金類似的內斂作用力量？人類係利用固定資產來提高生產力。而執行生產且不發生重複計算的專業經營總成果就是附加價值 F ，它來自於生產成果價值之內聚，亦即內斂，是扣除中間投入成本之後的內斂價值，因而附加價值 F 確實具有金之內斂的作用力量。

由專業經營附加價值 F 能分配出薪資支出 A ，猶如金生水。而薪資支出 A 通常都是員工賴以維持個人及家庭生活並續求發展的動力。因而，薪資支出 A 也確實具有與水類似的下潤作用力量。薪資支出 A 的支用在員工的接受下，再取得員工勞動的就業及繼續就業，即以常雇員工當量折算的員工人數 C 之勞動就業，猶如水生木。有了勞動就業，再配合資金及資本的就業，就能為產業或企業創造新的經濟生產價值。創造新的經濟生產價值就是一種外揚，因而員工人數 C 確實亦具有與木類似的外揚作用力量。

在工業社會及資訊社會裡，員工人數 C 的勞動為了從事專業經營下的生產，必須有實際運用資產投入 L_1 的裝備，猶如木生火。實際運用資產投入 L_1 中除了固定資產 K_1 可以提高生產力， L_1 中含非固定資產的其他資產亦可以用以分散風險，提高企業的獲利能力。提高企業經營的生產力及獲利能力就是一種上炎。所以，專業經營實際運用資產投入 L_1 確實亦具有與火類似的上炎作用力量。由於實際運用資產投入 L_1 中可引導出具決定性、可提高生產力、而靜止固定的固定資產投入 K_1 ，猶如火生土，於是其五行的單向相生循環意義也就完備了(林國雄 2002a)。

公理 (2-13)：在五行單向因果循環中，所有五個重要節點須符合「比鄰相生、間隔相剋」及相生相剋得到五行窮舉的規定性。(林國雄 1995d,1996b)。

中華文化中傳統的五行思想，為了可以順利代入單向因果循環分析中，五行思想還須有兩個重要的規定，那就是「比鄰相生，間隔相剋」及「生剋得到窮舉」。依圖 2-11，若從「火」作為思考的出發點，在已知木生火、火生土、水剋火、火剋金的因果關係之後，因為「生我、我生、剋我、我剋」在思維構建上的完備性，這就滿足了生剋得到窮舉的規定。餘依此類推。更有進者，有了五行「比鄰相生，間隔相剋」的規定，因火已能生土，土已能生金，才能匹配已知的間隔相剋下的「火剋金」；木已能剋土，才能匹配已知的「木生火」及「火生土」；其餘可依此類推。

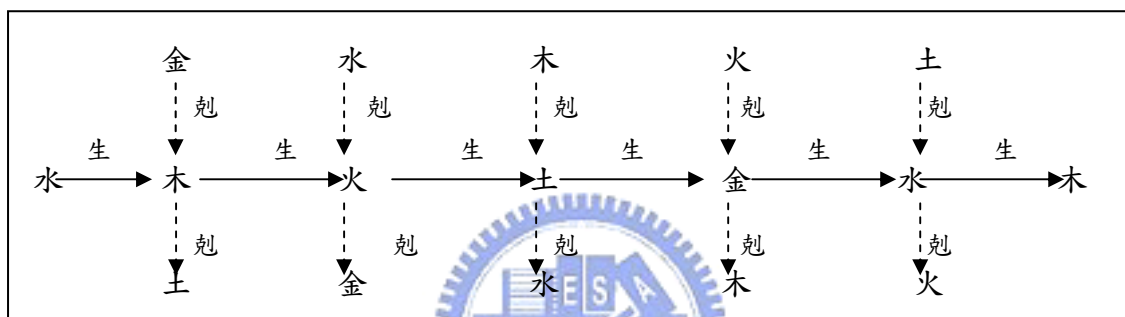


圖 2-11：五行生剋圖

上述的推演不論從那一「行」出發，有序地若再重複一遍，可以益增對「比鄰相生，間隔相剋」及「相生相剋得到窮舉」規定性的前後一致性(consistency)之認識。這是單向相生因果關係系統的重要性質。於是由木至火至土至金至水，再回至木的單向相生因果關係所構成的相生因果循環也就歷歷在目了。若火生了土，土也生了金，(火，土)、(土，金)、及(火，金)三對相關係數必都顯著地為正，則火剋金的相剋力量只能視為是平時的備用力量，其相剋力量在這種情境下並沒有實際發生作用；餘可依此類推。反之，若火剋了金，則(火，金)的相關係數必顯著地為負，在一般情況下則(火，土)或(土，金)至少有一對相關係數(通常是(土，金)的相關係數)必顯著地為負，亦即其對應的相生情境因受火剋金的實際宰制而沒有出現，等於未相生；餘可依此類推。再重製成相生循環圖並表示出其相剋方向，實線代表陽線，陽線上箭頭代表相生關係及其生的方

向，虛線代表陰線，陰線上箭頭代表相剋關係及其剋的方向，如圖 2-10。

當由木至火至土至金至水，再至木的單向相生因果循環皆相生時，所有的相剋力量都變成平時的備用力量。當某一相剋力量發生作用時，必有某些相應的相生情境因受相剋的實際宰制而沒有出現。當單向的相生因果循環可以找到五個最重要而完整的節點，並符合「比鄰相生，間隔相剋」及「相生相剋得到窮舉」的基本規定時，那麼這就是新儒學五行系統論可以著力的地方。就整個世界的發展過程來說，跨越時空的循環其實是非常普遍的，但不能像決定論一樣地作機械性的理解，應該看到五行力量在事物上的最佳附著位置及其相生或相剋發生的動因。其五行力量最佳附著位置的尋尋覓覓，當然也常是漸進的，並非一蹴可及。因為五行力量能產生單向的相生因果循環，所以五行系統論所處理的一定是涉及單向因果關係串接的科學邏輯。凡涉及單向因果關係串接的科學邏輯，在完成完整的單向因果循環後，一定也可以用五行的文字符號邏輯來加以分析處理。

操作性定義 (2-6): 可精簡成五行單向因果循環的一般單向因果循環，才具有其單向因果循環的完整性。

不能精簡成五行單向因果循環的一般單向因果循環，其重要節點數雖大於五個，但因不能符合五行系統論相關公理及操作性定義以得到精簡，故稱之為不具有其單向因果循環的完整性。也就是說，可精簡成五行單向因果循環的一般單向因果循環，精簡後可符合五行系統論相關公理及操作性定義，才具有其單向因果循環的完整性。

定理 (2-1): 五行單向因果循環從陰陽平衡定律看是一個穩定系統。

根據公理 (2-12)，「一個精簡後完整的五行單向因果循環，在五個節點彼此間的合理而重要的單向因果關係只有兩種：生與被生、剋與被剋」，首先，在系統中每一個節點以兩相生的陽線（實線）、兩相剋的陰線（虛線）連接其他的四節點，再者，在四線中，有兩線出去，有兩線進來，因此每一節點，依據陰陽第四定律的平衡定律(林國雄 1994a, 1995d, 1999b)，處於穩定狀態。其次，整個系統有五相生的陽線及五相剋的陰線，故亦呈現出其穩定狀態。第三，設 n_i 為節點數。

依據公理 (2-11)，陽線數 X 等於 n_i ，其餘的節點連線皆視為陰線。另依據陰陽平衡定律，陰線數 Y 亦等於 n_i 。則

$$X+Y=2n_i=C_2^{n_i} = n_i \times (n_i - 1) / 2$$

$$\text{即 } 4n_i = n_i \times (n_i - 1)$$

$$\therefore n_i = 0 \text{ 或 } 5$$

此處 $n_i = 0$ 代表混沌狀態（即無極）或尚沒有呈現出任何因果關係，在混沌以外或以後的系統（太極分化）中惟有 $n_i = 5$ 代表的五行系統，在單向因果循環下才穩定（因其陰陽平衡）。

公理 (2-14)：當始生時，五行按其不同特性依序生成其水、火、木、金及土。(林國雄 2001a)。

系統開始形成並完成其五行分布型態前，並沒有完整的五行相生相剋的關係存在，而是按水、火、木、金及土的順序產生，如圖 2-12。

林國雄指出人類經濟活動總源頭太極的第一個創化，應是從各色各樣消費者的主觀價值中找出具有適當穩定性的合理主觀價值，第二及第三個創化分別是私有及公共消費財需求的創化，社會福利是太極的第四個創化，由現在的使用，創化延伸出將來的準備使用價值，這是太極的第五個創化，這些均是屬於維生之「水」下潤作用之創化，其始生順序應居第一(林國雄 2001a)。林國雄亦認為，因為作為人類生活及發展的收入泉源，薪資支出、專業製造利潤（或專業經營利潤）、及綜合理財盈餘皆是五行「水」的下潤性能與作用力量所附著的經營變數(林國雄 1996b)。

由人類在消費財稟賦與效用間相對比較而衍生出交換交易行為的創化，則是太極的第六個創化。經由消費財等價值的交換交易，再加上交易市場競爭性的提高，人類從合理穩定的消費者主觀價值，可衍生出合理穩定的客觀價值之創化，這是太極的第七個創化。由客觀價值衍生生出財貨數量或價格的概念，尤其各種財貨的價格為火的上炎性能與作用力量創造了條件及方向，這是太極的第八個創

化。由於上述消費財交換交易行為之第六創化、合理穩定的客觀價值之第七創化、財貨數量及其價格之第八創化，於是包含實物資產及「作為測量基準、價值儲藏、交易媒介」的貨幣等之具有「火」上炎作用的實際資產開始累積，而且使用貨幣可以購買其他一切的實際資產，其始生之順序應居第二(林國雄 2001a)。林國雄亦認為，這種實際資產是五行「火」的上炎性能與作用力量所附著的經營變數(林國雄 1996b)。

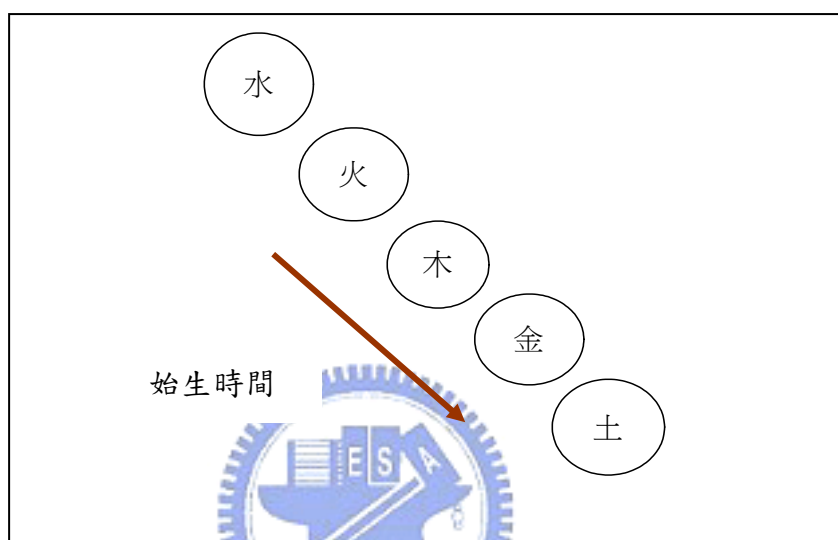


圖 2-12：五行始生之序

由生產因素稟賦的使用 (y_1, y_2) ，而衍生出消費財 $x = f(y_1, y_2)$ 的生產活動，這是太極的第九個創化。由生產因素稟賦勞動力經由分工合作的組織，搭配更精良生產工具的應用，而衍生出更多更大消費財生產量的實現，這是太極的第十個創化。這些都是具有「木」外揚作用勞動力投入及作為業主權益之資金投入所促成者，前者勞動力扮演天地人三才的主動性地位，後者有了資金就可用於購買一切生產因素及生產工具，其始生順序應居第三(林國雄 2001a)。林國雄亦認為，員工人數(指勞動力投入)及業主權益(指資金投入)皆是五行「木」的外揚性能與作用力量所附著的經營變數(林國雄 1996b)。

按照初步市場客觀價值，運用比較利益原理，終於形成產品及生產因素稟賦交換交易的創化，這是太極的第十一個創化。當人類的經濟社會進展至第十一創化，具有「金」內斂作用的專業經營附加價值或綜合理財生產毛額之內斂環境終

於形成，其始生順序應居第四(林國雄 2001a)。林國雄亦認為，專業經營附加價值及綜合理財生產毛額皆是五行「金」的內斂性能與作用力量所附著的經營變數(林國雄 1996b)。

產業革命是太極的第十二創化，尤其是其中含機械的固定資產之創化，有生亦有成，此種固定資產是五行「土」的靜止性能與作用力量所附著的經營變數，也是工業社會五行始生順序之最後完成(林國雄 2001a)。

公理 (2-15): 五行完整存在後，可開始其「木生火、火生土、土生金、金生水、水生木」的相生循環。(林國雄 1996a,b)。

系統已存在有水、火、木、金及土五行時，會按所謂的「五行相生順序」續生，亦即形成「木生火、火生土、土生金、金生水、水生木」的相生循環，如圖 2-10。相生代表良性的循環與成長，成長必定有目標，目標就是利用手段去達成的成長目的。

定理 (2-2): 五行單向因果循環在概念上轉回成從投入手段端點至追求目標端點之四個單向因果關係之串接時，則得「木為生之始，土為生之中，水為生之終」的五行因果鏈條的天次之序 (註 2-33)。

根據公理 (2-9):「單向因果關係的串接可把原初的投入端點原因與被關心的目標端點結果有條理地聯繫起來」，例如圖 2-9 經營變數單向因果關係圖的上半部是由經營變數C至L₁至K₁至J至H至F至B至A的相生單向因果關係。根據公理 (2-10):「由於被關心的目標之達成有助於促進原初的手段再投入，所以單向因果關係的串接可形成一個一般的單向因果循環」，例如圖 2-9 經營變數單向因果關係圖的下半部是由經營變數C至L₁至K₁至J至H至F至B至A的相生單向因果關係，A再回過頭去影響C的「經營變數單向因果循環」。根據公理 (2-11)，一個未精簡前完整的一般單向因果循環，其中串接的每一單向因果關係皆是相生關係。根據公理 (2-12)，「完整的經營變數單向因果循環」可再精簡成「完整的五行單向因果循環」，例如圖 2-9 下半部的實乾象五行單向因果循環圖，而且「五個節點彼此間的合理而重要的單向因果關係只有兩種：生與被生、剋與被剋」。

若將該實乾象五行單向因果循環圖，依原初的投入端點原因與被關心的目標端點結果，還原成類似圖 2-9 上半部的單向因果關係之串接，會形成圖 2-10 上半部的五行單向因果關係之串接，它是由經營變數C至L₁至K₁至F至A的相生單向因果關係之串接。根據操作性定義 (2-5)，C屬木、L₁屬火、K₁屬土、F屬金、A屬水，所以圖 2-10 下半部實乾象的五行相生單向循環圖，還原為圖 2-10 上半部實乾象的勞動因果鏈條，如下面的式 (2-2)：

$$\frac{A}{C} = \frac{A(\text{水})}{F(\text{金})} \cdot \frac{F(\text{金})}{K_1(\text{土})} \cdot \frac{K_1(\text{土})}{L_1(\text{火})} \cdot \frac{L_1(\text{火})}{C(\text{木})} \quad (2-2)$$

亦即各經營變數以其所屬的五行屬性代入後，則圖 2-10 上半部即為圖 2-13 的「五行天次之序圖」，木為續生之始(相生因果鏈條之開端)，土為續生之中(相生因果鏈條之核心位置)，水則為續生之終(相生因果鏈條之終結)，或謂木為投入手段，水為追求目標。

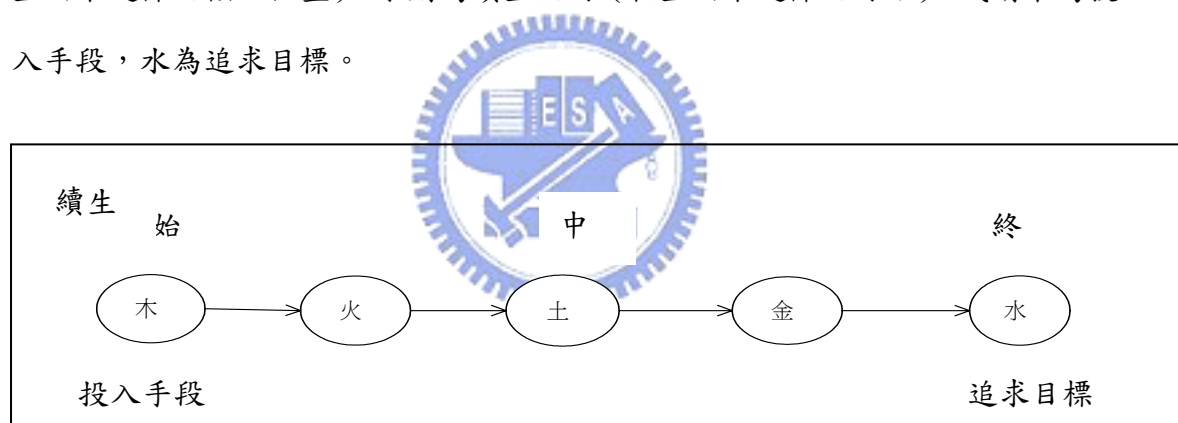


圖 2-13：五行天次之序圖

再可看出以常雇員工當量計算的員工人數C，在五行相生單向循環中所注重的是其對應勞動勞務之提供與投入，為投入手段端點，薪資支出A通常都是員工賴以維持個人及家庭生活並續求發展的動力，為追求目標端點，而人類係利用專業經營固定資產投入K₁來提高生產力，故恰為相生因果鏈條之中間位置。

公理 (2-16)：五行循環具「封序 (cyclical closingness)」的特性，有別於控制論的「封閉循環 (closed loop)」。(林國雄 2004b)

企業經營是目標導向系統的有目的行為。控制論(cybernetics)認為，反饋發

生於封閉循環系統而不是開放循環系統[奧迪]。事實上，開放循環(open loop)的說法當屬用語不當，其實「開放」並沒有涉及循環。而封閉循環系統的控制可視為同時具有內在明確的機制（而非五行的生、剋可飄移的機制）和外在的環境。內在機制由構成封閉循環系統的內在事件組成，外在環境由對封閉循環系統產生因果衝擊關係，「可能破壞系統的健全和穩定性」的事件組成。對一封閉循環系統而言，為了維持在外在環境的紛擾波動下的獨立性和同一性，必須有能力察覺外在環境紛紜變化的信息。信息必須穿越內在機制和外在環境相互作用的界面，系統必須因而有能力通過調節其內在機制和可變因素而補償外在環境的變動。

但是控制論講的封閉循環系統通常是類似於保持體溫或血糖水平的身體體內的平衡系統。控制用來達成目的之方法，就是要使偏離最小化。恆溫器的控制系統是負向反饋(negative feedback)控制的典型事例。正向反饋(positive feedback)則傾向於把系統的輸出值反而加入系統成為輸入值，此輸出與輸入是屬於同一變數下的測量尺度，控制論認為，這樣會使干擾更加嚴重，最終會使封閉循環系統跨越不穩定的邊緣，終致產生災難性後果，許多生物疾病恰好具有這樣的特徵。不過，廣義的封閉循環系統討論的對象也不限於恆溫等，例如中央銀行的公開市場操作可以使得貨幣循環系統的物價水準趨於穩定(此種概念性用法與控制論相近)。而在五行觀念下經濟系統、產業系統、及企業系統的操作則常是在追求其穩定中的發展與成長。

控制論的反饋發生於封閉循環系統，其封閉循環系統的輸出與控制性的輸入皆屬是於同一變數下的測量尺度。而本文在五行觀念下經營管理上的封序，其八卦因果鏈條的投入端點變數與產出端點變數卻是不同的經營變數，而且五行的五個節點皆可接受在此單向因果循環外其他經營變數等的影響。所以本文使用「封序(cyclical closingness)」的稱呼以區別於控制論「封閉循環(closed loop)」的「封閉」稱呼。

公理 (2-17): 木生火且火生土時，木剋土是備用力量，木不是對土的間接影響變數；火生土且土生金時，火剋金是備用力量，火不是對金的間接

影響變數；土生金且金生水時，土剋水是備用力量，土不是對水的間接影響變數；金生水且水生木時，金剋木是備用力量，金不是對木的間接影響變數；水生木且木生火時，水剋火是備用力量，水不是對火的間接影響變數(林國雄 1996a,b)。

凡符合五行系統的單向因果關係之單向因果循環條件規範，及其相生相剋操作應遵循的基本涵義，就可以用五行系統來加以操作。五行相生的作用力量與相剋的備用力量，有著各式各樣的可能併存傾向。換言之，五行相互促進、相互剋制的關係，有著許多的可能變化空間。其實，五行如果只有相生，那麼其單向因果關係所對應的單向因果相生循環，就使得五行相剋在此種情況下變成是一種備用力量。備用力量備而不用，故相剋的力量並不是相生的間接影響關係，兩個相接續的五行相生關係中的中間變數也不能稱之為中介變數 (mediating variable) (註 2-34)。五行相生的接續性就好像在生命傳承中，祖生父、父生子，但並無祖生孫的可遞移說法，也無父是在祖與孫之間中介變數的說法。

另如組織系統學中的自組織過程(Fuchs 2003)，是系統在獲得空間的、時間的或功能的結構過程中，沒有外界的特定干預，由系統內部的生成及制衡就可達到系統的動態穩定平衡，我們便說此系統是自組織的系統。五行系統的相生循環有相生及相剋的關係，從系統的動態穩定平衡角度而言，五行系統也是自組織系統的一種。

公理 (2-18):「木剋土」時，「木生火」或「火生土」的分析意義不大；「土剋水」時，「土生金」或「金生水」的分析意義不大；「水剋火」時，「水生木」或「木生火」的分析意義不大；「火剋金」時，「火生土」或「土生金」的分析意義不大；「金剋木」時，「金生水」或「水生木」的分析意義不大。

相生代表事程的成長與發展，其事程與結果應是福吉；剋有勝、殺、害、制衡、損削之意 (林國雄 1995d)，相剋代表事程的不順與挫折，其事程與結果應是禍凶 (林國雄 1997c)。相剋的力量雖然平時是備用力量，但當「木剋土」發

生時，會導致「木生火」或「火生土」的相生不順暢（通常是使火生土的相生不順暢），使其相關係數顯著小於零，故「木生火」或「火生土」相生的分析意義不大，餘依此類推。

公理(2-19): 五行的實際相剋「木剋土」、「土剋水」、「水剋火」、「火剋金」、或「金剋木」不能周而復始。

木剋土，土剋水，水剋火，火剋金，金剋木，五行相剋有其順序及其方向性，卻不能周而復始。木剋土，土可能就破鬆了，無法靜止並周而復始，「靜止」與「周而復始」連在一起使用，似有語意上的矛盾，其實不然，靜止是指土之性能與作用，是周而復始中的一個環節，周而復始則是指完成完整之單向循環；土剋水，水可能就被固定了，無法下潤並周而復始；水剋火，火可能就消失了，無法上炎並周而復始；火剋金，金可能就熔化了（並非像廢鐵廢鋼在爐裡重煉），無法內斂並周而復始；金剋木，木可能就碎斷了，無法外揚並周而復始。

公理(2-20): 「木生火時」，木變數與火變數的相關係數顯著地大於零；或以火變數作為被解釋變數，以木變數作為解釋變數的簡單迴歸之迴歸係數顯著地大於零。餘依此類推。但除了五行生剋的概念外，顯示用於表達事物之性能與作用的五行，若不得其宜，彼此間還可能產生「相干」的關係，但其作用力通常比生或剋的作用力來得微弱，如「木干火」，木不得其宜而犯火，非木生火。餘依此類推。(林國雄 1995d)

木的外揚作用力量所附著的變數，稱為「木變數」。餘依此類推。五行相生時兩變數的相關係數顯著地大於零，五行完美相生時相關係數等於正一（林國雄 1997c）；或以被生變數（例如火變數）作為被解釋變數，以從生變數（例如對應的木變數）作為解釋變數的簡單迴歸之迴歸係數顯著地大於零。但除了五行生剋的概念外，顯示用於表達事物之性能與作用的五行，若不得其宜，彼此間還可能產生「相干」的關係，但其作用力通常比生或剋的作用力來得微弱，如「木干火」，木不得其宜而犯火，非木生火。

現令 y_i 為五行相生時的被生變數， x_i 為從生變數，且 $y_i \geq 0$ ， $x_i \geq 0$ 。由於相生循環時相剋力量的可能作用及相干力量之廣泛作用，還有來自相生循環外其他變數所起的作用，因而可直接假設加權迴歸方程式為 $y_i = a + bx_i + \varepsilon_i$ ，殘差項 ε_i 中已容納了除 x_i 外所有影響 y_i 的其他變數之綜合影響效果。令加權權數為 w_i ，因而，使得相生迴歸殘差項 ε_i 的加權平方和：

$$\sum w_i \varepsilon_i^2 = \sum w_i (y_i - a - bx_i)^2$$

成為最小的第一階條件為：

$$\sum w_i (y_i - a - bx_i) = 0$$

$$\sum w_i (y_i - a - bx_i) x_i = 0$$

令 $\bar{y} = \sum w_i y_i$ ， $\bar{x} = \sum w_i x_i$ ，於是可算得：

$$\sum w_i (x_i - \bar{x}) [(y_i - \bar{y}) - b(x_i - \bar{x})] = 0$$

因此，可求得迴歸係數 b 的計算式為：

$$\hat{b} = \sum w_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / \left[\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 \right]$$

人類經濟活動五行相生加權迴歸 y 及 x 的相關係數 r_s 為：

$$r_s = \sum w_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / \sqrt{\sum w_i (x_i - \bar{x})^2 \sum w_j (y_j - \bar{y})^2}$$

再令 R_s^2 為加權下判定係數，又稱歸納邏輯機率，則：

$$R_s^2 = \sum w_i (a + bx_i - a - b\bar{x})^2 / \sum w_j (y_j - \bar{y})^2 = r_s^2$$

因而，此時加權迴歸係數 b 及相關係數 r_s 在顯著相生時應為正值（林國雄 1996b）。下面相剋迴歸的情況，亦可依此類推。五行生剋迴歸著眼於其生剋的直接性，並不代入諸如控制變數等第二個以上的解釋變數。

公理 (2-21)：「木剋土時」，木變數與土變數的相關係數顯著地小於零；或以土變數作為被解釋變數，以木變數作為解釋變數的簡單迴歸之迴歸係數顯著地小於零。餘依此類推。

五行相剋時兩變數的相關係數顯著地小於零，五行相剋極至時相關係數等於負一（林國雄 1997c）。或以被剋變數（例如土變數）作為被解釋變數，以從剋

變數（例如對應的木變數）作為解釋變數的簡單迴歸之迴歸係數顯著地小於零。

從公理（2-15）、公理（2-17）至公理（2-21）可以看出，五行的五個變數有相生、相剋及相干三種關係，且相剋力量通常是備用力量，而相剋力量產生作用時，「相生」的分析意義不大。因為五行生剋迴歸著眼於其生剋的簡單直接性，所以將其他變數視為控制變數（control variable）（註 2-35），在控制變數等條件不變的情況下，分析任何生剋變數的關係，在五系統論中尚無此需要。其實，簡單性也是科學思維的一個重要原則。

操作性定義（2-7）：每一五行單向因果循環的相生瓶頸，座落於五個相生相關係數中最小的相生相關係數之位置。此最小的相生相關係數可用以測定該單向因果循環的相生順暢程度。

每一個五行相生循環皆有五個相生相關係數，最小的相生相關係數可作為該五行相生循環順暢程度的指標（林國雄 1996a,1997c, 2002c, 蔡淵輝等 2004a, 2005a），也可指出其相生瓶頸的座落位置。

公理（2-22）：五行相生循環均由近乎「空無」開始生起，亦可臻於完美相生之境界。

現今 y_{1i} 為五行相生時的被生變數， y_{2i} 為從生變數，且 $y_{1i} \geq 0$ ， $y_{2i} \geq 0$ 。這兩個變數大於或等於零，均指相對於絕對空無（nothing）而言（註 2-36）。這時候最直覺而完美的相生是 $y_{1i} = \beta_2 y_{2i}$ 或 $y_{1i} = \alpha_2 + \beta_2 y_{2i}$ ， $\beta_2 > 0$ ，於是兩變數的相關係數 $r_s(y_{1i}, y_{2i}) = 1$ ，未調整自由度的迴歸判定係數 $R_s^2 = 1$ 。這種完美的五行相生及一般的相生可以從 y_{1i} 接近於零且 y_{2i} 亦接近於零的近乎「空無」開始生起，這是開始相生時期之相生。當然， $y_{1i} = \beta_2 y_{2i}$ 或 $y_{1i} = \alpha_2 + \beta_2 y_{2i}$ 的完美相生如果能夠達成，也可以延續至未來，成為繼續相生時期之相生（林國雄 1998a）。

公理（2-23）：五行相剋均由「實有」開始剋起，相剋最壞的情況就是再回歸至近乎「空無」。

y_{1i} 於既生之後，相對於絕對空無的 $y_{1i} > 0$ 。依據「比鄰相生，間隔相剋」

的五行理論，若 y_{li} 轉為被剋變數，而 y_{3i} 為從剋變數，且 $y_{li} \geq 0$ ， $y_{3i} \geq 0$ 。這時候極至相剋的因果關係式為 $y_{li} = \alpha_3^* - \beta_3^* y_{3i}$ ， $\beta_3^* > 0$ ，於是兩變數的相關係數 $r_s(y_{li}, y_{3i}) = -1$ ，未調整自由度的迴歸判定係數 $R_s^2 = 1$ 。若 y_{li} 的原點零值確實代表絕對型的「空無」，或 y_{li} 的原點零值僅代表相對型的「空無」但絕對型的「空無」原點零值確實存在，此時必然 $\alpha_3^* \geq 0$ ，代表「實有」的 y_{li} 之存在，才能使得 $y_{li} = \alpha_3^* - \beta_3^* y_{3i}$ 的相剋具有被剋變數 y_{li} 的被侵蝕空間。否則，相剋無從剋起（註 2-37）。

當 α_3^* 未顯著地大於零時，例如 $y_{li} = -\beta_3^* y_{3i}$ ，可能是五行開始發生時期的相剋。而 α_3^* 已顯著地大於零時， $y_{li} = \alpha_3^* - \beta_3^* y_{3i}$ ，則一定是繼續發生時期的相剋。當相剋發生時，由於相剋的非循環性，不像相生循環順暢程度指標那樣，故與整個循環相類似的相剋程度之指標並不存在，不過若 α_3^* 顯著地等於零則是相剋時剋制潛力之下限，指出已沒有什麼「實有」可以再被剋了。而 α_3^* 顯著地大於零則是相剋時被剋變數所常應具有的被剋本錢，相剋最壞的情況就是使得被剋變數再回歸至近乎「空無」（林國雄 1998a, 1999c）。

公理（2-24）：五行系統的分析邏輯是一種有機性強的整體分析邏輯，不是一種機械性強的整體分析邏輯，也不是一種機械性強的局部分析邏輯。

五行系統的分析邏輯是一種有機性強的整體分析邏輯，它以一個企業的整體、以一個在適當廠商分類下的整體、以一個產業的整體、或以一個國家生產活動的整體作為分析的對象。五行系統的五種組成要素是相生相剋、相互制約所組成的有秩序、有組織的整體系統。黑格爾指出：「在自然裡，只有那完全抽象的純惰性的物質才受機械定律的支配。反之，凡是可以叫做狹義的物理的現象和過程（例如光、熱、磁、電等現象），便不是單純的機械方式（即壓力、衝力、各部件的機械替換等）所能（完全）解釋的。把機械的範疇（擴大並）轉用到有機

的自然裡，將更顯得不充分，因為這裡的問題是要理解有機自然界的特殊性質，如植物的生長、營養或者甚至是動物的感覺。」(黑格爾 1998)但在人類社會，整體與部份的關係，類似於有機物、生命個體的整體與部份的關係。部份不能離開整體而獨立存在，而整體又是高度分化的部份的統一體，與其部份有內在的、不可分割的聯繫(顏澤賢 1993)。

有機性代表可能會像生物一般經歷生、老、病、死的過程，如公理 2-22 及公理 2-23 所述，五行相生循環均由近乎「空無」開始生起，五行相剋均由「實有」開始剋起，而相剋最壞的情況就是再回歸至近乎「空無」，所以因為相生相剋，使得五行系統的分析邏輯是一種有機性強的整體分析邏輯，即在經營管理分析時，可以具有衝刺力、淘汰力或自動退出力、及一般的致中和之力三種分析情境(林國雄 1998b)。一般機械性強的分析邏輯，如經濟計量模型，不論是總體模型或局部模型，通過模型機械性地解釋人類已經看到的變數行為，或者預測這些行為，常只能用以機械性地處理開放及互動的問題，界定外在變數與內生變數的可分性，掌握內生變數彼此間的機械互動性；此時，假定參數數值結構的機械不變性，有時也使用非穩定數據(例如股票流通市場的成交量、成交價位)代入穩定模型，僅是作預測的機械性分析邏輯，並未更深入地綜合考量有機體的深沉生命意義。成中英(2005)也曾對機械性與有機性有以下說明，他認為「機械性世界被視為一個由不變和不可變的定律統治的客體系統」、「有機論的特性...，支配事物的法則與支配人類行為的變數在社會經濟世界裏，要比機械模式所能接納的複雜得多」、「我們應該把機械性的看作是系統裡的靜止部份，把有機性的看作是動態部份」。

當我們處理總體經濟計量分析時，大都會涉及兩個以上的聯立方程式的互動，其迴歸判定係數 R^2 的要求幾乎在 0.8 或 0.9 以上，要滿足此條件才能做推論，此即為機械性強的推論。例如吳中書(1996,pp.57-102)的台灣總體經濟年模型的結構式中總共使用了二十九個行為方程式，其相對型歸納邏輯機率 R^2 (即判定係數)(林國雄 1993)的調整後數值 \bar{R}^2 均在 0.8965 以上。周濟與彭素玲(吳中書 1996)

總體經濟季模型之預測分析的結構式中總共使用了八個行為方程式，其 \bar{R}^2 均在0.9201以上。

但五行系統的分析邏輯，若以相關係數分析時，從其為+1到-1都有可能發生，都可以進行推論，在單向因果循環內利用其最小的相生相關係數皆可辨識其相生瓶頸的座落位置；若相生或相剋的迴歸分析， R^2 或 β 從0至+1皆可進行分析推論，此為有機性強的推論。例如每一相生的行為方程式迴歸後的 R^2 或 β ，只要其對應的相關係數顯著地大於0，就可判定其相生，於是可用於測定其相生程度的大小。同一因果循環，所有相生的行為方程式迴歸後的最低 R^2 或 β 值，同樣只在於測定此相生因果循環的循環順暢程度，也可用於辨認此因果循環相生瓶頸座落位置，不過，其辨識能力要比最合理的相關係數單獨能辨識的範圍來得狹窄。

上述公理 2-8 至公理 2-24 彼此間有一定推論關係，其連結架構如圖 2-14。

圖 2-15 左半部是利用圖 2-4 展開的陰陽系統（蔡淵輝等 2004b）與右半部五行系統的結合，陰陽系統發展到八卦子系統後，每一卦皆可運用五行系統理論，發展出個別卦象的五行循環系統，並利用統計方法找出經營管理的關鍵鏈，提供企業及政府決策分析的參考依據，圖 2-15 右上方的五行循環圖是乾卦的五行循環圖，另兌卦、離卦、震卦、巽卦、坎卦、艮卦及坤卦皆可以找出相對應的五行循環圖，如此可由八卦這八個卦象解釋企業的經營全貌。

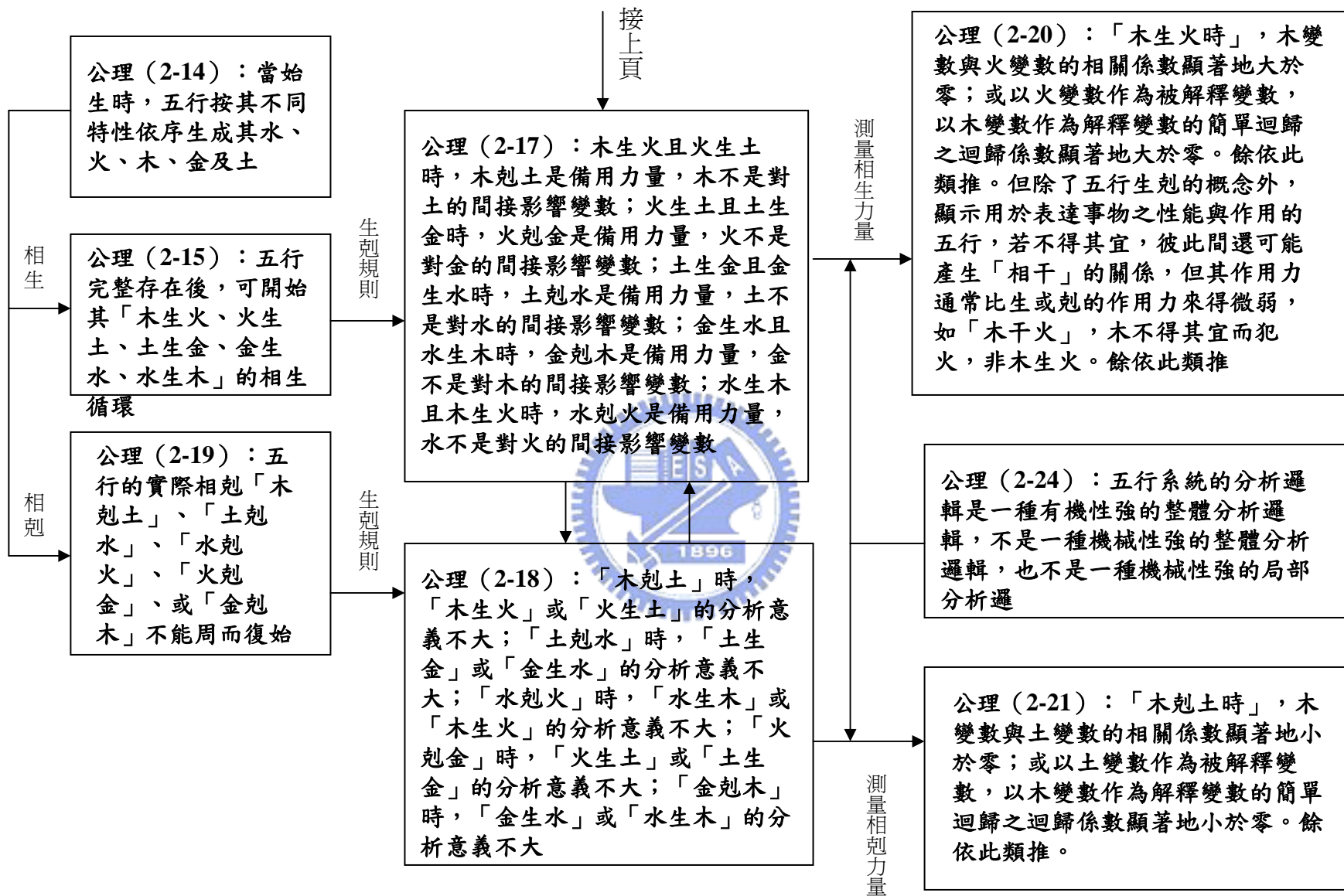


圖2-14之二：五行公理間的推理連結架構

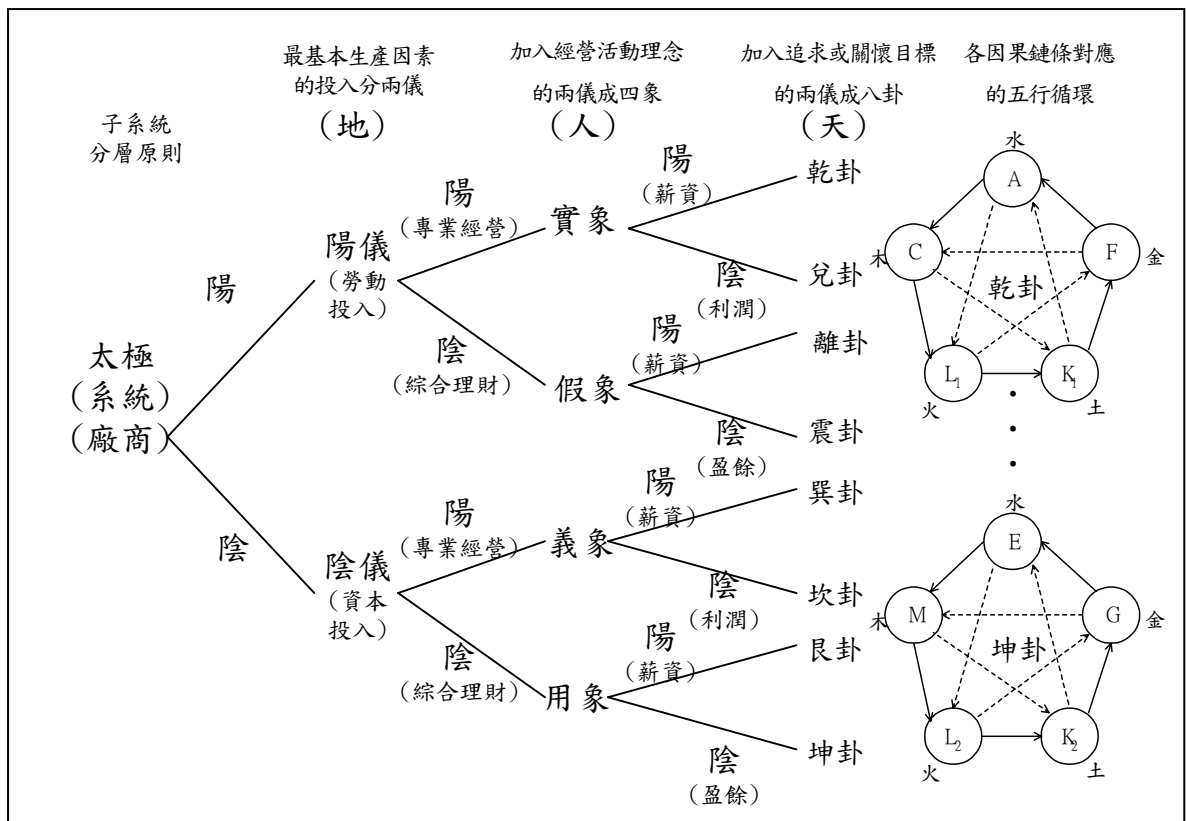


圖 2-15：新儒學系統論

2-8.結語

本章整理出陰陽系統論的兩個公理性定義、四個操作性定義、七個公理、四個定律，對五行系統論亦予以公理化，整理出十七個公理、三個操作性定義及二個定理，為新儒學定性決策結構提供其公理系統性的理論基礎。第三章將根據本章的理論架構，結合物理、事理、人理分析法 (Gu and Zhu,2000, Gu and Tang, 2000, Zhu,2000) 及管理控制比例分析模式的概念(Gold1972)，針對產業經營資料導出八個因果鏈條(Causal Chain)，並推導出母體及樣本的加權迴歸相關計算式，以做為第四章配合台灣地區工商普查資料進行實證，可從產業因果鏈條循環的順暢程度，瞭解該產業經營的優劣指標，並從而找出關鍵鏈以進行改善。

註解

註 2-1：新儒學系統論的源頭就是北宋周濂溪的太極圖說，周濂溪根據陳搏「無極圖」繪「太極圖」，並為之加說，於是完成不足三百字的太極圖說。該太極圖說是宇宙論、倫理學、社會學，也是科學哲學、文字符號邏輯及科學方法論。林國雄將新儒學系統論應用於經濟學及企業經營。新儒學系統論是綜合老子道德經、董仲舒的春秋繁露及周濂溪的太極圖說作為論述主軸，再納入西方民主與科學等文化的優秀成份，是如此結合而成的系統論。

註 2-2：直線型思考是指當面對複雜問題時，總是習於將其分割成可以處理的片段來思考，然後加以整合。這種先分割再組合的思想是當代思潮的主流，對於許多複雜工作是非常恰當，但分割不當會使我們喪失了更深入觀察整體形成的要素—組成份子之間整體的互動關係，以及所形成的複雜現象，即使只是少數幾個變數，就可以複雜到不可思議的地步，Senge 稱之為「動態性複雜」。

註 2-3：陰陽系統論決策結構與西方決策結構異同如下(茲以 Brugha 的定性決策結構為比較對象)：

相同：皆以二分法(dichotomous)整理出其定性決策結構；

相異：1.分層原則不同(詳註 2-7 及註 2-8)；

2.二分內容不同，陰陽系統論分陰、陽為分立而不對立的二分法，但西方決策結構的二分為對立的二分法；

3.陰陽系統論的分法為兩儀、四象、八卦及六十四卦，但西方決策結構的分法則為二、四、八、十六……，按二的冪次方分。

註 2-4：三位一體主義(Trinitarianism)主張西方上帝是由三個位格所組成之神學教義。構成神聖三位一體的三個位格，是聖父、聖子(即耶穌基督)和聖靈。根據傳統的說法，三位格的每一位格都是上帝，然而它們並非三個上帝，而只是一個上帝。根據傳統的說法，三位格只不過是一個幻成體。

本處將其借用至「三合一思維」(奧迪 2002)。

註 2-5：一致性原則反映了協調思想的恆定性。包括系統結構與系統功能的一致性，系統演化與系統環境的一致性，系統組織與系統信息的一致性。系統的一致性原則不僅是複雜系統演化的原則，而且也是對這些系統進行分析的原則。

註 2-6：例如令 r_1 代表利潤份率， r_2 代表附加價值率， r_3 代表固定資產生產力， r_4 代表固定比例， r_5 代表融資比例， r_6 代表業主利潤率。此時個體業主利潤因果鏈條的定義為： $r_6 = r_1 \times r_2 \times r_3 \times r_4 \times r_5$ ，但是在取得數學期望值後，卻 $E(r_6) \neq E(r_1) \times E(r_2) \times E(r_3) \times E(r_4) \times E(r_5)$ ，換言之，經營比例之因果鏈條，在採用數學期望值表達的不確定情況下，其經濟意義的邏輯闡釋，似乎已發生轉變 (林國雄 1992b)。

註 2-7：因為新儒學系統論來自分析與綜合的統一，來自演繹與歸納的統一，來自理論與實踐的統一，來自整體與細節的統一，來自重要原因的因與不重要原因的緣的統一 (即因緣和合)，來自邏輯與歷史的統一，甚至來自邏輯與倫理的統一，故似乎難以運用欠缺周延性的單獨演繹推理來形成定理。蓋由公理來證明定理，不能使用不完全歸納推理等或然性推理 (蔡淵輝等 2004b)。不過，筆者們仍認為沒有定理的公理系統同樣是個公理系統。

註 2-8：物理、事理、人理分析法是 J. Gu 及 Z. Zhu 兩位學者提出的系統分析方法，所謂的物理(Wuli)指的是萬物存在的客觀法則，事理(Shili)指的是觀察和執行的客觀方法，人理(Renli)指的是在人群間關係的型態；雖然和天 (事理)、地 (物理)、人 (人理) 三才同樣有三個層次，但就陰陽系統論而言，因果鏈條構建的第一個分層原則—地，指的是生產因素最基本的投入，第二個分層原則—人的經營，強調其致中和之力的尋覓，指的是程序，第三個分層原則—天，指的是作為利害關係人追求目標或關懷目標的產出，即從投入至程序至產出 (Input-Process-Output) 的 I-P-O

架構，與「物理、事理、人理分析法」的三階段分析法不盡相同，故本文仍以天、地、人三才為分層原則。

註 2-9：Brugha 的定性決策結構一文中的第一層分層原則是「應該做什麼？」(What should be done?)，第二層分層原則是「應該在那裏做？」(Where it should be done?)，第三層分層原則是「誰的問題？」(Who possesses the problem?)，並不是 I-P-O 架構，似乎不符合本文陰陽系統分層原則之所需。

註 2-10：經濟學除交換、消費、生產外，尚有分配領域。分配若只涉及管理偏好力量的運用，而不涉及市場交換力量的存在，則因其分配價值不易客觀衡量，予以從略。若已涉及市場交換力量的存在，則交換價值概念之表達業已足夠，不必另立分配價值之新名目。

註 2-11：序列效用大致為 F.Y.Edgeworth 最先提出，後為 V.F.D.Pareto 及 J.R.Hicks 等所倡導。

註 2-12：依據 1985 年昭和產業連關表，日本最終需要計 367.8 兆日元，其中家計外消費支出佔 3.8%，家計消費支出佔 50.5%，對家計民間營利團體消費佔 0.7%，政府消費支出佔 8.2%，公共固定資本形成佔 6.1%，民間固定資本形成佔 17.3%，在庫純增佔 0.6%，輸出佔 12.9%。所以日本公經濟的活動量約佔最終需要的 14.3%，即為一具體實例。

註 2-13：狹義的農業是初級產業的一環。初級產業可視為廣義的農業，包括農、林、漁、牧、礦業諸產業。

註 2-14：工業即二級產業，包括製造業、營建業。似乎也可包括水、電、瓦斯等供應事業。

註 2-15：從產業革命到第一次能源危機發生期間，大規模生產，尤其是美國式的大量生產方式，大致主導著人類的經濟發展。美國式的大量生產方式以零組件的標準化、產品設計簡化、生產工程單一化、機械專用化、勞動內容細分化、工作內容專一化、內製範圍擴大化、基本設計標準化、主

要零組件共用化等為其生產活動的重要特徵。

註 2-16：例如重工業比例偏高，民生輕工業比例偏低。

註 2-17：過去共產世界大致不承認三級產業的服務業（除少數幾種外）具有生產價值。但中共在改革開放後，服務業已在陸續發展之中。

註 2-18：在產業革命之前，人類社會大致只有士農工商中依附於政治軍事的士類人員從事管理之工作。

註 2-19：當大廠商興起之後，企業內部也開始需要士農工商內士類的管理工作人員。

註 2-20：社會大眾儲蓄轉投資的投資活動，歐美經濟學通常也用效用函數作為分析的起點。

註 2-21：腦力型資本財與腦力型消費財有時只是一念之隔，後者可以使不少人沈迷而不務正途。猶如水之可以載舟，類如腦力型資本財；也可以覆舟，類如腦力型沈迷性的消費財。

註 2-22：過去台灣地價的飆漲及現在的高地價，可能也是一種經濟病態。甚至聽到有人說，土地問題可能是台灣各種社會問題的根源或元凶。

註 2-23：均衡價格是歐美經濟學傳統而比較機械性的推論成果，有別於本文將呈現一種分配的情況。

註 2-24：上述每位生產者追求稅後客觀利潤的極大，受到直接生產技術限制的命題，可以順利轉成在預算成本限制下，求客觀產值極大的命題。於是每一位生產者的正面問題與每一位消費者的正面問題完全類似，對偶問題亦然。（林國雄 1994a）。

註 2-25：從中國學術史上看，唐宋以前，還沒有分出卦象次序，到宋朝以後，才把次序列出來（南懷瑾 1994），以下是本文所採取卦象變化的順序，但此種順序應無其唯一性。如以表 2-4 乾☰為例，其內外卦皆為乾卦☰，即六爻皆為陽爻，第一爻開始變（成陰爻），即為姤卦☴，接著第二爻

開始變化，即為遯卦☶，繼續變下去，外卦還是不動，則第三爻改變時，則為否卦☷；接著外卦的第一爻（即第四爻）開始改變，則為觀卦☶，再第五爻變，則為剝卦☶，接著再改變第四爻，則為晉卦☶，最後一變內卦變成原位，即大有卦☶；餘類推。

註 2-26：六十四卦子系統應用於企業經營或經濟理論的實例，目前除了本文提到的泰卦及否卦外，其餘各卦象在企業經營或經濟理論的應用，尚需更多資料的建構，列為本文之後續研究。

註 2-27：本文實乾象代表的意義為在專業經營時員工勞動投入 C 所追求的是薪資報酬（即薪資支出 A），所以是由投入手段的陽儀勞動到經營活動的陽儀專業經營，再到追求目的的陽儀薪資報酬所構成的勞動因果鏈條。此經營因果鏈條有它的實實在在性及八卦乾卦的結構性，故稱其為實乾象。

註 2-28：A 的員工薪資所得就相當於 Milton Friedman 所界定的恒常所得，(B-A) 的員工勞動報酬中福利撫恤退休金等大致就相當於其所界定的臨時所得（郭婉容 1987）。

註 2-29：這兒「F 生 B」及「B 生 A」的相生關係因 B 具有可被精簡掉的特性，而具有傳遞性(transitivity)，所以可以得出「F 生 A」（林國雄 1996a）。

註 2-30：這兒「K₁生 J」、「J 生 H」、及「H 生 F」的相生關係因 J 及 H 具有可被精簡掉的特性，而亦具有傳遞性，所以可以得出「K₁生 F」（林國雄 1996a）。

註 2-31：這兒剩下的「C 生 L₁」、「L₁生 K₁」、「K₁生 F」、「F 生 A」、及「A 生 C」五個相生關係，因已滿足下文五行思想「比鄰相生，間隔相剋」及「相生相剋得到窮舉」的規定性，相生關係的傳遞性就不再能繼續適用。其實，這也是一種新儒學卦變（林國雄 1996a）。

註 2-32：C 剋 K₁ 的情形，如素質不良的勞動力多，操作專業經營固定資產投入 K₁，

無法善加利用固定資產來提高生產力，反而加快其折耗。固定資產包括廠房倉庫及營業辦公場所、宿舍、其他營建、運輸設備、機械及電機設備、什項設備等。

註 2-33：「天次之序」為董仲舒春秋繁露上的稱呼。

註 2-34：中介變數 (mediating variable) 是調節或傳播因先前變數的影響結果而起之效果的變數 (mediating variable is a variable that mediates, or conveys, the effect of an antecedent variable onto a consequent variable) (Hatcher, 1994).

註 2-35：在控制實驗中，在做驗證性可觀察的研究時，若測試增加新的解釋變數對被解釋變數的影響效果時，可在迴歸模型中加入控制變數 (control variable)，來反應之前定義的解釋變數的影響效果。控制實驗中的增補非控制變數，和驗證性可觀察到的研究中的控制變數，皆是可以增加到模型中以減少誤差項的變異數的共存變數 (concomitant variables)，這共存變數有時候也稱之為共變變數 (covariates)。

(In controlled experiments, we notes that control variables may be added to the regression model in confirmatory observational studies to reflect the effect of previously identified explanatory variables as the effects of the new, primary explanatory variables on the response variables are being tested. Both the supplemental or uncontrolled variables in a controlled experiment and the control variables in a confirmatory observational study are concomitant variables that are added to the model primarily to reduce the variance of the error terms. Concomitant variables are sometimes also called covariates) (Neter, 1999).

註 2-36：假設 $y_{1i} = \alpha_2 - \beta_2 y_{2i}$ ，所謂絕對空無是除了 y_{1i} 、 y_{2i} 大於或等於 0 外， α_2 也等於 0。若 α_2 不等於 0，僅 y_{1i} 、 y_{2i} 等於 0，則為相對空無。(林國雄 1998a)

註 2-37：此 α_3^* 可反映廠商過去累積的本錢，而 $y_{li} = \alpha_3^* - \beta_3^* y_{3i}$ ，若 α_3^* 小於零時，

廠商過去累積的本錢都被剋光了，還被要求要倒貼 ($y_{li} = \alpha_3^* - \beta_3^* y_{3i}$)，

生意怎麼可能做得下去。



第三章分析模式與統計方法

經濟活動的八卦因果鏈條與五行生剋加權迴歸

第二章整理出陰陽系統論的兩個公理性定義、四個操作性定義、七個公理、四個定律，(蔡淵輝等 2004b)，及五行系統論的十七個公理、三個操作性定義及二個定理(蔡淵輝 2005a)，為新儒學定性決策結構提供其公理系統性的理論基礎上。本章將根據第二章的理論架構，結合物理、事理、人理分析法 (Gu and Zhu,2000；Gu and Tang, 2000；Zhu,2000) 及管理控制比例分析模式的概念 (Gold1972)，針對產業經營資料導出八個因果鏈條(Causal Chain)，並推導出母體及樣本的加權生剋迴歸的相關計算式。

本章第一節討論產業與企業經營的八個因果鏈條，第二節是討論有關經濟活動五行生剋迴歸加權的必要性、第三節推演母體及樣本資料迴歸的不偏估計及其變異數，第四節討論母體非最佳線性不偏估計式的卦變，第五節討論樣本非最佳線性不偏估計式的卦變，第六節推導母體資料加權迴歸的 t 統計值檢定，第七節推導樣本資料加權迴歸的 t 統計值檢定，第八節將討論母體迴歸的相關係數檢定及其歸納邏輯機率，第九節將討論樣本迴歸的相關係數檢定及其歸納邏輯機率，第十節為本章的結語。

3-1. 產業與企業經營的八卦因果鏈條

3-1-1 四個利己 (即利) 因果鏈條

Gold(1972)提出管理控制比例分析模式，經過 20 多年之後，由於其定義式結構的特性與簡單的數學觀念，產業界的分析人員仍然比較多人應用該模式作分析。但是學術界在當代推論統計蓬勃主導的情境中，對於 Gold 模式的定義式結構並未重視，而且大部份這類研究重心是放在如何利用統計方法，去發展推論模式，例如，時間序列分析模式、因素分析、主成份分析與類神經網路等。但林國雄(1990)開始對 Gold 的模式提出修正與擴增，並重新予以詮釋。

根據公理 (2-1)：『太極 (系統)是由許多的兩個互動的作用力組成，即「陰」

與「陽」，許多的這兩股力量的交互作用，可以化生萬事萬物（含子系統、小太極），萬事萬物（子系統、小太極）的互動與循環相生，可以產生許多變化。』，八卦因果鏈條經營的第一個分層原則是天地人三才的「地」位。若將太極視為一個廠商，則可從最基礎的生產因素之勞動投入與業主權益資本投入來分陰陽兩儀；利用勞動要素與業主權益資本（資金）要素的兩項投入，根據操作性定義(2-1)：『太極中將陽性力量主「動」分立出來成為陽儀，將陰性力量主「靜」分立出來成為陰儀，故根據陰陽理論可將太極分立為「陰」與「陽」兩個型態，稱之為「陰陽兩儀」』，陽性力量主「動」，故勞動投入為陽儀，陰性力量主「靜」，為條件，故業主權益資本投入為陰儀。

根據操作性定義(2-2)：『在天地人三才屬「地」位兩儀中的「陰儀」與「陽儀」皆可運用其「人」位內部發展的陽性力量與陰性力量分出新的陰、陽型態，故可將系統再分為四個情境，稱之為四象』。在經營的內部發展中，有專業經營活動與綜合理財活動的兩項經營理念，專業經營主「動」，追求生產力及競爭力的提升，故為陽儀，綜合理財主「靜」，追求經營的穩健及風險的分散，故為陰儀，因而可提出完整的四條利己的因果鏈條。

令 A=薪資支出

B=勞動成本（含 A 及福利撫恤退休金等），範圍比 A 大

C=以常雇員工當量計算的員工人數

D=專業經營利潤

M=業主權益

E=綜合理財盈餘

F=專業經營附加價值

G=綜合理財生產毛額

H=專業經營生產總額(含 F 及中間投入成本)

J=專業經營機械電機投入，是 K_1 的重要組成成份

K_1 =專業經營固定資產投入(含 J 在內)

K_2 =綜合理財固定資產投入

L_1 =專業經營實際運用資產投入(含 K_1 在內)

L_2 =綜合理財實際運用資產投入(含 K_2 在內)

根據第二章操作性定義(2-5):『五行的五個節點代表的符號為木、火、土、金、水。可辨別出木有外揚之作用力、金有內斂之作用力、火有上炎之作用力、水有下潤之作用力、土有靜止之作用力,各屬性不是靠理論演繹證明,而是靠經驗歸納證實』。林國雄[1996a,b,c,d,1998a,b,1999a,2001c,2001a]已論證,上述經營變數中,A、D、E是五行「水」所附著的經營變數,F、G是五行「金」所附著的經營變數, K_1 、 K_2 是五行「土」所附著的經營變數, L_1 、 L_2 是五行「火」所附著的經營變數,C、M是五行「木」所附著的經營變數。根據公理(2-15):『五行完整存在後,可開始其「木生火、火生土、土生金、金生水、水生木」的相生循環』,這些因果鏈條目標的達成,如下面式(3-1),均有助於促進手段的再投入,所以將因果鏈條左邊的分數及分母互相易位,並將等號去除掉,然後頭尾相接,每一經營變數在五行相生循環中只表達一次,有別於因果鏈條等號右邊許多分子及分母經營變數同時出現的狀況,於是木生火,火生土,土生金,金生水,及水生木的五行相生循環[林國雄 1998a],在卦象中也就歷歷在目了。在這些因果鏈條中,式(3-1)至式(3-4)將安排為自利(即利)因果鏈條。

3-1-1-1 乾象因果鏈條

$$\frac{A}{C} = \frac{A(\text{水})}{F(\text{金})} \cdot \frac{F(\text{金})}{K_1(\text{土})} \cdot \frac{K_1(\text{土})}{L_1(\text{火})} \cdot \frac{L_1(\text{火})}{C(\text{木})} \quad (3-1) \text{ 乾象}$$

式(3-1)為乾象,在專業經營時員工勞動投入C所追求的是薪資報酬(即薪資支出A),所以是由投入手段至追求目的所構成的勞動因果鏈條,各經營比例的意義是,(A/C)為平均薪資,(A/F)為專業經營薪資份率,(F/ K_1)為專業經營固定資產毛生產力,(K_1/L_1)為專業經營固定比例,(L_1/C)為專業經營每人實際資產。根據公理(2-12):『一個精簡後完整的五行單向因果循環,在五個節點彼此間的合理而重要的單向因果關係只有兩種:生與被生(含不生與不被生的可能

性)、剋與被剋(含不剋與不被剋的可能性)』,且根據定理(2-2):『五行單向因果循環在概念上轉回成從投入手段端點至追求目標端點之四個單向因果關係之串接時,則得「木為生之始,土為生之中,水為生之終」的五行因果鏈條的天次之序』,所以乾象的五行相生循環是「木(C)生火(L₁)、火(L₁)生土(K₁)、土(K₁)生金(F)、金(F)生水(A)、水(A)生木(C)」,根據第二章公理(2-13):『在五行單向因果循環中,所有五個重要節點須符合「比鄰相生、間隔相剋」及相生相剋得到五行窮舉的規定性』,比鄰相生循環可以整理成圖3-1,實線代表相生循環的方向。

一般來說,廠商支付薪資支出A給員工C,為了讓員工C得到薪資A,廠商需投入專業經營實際運用資產L₁,其中投入專業經營固定資產K₁,創生專業經營附加價值F,有了附加價值廠商才得以發放薪資A給員工C,於是附加價值F分配出薪資支出A,員工滿意薪資支出A的實現,回過頭來又可以引導員工C的勞動再投入。

圖3-1 虛線代表間隔相剋,根據第二章公理(2-17):『木生火且火生土時,木剋土是備用力量,木不是對土的間接影響變數;火生土且土生金時,火剋金是備用力量,火不是對金的間接影響變數;土生金且金生水時,土剋水是備用力量,土不是對水的間接影響變數;金生水且水生木時,金剋木是備用力量,金不是對木的間接影響變數;水生木且木生火時,水剋火是備用力量,水不是對火的間接影響變數』,及公理(2-19):『五行的實際相剋「木剋土」、「土剋水」、「水剋火」、「火剋金」、或「金剋木」不能周而復始』,相剋一般是備用力量,平時不發生作用,一旦發生作用時,不能周而復始地循環。

從圖3-1可以看到乾象的間隔相剋是:「木(C)剋土(K₁)、火(L₁)剋金(F)、土(K₁)剋水(A)、金(F)剋木(C)、水(A)剋火(L₁)」。就木(C)剋土(K₁)的一個可能潛在剋制機制而言,製造業每員工配置的固定設備增加,一般可增加其生產力,與任何經濟的理性發展相符,而在員工人數增加的過程中引起固定資產減少,則是反其道而行,也是倒退,當然是一種剋制力量,如員工

工會的過度強勢，擔心機器設備會搶走其就業機會，曾影響廠商專業經營固定資產 K_1 的增加，像美國鋼鐵工會或碼頭工會的強勢，為保障會員就業，曾有抑制更新自動化設備的現象；火 (L_1) 剋制金 (F) 的一個可能機制亦是專業生產活動實際資產的過度投資或錯誤投資，如原物料投入不當，形成資源運用無效率性時，會使附加價值 F 下降的現象發生；土 (K_1) 剋制水 (A) 的一個可能機制如固定投資增加，一般將使折舊成本增加，若因投資過度或錯誤使得生產毛額沒有增加，反而減少，那麼折舊成本增加將擠佔薪資支出或勞動報酬的份額，這就是固定資產 (K_1) 剋制薪資支出 (A) 的潛在機制。

就金 (F) 剋木 (C) 的一個可能潛在剋制機制而言，當專業經營附加價值 F 增加時，由於慣性下的調薪幅度可能比勞動生產力的提高來得更大，促成勞動本的相對提高，終於導致員工人數的雇用量反而降低。就水 (A) 剋火 (L_1) 的一個可能潛在剋制機制而言，專業經營實際運用資產投入 L_1 所能獲取的生產毛額總額總有一個市場供需下的合理水準，而當薪資支出由於過去的調薪慣性而繼續上升但勞動生產力卻未能同幅度增加時，假使物價相對穩定，生產毛額用於支付利潤盈餘及租金利息的部份必定相對減少，從而導致實際資產投資報酬的相對減少，再導致資金供應的相對縮減，並使得專業經營實際運用資產投入 L_1 跟著相對減少。(林國雄 1996b)

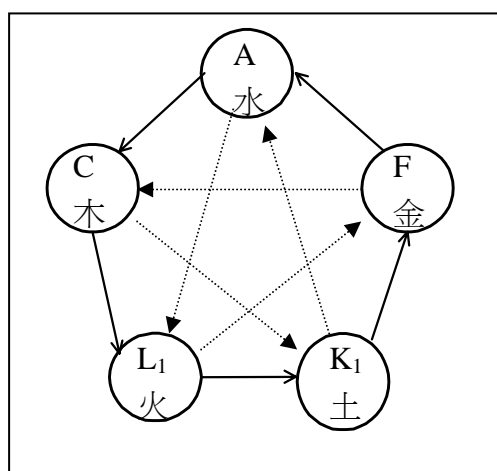


圖3-1 乾象

3-1-1-2 坤象因果鏈條

$$\frac{E}{M} = \frac{E(\text{水})}{G(\text{金})} \cdot \frac{G(\text{金})}{K_2(\text{土})} \cdot \frac{K_2(\text{土})}{L_2(\text{火})} \cdot \frac{L_2(\text{火})}{M(\text{木})} \quad (3-2)\text{坤象}$$

式(3-2)為坤象，在綜合理財時業主權益資金投入M所追求的是盈餘E，所以是由投入手段至追求目的所構成的資本因果鏈條。式中，新增經營比例(E/M)為綜合理財業主報酬率，(E/G)為綜合理財盈餘份率，(G/K₂)為綜合理財固定資產毛生產力，(K₂/L₂)為綜合理財固定比例，(L₂/M)為綜合理財融資比例。

根據公理(2-12)及定理(2-2)，坤象的五行相生循環是「木(M)生火(L₂)、火(L₂)生土(K₂)、土(K₂)生金(G)、金(G)生水(E)、水(E)生木(M)」。

根據公理(2-13)比鄰相生循環可以整理成圖3-2。業主股東投入業主權益M，導引綜合理財實際運用資產L₂的出現，因為L₂的增加，導致其中綜合理財固定資產K₂的增加，K₂的增加會有效提高綜合理財生產毛額G，而使分配出來的綜合理財盈餘E跟著增加，而滿意盈餘的實現，回過頭來又可以促進業主權益M資金的繼續投入。

圖3-2根據第二章公理(2-17)及公理(2-19)，同樣地，相剋一般是備用力量，平時不發生作用，一旦發生作用時，不能周而復始地循環。從圖3-2可以看到坤象的間隔相剋是：「木(M)剋土(K₂)、火(L₂)剋金(G)、土(K₂)剋水(E)、金(G)剋木(M)、水(E)剋火(L₂)」。就木(M)剋土(K₂)的一個可能潛在剋制機制而言，若業主權益M增加是為了維持債信，且以通貨膨脹的預期利益為主，非以實質生產活動的投資為重心，所以常在常在黑市借貸高利息成本的侵蝕下自然顯現出「M剋K₂」的剋制力量。火(L₂)剋金(G)的一個可能潛在剋制機制，是綜合理財實際資產的錯誤投資或過度投資。土(K₂)剋水(E)的一個可能剋制機制推論，如同乾象的土(K₁)剋制水(A)的可能機制一般，若因投資過度或錯誤使得綜合理財盈餘沒有增加，反而減少，那麼折舊成本增加將擠佔綜合理財盈餘的份額，這就是綜合理財固定資產K₂剋制綜合理財盈餘E的可能潛在機制。不過由於綜合理財所能取得的固定資產投資以外

的其他投資之正確搭配，透過風險的分散，相應的過度投資或錯誤投資之影響效果將大為降低。餘依此類推。

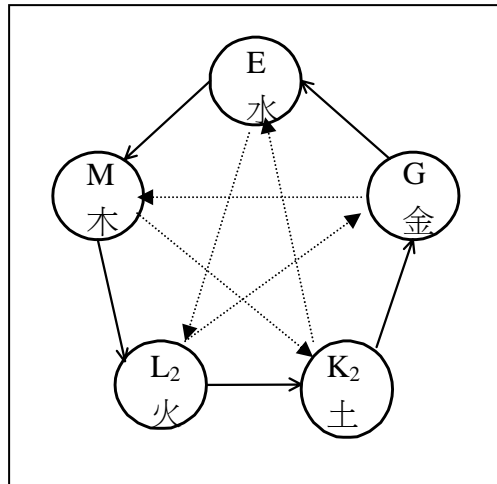


圖3-2 坤象

3-1-1-3 坎象因果鏈條

$$\frac{D}{M} = \frac{D(\text{水})}{F(\text{金})} \cdot \frac{F(\text{金})}{K_1(\text{土})} \cdot \frac{K_1(\text{土})}{L_1(\text{火})} \cdot \frac{L_1(\text{火})}{M(\text{木})} \quad (3-3) \text{坎象}$$

式 (3-3) 為坎象，在專業經營時業主權益資金投入M所追求的是利潤D，所以是由投入手段至追求目的所構成的資本因果鏈條。式中，新增經營比例的意義是，(D/M)為專業經營業主報酬率，(D/F)為專業經營利潤份率，(L₁/M)為專業經營下的融資比例。

根據公理(2-12)及定理(2-2)，坎象的五行相生循環是「木(M)生火(L₁)、火(L₁)生土(K₁)、土(K₁)生金(F)、金(F)生水(D)、水(D)生木(M)」，根據公理(2-13)比鄰相生循環可以整理成圖3-3。業主股東投入業主權益M，導引專業經營實際運用資產投入L₁，因為L₁的投入增加，導致專業經營固定資產投入K₁的增加，K₁的增加會有效提高專業經營附加價值F，而使分配出來的專業經營利潤D跟著增加，最後滿意利潤D的實現，回過頭來又可以促進業主權益M資金的繼續投入。

從圖 3-3 可以看到坎象的間隔相剋是：「木 (M) 剋土 (K₁)、火 (L₁) 剋金 (F)、土 (K₁) 剋水 (D)、金 (F) 剋木 (M)、水 (D) 剋火 (L₁)」。就木 (M) 剋土 (K₁) 的一個可能潛在剋制機制而言，若業主權益 M 增加是為了維持債信，且以通貨膨脹的預期利益為主，非以實質生產活動的投資為重心，所以常在黑市借貸高利息成本的侵蝕下顯現出「M 剋 K₁」的剋制力量。土 (K₁) 剋水 (D) 的可能剋制機制是生產活動固定資產的錯誤投資或過度投資。金 (F) 剋木 (M) 的可能潛在剋制機制，如專業經營附加價值雖然上升，但由於利息支出的更大量侵蝕，使得業主權益反而下降。餘依此類推。

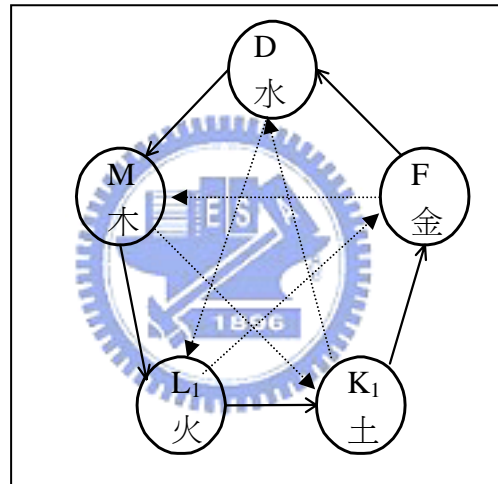


圖3-3 坎象

3-1-1-4 離象因果鏈條

$$\frac{A}{C} = \frac{A(\text{水})}{G(\text{金})} \cdot \frac{G(\text{金})}{K_2(\text{土})} \cdot \frac{K_2(\text{土})}{L_2(\text{火})} \cdot \frac{L_2(\text{火})}{C(\text{木})} \quad (3-4) \text{離象}$$

式 (3-4) 為離象，在包含專業經營下的綜合理財時，員工勞動投入 C 所追求的仍是薪資報酬（即薪資支出 A），所以是由投入手段至追求目的所構成的離卦卦象勞動因果鏈條，新增經營比例的意義是，(A/G) 為綜合理財薪資份率，(L₂/C) 為綜合理財每人實際資產。

離象的五行相生循環是「木 (C) 生火 (L₂)、火 (L₂) 生土 (K₂)、土 (K₂)

生金 (G)、金 (G) 生水 (A)、水 (A) 生木 (C)」，其比鄰相生循環可以整理成圖 3-4。廠商支付薪資支出 A 給員工 C，為了讓員工 C 得到薪資 A，廠商需投入綜合理財實際運用資產投入 L_2 ，其中投入綜合理財固定資產 K_2 ，創生綜合理財生產毛額 G，有了綜合理財生產毛額廠商才得以發放薪資 A 給員工 C，於是綜合理財生產毛額 G 分配出薪資支出 A，滿意薪資支出 A 的實現，回過頭來又可以引導員工 C 的勞動再投入。

圖 3-4 離象的間隔相剋是：「木 (C) 剋土 (K_2)、火 (L_2) 剋金 (G)、土 (K_2) 剋水 (A)、金 (G) 剋木 (C)、水 (A) 剋火 (L_2)」，可能相剋的相關推論如同前述可再予以類推。

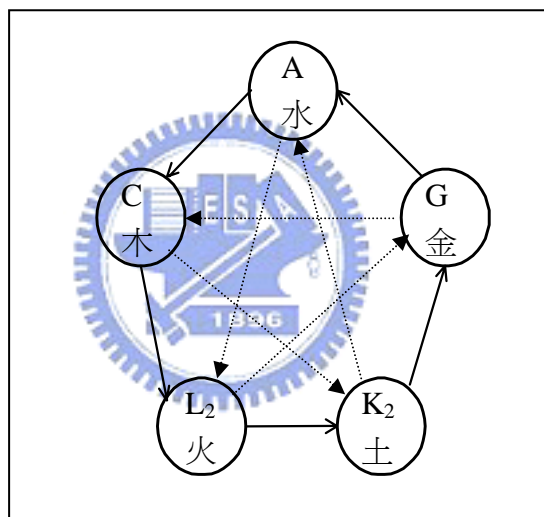


圖3-4 離象

3-1-2 四個利人 (即義) 因果鏈條

但上面四條因果鏈條，只從員工及股東 (或業主) 各求一己之利的觀點出發，只以一己之幸福為人生行為之鵠的、道德之標準。此種利己思維，實仍嫌不足；另有一種說法，人亦應以增進他人幸福為自身行為之標準。社會之改善，在道德之發展，在打破自利心，因有此一說。利他亦有層次性，利產業內他人或利企業內他人，此為較近身之層次者；利產業外他人或利企業外他人，則屬大同世界且範圍更大之層次者，而利己 (利) 與利人 (義) 恰為新儒學陰陽兩儀之互動對待 (林國雄 1996a)，故有關產業與企業的經營因果鏈條，直至另外四個利他之關

懷因果鏈條加入詮釋而才有其完整性，才能超越了原先在四象及五行的思維層次（林國雄 2001b）。式（3-5）至式(3-8)為利人(義)因果鏈條。

3-1-2-1 震象因果鏈條

$$\frac{E}{C} = \frac{E(\text{水})}{G(\text{金})} \cdot \frac{G(\text{金})}{K_2(\text{土})} \cdot \frac{K_2(\text{土})}{L_2(\text{火})} \cdot \frac{L_2(\text{火})}{C(\text{木})} \quad (3-5) \text{震象}$$

式（3-5）為震象，員工勞動 C 的投入已對業主權益 M 的綜合理財下報酬之盈餘 E 付出關懷，這是員工利他之德的第一種具體表現，所以是由投入手段至關懷目的所構成的關懷因果鏈條。式中，新增經營比例的意義是，(E/C)為勞動的盈餘創造力。而上述震象就是員工勞動投入對業主權益報酬的第一種關懷。

震象的五行相生循環是「木(C)生火(L₂)、火(L₂)生土(K₂)、土(K₂)生金(G)、金(G)生水(E)、水(E)生木(C)」，其比鄰相生循環可以整理成圖五。廠商產生滿意的綜合理財盈餘 E，有能力導引員工 C 勞動的再投入，員工 C 的投入導引綜合理財實際運用資產投入 L₂ 的投入，其中包含綜合理財固定資產 K₂ 的投入，於是創化出綜合理財生產毛額 G，有了綜合理財生產毛額 G，廠商才得以分配出綜合理財盈餘 E，滿意的盈餘 E 回過頭來又可以導引員工 C 勞動的再投入。

圖 3-5 震象的間隔相剋是：「木(C)剋土(K₂)、火(L₂)剋金(G)、土(K₂)剋水(E)、金(G)剋木(C)、水(E)剋火(L₂)」。可能相剋的相關推論可同前述類推。

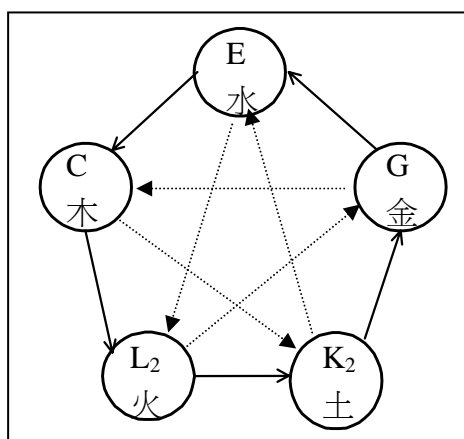


圖3-5 震象

3-1-2-2 巽象因果鏈條

$$\frac{A}{M} = \frac{A(\text{水})}{F(\text{金})} \cdot \frac{F(\text{金})}{K_1(\text{土})} \cdot \frac{K_1(\text{土})}{L_1(\text{火})} \cdot \frac{L_1(\text{火})}{M(\text{木})} \quad (3-6) \text{ 巽象}$$

式(3-6)為巽象，業主權益 M 的投入已對員工勞動 C 的專業經營之薪資支出 A 付出關懷，這是業主股東利他之德的第二種表現，所以是由投入手段至關懷目的所構成的關懷因果鏈條。式中，新增經營比例的意義是，(A/M)為業主權益的薪資創造力。而上述巽象就是業主權益投入對員工勞動報酬的第一種關懷。

巽象的五行相生循環是「木(M)生火(L₁)、火(L₁)生土(K₁)、土(K₁)生金(F)、金(F)生水(A)、水(A)生木(M)」，其比鄰相生循環可以整理成圖六。業主提供業主權益 M，導引專業經營實際運用資產投入 L₁ 的投入，因為 L₁ 的投入，導引其中專業經營固定資產投入 K₁ 的投入，K₁ 的投入會有效提高專業經營附加價值 F，而使其能分配出薪資支出 A，然後滿意薪資支出 A 回過頭來促使業主權益 M 得以再投入。

圖 3-6 巽象的間隔相剋是：「木(M)剋土(K₁)、火(L₁)剋金(F)、土(K₁)剋水(A)、金(F)剋木(M)、水(A)剋火(L₁)」，可能相剋的相關推論可同前述予以類推。

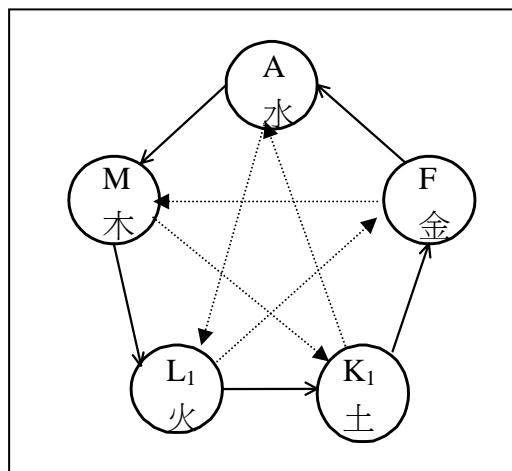


圖3-6 巽象

3-1-2-3 艮象因果鏈條

$$\frac{A}{M} = \frac{A(\text{水})}{G(\text{金})} \cdot \frac{G(\text{金})}{K_2(\text{土})} \cdot \frac{K_2(\text{土})}{L_2(\text{火})} \cdot \frac{L_2(\text{火})}{M(\text{木})} \quad (3-7)\text{艮象}$$

式(3-7)為艮象，業主權益M的投入已對員工勞動C的綜合理財之薪資支出A付出關懷，這是業主股東利他之德的第三種表現，所以是由投入手段至關懷目的所構建的關懷因果鏈條，此艮象就是業主權益投入對員工勞動報酬的第二種關懷。

艮象的五行相生循環是「木(M)生火(L₂)、火(L₂)生土(K₂)、土(K₂)生金(G)、金(G)生水(A)、水(A)生木(M)」，其比鄰相生循環可以整理成圖3-7。業主股東提供業主權益M，配合綜合理財實際運用資產L₂的投入，導引其中綜合理財固定資產K₂的投入，K₂的投入會有效提高綜合理財生產毛額G，而使薪資支出A得以發放，因為滿意薪資支出A的發放，從而促使業主權益M得以再投入。

圖3-7 艮象的間隔相剋是：「木(M)剋土(K₂)、火(L₂)剋金(G)、土(K₂)剋水(A)、金(G)剋木(M)、水(A)剋火(L₂)」。可能相剋的相關推論可同前述予以類推。

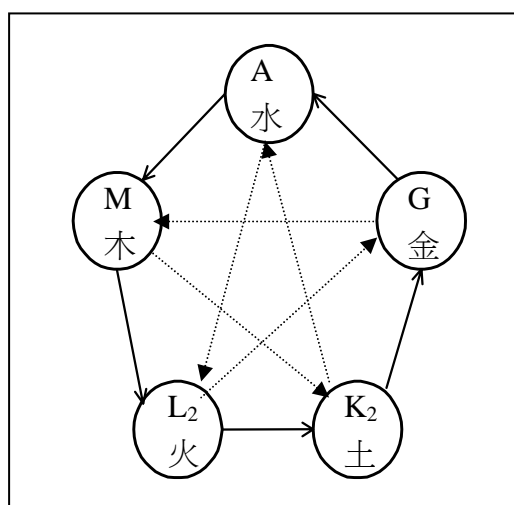


圖3-7 艮象

3-1-2-4 兌象因果鏈條

$$\frac{D}{C} = \frac{D(\text{水})}{F(\text{金})} \cdot \frac{F(\text{金})}{K_1(\text{土})} \cdot \frac{K_1(\text{土})}{L_1(\text{火})} \cdot \frac{L_1(\text{火})}{C(\text{木})} \quad (3-8)\text{兌象}$$

式(3-8)為兌象，員工勞動 C 的投入已對業主權益 M 的專業經營報酬之利潤 D 付出關懷，這是員工利他之德的第四種表現，所以也是由投入手段至關懷目的所構建的兌卦卦象關懷因果鏈條。式中新增經營比例的意義：(D/C)為勞動的利潤創造力。而上述兌象就是員工勞動投入對業主權益報酬的第二種關懷。

廠商支付薪資 A 給員工 C，員工 C 為了得到薪資 A，其勞動投入需配合專業經營實際運用資產 L_1 ，配合其中的專業經營固定資產 K_1 投入，創生專業經營附加價值 F，有了附加價值廠商才能分配出利潤，得以發放薪資 A 給員工 C，滿意的專業經營利潤 D，回過頭來又可以促成員工 C 的再投入。

圖 3-8 兌象的間隔相剋是：「木(C)剋土(K_1)、火(L_1)剋金(F)、土(K_1)剋水(D)、金(F)剋木(C)、水(D)剋火(L_1)」。可能相剋的相關推論可同前述予以類推。

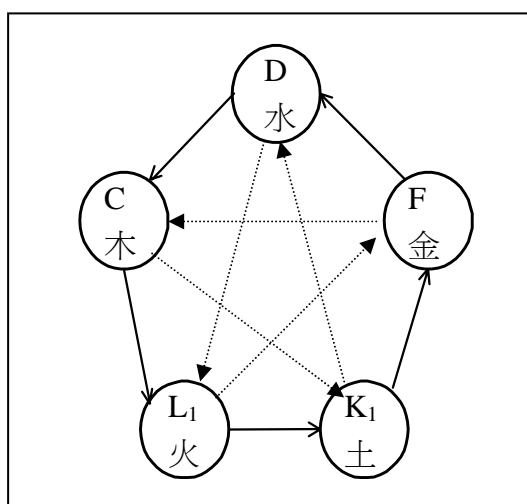


圖3-8 兌象

上述八個因果鏈條公式內之經營變數中，依因果鏈條的順序，兩個經營變數相除後可得經營比例，如薪資支出 A 除以常雇員工當量計算的員工人數 C，代表之意義為平均薪資 A/C，茲再彙整如表 3-1。

上述八卦因果鏈條在天地人三才架構上所代表的意義，「地」位代表的是基础性資源的投入，如乾象、離象、震象及兌象的「地」位（投入）是員工勞動投入 C，坤象、坎象、巽象及艮象的「地」位（投入）是業主權益資金投入 M。「人」位代表的是經營活動的理念，如乾象、坎象、巽象及兌象的「人」位是專業經營，坤象、離象、震象、艮象的「人」位是綜合理財。「天」位代表的是追求目標，如乾象、離象、巽象及艮象的「天」位是薪資支出 A，坤象及震象的「天」位是綜合理財盈餘 E，坎象及兌象的「天」位是專業經營利潤 D。各卦象因果鏈條的基礎投入（地）、經營活動的理念（人）及目標（天）茲彙整如表 3-2。

表 3-1、經營比例代表之意義

經營比例	代表之意義
A/C	平均薪資
A/F	專業經營薪資份率
F/K ₁	專業經營固定資產毛生產力
K ₁ /L ₁	專業經營固定比例
L ₁ /C	專業經營每人實際資產
E/M	綜合理財業主報酬率
E/G	綜合理財盈餘份率
G/K ₂	綜合理財固定資產毛生產力
K ₂ /L ₂	綜合理財固定比例
L ₂ /M	綜合理財融資比例
D/M	專業經營業主報酬率
D/F	專業經營利潤份率
L ₁ /M	專業經營下的融資比例
A/G	綜合理財薪資份率
L ₂ /C	綜合理財每人實際資產
E/C	勞動的盈餘創化力
A/M	業主權益的薪資創化力
D/C	勞動的利潤創化力

表3-2、各卦象因果鏈條意義彙總表

卦象	因果鏈條代表的意義		
	投入(地)	經營理念(人)	追求或關懷目標(天)
乾象	員工勞動投入C	專業經營	薪資支出A
坤象	業主權益資金投入M	綜合理財	綜合理財盈餘E
坎象	業主權益資金投入M	專業經營	專業經營利潤D
離象	員工勞動投入C	綜合理財	薪資支出A
震象	員工勞動投入C	綜合理財	綜合理財盈餘E
巽象	業主權益資金投入M	專業經營	薪資支出A
艮象	業主權益資金投入M	綜合理財	薪資支出A
兌象	員工勞動投入C	專業經營	專業經營利潤D

本節已將經濟活動的八卦因果鏈條完整說明，下節將繼續探討經濟活動的五行生剋加權迴歸。

3-2.經濟活動五行生剋加權迴歸之必要性

根據第二章公理(2-20):『「木生火時」,木變數與火變數的相關係數顯著地大於零;或以火變數作為被解釋變數,以木變數作為解釋變數的簡單迴歸之迴歸係數顯著地大於零;餘依此類推;但除了五行生剋的概念外,顯示用於表達事物之性能與作用的五行,若不得其宜,彼此間還可能產生「相干」的關係,但其作用力通常比生或剋的作用力來得微弱,如「木干火」,木不得其宜而犯火,非木生火;餘依此類推』。及公理(2-21):『「木剋土時」,木變數與土變數的相關係數顯著地小於零;或以土變數作為被解釋變數,以木變數作為解釋變數的簡單迴歸之迴歸係數顯著地小於零。餘依此類推』,所以如何計算經營(解釋)變數間的相關係數或簡單迴歸之迴歸係數則為本章重點。

凡是以被生變數作為被解釋變數,而以從生變數作為解釋變數的簡單迴歸,且迴歸係數顯著地大於零者,就是相生迴歸。從生變數值的增加是手段,被生變數數值的跟隨增加是目的。凡是以被剋變數作為被解釋變數,而以從剋變數作為解釋變數的簡單迴歸,且迴歸係數顯著地小於零者,就是相剋迴歸。通常,從剋變數數值的不合理增加是要將經營不善的廠商自產業內淘汰出局的手段,被剋變

數的反向減少則是目的。準此，生剋迴歸就是相生迴歸與相剋迴歸兩者的合稱。而凡是五行不得其宜的相干，不是表現在相生迴歸的干擾項中，就是表現在相剋迴歸的干擾項中。

林國雄（1998c）認為，在五行生剋迴歸時，每一家廠商均可直覺地簡單假設其各具有相同的重要性，這是過去常用而傳統的在算術平均下之統計默契與分析作法，也是過去迴歸分析無意中常用的基本假設，是尚未考慮周全的邏輯起點。但是大廠商的員工人數多，扶養的人口多；小廠商的員工人數少，扶養的人口少。大廠商的業主權益多，投入的資源多；小廠商的業主權益少，投入的資源少。所以，理論上大廠商資料的重要性通常遠高於小廠商。因而，上述傳統統計默契下的生剋迴歸，並不切合實際。於是，我們有必要追溯比統計默契的邏輯起點更基本的邏輯起點，選擇以員工人數、業主權益、或其他經營變數的大小來反映廠商間的相對重要性，改變邏輯起點，並加權以從事生剋迴歸（註 3-1）。這是本文在五行生剋下對過去簡單迴歸（Dielman ,pp.62-129;Kmenta,pp.203-259）將進行的重大修正。這就是追溯上述統計默契之基本假設不可能合理地成立，因而找出的更基本假設後，所做的重大修正（註 3-2）。

根據第二章的公理（2-15）：『五行完整存在後，可開始其「木生火、火生土、土生金、金生水、水生木」的相生循環』，將這五個相生迴歸式聯立時，根據第二章的公理（2-16）：『五行循環具「封序」的特性，有別於控制論的「封閉循環』』，它們確實形成一套封序循環的相生系統，換言之，五個相生迴歸式是一套聯立迴歸式。根據公理（2-17）：『木生火且火生土時，木剋土是備用力量，木不是對土的間接影響變數；火生土且土生金時，火剋金是備用力量，火不是對金的間接影響變數；土生金且金生水時，土剋水是備用力量，土不是對水的間接影響變數；金生水且水生木時，金剋木是備用力量，金不是對木的間接影響變數；水生木且木生火時，水剋火是備用力量，水不是對火的間接影響變數』，由於每一相生迴歸式的直接相生特性，所以不必另加任何外生變數以解決其聯立迴歸式的認定問題。一般聯立迴歸式由於所選取的外生變數及其所放的位置不同，使用三段最小

平方估計法或全息（註 3-3）最大概似估計法等所求得之迴歸常數及係數之數值及經濟意義，亦將有所不同。這種迴歸常數及係數之數值及經濟意義，因聯立情境的不同而不同，顯然距離理論的合理邏輯起點之基本要求較遠。理論的合理邏輯起點應該是要使其聯立迴歸常數及迴歸係數的經濟意義詮釋非常穩固才是。

因為每一相生迴歸式的直接相生特性，所以對其進行加權簡單迴歸將是最簡潔的計算迴歸常數及係數之方法。根據公理（2-20）及公理（2-21），若五行相生循環不順暢或不相生，我們還須檢查其切題的相剋迴歸式，在五行相生循環中，若至少有一個切題的相剋迴歸式發生作用，對這些相剋迴歸式，同樣基於其直接相剋特性，亦以對其進行加權簡單迴歸為宜。若以圖 3-9 坎象為例，專業經營固定資產投入（ K_1 ）對利潤（ D ）產生顯著的相剋，而且是唯一的相剋，則此時圖中虛線箭頭用以顯示其實際相剋方向，其餘實線箭頭則用以顯示其理論上應有的相生方向。

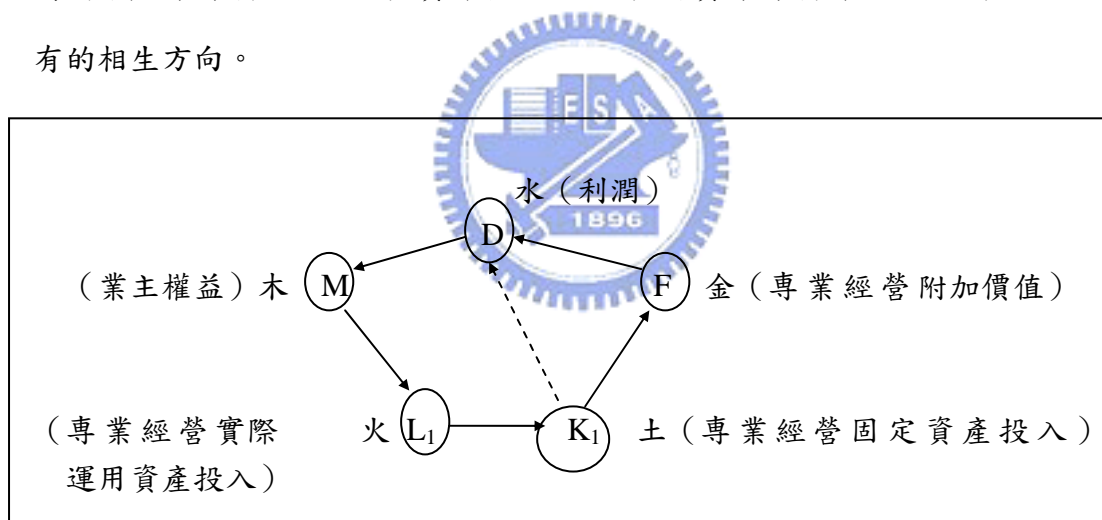


圖3-9 坎象五行相生相剋循環

此時，相剋迴歸式與其餘五個相生迴歸式同時聯立並無太大的意義（有 M 、 L_1 、 K_1 、 F 、 D 共五個變數但有六個聯立方程式）。不過若（ D ， K_1 ）與（ D ， F ）、（ F ， K_1 ）聯立，或若（ D ， K_1 ）與（ K_1 ， L_1 ）、（ L_1 ， M ）、（ M ， D ）聯立，前者由於因果方向性的衝突，聯立實難以成立；後者由於因果方向的協調一致，聯立應當成立（有 M 、 L_1 、 K_1 、 D 共四個變數且剛好只有四個聯立方程式），但欠缺相生性。所以此時的聯立迴歸可以有兩種選擇（林國雄 1998c）：

- 一、相生時五個相生迴歸式的單純聯立，亦即（ D ， F ），（ F ，

(K_1) ， (K_1, L_1) ， (L_1, M) ， (M, D) 的聯立；

二、相剋時 (D, K_1) 相剋與 (K_1, L_1) 、 (L_1, M) 、 (M, D) 相生或不相生的混合聯立。

由此至少已可知，聯立迴歸或聯立方程式的組配並非「定常」或「有常」(certainty)，而是「無常」(uncertainty)。以無常的聯立迴歸或聯立方程式之組配而奢求比較正確的系統估計方法(如 Kmenta, pp, 695-704)，可能又再度違背理論的合理邏輯起點之基本要求。因而，任何生剋迴歸仍以加權簡單迴歸為宜，然後再尋求其合適之聯立。如果此種聯立「無常」的推論確實正確，則過去許多計量經濟學家在認定 (identification) 及估計方法 (Johnston 1972, pp 341-423) 上的許多努力成果，事實上大致都需要開始再重新予以不同的評價方向了(林國雄 2004c)。

3-3. 母體及樣本資料迴歸的不偏估計及其變異數之推演

根據前節說明，瞭解「大廠商資料的重要性通常遠高於小廠商，我們有必要追溯比統計默契的邏輯起點更基本的邏輯起點，選擇以員工人數、業主權益、或其他經營變數的大小來反映廠商間的相對重要性，改變邏輯起點，並加權以從事生剋迴歸」的重要性之後，本節將根據第二章相關公理、定理，針對不同重要性的廠商，並用林國雄 (1998c) 推導經濟活動「母體」五行生剋加權迴歸的相關計算式的過程，本文導出經濟活動「樣本」五行生剋加權迴歸的相關計算式。

3-3-1 母體之期望值及變異數計算式(林國雄 1998c)

平均值的計算方式有許多種，如算術平均數 $\mu = \sum_{i=1}^N X_i / N$ 、幾何平均數 $\mu = (\prod_{i=1}^N X_i)^{1/N}$ 及根據群組大小加權計算的群組平均數 $\mu = \sum_{i=1}^K f_i m_i / N$ ，其中 μ 是平均數， N 是母體數， f_i 是發生次數或發生頻率， m_i 是群組的中點 (Lee Cheng F 等 2000)；另因為各廠商的規模不一，規模大小可以根據員工人數計算，也可根據業主權益計算，而得權數 $W_i = C_i / \sum C_j$ 或 $W_i = M_i / \sum M_j$ ，則加權平均數

$\mu_i = \sum_{i=1}^N W_i X_i$ 。令 N 為全體全查層內的廠商數， $W_i^* = C_i / \sum_{K=1}^{N_j} C_K$ 或 $W_i^* = M_i / \sum_{K=1}^{N_j} M_K$ ， N_j 為在分類下第 j 類內的廠商數。若只分成四類，則 $N = N_1 + N_2 + N_3 + N_4$ 。此加總方式是在 N_1 時由第 1 廠商加至第 N_1 廠商，在 N_2 時由第 N_1+1 廠商加至第 N_1+N_2 廠商，在 N_3 時由第 N_1+N_2+1 廠商加至第 $N_1+N_2+N_3$ 廠商，在 N_4 時由第 $N_1+N_2+N_3+1$ 廠商加至第 N 廠商。

若 X_i 及 Y_i 為相生或相剋的母體兩個經營變數，因：

$$E(X_i) = \mu_X$$

$$E(Y_i) = \mu_Y$$

$$E(X_i - \mu_X)^2 = \sigma_X^2$$

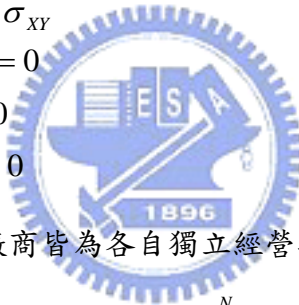
$$E(Y_i - \mu_Y)^2 = \sigma_Y^2$$

$$E[(X_i - \mu_X)(Y_i - \mu_Y)] = \sigma_{XY}$$

$$E[(X_i - \mu_X)(X_j - \mu_X)] = 0$$

$$E[(Y_i - \mu_Y)(Y_j - \mu_Y)] = 0$$

$$E[(X_i - \mu_X)(Y_j - \mu_Y)] = 0$$



假設第 i 廠商及第 j 廠商皆為各自獨立經營之個體， $i \neq j$ 。

經營變數 X 的母體算術平均數為 $\mu_X = \sum_{i=1}^N X_i / N$ ，經營變數 Y 的母體算術平均數為 $\mu_Y = \sum_{i=1}^N Y_i / N$ ，我們可以將經營變數 X 的母體算術平均數方程式等號右邊公式拆成二部份，其一為 $1/N$ ，其二為 X_i 。根據第二章公理 (2-1)：『太極（系統）是由許多的兩個互動的作用力組成—「陰」與「陽」，許多的這兩股力量的交互作用，可以化生萬事萬物（包含子系統、小太極），萬事萬物（子系統、小太極）的互動與循環相生，可以產生許多變化』，若將上述母體算術平均數方程式等號右邊公式視為一個小太極， $1/N$ 為頻率陰儀， X_i 為計算項陽儀。若以廠商資料分析時，廠商規模大小不一，若硬性將每一個廠商視為一個「一」而一樣重要，則有其計算的不合理性（林國雄 2002d、張森河 2003），故根據公理 (2-1)，將陰儀 $1/N$ （在此可稱之為 $1/n$ 加權）更正為根據規模大小權重 W_i 加權，則經營

變數 X、Y 的母體加權平均數可更正為，經營變數 X 的加權母體平均數為

$$\mu_X = \sum_{i=1}^N W_i X_i, \text{ 經營變數 Y 的加權母體平均數為 } \mu_Y = \sum_{i=1}^N W_i Y_i。$$

既然根據公理 (2-1) 將平均數的定義從 $1/n$ 加權變更為「據規模大小權重 W_i

加權」，則一般 X 的母體變異數 σ_X^2 、Y 的母體變異數 σ_Y^2 ，X 及 Y 的母體共變異數 σ_{XY} 分別為：

$$\sigma_X^2 = \sum W_i (X_i - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum W_i X_i$$

$$\sigma_Y^2 = \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2, \bar{Y} = \sum W_i Y_i$$

$$\sigma_{XY} = \sum W_i (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})$$

因而，全查層廠商第 j 類母體的 $\sigma_{X_j}^2$ 、 $\sigma_{Y_j}^2$ 及 $\sigma_{XY_j}^2$ 分別為：

$$\sigma_{X_j}^2 = \sum W_i^* (X_i - \bar{X}_j)^2, \bar{X}_j = \sum W_i^* X_i$$

$$\sigma_{Y_j}^2 = \sum W_i^* (Y_i - \bar{Y}_j)^2, \bar{Y}_j = \sum W_i^* Y_i$$

$$\sigma_{XY_j} = \sum W_i^* (X_i - \bar{X}_j)(Y_i - \bar{Y}_j)$$

式中 \bar{X}_j 、 \bar{Y}_j 、 $\sigma_{X_j}^2$ 、 $\sigma_{Y_j}^2$ 、 σ_{XY_j} 為其對應的母體第 j 類平均值、變異數及共

變異數。

3-3-2 樣本之期望值及變異數計算式

若 x_i 及 y_i 為相生或相剋的樣本兩個經營變數，因：

$$E(x_i) = \mu_x \neq \bar{x}$$

$$E(y_i) = \mu_y \neq \bar{y}$$

$$E(x_i - \mu_x)^2 = \sigma_x^2$$

$$E(y_i - \mu_y)^2 = \sigma_y^2$$

$$E[(x_i - \mu_x)(y_i - \mu_y)] = \sigma_{xy}$$

$$E[(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})] = 0$$

$$E[(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})] = 0$$

$$E[(x_i - \bar{x})(y_j - \bar{y})] = 0$$

假設第 i 廠商及第 j 廠商皆為各自獨立經營之個體， $i \neq j$ 。

經營變數 x 的樣本算術平均數為 $\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n$ ，經營變數 y 的樣本算術平均數為 $\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n$ ， n 為樣本數，我們可以將經營變數 x 的樣本算術平均數方程式等號右邊公式拆成二部份，其一為 $1/n$ ，其二為 x_i 。根據第二章公理 (2-1) 若將上述樣本算術平均數方程式等號右邊公式視為一個小太極， $1/n$ 為頻率陰儀， x_i 為計算項陽儀。同上一小節母體推論，將陰儀 $1/n$ （在此可稱之為 $1/n$ 加權）更正為根據規模大小權重 w_i 加權，則經營變數 x 、 y 的樣本加權平均數可更正為，經營變數 x 的加權樣本平均數為 $\bar{x} = \sum_{i=1}^n w_i x_i$ ，經營變數 y 的加權樣本平均數為 $\bar{y} = \sum_{i=1}^n w_i y_i$ 。

既然根據公理 (2-1) 將平均數的定義從 $1/n$ 加權變更為「據規模大小權重 w_i 加權」，則一般 x 的樣本變異數 S_x^2 、 y 的樣本變異數 S_y^2 ， x 及 y 的樣本共變異數 S_{xy} 分別為：

$$S_x^2 = \sum_{i=1}^n w_i (x_i - \bar{x})^2, \quad \bar{x} = \sum_{i=1}^n w_i x_i$$

$$S_y^2 = \sum_{i=1}^n w_i (y_i - \bar{y})^2, \quad \bar{y} = \sum_{i=1}^n w_i y_i$$

$$S_{xy} = \sum_{i=1}^n w_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

因而，全查層廠商第 j 類樣本的 $S_{x_j}^2$ 、 $S_{y_j}^2$ 及 $S_{xy_j}^2$ 分別為：

$$S_{x_j}^2 = \sum_{i=1}^{n_j} w_i^* (x_i - \bar{x}_j)^2, \quad \bar{x}_j = \sum_{i=1}^{n_j} w_i^* x_i$$

$$S_{y_j}^2 = \sum_{i=1}^{n_j} w_i^* (y_i - \bar{y}_j)^2, \quad \bar{y}_j = \sum_{i=1}^{n_j} w_i^* y_i$$

$$S_{xy_j} = \sum_{i=1}^{n_j} w_i^* (x_i - \bar{x}_j)(y_i - \bar{y}_j)$$

式中 \bar{x}_j 、 \bar{y}_j 、 $S_{x_j}^2$ 、 $S_{y_j}^2$ 及 $S_{xy_j}^2$ 為其對應的樣本第 j 類平均值、變異數及共變異數。

若令 n 為公式推導時抽查層的分類廠商數。因每一抽查分層採分層隨機抽

樣，故在其所歸屬的分層分類內，其樣本分配在理論上有代表母體分配之能力，所以期望值運算子 E 係以該分層內的 (w_1, w_2, \dots, w_n) 作為分配密度函數的隨機抽樣下之期望值運算。本文以廠商經營變數 Q_i 來表達廠商 (y_i, x_i) 資料的相對重要性， Q_i 可以是 C_i 或 M_i ，亦即在進行簡單迴歸時使用 w_i 作為加權用之權數。則 \hat{S}_x^2 、 \hat{S}_y^2 及 \hat{S}_{xy} 分別為：

$$\begin{aligned}
 E[S_x^2] &= E\{\sum w_i (x_i - \bar{x})^2\} \\
 &= E\{\sum w_i [(x_i - \mu_x) - (\bar{x} - \mu_x)]^2\} \\
 &= E\{\sum w_i [(x_i - \mu_x) - \sum w_j (x_j - \mu_x)]^2\} \\
 &= \sum w_i [(1 - w_i)^2 + \sum_{j \neq i} w_j^2] \sigma_x^2 \\
 &= \sum w_i [1 - 2w_i + \sum_{j \neq i} w_j^2] \sigma_x^2 \\
 &= (1 - \sum w_j^2) \sigma_x^2
 \end{aligned}$$

所以 $\hat{S}_x^2 = \sum w_i (x_i - \bar{x})^2 / (1 - \sum w_j^2)$ 才是 σ_x^2 的不偏估計式。

同理 $\hat{S}_y^2 = \sum w_i (y_i - \bar{y})^2 / (1 - \sum w_j^2)$ 才是 σ_y^2 的不偏估計式。

$$\begin{aligned}
 S_{xy} &= E\{\sum w_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})\} \\
 &= E\{\sum w_i [(x_i - \mu_x) - \sum w_j (x_j - \mu_x)][(y_i - \mu_y) - \sum w_j (y_j - \mu_y)]\} \\
 &= E\{\sum w_i [(1 - w_i)(x_i - \mu_x) - \sum_{j \neq i} w_j (x_j - \mu_x)][(1 - w_i)(y_i - \mu_y) - \sum_{j \neq i} w_j (y_j - \mu_y)]\} \\
 &= \sum w_i [(1 - w_i)^2 + \sum_{j \neq i} w_j^2] \sigma_{xy} \\
 &= (1 - \sum w_j^2) \sigma_{xy}
 \end{aligned}$$

同理 $\hat{S}_{xy} = \sum w_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / (1 - \sum w_j^2)$ 才是 σ_{xy} 的不偏估計式。

3-3-3. 母體加權迴歸的不偏估計、基本設定及演算(林國雄 1998c)

令 Y 是被生或被剋之變數，X 是從生或從剋之變數。設某一母體有 N 家廠商，對於每一家廠商都已拿到 (Y_i, X_i) 的客觀成對資料，則以廠商資料作為

代入單位的迴歸式為：

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_{pi}$$

ε_{pi} 為母體生剋迴歸的干擾項（註 3-4）。

一般簡單迴歸求 $\sum \varepsilon_{pi}^2$ 的極小（此時權數可視為 $1/N$ ），以推估 $\hat{\alpha}$ 及 $\hat{\beta}$ 作為 α 及 β 的不偏估計值，換言之，認為每一筆 (Y_i, X_i) 資料均有相同的認知重要性。事實上，大廠商資料的重要性通常遠高於小廠商，所以一般簡單迴歸有其不合理處，只是一種過去習慣使用的統計默契。若改用廠商經營變數 Q_i 來表達廠商 (Y_i, X_i) 資料的相對重要性，亦即在進行簡單迴歸時使用 W_i 作為加權用之權數：

$$W_i = Q_i / \sum Q_j = f_i(Y_i, X_i)$$

式中 i 及 j 皆是廠商之編碼，以下同。 f_i 為聯合分配密度函數， Q_i 是員工人數 C 或業主權益 M 。

令（註 3-5）：

$$E(\varepsilon_{pi}) = \sum W_i \varepsilon_{pi} = 0$$

$$E(\varepsilon_{pi}^2) = \sum W_i \varepsilon_{pi}^2 = \sigma_{\varepsilon_p}^2$$

$$E(\varepsilon_{pi} \varepsilon_{pj}) = 0, i \neq j$$

i 及 j 均為母體內或某特定產業內廠商的完整編碼。一般的簡單迴歸分析 [Johnston 1972, p.13] 亦假設，當 $i \neq j$ 時， $E(\varepsilon_{pi} \varepsilon_{pj}) = 0$ 。因為 i 及 j 均代表具有獨立行為能力的個體廠商，所以第 i 廠商及第 j 廠商間通常可以滿足隨機獨立抽樣的要求，故假設 $E(\varepsilon_{pi} \varepsilon_{pj}) = 0$ （當 $i \neq j$ ）有其意義存在。因而，使得母體生剋

迴歸殘差項 ε_{pi} 的加權平方和：

$$\sum W_i \varepsilon_{pi}^2 = \sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2 \quad (3-9)$$

成為最小的第一階條件為：

$$\sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i) = 0$$

$$\sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i) X_i = 0$$

現再令 $\bar{Y} = \sum W_i Y_i$, $\bar{X} = \sum W_i X_i$ ，於是可以算得：

$$\bar{Y} = \alpha + \beta \bar{X}$$

$$\sum W_i (X_i - \bar{X}) [(Y_i - \bar{Y}) - \beta (X_i - \bar{X})] = 0$$

因此，可求得迴歸係數 β 的計算式為：(林國雄 1995c,d,1996c,d)

$$\hat{\beta} = \sum W_i (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) / [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2] \quad (3-10)$$

接著，可求得迴歸常數 α 的計算式(林國雄 1996c,d)：

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta} \bar{X} \quad (3-11)$$

由於 $\hat{\beta}$ 的數學期望值為：

$$E(\hat{\beta}) = E[\sum W_i (X_i - \bar{X})(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_{pi} - \alpha - \beta \bar{X}) / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2]$$

$$= \beta + \sum W_i (X_i - \bar{X}) E(\varepsilon_{pi}) / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2$$

$$= \beta$$

所以 $\hat{\beta}$ 為迴歸係數 β 的不偏估計值(註 3-6)。同理，由於 $\hat{\alpha}$ 的數學期望值

為：

$$E(\hat{\alpha}) = E[\sum W_i Y_i - \hat{\beta} \sum W_k X_k]$$

$$= E[\sum W_i (\alpha + \beta X_i + \varepsilon_{pi}) - \beta \bar{X} - \sum W_i (X_i - \bar{X}) \varepsilon_{pi} \bar{X} / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2]$$

$$= \alpha + E[\sum W_i \varepsilon_{pi} - \sum W_i (X_i - \bar{X}) \varepsilon_{pi} \bar{X} / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2]$$

$$= \alpha$$

所以 $\hat{\alpha}$ 亦為迴歸常數 α 的不偏估計值。

3-3-4. 樣本加權迴歸的不偏估計、基本設定及演算

ε_{si} 為樣本迴歸的干擾項。

令：

$$E(\varepsilon_{si}) = \sum w_i \varepsilon_{si} = 0$$

$E(\varepsilon_{si}) = 0$ (在加權迴歸下母體數學期望值的基本規定)

$\sum w_i \varepsilon_{si} = 0$ (在樣本加權迴歸下的基本規定)

因為 $E(\varepsilon_{si}^2) = \sigma_{\varepsilon_{si}}^2, E(\varepsilon_{si} \varepsilon_{sj}) = 0, i \neq j$ ，所以

$$\begin{aligned} & E[\sum w_i \varepsilon_{si}^2] \\ &= E[\sum w_i \{(\varepsilon_{si} - E(\varepsilon_{sj})) - (\sum w_i \varepsilon_{si} - E(\varepsilon_{sj}))\}^2] \\ &= E[\sum w_i \{(1 - w_i)(\varepsilon_{si} - E(\varepsilon_{sj})) - \sum_{k \neq i} w_k (\varepsilon_{sk} - E(\varepsilon_{sj}))\}^2] \\ &= \sum w_i \{(1 - w_i)^2 + \sum_{k \neq i} w_k^2\} \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \\ &= (1 - \sum w_i^2) \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \end{aligned}$$

所以

$$E(\varepsilon_{si}^2) = \frac{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2}{1 - \sum w_i^2} = \sigma_{\varepsilon_{si}}^2$$

$1/(1 - \sum w_i^2)$ 為調整係數(常數)，此式為樣本加權迴歸下的第一個調整。

因而，使得樣本生剋迴歸殘差項 ε_{si} 的加權平方和：

$$\sum w_i \varepsilon_{si}^2 = \sum w_i (y_i - a - bx_i)^2 \quad (3-12)$$

成為最小的第一階條件為 (求 $\sum w_i \varepsilon_{si}^2$ 的極小，不受調整係數的影響)：

$$\begin{aligned} \sum w_i (y_i - a - bx_i) &= 0 \\ \sum w_i (y_i - a - bx_i) x_i &= 0 \end{aligned}$$

現再令 $\bar{y} = \sum w_i y_i, \bar{x} = \sum w_i x_i$ ，於是可以算得：

$$\begin{aligned} \bar{y} &= a + b\bar{x} \\ \sum w_i (x_i - \bar{x}) [(y_i - \bar{y}) - b(x_i - \bar{x})] &= 0 \end{aligned}$$

因此，可求得迴歸係數 b 的計算式為 (\hat{b} 之計算，不受調整係數出現的影響)：(林國雄 1995c,d,1996c,d)

$$\hat{b} = \sum w_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2] \quad (3-13)$$

接著，可求得迴歸常數 a 的計算式 (\hat{a} 之計算，亦不受調整係數出現

的影響) (林國雄 1996d) :

$$\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x} \quad (3-14)$$

由於 \hat{b} 的數学期望值為 :

$$\begin{aligned} E(\hat{b}) &= E[\sum w_i(x_i - \bar{x})(a + bx_i + \varepsilon_{si} - a - b\bar{x}) / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2] \\ &= b + \sum w_i(x_i - \bar{x})E(\varepsilon_{si}) / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2 \\ &= b \end{aligned}$$

所以 \hat{b} 為迴歸係數 b 的不偏估計值 ($E(\hat{b}) = b$ 的證明, 不受調整係數出現的影響)。同理, 由於 \hat{a} 的數学期望值為 :

$$\begin{aligned} E(\hat{a}) &= E[\sum w_i y_i - \hat{b} \sum w_k x_k] \\ &= E[\sum w_i(a + bx_i + \varepsilon_{si}) - b\bar{x} - \sum w_i(x_i - \bar{x})\varepsilon_{si}\bar{x} / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2] \\ &= a + E[\sum w_i \varepsilon_{si} - \sum w_i(x_i - \bar{x})\varepsilon_{si}\bar{x} / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2] \\ &= a \end{aligned}$$

所以 \hat{a} 亦為迴歸常數 a 的不偏估計值。

3-3-5. 一般迴歸是加權迴歸的特例

一、就母體加權迴歸(林國雄 1998c)而言, 由於 $\hat{\beta} - \beta$ 為 :

$$\hat{\beta} - \beta = \sum W_i(X_i - \bar{X})\varepsilon_{pi} / \sum W_j(X_j - \bar{X})^2$$

故可以求得變異數 $\text{var}(\hat{\beta})$ 為 :

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{\beta}) &= E[(\hat{\beta} - \beta)^2] \\ &= E[\sum W_i(X_i - \bar{X})\varepsilon_{pi} / \sum W_j(X_j - \bar{X})^2]^2 \\ &= E[\sum W_i^2(X_i - \bar{X})^2 \varepsilon_{pi}^2] / [\sum W_j(X_j - \bar{X})^2]^2 \\ &= \sum W_i^2(X_i - \bar{X})^2 \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 / [\sum W_j(X_j - \bar{X})^2]^2 \end{aligned} \quad (3-15)$$

若 $W_i = 1/N$, N 為母體內廠商的總家數, 亦即在一般統計默契下的迴歸, 則上式的 $\text{var}(\hat{\beta})$ 簡化成 :

$$\text{var}(\hat{\beta}) = \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2$$

此迴歸係數 $\hat{\beta}$ 的變異數與一般簡單迴歸分析的變異數 $\text{var}(\hat{\beta})$ 剛好完全一致 [Johnston1972,p.20]。

另一方面，由於 $\hat{\alpha} - \alpha$ 為：

$$\hat{\alpha} - \alpha = \sum W_i \varepsilon_{pi} - \sum W_i (X_i - \bar{X}) \varepsilon_{pi} \bar{X} / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2$$

故可以求得變異數 $\text{var}(\hat{\alpha})$ 為 (林國雄 1996c)：

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{\alpha}) &= E[(\hat{\alpha} - \alpha)^2] \\ &= E[\sum W_i (1 - (X_i - \bar{X}) \bar{X} / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2) \varepsilon_{pi}]^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum W_i^2 (1 - (X_i - \bar{X}) \bar{X} / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2)^2 \end{aligned} \quad (3-16)$$

同理，若 $W_i = 1/N$ ，亦即在一般統計默契下的生剋迴歸，則上式 $\text{var}(\hat{\alpha})$ 簡化成：

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{\alpha}) &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum (1 - N(X_i - \bar{X}) \bar{X} / \sum (X_j - \bar{X})^2)^2 / N^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum \{1 - 2N(X_i - \bar{X}) \bar{X} / \sum (X_j - \bar{X})^2 + N^2 (X_i - \bar{X})^2 \bar{X}^2 / [\sum (X_j - \bar{X})^2]^2\} / N^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \left(\frac{1}{N} + \bar{X}^2 / \sum (X_j - \bar{X})^2 \right) \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum X_i^2 / [N \sum (X_j - \bar{X})^2] \end{aligned}$$

此迴歸常數 $\hat{\alpha}$ 的變異數亦與一般簡單迴歸分析的變異數 $\text{var}(\hat{\alpha})$ 完全一致 [Johnston1972,p.20]。可見一般簡單迴歸是本章五行加權生剋迴歸的特例。

二、此外就樣本加權迴歸而言，由於 $\hat{b} - b$ 為：

$$\hat{b} - b = \sum w_i (x_i - \bar{x}) \varepsilon_{si} / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2$$

故可以求得變異數 $\text{var}(\hat{b})$ 為：

$$\begin{aligned}
\text{var}(\hat{b}) &= E[(\hat{b} - \bar{b})^2] \\
&= E\left[\sum w_i (x_i - \bar{x}) \varepsilon_{si} / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2\right]^2 \\
&= E\left[\sum w_i^2 (x_i - \bar{x})^2 \varepsilon_{si}^2 / \left[\sum w_j (x_j - \bar{x})^2\right]^2\right] \\
&= \sum w_i^2 (x_i - \bar{x})^2 \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 / \left[\sum w_j (x_j - \bar{x})^2\right]^2 \quad (3-17)
\end{aligned}$$

若 $w_i = \frac{1}{n}$ ， n 為樣本內廠商的總家數，亦即在一般統計默契下的

迴歸，則上式的 $\text{var}(\hat{b})$ 簡化成：

$$\text{var}(\hat{b}) = \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 / \sum (x_i - \bar{x})^2$$

此迴歸係數 \hat{b} 的變異數與一般簡單迴歸分析的變異數 $\text{var}(\hat{b})$ 剛好完全一致 [Johnston 1972, p.20]。

另一方面，由於 $\hat{a} - a$ 為：

$$\hat{a} - a = \sum w_i \varepsilon_{si} - \sum w_i (x_i - \bar{x}) \varepsilon_{si} \bar{x} / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2$$

故可以求得變異數 $\text{var}(\hat{a})$ 為 (林國雄 1996c)：

$$\begin{aligned}
\text{var}(\hat{a}) &= E[(\hat{a} - a)^2] \\
&= E\left[\sum w_i (1 - (x_i - \bar{x}) \bar{x} / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2) \varepsilon_{si}\right]^2 \\
&= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \sum w_i^2 (1 - (x_i - \bar{x}) \bar{x} / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2)^2 \quad (3-18)
\end{aligned}$$

同理，若 $w_i = 1/n$ ，亦即在一般統計默契下的生剋迴歸，則上式 $\text{var}(\hat{a})$ 簡化成：

$$\text{var}(\hat{a}) = \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \sum \frac{1}{n^2} \left(1 - \frac{(x_i - \bar{x}) \bar{x}}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}\right)^2$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\sigma_{\varepsilon_{si}}^2}{n^2} \sum \left(1 - \frac{n(x_i - \bar{x})\bar{x}}{\sum(x_j - \bar{x})^2}\right)^2 \\
&= \frac{\sigma_{\varepsilon_{si}}^2}{n^2} \sum \left\{1 - \frac{2n(x_i - \bar{x})\bar{x}}{\sum(x_j - \bar{x})^2} + \frac{n^2(x_i - \bar{x})^2\bar{x}^2}{[\sum(x_j - \bar{x})^2]^2}\right\} \\
&= \frac{\sigma_{\varepsilon_{si}}^2}{n^2} \sum \left\{1 + \frac{n^2(x_i - \bar{x})^2\bar{x}^2}{[\sum(x_j - \bar{x})^2]^2}\right\} \\
&= \frac{\sigma_{\varepsilon_{si}}^2}{n^2} \left\{n + \frac{n^2\bar{x}^2}{\sum(x_j - \bar{x})^2}\right\} \\
&= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum(x_j - \bar{x})^2}\right] \\
&= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \left[\frac{\sum x_j^2 - 2\sum x_j\bar{x} + \sum \bar{x}^2 + n\bar{x}^2}{n\sum(x_j - \bar{x})^2}\right] \\
&= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \frac{\sum x_j^2}{n\sum(x_j - \bar{x})^2} \tag{3-19}
\end{aligned}$$

此迴歸常數 \hat{a} 的變異數亦與一般簡單迴歸分析的變異數 $\text{var}(\hat{a})$ 完全一致 [Johnston1972, p.20]。可見一般簡單迴歸仍是本文五行加權生剋迴歸的特例。



3-4. 母體加權迴歸非最佳線性不偏估計式的卦變 (林國雄 1998c)

一、就母體加權迴歸而言，若令 $G_i = W_i(X_i - \bar{X}) / \sum W_j(X_j - \bar{X})^2 + D_i$ ，

且 $\sum G_i(Y_i - \bar{Y})$ 為迴歸係數 β 的線性不偏估計式，則：

$$\begin{aligned}
\beta^* &= \sum G_i(Y_i - \bar{Y}) \\
&= \sum G_i(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_{pi} - \alpha - \beta \bar{X}) \\
&= [\sum G_i(X_i - \bar{X})]\beta + \sum G_i \varepsilon_{pi} \tag{3-20}
\end{aligned}$$

因而，使得 $E(\beta^*) = \beta$ 的確定條件是 $\sum G_i(X_i - \bar{X}) = 1$ ，也就是

$\sum D_i(X_i - \bar{X}) = 0$ ，此時 β^* 變異數為：

$$\begin{aligned}
\text{var}(\beta^*) &= E[\sum G_i \varepsilon_{pi}]^2 \\
&= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum G_i^2 \\
&= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \{ \sum W_i^2(X_i - \bar{X})^2 / [\sum W_j(X_j - \bar{X})^2]^2 + 2\sum W_i D_i(X_i - \bar{X}) / \}
\end{aligned}$$

$$\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 + \sum D_i^2 \}$$

由於 $\sum W_i (X_i - \bar{X}) D_i$ 可能為負，但 $\sum W_i (X_i - \bar{X}) = 0$ 且 $\sum D_i (X_i - \bar{X}) = 0$ ，所以尚難確保在迴歸係數 β^* 式(3-20)的所有線性不偏估計式中，式(3-10) $\hat{\beta}$ 有最小的變異數。不過，由於 $\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2 / [\sum W_j (W_j - \bar{X})^2]^2$ 及 $\sum D_i^2$ 兩項恒為正值的存在， $\hat{\beta}$ 的變異數一般仍將接近於最小的變異數。所以 $\hat{\beta}$ 並不是 β 的最佳線性不偏估計式 (best linear unbiased estimator)，這是由一般簡單迴歸來至本文加權簡單迴歸的一種卦變。

另一方面，因為 β^* 為 β 的線性不偏估計式，所以：

$$\begin{aligned} E(\alpha^*) &= E[\bar{Y} - \beta^* \bar{X}] \\ &= E[\sum W_i Y_i - \sum G_i (Y_i - \bar{Y}) \bar{X}] \\ &= E[\sum W_i (\alpha + \beta X_i + \varepsilon_{pi}) - \sum G_i (\beta (X_i - \bar{X}) + \varepsilon_{pi}) \bar{X}] \\ &= \alpha + E[\sum W_i \varepsilon_{pi} - \bar{X} \sum G_i \varepsilon_{pi}] \\ &= \alpha \end{aligned}$$

所以 α^* 亦為 α 的線性不偏估計式。於是 α^* 的變異數成為：

$$\begin{aligned} \text{var}(\alpha^*) &= E[\sum (W_i - G_i \bar{X}) \varepsilon_{pi}]^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum (W_i - G_i \bar{X})^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 [\sum W_i^2 - 2 \sum W_i G_i \bar{X} + \sum G_i^2 \bar{X}^2] \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \{ \sum W_i^2 - 2 \sum W_i^2 (X_i - \bar{X}) \bar{X} / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 + \sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2 \bar{X}^2 \\ &\quad / [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2]^2 \} + \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \{ -2 \sum W_i D_i \bar{X} + 2 \sum W_i (X_i - \bar{X}) D_i \bar{X}^2 \\ &\quad / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 + \sum D_i^2 \bar{X}^2 \} \\ &= \text{var}(\hat{\alpha}) + \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \{ -2 \sum W_i D_i \bar{X} + 2 \sum W_i (X_i - \bar{X}) D_i \bar{X}^2 / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 \\ &\quad + \sum D_i^2 \bar{X}^2 \} \end{aligned}$$

由於 $\sum W_i (X_i - \bar{X}) D_i$ 及 $(-\sum W_i D_i \bar{X})$ 均可能為負，所以不能確保在迴歸常數 α^* 所有線性不偏估計式中，式(3-11) $\hat{\alpha}$ 有最小的變異數。不過 $\sum W_i (X_i - \bar{X}) = 0$ ， $\sum D_i (X_i - \bar{X}) = 0$ ，而且 $\sum W_i = 1$ ， $\sum D_i^2$ 則恒為正值，所以 $\hat{\alpha}$ 的變異數大致仍將接近於最小的變異數。故 $\hat{\alpha}$ 亦不是 α 的最

佳線性不偏估計式，這也是一種卦變。

二、卦變的再確認及限制條件出入的影響(林國雄 1998c)

根據第二章公理 (2-7)：『若由於陰陽互體不足，內部發生變化，會卦變出一個新現象』。若依據 $\text{var}(\beta^*)$ 計算式，將問題改寫為：

求 $\sum G_i^2$ 的極小

以 $\sum G_i(X_i - \bar{X}) = 1$ 作為限制條件

則可將 Lagrangian 方程式 ϕ_p 寫成：

$$\phi_p = \sum G_i^2 - \lambda [\sum G_i(X_i - \bar{X}) - 1]$$

因為使得 ϕ_p 極小的第二階條件已滿足，所以第一階條件為：

$$2G_i - \lambda(X_i - \bar{X}) = 0, i = 1, 2, \dots, N$$

$$\sum G_i(X_i - \bar{X}) = 1$$

於是 $G_i = (\lambda/2)(X_i - \bar{X})$ ，使得 $\sum G_i(X_i - \bar{X}) = \sum (\lambda/2)(X_i - \bar{X})^2 = 1$ ，從而

$$\lambda = 2 / \sum (X_i - \bar{X})^2, \text{ 亦即：}$$

$$G_i^* = (X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum W_j X_j, i = 1, \dots, N$$

此 G_i^* 確實不等於 $W_i(X_i - \bar{X}) / \sum W_j(X_j - \bar{X})^2$ ，所以在 β^* 中， $\hat{\beta}$ 確實沒有最小的變異數。

同理，依據 $\text{var}(\alpha^*)$ 的計算式，將問題改寫為：

求 $\sum (W_i - G_i \bar{X})^2$ 的極小

以 $\sum G_i(X_i - \bar{X}) = 1$ 作為限制條件

則可將 Lagrangian 方程式 ϕ_p^* 寫成：

$$\phi_p^* = \sum (W_i - G_i \bar{X})^2 - \lambda [\sum G_i(X_i - \bar{X}) - 1]$$

因為使得 ϕ_p^* 極小的第二階條件已滿足，所以第一階條件為：

$$2(W_i - G_i \bar{X})(-\bar{X}) - \lambda(X_i - \bar{X}) = 0, i = 1, 2, \dots, N$$

$$\sum G_i(X_i - \bar{X}) = 1$$

於是 $(G_i \bar{X} - W_i) \bar{X} = (\lambda/2)(X_i - \bar{X})$ ，亦即 $G_i \bar{X}^2 = W_i \bar{X} + (\lambda/2)(X_i - \bar{X})$ ，這使得：

$$\sum G_i(X_i - \bar{X}) \bar{X}^2 = \sum W_i(X_i - \bar{X}) \bar{X} + \sum (\lambda/2)(X_i - \bar{X})^2$$
，亦即

$$\bar{X}^2 = \sum (\lambda/2)(X_i - \bar{X})^2$$

因而 $\lambda = 2\bar{X}^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2$ ，亦即

$$G_i^{**} = \{W_i \bar{X} + \bar{X}^2(X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2\} / \bar{X}^2$$

$$= W_i / \bar{X} + (X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum W_i X_i, i=1, \dots, N$$

此 G_i^{**} 確實亦不等於 $W_i(X_i - \bar{X}) / \sum W_j(X_j - \bar{X})^2$ ，所以在 α^* 中， $\hat{\alpha}$ 確實沒有最小的變異數。由於 $G_i^* \neq G_i^{**}$ ，最佳線性不偏估計式在本文的加權迴歸時，似乎亦不具備重要的統計意義。

假如 $W_i = \frac{1}{N}$ ，則上述 G_i^* 可以改寫成：

$$G_i^{*\Delta} = (X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum X_j / N, i=1, \dots, N$$

因而 $\beta^\Delta = G_i^{*\Delta}(Y_i - \bar{Y})$ 即為一般簡單迴歸分析下的最佳線性不偏迴歸係數。 β^Δ 有著最小的變異數，與 Johnston (1972, p.22) 的論點一致。

另一方面，上述 G_i^{**} 只能改寫成：

$$G_i^{**\Delta} = 1/(N\bar{X}) + (X_i - \bar{X}) / \sum (X_j - \bar{X})^2, \bar{X} = \sum X_j / N, i=1, \dots, N$$

此 $G_i^{**\Delta}$ 仍不等於上面的 $G_i^{*\Delta}$ 。此乃本文在求 $\sum (W_i - G_i \bar{X})^2$ 的極小時，係以 $\sum G_i(X_i - \bar{X}) = 1$ 作為限制條件，並非以「 $\sum G_i = 0$ 及 $\sum G_i X_i = 1$ 」兩式 [Johnston 1972, p.21] 作為限制條件。雖然由「 $\sum G_i = 0$ 及 $\sum G_i X_i = 1$ 」

可以推導出 $\sum G_i(X_i - \bar{X}) = 1$ ，但逆向推導並不成立。故一般簡單迴歸分析的迴歸常數 $\alpha^\Delta = \bar{Y} - \beta^\Delta \bar{X}$ ，並沒有最小的變異數。

而 Johnston (1972, p.22) 卻認為， α^Δ 有著最小的變異數，這種看法是錯誤的。這肇因於 Johnston 使用狹而緊的「 $\sum G_i = 0$ 及 $\sum G_i X_i = 1$ 」兩式作為限制條件，它們兩式合在一起是本文所使用的 $\sum G_i(X_i - \bar{X}) = 1$ 寬鬆條件的特例。這是林國雄 (1998c) 對 Johnston 書另一項的修正。換言之，Johnston 書最小平方法之 Gauss-Markoff 成果 (1972, p.23)，可能亦需配合予以修正。

3-5. 樣本加權迴歸非最佳線性不偏估計式的卦變

一、就樣本加權迴歸而言，若令 $g_i = w_i(x_i - \bar{x}) / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2 + d_i$ ，

且 $\sum g_i(y_i - \bar{y})$ 為迴歸係數 b 的線性不偏估計式，則：

$$\begin{aligned} b^* &= \sum g_i(y_i - \bar{y}) \\ &= \sum g_i(a + bx_i + \varepsilon_{si} - a - b\bar{x}) \\ &= [\sum g_i(x_i - \bar{x})]b + \sum g_i \varepsilon_{si} \end{aligned} \quad (3-21)$$

因而，使得 $E(b^*) = b$ 的確定條件是 $\sum g_i(x_i - \bar{x}) = 1$ ，也就是

$\sum d_i(x_i - \bar{x}) = 0$ ，此時 b^* 變異數為：

$$\begin{aligned} \text{var}(b^*) &= E[\sum g_i \varepsilon_{si}]^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \sum g_i^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \{ \sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2 / [\sum w_j(x_j - \bar{x})^2]^2 + 2 \sum w_i d_i(x_i - \bar{x}) / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2 + \sum d_i^2 \} \end{aligned}$$

由於 $\sum w_i(x_i - \bar{x})d_i$ 可能為負，但 $\sum w_i(x_i - \bar{x}) = 0$ 且 $\sum d_i(x_i - \bar{x}) = 0$ ，所以尚難確保在迴歸係數 b^* 式 (3-21) 的所有線性不偏估計式中，式 (3-13) \hat{b} 有最小的變異數。不過，由於 $\sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2 / [\sum w_j(x_j - \bar{x})^2]^2$ 及 $\sum d_i^2$ 兩項恒為正值的存在， \hat{b} 的變異數一般仍將接近於最小的變異數。所以 \hat{b} 並不是 b 的最佳線性不偏估計式 (best linear unbiased estimator)，這是由

一般簡單迴歸來至本文加權簡單迴歸的一種卦變。

另一方面，因為 b^* 為 b 的線性不偏估計式，所以：

$$\begin{aligned} E(a^*) &= E[\bar{y} - b^* \bar{x}] \\ &= E[\sum w_i y_i - \sum g_i (y_i - \bar{y}) \bar{x}] \\ &= E[\sum w_i (a + bx_i + \varepsilon_{si}) - \sum g_i (b(x_i - \bar{x}) + \varepsilon_{si}) \bar{x}] \\ &= a + E[\sum w_i \varepsilon_{si} - \bar{x} \sum g_i \varepsilon_{si}] \\ &= a \end{aligned}$$

所以 a^* 亦為 a 的線性不偏估計式。於是 a^* 的變異數成為：

$$\begin{aligned} \text{var}(a^*) &= E[\sum (w_i - g_i \bar{x}) \varepsilon_{si}]^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \sum (w_i - g_i \bar{x})^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 [\sum w_i^2 - 2 \sum w_i g_i \bar{x} + \sum g_i^2 \bar{x}^2] \\ &= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \{ \sum w_i^2 - 2 \sum w_i^2 (x_i - \bar{x}) \bar{x} / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2 + \sum w_i^2 (x_i - \bar{x})^2 \bar{x}^2 \\ &\quad / [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2]^2 \} + \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \{ -2 \sum w_i d_i \bar{x} + 2 \sum w_i (x_i - \bar{x}) d_i \bar{x}^2 \\ &\quad / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2 + \sum d_i^2 \bar{x}^2 \} \\ &= \text{var}(\hat{a}) + \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \{ -2 \sum w_i d_i \bar{x} + 2 \sum w_i (x_i - \bar{x}) d_i \bar{x}^2 / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2 \\ &\quad + \sum d_i^2 \bar{x}^2 \} \end{aligned}$$

由於 $\sum w_i (x_i - \bar{x}) d_i$ 及 $(-\sum w_i d_i \bar{x})$ 均可能為負，所以不能確保在迴歸常數 a^* 所有線性不偏估計式中，式(3-14) \hat{a} 有最小的變異數。不過 $\sum w_i (x_i - \bar{x}) = 0$ ， $\sum d_i (x_i - \bar{x}) = 0$ ，而且 $\sum w_i = 1$ ， $\sum d_i^2$ 則恒為正值，所以 \hat{a} 的變異數大致仍將接近於最小的變異數。故 \hat{a} 亦不是 a 的最佳線性不偏估計式，這也是一種卦變。

二、卦變的再確認及限制條件出入的影響

根據第二章公理 (2-7)：『若由於陰陽互體不足，內部發生變化，會卦變出一個新現象』。若依據 $\text{var}(b^*)$ 計算式，將問題改寫為：

求 $\sum g_i^2$ 的極小

以 $\sum g_i (x_i - \bar{x}) = 1$ 作為限制條件

則可將 Lagrangian 方程式 ϕ_s 寫成：

$$\phi_s = \sum g_i^2 - \lambda [\sum g_i (x_i - \bar{x}) - 1]$$

因為使得 ϕ_s 極小的第二階條件已滿足，所以第一階條件為：

$$2g_i - \lambda(x_i - \bar{x}) = 0, i = 1, 2, \dots, n$$

$$\sum g_i(x_i - \bar{x}) = 1$$

於是 $g_i = (\lambda/2)(x_i - \bar{x})$ ，使得 $\sum g_i(x_i - \bar{x}) = \sum(\lambda/2)(x_i - \bar{x})^2 = 1$ ，從而

$$\lambda = 2 / \sum(x_i - \bar{x})^2, \text{ 亦即：}$$

$$g_i^* = (x_i - \bar{x}) / \sum(x_j - \bar{x})^2, \bar{x} = \sum w_j x_j, i = 1, \dots, n$$

此 g_i^* 確實不等於 $w_i(x_i - \bar{x}) / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2$ ，所以在 b^* 中， \hat{b} 確實沒有最小的變異數。

同理，依據 $\text{var}(a^*)$ 的計算式，將問題改寫為：

求 $\sum(w_i - g_i \bar{x})^2$ 的極小

以 $\sum g_i(x_i - \bar{x}) = 1$ 作為限制條件

則可將 Lagrangian 方程式 ϕ_s^* 寫成：

$$\phi_s^* = \sum(w_i - g_i \bar{x})^2 - \lambda[\sum g_i(x_i - \bar{x}) - 1]$$

因為使得 ϕ_s^* 極小的第二階條件已滿足，所以第一階條件為：

$$2(w_i - g_i \bar{x})(-\bar{x}) - \lambda(x_i - \bar{x}) = 0, i = 1, 2, \dots, n$$

$$\sum g_i(x_i - \bar{x}) = 1$$

於是 $(g_i \bar{x} - w_i)\bar{x} = (\lambda/2)(x_i - \bar{x})$ ，亦即 $g_i \bar{x}^2 = w_i \bar{x} + (\lambda/2)(x_i - \bar{x})$ ，這使得：

$$\sum g_i(x_i - \bar{x})\bar{x}^2 = \sum w_i(x_i - \bar{x})\bar{x} + \sum(\lambda/2)(x_i - \bar{x})^2, \text{ 亦即}$$

$$\bar{x}^2 = \sum(\lambda/2)(x_i - \bar{x})^2$$

因而 $\lambda = 2\bar{x}^2 / \sum(x_i - \hat{x})^2$ ，亦即

$$g_i^{**} = \{w_i \bar{x} + \bar{x}^2(x_i - \bar{x}) / \sum(x_j - \bar{x})^2\} / \bar{x}^2$$

$$= w_i / \bar{x} + (x_i - \bar{x}) / \sum (x_j - \bar{x})^2, \bar{x} = \sum w_i x_i, i = 1, \dots, n$$

此 g_i^{**} 確實亦不等於 $w_i(x_i - \bar{x}) / \sum w_j(x_j - \bar{x})^2$ ，所以在 a^* 中， \hat{a} 確實沒有最小的變異數。由於 $g_i^* \neq g_i^{**}$ ，最佳線性不偏估計式在本文的加權迴歸時，似乎亦不具備重要的統計意義。

假如 $w_i = \frac{1}{n}$ ，則上述 g_i^* 可以改寫成：

$$g_i^{\Delta} = (x_i - \bar{x}) / \sum (x_j - \bar{x})^2, \bar{x} = \sum x_j / n, i = 1, \dots, n$$

因而 $b^{\Delta} = g_i^{\Delta}(y_i - \bar{y})$ 即為一般簡單迴歸分析下的最佳線性不偏迴歸係數。 b^{Δ} 有著最小的變異數，與 Johnston (1972, p.22) 的論點一致。另一方面，上述 g_i^{**} 只能改寫成：

$$g_i^{**\Delta} = 1/(n\bar{x}) + (x_i - \bar{x}) / \sum (x_j - \bar{x})^2, \bar{x} = \sum x_j / n, i = 1, \dots, n$$

此 $g_i^{**\Delta}$ 仍不等於上面的 g_i^{Δ} 。此乃本文在求 $\sum (w_i - g_i \bar{x})^2$ 的極小時，係以 $\sum g_i(x_i - \bar{x}) = 1$ 作為限制條件，並非以「 $\sum g_i = 0$ 及 $\sum g_i x_i = 1$ 」兩式 (Johnston 1972, p.21) 作為限制條件。雖然由「 $\sum g_i = 0$ 及 $\sum g_i x_i = 1$ 」可以推導出 $\sum g_i(x_i - \bar{x}) = 1$ ，但逆向推導並不成立。故一般簡單迴歸分析的迴歸常數 $a^{\Delta} = \bar{y} - b^{\Delta} \bar{x}$ ，並沒有最小的變異數。

而 Johnston (1972, p.22) 卻認為， a^{Δ} 有著最小的變異數，這種看法亦是錯誤的。這肇因於 Johnston 使用狹而緊的「 $\sum g_i = 0$ 及 $\sum g_i x_i = 1$ 」兩式作為限制條件，它們兩式合在一起是本文所使用的 $\sum g_i(x_i - \bar{x}) = 1$ 寬鬆條件的特例。這是本文對 Johnston 書另一項重大的修正。換言之，Johnston 書最小平方法之 Gauss-Markoff 成果 (1972, p.23)，可能亦需配合予以修正。

3-6. 母體資料加權迴歸 t 統計值檢定之推導 (林國雄 1998c)

更有進者，因為殘差項 ε_{pi} 的估計值 $\hat{\varepsilon}_{pi}$ 為：

$$\hat{\varepsilon}_{pi} = Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i$$

所以 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2} = \sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2$ 可以作為 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 的估計式，亦即：

$$\begin{aligned}\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2} &= \sum W_i (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i)^2 \\ &= \sum W_i [(Y_i - \bar{Y}) - \hat{\beta}(X_i - \bar{X})]^2\end{aligned}$$

在對 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}$ 取期望值之後，於是可得：

$$\begin{aligned}E(\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}) &= E\{\sum W_i [(Y_i - \bar{Y}) - (X_i - \bar{X}) \sum W_k (X_k - \bar{X})(Y_k - \bar{Y}) / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2]^2\} \\ &= E\{\sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2 - [\sum W_k (X_k - \bar{X})(Y_k - \bar{Y})]^2 / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2\} \\ &= E\{\sum W_i [\beta X_i - \beta \bar{X} + \varepsilon_{pi}]^2 - [\sum W_k (X_k - \bar{X})(\beta X_k - \beta \bar{X} + \varepsilon_{pk})]^2 \\ &\quad / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2\} \\ &= \beta^2 \sum W_i (X_i - \bar{X})^2 + \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 - \{[\beta \sum W_k (X_k - \bar{X})]^2 \\ &\quad + E[\sum W_k (X_k - \bar{X}) \varepsilon_{pk}]^2\} / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 \\ &= \beta^2 \sum W_i (X_i - \bar{X})^2 + \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 - \beta^2 \sum W_k (X_k - \bar{X})^2 - \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2 \\ &\quad / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 [1 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2 / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2]\end{aligned}\quad (3-22)$$

3-6-1. 母體迴歸自由度的變化及可以為非整數 (林國雄 1998c)

若 $W_i = 1/N$ ，則上面的 $E(\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2})$ 可以簡化為：

$$\begin{aligned}E(\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}) &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 (1 - 1/N) \\ &= \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 (N - 1) / N\end{aligned}$$

此結果有別於一般簡單迴歸分析的 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 (N - 2) / N$ [Johnston 1972, p.25]。這是因為加權用的權數 $W_i = 1/N$ (即母體分配密度函數) 與對應的 (Y_i, X_i) 均已知，所以母體廠商間的分配密度函數已知 (非未知)，亦即 ε_{pi} 所對應的分配密度函數已知，因而在計算 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}$

的變異數前，已能先計算母體的平均值 $E(\varepsilon_{pi}) = \sum W_i \varepsilon_{pi} = 0$ ，不像一般簡單迴歸分析僅能計算出由樣本推估母體的樣本平均值而已，所以上述的計算只喪失一個自由度，而非兩個自由度。

今依據式(3-22)，可令：

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_{pi}}^2 = (\sum W_m \hat{\varepsilon}_{pm}^2) \sum W_i (X_i - \bar{X})^2 / [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2] \quad (3-23)$$

此式(3-23)所定義的 $\hat{\sigma}_{\varepsilon_{pi}}^2$ 才是 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 的真正不偏估計式(林國雄 1996c)。

假使 $W_i = Q_i / \sum Q_j$ 與對應的 ε_{pi} 所共同呈現的分配，可視為常態分配 $N(0, \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2)$ ，則因為 $\hat{\alpha}$ 及 $\hat{\beta}$ 均為 ε_{pi} 的線性計算式，所以 $\hat{\alpha}$ 及 $\hat{\beta}$ 所呈現的分配亦可視為常態分配(Johnston 1972, p.26)。而理論上， $(\sum Q_j)(\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2) / \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 可視為是一個具有自由度 d (林國雄 1996c) 為：

$$d = (\sum Q_j) [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2] / \sum W_i (X_i - \bar{X})^2 \quad (3-24)$$

的 x^2 (chi-square) 分配，其分配獨立於 $\hat{\alpha}$ 及 $\hat{\beta}$ 所呈現的分配。這個自由度 d，雖然計算式(3-24)的 Q_j 及 X_j 均可設定為整數，但由於 W_j, W_j^2 及 \bar{X} 的非整數性(但仍為實數)，故自由度 d 有可能為非整數(但仍為實數)。這似乎也是林國雄(1998c)的一項發現，亦即自由度不限於正整數。

當 $W_i = \frac{1}{N}$ ，而且 $Q_j = 1$ 時，式(3-21)可以化簡為：

$$d^* = N[(1/N) - (1/N^2)] / (1/N) = N - 1$$

此乃上面的 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}$ 計算只喪失一個自由度，而非兩個自由度，使得 $\sum \hat{\varepsilon}_{pi}^2 / \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 的自由度成為 $N - 1$ ，而非 $N - 2$ 。

3-6-2. 母體資料最大概似估計式的比對(林國雄 1998c)

在式 (3-23) 前，本文母體資料大致只假設 ε_{pi} 的平均值 $E(\varepsilon_{pi}) = \sum W_i \varepsilon_{pi} = 0$ ，變異數 $E(\varepsilon_{pi}^2) = \sum W_i \varepsilon_{pi}^2 = \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ ，共變異數 $E(\varepsilon_{pi} \varepsilon_{pj}) = 0, i \neq j$ 。假如在假設 W_i 與對應的 ε_{pi} 所共同呈現的分配，可視為常態分配 $N(0, \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2)$ ，則 W_1, W_2, \dots, W_n 與 $\varepsilon_{p1}, \varepsilon_{p2}, \dots, \varepsilon_{pn}$ 共同呈現的機率密度函數為：

$$P(\varepsilon_{p1}, \varepsilon_{p2}, \dots, \varepsilon_{pn}) = [\exp(-\sum W_i \varepsilon_{pi}^2 / (2\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2))] / (\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 2\pi)^{0.5} d\varepsilon_{p1} d\varepsilon_{p2} \dots d\varepsilon_{pn}$$

因為 $Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_{pi}$ ，所以其概似函數 (likelihood function) 為：

$$L = [\exp(-\sum W_i \varepsilon_{pi}^2 / (2\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2))] / (\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 2\pi)^{1/2}$$

兩邊取自然對數，可得：

$$\log_e L = -(\log_e 2\pi) / 2 - (\log_e \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2) / 2 - \sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2 / (2\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2)$$

將 $\log_e L$ 對 α 、 β 、及 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 分別取偏微分，並令其等於零，可以得到求最大概似估計式 (maximum likelihood estimator) 的三個第一階條件：

$$\sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i) / \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 = 0$$

$$\sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i) X_i / \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 = 0$$

$$-1 / (2\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2) + \sum W_i (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2 / (2\sigma_{\varepsilon_{pi}}^4) = 0$$

前兩個式子剛好可還原為求 $\hat{\alpha}$ 及 $\hat{\beta}$ 最小平方估計式的第一階條件，即：

$$\sum W_i (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_i) = 0$$

$$\sum W_i (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_i) X_i = 0$$

第三個式子則可用以導出 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 的最大概似估計式 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}$ 為：

$$\begin{aligned}\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2} &= \sum W_i (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i)^2 \\ &= \sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2\end{aligned}$$

將 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}$ 與式(3-23)的推導互相比較，可知在加權迴歸時最大概似估計式 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^{*2}$ 並非 $\sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 的不偏估計式。

3-6-3.母體迴歸常數的 t 統計值檢定(林國雄 1998c)

更有進者，若假定 Z 為一標準常態分配 $N(0, 1)$ ，而 v^2 為一具有自由度 d 的獨立 χ^2 (chi-square) 分配，則：

$$t = Z\sqrt{d}/v$$

為具有自由度 d 的 t 分配。此 t 分配的方程式為：

$$f(t) = c(1+t^2/d)^{-(d+1)/2}$$

式中 c 是一適當之常數。t 分配是以零為平均值的對稱分配，當自由度 d 趨近於無窮大時，t 分配趨近於 $N(0, 1)$ 的常態分配。

因為 $\hat{\alpha}$ 的分配為：

$$N(\alpha, \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum W_i^2 (1 - (X_i - \bar{X})\bar{X} / \sum W_j (X_j - \bar{X})^2)^2)$$

所以轉換後 $\hat{\alpha}$ 對應的 Z_0 分配為：

$$Z_0 = (\hat{\alpha} - \alpha) \sum W_k (X_k - \bar{X})^2 / [\sigma_{\varepsilon_{pi}} \sqrt{\sum W_i^2 [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - (X_i - \bar{X})\bar{X}]^2}]$$

Z_0 有著 $N(0, 1)$ 的常態分配。而對應的 v^2 為：

$$v^2 = (\sum Q_j)(\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2) / \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$$

有著自由度為 d 的 χ^2 (chi-square) 分配 (註 3-7)。於是可求得 $\hat{\alpha}$ 對應的 t_0 分配為：

$$t_0 = (\hat{\alpha} - \alpha) \sqrt{\sum W_k (X_k - \bar{X})^2} \sqrt{\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2}$$

$$/\{\sqrt{\sum W_i^2 [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - (X_i - \bar{X})\bar{X}]^2} \sqrt{\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2}\}$$

此 t_0 為具有式(3-24)自由度 d 的 t 分配 (註 3-8)。

若 $W_i = \frac{1}{N}$ ，因為 t_0 計算式的分母中：

$$\begin{aligned} & \sum W_i^2 [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - (X_i - \bar{X})\bar{X}]^2 \\ &= (1/N^2) \sum [(1/N) \sum (X_j - \bar{X})^2 - (X_i - \bar{X})\bar{X}]^2 \\ &= (1/N^2) \sum [(1/N) \sum (X_j - \bar{X})^2]^2 + (X_i - \bar{X})^2 \bar{X}^2 \\ &= (1/N^3) (\sum (X_j - \bar{X})^2) [\sum (X_k - \bar{X})^2 + N\bar{X}^2] \\ &= (1/N^3) (\sum (X_j - \bar{X})^2) \sum X_k^2 \end{aligned}$$

於是 t_0 計算式可以簡化為 t_0^* ：

$$\begin{aligned} t_0^* &= N(\hat{\alpha} - \alpha) \sqrt{\sum (X_k - \bar{X})^2} \sqrt{\sum (X_j - \bar{X})^2 (N-1)/N} / [\sqrt{\sum (X_j - \bar{X})^2} \sum X_k^2 \\ & \quad \sqrt{\sum \hat{\varepsilon}_{pi}^2}] \\ &= (\hat{\alpha} - \alpha) \sqrt{N \sum (X_i - \bar{X})^2} / [\sqrt{\sum X_k^2} \sqrt{\sum \hat{\varepsilon}_{pi}^2} / (N-1)] \end{aligned}$$

此 t_0^* 的計算結果除了自由度 $(N-1)$ 有別於一般簡單迴歸分析的自由度 $(N-2)$ 之外，與後者檢定 $\hat{\alpha}$ 用的 t 統計值一致 (Johnston 1972, p.27)

。為了檢定 $\hat{\alpha}$ 是否顯著地不同於零，令 $\alpha=0$ ，則：

$$\begin{aligned} t_0 &= \hat{\alpha} \sqrt{\sum W_k (X_k - \bar{X})^2} \sqrt{\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2} \\ & \quad / \{\sqrt{\sum W_i^2 [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - (X_i - \bar{X})\bar{X}]^2} \sqrt{\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2}\} \end{aligned} \quad (3-25)$$

此 t_0 當然亦為具有式(3-24)自由度 d 的 t 分配。

3-6-4. 母體迴歸係數的 t 統計值檢定 (林國雄 1998c)

同樣，因為 $\hat{\beta}$ 的分配為：

$$N(\beta, \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2 \sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2 / [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2])$$

所以轉換後 $\hat{\beta}$ 對應的 Z_1 分配為：

$$Z_1 = (\hat{\beta} - \beta) \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 / [\sigma_{\varepsilon_{pi}} \sqrt{\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2}]$$

Z_1 亦有著 $N(0, 1)$ 的常態分配。於是可進一步求得 $\hat{\beta}$ 對應的 t_1 分配為：

$$t_1 = (\hat{\beta} - \beta) \sqrt{\sum W_j (X_j - \bar{X})^2} \sqrt{\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2} / [\sqrt{\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2}]$$

此 t_1 同樣為具有式(3-24)自由度 d 的 t 分配。

若 $W_i = \frac{1}{N}$ ，於是 t_1 計算式可以簡化為 t_1^* ：

$$t_1^* = (\hat{\beta} - \beta) \sqrt{\sum (X_k - \bar{X})^2} / \sqrt{\sum \hat{\varepsilon}_{pi}^2 / (N-1)}$$

此 t_1^* 的計算結果除了自由度 $(N-1)$ 亦有別於一般簡單迴歸分析的自

由度 $(N-2)$ 之外，與後者檢定 $\hat{\beta}$ 用的 t 統計值一致

(Johnston 1972, p.28)。為了檢定 $\hat{\beta}$ 是否顯著地不同於零，令 $\beta = 0$ ，

於是：

$$t_1 = \hat{\beta} \sqrt{\sum W_j (X_j - \bar{X})^2} \sqrt{\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2} / [\sqrt{\sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2} \sqrt{\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2}] \quad (3-26)$$

此 t_1 ，同樣亦為具有式(3-24)自由度 d 的 t 分配。

3-7. 樣本資料迴歸的 t 統計值檢定之推導

另就樣本資料迴歸的 t 統計值檢定之推導，因為殘差項 ε_{si} 的估計值 $\hat{\varepsilon}_{si}$ 為：

$$\hat{\varepsilon}_{si} = y_i - \hat{a} - \hat{b}x_i$$

$$\text{因為 } E(\varepsilon_{si}^2) = \frac{\sum w_i \varepsilon_{si}^2}{1 - \sum w_i} = \sigma_{\varepsilon_{si}}^2$$

所以 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2} = \frac{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2}{1 - \sum w_i^2}$ 可以作為 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ 的不偏估計式，亦即：

$$\begin{aligned}\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2} &= \frac{\sum w_i (y_i - \hat{a} - \hat{b}x_i)^2}{1 - \sum w_i^2} \\ &= \frac{\sum w_i [y_i - (\bar{y} - \hat{b}\bar{x}) - \hat{b}x_i]^2}{1 - \sum w_i^2} \\ &= \frac{\sum w_i [(y_i - \bar{y}) - \hat{b}(x_i - \bar{x})]^2}{1 - \sum w_i^2}\end{aligned}$$

在對 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}$ 取期望值之後，於是可得：

$$\begin{aligned}E(\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}) &= \frac{1}{1 - \sum w_i^2} E\left\{ \sum w_i [(y_i - \bar{y}) - \frac{(x_i - \bar{x}) \sum w_k (x_k - \bar{x})(y_k - \bar{y})}{\sum w_j (x_j - \bar{x})}]^2 \right\} \\ &= \frac{1}{1 - \sum w_i^2} E\left\{ \sum w_i (y_i - \bar{y})^2 - \frac{[\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})w_i]^2}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2} \right\} \\ &= \frac{1}{1 - \sum w_i^2} E\left\{ \sum w_i [bx_i - b\bar{x} + \varepsilon_{si}]^2 - \frac{[\sum w_k (x_k - \bar{x})(bx_k - b\bar{x} + \varepsilon_{sk})]^2}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2} \right\} \\ &= \frac{1}{1 - \sum w_i^2} \left\{ b^2 \sum w_i (x_i - \bar{x})^2 + \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 - \frac{[\sum w_k (x_k - \bar{x})^2 b]^2}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2} \right. \\ &\quad \left. - \frac{E[\sum w_k (x_k - \bar{x})\varepsilon_{sk}]^2}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2} \right\} \\ &\quad (\text{因為 } \sum 2b(x_i - \bar{x})E(\varepsilon_{si})w_i = 0, \dots) \\ &= \frac{1}{1 - \sum w_i^2} \left\{ b^2 \sum w_i (x_i - \bar{x})^2 + \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 - b^2 \sum w_k (x_k - \bar{x})^2 \right. \\ &\quad \left. - \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \frac{\sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2} \right\} \\ &= \frac{1}{1 - \sum w_i^2} \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \left\{ 1 - \frac{\sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2} \right\} \tag{3-27}\end{aligned}$$

式 (3-22) 為母體資料計算式，至於樣本資料計算則必須調整如式 (3-27)。

3-7-1. 樣本迴歸自由度的變化及可以為非整數

若 $w_i = 1/n$ 則上面的 $E(\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2})$ 可以簡化為

$$E(\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}) = \frac{1}{1 - \frac{n}{n^2}} \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \left(1 - \frac{1}{n}\right)$$

$$= \sigma_{\varepsilon_{si}}^2$$

但不是 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \left(\frac{n-2}{n}\right)$ ，所以，此結果顯示 $1/(1 - \sum w_i^2)$ 的調整係數之調整是正確的。在此可以回顧式(3-22)後的推導，依據 (Johnston1972, P.25)，簡單迴歸的

$$\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2} = \frac{\frac{\sum \hat{\varepsilon}_{si}^2}{n}}{(n-2)}$$

，其自由度為(n-2)，此 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}$ 為 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ 的不偏估計式，依據式(3-27)，可

$$\text{令： } \sigma_{\varepsilon_{si}}^{**2} = \frac{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2}{\left[1 - \frac{\sum w_i^2 (x_i - \bar{x})^2}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}\right]} \times \frac{1}{1 - \sum w_i^2}$$

$$= \frac{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2}{\sum Q_i \left[1 - \frac{\sum w_i^2 (x_i - \bar{x})^2}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}\right]} \times \frac{1}{1 - \sum w_i^2} \quad (\text{註 3-9}) \quad (3-28)$$

同理，依據 (Johnston1972, P.25)，簡單迴歸的 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2} = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_{si}^2}{(n-2)}$ ，其自由度為(n-2)，

此 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}$ 為不偏估計式，依據上式可得：

$$\sigma_{\varepsilon_{si}}^{**2} = \frac{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2}{\frac{\sum Q_k [(1 - \sum w_i^2) \frac{[\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2]}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}]}{\sum Q_k}}$$

此式的 $\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2$ 與上面的 $\frac{1}{n} \sum \hat{\varepsilon}_{si}^2$ 相當、 $\sum Q_k$ 與上面的 n 相當、

$$\sum Q_k (1 - \sum w_i^2) \frac{[\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2]}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}$$

與上面的 n-2 相當 (註 3-10)，因

而為自由度，於是：

$$d = \sum Q_k (1 - \sum w_i^2) \frac{[\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2]}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2} \quad (3-29)$$

故在樣本加權迴歸時，母體資料式 (3-24) 自由度計算式應調整如樣本資料式 (3-29) 的計算式。

假使 $w_i = Q_i / \sum Q_j$ 與對應的 ε_{si} 所共同呈現的分配，可視為常態分配 $N(0, \sigma_{\varepsilon_{si}}^2)$ ，則因為 \hat{a} 及 \hat{b} 均為 ε_i 的線性計算式，所以 \hat{a} 及 \hat{b} 所呈現的分配亦可視



為常態分配(Johnston1972,P.26)。而理論上， $\frac{(\sum Q_i)(\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2)}{\sigma_{\varepsilon_{si}}^2}$ 可視為是一個具有

上面的自由度d的 χ^2 (chi-square)分配，其分配獨立於 \hat{a} 及 \hat{b} 所呈現的分配。

這個自由度 d，雖然計算式(3-29)的 Q_j 及 x_j 均可設定為整數，但由於 w_j, w_j^2 及 \bar{x} 的非整數性（但仍為實數），故自由度 d 有可能為非整數（但仍為實數）。這似乎也是本文的一項發現，亦即自由度不限於正整數。

當 $w_i = 1/n$, 而且 $Q_i = 1$ 時，式（3-29）的 d 為：

$$d = n \left(1 - \frac{n}{n^2}\right) \frac{\left[\frac{1}{n} - \frac{1}{n^2}\right]}{\frac{1}{n}}$$

$$= \frac{n(n-1)}{n} \frac{(n-1)}{n}$$

$$= n \left(\frac{n-1}{n}\right) \left(\frac{n-1}{n}\right)$$

$$= \left(\frac{n-1}{n}\right)(n-1)$$

$$= (n-2) + \frac{1}{n}$$

$$\because n \geq 0$$

$$\therefore d \geq n-2 ;$$

$$\because n \geq 0$$

$$\therefore d \leq n-1$$



從上式推導，得知 $n-1 \geq d \geq n-2$ ，通常 n 非常大於 2，因而 d 雖不等於 $(n-2)$ ，但的確接近於 $(n-2)$ 。

從採用 $w_i = \frac{1}{n}$ 的權數來至採用 $w_i = \frac{Q_i}{\sum Q_j}$ 的權數，這種轉換後的互體仍然充足，所以母體加權迴歸的規律性仍維持得相當良好。但再由母體加權迴歸，來至

樣本加權迴歸，因已失去母體的完整性，僅保留樣本分配近似於母體的特性，而且「近似」並不等於「完全相等」，所以上面的 $d = \frac{n-1}{n}(n-1)$ 才會不等於 $(n-2)$ 。 n 中的「一」是以一個廠商的「一」作為單位，具有獨立行為能力。若 Q_i 的「一」是以千元作單位或以百萬元作為單位，其所造成的影響，會使 d 的自由度概念失去意義。 Q_i 中的「一」不是一個具有獨立行為能力的「一個個體」之「一」的觀念。

3-7-2. 樣本資料最大概似估計式的比對

在式 (3-28) 前，本文樣本資料大致只假設 ε_{si} 的平均值 $E(\varepsilon_{si}) = \sum w_i \varepsilon_{si} = 0$ ，變異數 $E(\varepsilon_{si}^2) = \sum w_i \varepsilon_{si}^2 = \sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ ，共變異數 $E(\varepsilon_{si} \varepsilon_{sj}) = 0, i \neq j$ 。假如在假設 w_i 與對應的 ε_{si} 所共同呈現的分配，可視為常態分配 $N(0, \sigma_{\varepsilon_{si}}^2)$ ，則 w_1, w_2, \dots, w_n 與 $\varepsilon_{s1}, \varepsilon_{s2}, \dots, \varepsilon_{sn}$ 共同呈現的機率密度函數為：

$$f(\varepsilon_{s1}, \varepsilon_{s2}, \dots, \varepsilon_{sn}) = [\exp(-\sum w_i \varepsilon_{si}^2 / (2\sigma_{\varepsilon_{si}}^2))] / (\sigma_{\varepsilon_{si}}^2 2\pi)^{0.5}$$

因為 $y_i = a + bx_i + \varepsilon_{si}$ ，所以其概似函數 (likelihood function) 為：

$$L = [\exp(-\sum w_i \varepsilon_{si}^2 / (2\sigma_{\varepsilon_{si}}^2))] / (\sigma_{\varepsilon_{si}}^2 2\pi)^{1/2}$$

兩邊取自然對數，可得：

$$\log_e L = -(\log_e 2\pi) / 2 - (\log_e \sigma_{\varepsilon_{si}}^2) / 2 - \sum w_i (y_i - a - bx_i)^2 / (2\sigma_{\varepsilon_{si}}^2)$$

將 $\log_e L$ 對 a 、 b 、及 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ 分別取偏微分，並令其等於零，可以得到求最大概似估計式 (maximum likelihood estimator) 的三個第一階條件：

$$\sum w_i (y_i - a - bx_i) / \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 = 0$$

$$\sum w_i (y_i - a - bx_i) x_i / \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 = 0$$

$$-1 / (2\sigma_{\varepsilon_{si}}^2) + \sum w_i (y_i - a - bx_i)^2 / (2\sigma_{\varepsilon_{si}}^4) = 0$$

前兩個式子剛好可還原為求 \hat{a} 及 \hat{b} 最小平方估計式的第一階條件，即：

$$\sum w_i (y_i - \hat{a} - \hat{b}x_i) = 0$$

$$\sum w_i (y_i - \hat{a} - \hat{b}x_i)x_i = 0$$

第三個式子則可用以導出 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ 的最大概似估計式 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}$ 為：

$$\begin{aligned} \sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2} &= \sum w_i (y_i - \hat{a} - \hat{b}x_i)^2 \\ &= \sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2 \end{aligned}$$

將 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}$ 與式(3-28)的 $\hat{\sigma}_{\varepsilon_{si}}^{**2}$ 互相比較，可知在加權迴歸時最大概似估計式 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^{*2}$ 並非 $\sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ 的不偏估計式。

3-7-3. 樣本迴歸常數的 t 統計值檢定

若假定 Z 為一標準常態分配 $N(0,1)$ ，而 γ^2 為一具有自由度 d 的獨立 χ^2 (chi-square) 分配，則： $t = z\sqrt{d}/\gamma$ 為具有自由度 d 的 t 分配。 t 分配是以零為平均值的對稱分配，當自由度 d 趨近於無窮大時， t 分配趨近於 $N(0,1)$ 的常態分配。因為 \hat{a} 的分配為：

$N(a, \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \sum w_i^2 \{1 - \frac{(x_i - \bar{x})\bar{x}}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}\}^2)$ 所以轉換後 \hat{a} 對應的 Z_0 分配

為：

$$Z_0 = \frac{(\hat{a} - a) \sum w_k (x_k - \bar{x})^2}{\sigma_{\varepsilon_{si}} \sqrt{\sum w_i^2 [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - (x_i - \bar{x})\bar{x}]^2}}, Z_0 \text{ 有著 } N(0,1) \text{ 的常態分配。而對}$$

應的 γ^2 為： $\gamma^2 = (\sum Q_j) (\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2) / \sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ 有著自由度為式 (3-29) d 的 χ^2 (chi-square)

分配。於是可求得 \hat{a} 對應的 t_0 分配為：

$$t_0 = \frac{(\hat{a} - a) \sqrt{\sum Q_k} \sqrt{1 - \sum w_i^2} \sqrt{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2}}{\sqrt{\sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \sum w_i^2 \{1 - \frac{(x_i - \bar{x})\bar{x}}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}\}^2} \sqrt{\sum Q_j} \sqrt{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2} \sqrt{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{(\hat{a}-a)\sqrt{1-\sum w_i^2} \sum w_j(x_j-\bar{x})^2 (\sigma_{\varepsilon_{si}})}{\sigma_{\varepsilon_{si}} \sqrt{\sum w_i^2 \{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2 - (x_i-\bar{x})\bar{x}\}^2}} \frac{\sqrt{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2 - \sum w_k^2(x_k-\bar{x})^2}}{\sqrt{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2} \sqrt{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2}} \\
&= \frac{(\hat{a}-a)\sqrt{1-\sum w_i^2} \sqrt{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2} (\sigma_{\varepsilon_{si}})}{\sigma_{\varepsilon_{si}} \sqrt{\sum w_i^2 \{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2 - (x_i-\bar{x})\bar{x}\}^2}} \frac{\sqrt{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2 - \sum w_k^2(x_k-\bar{x})^2}}{\sqrt{\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2}} \\
&\hspace{25em} (3-30)
\end{aligned}$$

式 (3-30) t_0 的分子比母體的式 (3-25) 的推導多了 $\sqrt{1-\sum w_i^2}$ 。此 t_0 為具有自由度 d 的 t 分配，此自由度 d 常可視為無窮大。

若 $w_i = 1/n$ ，因為 t_0 計算式的分母中：

$$\begin{aligned}
&\sum w_i^2 \{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2 - (x_i-\bar{x})\bar{x}\}^2 \\
&= \frac{1}{n^2} \sum \left\{ \frac{1}{n} \sum (x_j-\bar{x})^2 - (x_i-\bar{x})\bar{x} \right\}^2 \\
&= \frac{1}{n^2} \sum \left\{ \frac{1}{n^2} [\sum (x_j-\bar{x})^2]^2 - \frac{2}{n} (x_i-\bar{x})\bar{x} \sum (x_j-\bar{x})^2 + (x_i-\bar{x})^2 \bar{x}^2 \right\} \\
&= \frac{1}{n^2} \left\{ \frac{1}{n} [\sum (x_j-\bar{x})^2]^2 + \sum (x_i-\bar{x})^2 \bar{x}^2 \right\} \\
&= \frac{1}{n^2} [\sum (x_j-\bar{x})^2] \left\{ \frac{\sum (x_j-\bar{x})^2 + n\bar{x}^2}{n} \right\} \\
&= \frac{1}{n^2} [\sum (x_j-\bar{x})^2] \frac{\sum x_j^2}{n}
\end{aligned}$$

所以

$$\begin{aligned}
t_0^* &= \frac{(\hat{a}-a) \sqrt{\left(1-\frac{1}{n}\right)} \sqrt{\frac{1}{n} \sum (x_k-\bar{x})^2} \sqrt{\frac{n-1}{n^2} \sum (x_k-\bar{x})^2}}{\sqrt{\frac{1}{n^3} \sum (x_j-\bar{x})^2 \sum x_j^2} \sqrt{\frac{1}{n} \sum \hat{\varepsilon}_{si}^2}} \\
&= \frac{(\hat{a}-a) \sqrt{n \sum (x_k-\bar{x})^2} \times \sqrt{1-\frac{1}{n}}}{\sqrt{\sum x_j^2} \sqrt{\frac{\sum \hat{\varepsilon}_{si}^2}{n-1}}} \\
&\hspace{25em} (3-31)
\end{aligned}$$

3-7-4. 樣本迴歸係數的 t 統計值檢定

因為 \hat{b} 的分配為： $N(b, \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 \frac{\sum w_i^2 (x_i-\bar{x})^2}{[\sum w_j (x_j-\bar{x})^2]^2})$ ，所以轉換後 \hat{b} 對應的 Z 分配

為： $Z_1 = \frac{(\hat{b}-b)\sum w_j(x_j-\bar{x})^2}{\sigma_{\varepsilon_{si}}\sqrt{\sum w_j^2(x_j-\bar{x})^2}}$ ， Z_1 亦有著 $N(0,1)$ 的常態分配。於是可進一步求得

\hat{b} 對應的 t_1 分配為：

$$\begin{aligned} t_1 &= \frac{(\hat{b}-b)\sum w_j(x_j-\bar{x})^2}{\sigma_{\varepsilon_{si}}\sqrt{\sum w_j^2(x_j-\bar{x})^2}} \frac{\sigma_{\varepsilon_{si}}\sqrt{\sum Q_k(1-\sum w_i^2)[\sum w_j(x_j-\bar{x})^2 - \sum w_k^2(x_k-\bar{x})^2]}}{\sqrt{(\sum Q_j)\sum w_i\hat{\varepsilon}_{si}^2}\sqrt{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2}} \\ &= \frac{(\hat{b}-b)\sqrt{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2}\sqrt{(1-\sum w_i^2)}\sqrt{\sum w_j(x_j-\bar{x})^2 - \sum w_k^2(x_k-\bar{x})^2}}{\sqrt{\sum w_j^2(x_j-\bar{x})^2}\sqrt{\sum w_i\hat{\varepsilon}_{si}^2}} \end{aligned} \quad (3-32)$$

此式 t_1 的分子中多了 $\sqrt{(1-\sum w_i^2)}$ ，此 t_1 為具有式 (3-29) 自由度 d 的 t 分配，

此自由度 d 常可視為無窮大。若 $w_i = \frac{1}{n}$ ，則：

$$\begin{aligned} t_1 &= \frac{(\hat{b}-b)\sqrt{\frac{1}{n}\sum(x_j-\bar{x})^2}\sqrt{(1-\sum w_i^2)}\sqrt{\frac{n-1}{n^2}\sum(x_j-\bar{x})^2}}{\sqrt{\frac{1}{n^2}\sum(x_j-\bar{x})^2}\sqrt{\frac{1}{n}\sum\hat{\varepsilon}_{si}^2}} \\ &= \frac{(\hat{b}-b)\sqrt{\sum(x_j-\bar{x})^2}\sqrt{1-\frac{1}{n}}}{\sqrt{\frac{\sum\hat{\varepsilon}_{si}^2}{n-1}}} \end{aligned} \quad (3-33)$$

3-8. 母體迴歸的相關係數檢定及其歸納邏輯機率(林國雄 1998c)

3-8-1. 母體相關係數檢定及相對型歸納邏輯機率

人類經濟活動母體五行生剋加權迴歸 X 及 Y 的相關係數 r_p 為(林國雄 1995b, 1996d, 1997c)：

$$\begin{aligned} r_p &= \sum W_k(X_k - \bar{X})(Y_k - \bar{Y}) / \sqrt{\sum W_i(X_i - \bar{X})^2 \sum W_j(Y_j - \bar{Y})^2} \\ &= \hat{\beta}\sqrt{\sum W_k(X_k - \bar{X})^2} / \sqrt{\sum W_j(Y_j - \bar{Y})^2} \end{aligned}$$

因為 $\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i$ ，使得 $\hat{Y}^* = \sum W_i\hat{Y}_i = \sum W_i(\hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}\bar{X} = \bar{Y}$ ，於是

由變異數分析的展開可知：

$$\sum W_i(Y_i - \bar{Y})^2$$

$$\begin{aligned}
&= \sum W_i (\hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i + \hat{\varepsilon}_{pi} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}\bar{X})^2 \\
&= \sum W_i [\hat{\beta}(X_i - \bar{X}) + \hat{\varepsilon}_{pi}]^2 \\
&= \sum W_i [\hat{\beta}^2(X_i - \bar{X})^2 + \hat{\varepsilon}_{pi}^2 + 2\hat{\beta}(X_i - \bar{X})\hat{\varepsilon}_{pi}] \\
&= \sum W_i [\hat{\beta}^2(X_i - \bar{X})^2 + \hat{\varepsilon}_{pi}^2 + 2\hat{\beta}(X_i - \bar{X})(Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i)] \\
&= \sum W_i [\hat{\beta}^2(X_i - \bar{X})^2 + \hat{\varepsilon}_{pi}^2 + 2\hat{\beta}(X_i - \bar{X})[(Y_i - \bar{Y}) - \hat{\beta}(X_i - \bar{X})]] \\
&= \sum W_i [\hat{\beta}^2(X_i - \bar{X})^2 + \hat{\varepsilon}_{pi}^2] \\
&= \sum W_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2 \tag{3-34}
\end{aligned}$$

式 (3-34) 中的 $\sum W_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ 為五行生剋加權迴歸已解釋的變異數， $\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2$ 為其對應未解釋的變異數。依據相對型歸納邏輯機率 $C_2(h,e)$ 的定義，取已解釋的變異數對總變異數之比(林國雄 1993a)，亦即判定係數 R_p^2 (coefficient of determination)，可證明兩者即為相關係數 r_p 的平方值(林國雄 1995b,1996d)：

$$\begin{aligned}
R_p^2 &= C_2(h,e) \\
&= \sum W_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 / \sum W_j (Y_j - \bar{Y})^2 \\
&= \hat{\beta}^2 \sum W_i (X_i - \bar{X})^2 / \sum W_j (Y_j - \bar{Y})^2 \\
&= r_p^2 \tag{3-35}
\end{aligned}$$

式(3-35)中歸納邏輯機率 $c_2(h,e)$ 的 h 代表因果性假設，e 代表事實證據。

3-8-2.母體資料檢定工作(林國雄 1998c)

因為 $(\sum Q_j)(\sum w_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2) / \sigma_{\varepsilon_{pi}}^2$ 可視為是一個具有式(3-24)自由度 d 的 χ^2 (chi-square) 分配，其分配獨立於 $\hat{\beta}$ 所呈現的分配；而

$Z_1 = (\hat{\beta} - \beta) \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 / [\sigma_{\varepsilon_{pi}} \sqrt{\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2}]$ 為具有 $N(0,1)$ 的常態分配，亦即 Z_1^2 為具有自由度為一的 χ^2 (chi-square) 分配；是故由兩個 χ^2 (chi-square) 分配各別除以自由度所構建的 F 統計值為 (註 3-11)：

$$\begin{aligned}
 F &= (\hat{\beta} - \beta)^2 [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2]^2 d / [\sum Q_j (\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2) (\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2)] \\
 &= (\hat{\beta} - \beta)^2 \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2] \\
 &\quad / [(\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2) (\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2)] \\
 &= t_1^2 \tag{3-36}
 \end{aligned}$$

此 F 統計值為具有 (1, d) 自由度的 F 分配，而且此 F 統計值即為上面 t_1 統計值的平方。

當 $\beta = 0$ 時，因為由式 (3-35) 的 $\sum W_i \hat{\beta}^2 (X_i - \bar{X})^2 = r_p^2 \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2$ ，而且由式 (3-34) $\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2 = (1 - r_p^2) \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2$ ，於是上面的 F 可以簡化為：

$$\begin{aligned}
 F &= \hat{\beta}^2 \sum W_i (X_i - \bar{X})^2 \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 d / [\sum Q_j (\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2) (\sum W_i \hat{\varepsilon}_{pi}^2)] \\
 &= r_p^2 \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2 \sum W_j (X_j - \bar{X})^2 d / [\sum Q_j (\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2) (1 - r_p^2) \\
 &\quad \sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2] \\
 &= [r_p^2 / (1 - r_p^2)] (\sum W_j (X_j - \bar{X})^2) (\sum Q_j) [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2] \\
 &\quad / [\sum Q_j (\sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2) \sum W_k (X_k - \bar{X})^2] \\
 &= [r_p^2 / (1 - r_p^2)] [\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2] / \sum W_i^2 (X_i - \bar{X})^2 \\
 &= t_1^2 \tag{3-37}
 \end{aligned}$$

所以相關係數 r_p 是否顯著地不同於零，也可以使用具有 (1, d) 自由度的 F 分配來進行檢定。因為 $t_1 = \sqrt{F}$ ，所以更精確地說，相關係數 r_p 是否顯著地不同於零，與 $\hat{\beta}$ 是否顯著地不同於零一樣，都是可以使

用具有自由度為 d 的 t_1 統計值來進行檢定。換言之， t_1 統計值式(3-26)的檢定在加權迴歸時可以一箭雙鵰，既檢定迴歸係數 $\hat{\beta}$ 是否顯著不同於零，又檢定相關係數 r_p 是否顯著不同於零。

當 $W_i = 1/N$ 時，上述的 F 可以再簡化為：

$$F^* = r_p^2 / [(1 - r_p^2) / (N - 1)]$$

此 F^* 統計值的計算結果，除了自由度 $(N - 1)$ 有別於一般簡單迴歸分析的自由度 $(N - 2)$ 之外，與後者檢定 $\hat{\beta}$ 用的 t 統計值之 t^2 完全一致 [Johnston 1972, p.36]。

由上述推演可知，加權迴歸與一般簡單迴歸一樣，其相關係數檢定、迴歸係數檢定、甚至於其判定係數檢定都可以採用相同的方式予以處理。

3-8-3. 絕對型歸納邏輯機率 (林國雄 1998c)

式(3-35)已有相對型歸納邏輯機率 $C_2(h, e)$ 的測量公式。此乃式(3-34)的 $\sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2$ 是 Y_i 對其 $\bar{Y} = \sum W_i Y_i$ 的相對型變異數， $\sum W_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ 是 \hat{Y}_i 對其 \bar{Y} 的相對型已解釋的變異數。因為 $\sum W_i (Y_i - \bar{Y})^2 = (\sum W_i Y_i^2) - \bar{Y}^2$ ，而且 $\sum W_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = (\sum W_i \hat{Y}_i^2) - \bar{Y}^2$ ，所以由式(3-34)可以順利推演出：

$$\sum W_i Y_i^2 = \sum W_i \hat{Y}_i^2 + \sum W_i \hat{\epsilon}_{pi}^2$$

這個 $\sum W_i Y_i^2$ 是 Y_i 對零值的絕對型總變異數， $\sum W_i \hat{Y}_i^2$ 是 \hat{Y}_i 對零值的絕對型變異數。據此，於是絕對型歸納邏輯機率 $C_1(h, e)$ 的測量公式，可以定義為：

$$C_1(h, e) = \sum W_i \hat{Y}_i^2 / \sum W_j Y_j^2 \quad (\text{註 3-12}) \quad (3-38)$$

3-9. 樣本迴歸的相關係數檢定及其歸納邏輯機率

3-9-1. 樣本相關係數及相對型歸納邏輯機率

再者，樣本經濟活動加權迴歸 y 及 x 的相關係數 r_s 為

$$\begin{aligned} r_s &= \frac{\sum w_k (x_k - \bar{x})(y_k - \bar{y})}{\sqrt{\sum w_i (x_i - \bar{x})^2 \sum w_j (y_j - \bar{y})^2}} \\ &= \hat{b} \frac{\sqrt{\sum w_k (x_k - \bar{x})^2}}{\sqrt{\sum w_j (y_j - \bar{y})^2}} \end{aligned} \quad (3-39)$$

因為 $\hat{y}_i = \hat{a} + \hat{b}x_i$ ，使得 $\hat{y}^* = \sum w_i \hat{y}_i = \sum w_i (\hat{a} + \hat{b}x_i) = \hat{a} + \hat{b}\bar{x} = \bar{y}$ ，於是

$$\sum w_i (y_i - \bar{y})^2 = \sum w_i (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2 \quad (3-40)$$

因此相對型歸納邏輯機率為：

$$R_s^2 = c_2(h, e) = \frac{\sum w_i (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum w_j (y_j - \bar{y})^2} = \hat{b}^2 \frac{\sum w_i (x_i - \bar{x})^2}{\sum w_j (y_j - \bar{y})^2} = r_s^2 \quad (3-41)$$

3-9-2. 樣本資料檢定工作

因為 $(\sum Q_i) \sum w_j \hat{\varepsilon}_{sj}^2 / \sigma_{\varepsilon_{si}}^2$ 可視為是一個具有式 (3-29) 自由度 d 的 χ^2 (chi-square) 分配，其分配獨立於 \hat{b} 所呈現的分配。而 $Z_1 = \frac{(\hat{b} - b) \sum w_j (x_j - \bar{x})^2}{\sigma_{\varepsilon_{si}} \sqrt{\sum w_j^2 (x_j - \bar{x})^2}}$ ，

為具有 $N(0,1)$ 的常態分配，亦即 Z_1^2 為具有自由度為一的 χ^2 (chi-square) 分配。是故

由兩個 χ^2 (chi-square) 分配各別除以自由度所構建的 F 統計值為：

$$\begin{aligned} F &= \frac{(\hat{b} - b)^2 [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2]^2 \sigma_{\varepsilon_{si}}^2 (\sum Q_k) (1 - \sum w_i^2) [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2]}{[\sigma_{\varepsilon_{si}} \sqrt{\sum w_j^2 (x_j - \bar{x})^2}]^2 (\sum Q_k) (\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2) \sum w_j (x_j - \bar{x})^2} \\ &= \frac{(\hat{b} - b)^2 [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2] (1 - \sum w_i^2) [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2]}{\sum w_j^2 (x_j - \bar{x})^2 \sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2} \\ &= t_1^2 \end{aligned} \quad (3-42)$$

此 F 統計值比式 (3-36) 的分子在外型上多出 $(1 - \sum w_i^2)$ ，此 F 統計值為具有 $(1, d)$

自由度的 F 分配。當 $b=0$ 時，則：

$$\begin{aligned}
F &= \hat{b}^2 \frac{\sum w_i(x_i - \bar{x})^2 \sum w_j(x_j - \bar{x})^2 d}{\sum Q_j (\sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2) (\sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2)} \\
&= \frac{[\sum w_j(x_j - \bar{x})(y_j - \bar{y})]^2 \sum w_k(y_k - \bar{y})^2 \sum w_i(x_i - \bar{x})^2 \sum w_j(x_j - \bar{x})^2 d}{[\sum w_j(x_j - \bar{x})^2]^2 \sum w_k(y_k - \bar{y})^2 \sum Q_j (\sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2) \sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2} \\
&= r_s^2 \frac{(\sum w_k(y_k - \bar{y})^2) (\sum w_j(x_j - \bar{x})^2) d}{\sum Q_j (\sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2) \sum w_i \hat{\varepsilon}_{si}^2} \\
&= \frac{r_s^2 [\sum w_k(y_k - \bar{y})^2] [\sum w_j(x_j - \bar{x})^2] d}{1 - r_s^2 \sum Q_j [\sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2] \sum w_i(y_i - \bar{y})^2} \\
&= \frac{r_s^2 [\sum w_j(x_j - \bar{x})^2] \sum Q_k (1 - \sum w_i^2) [\sum w_j(x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2(x_k - \bar{x})^2]}{1 - r_s^2 \sum Q_j [\sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2] \sum w_j(x_j - \bar{x})^2} \\
&= \frac{r_s^2 (1 - \sum w_i^2) [\sum w_j(x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2(x_k - \bar{x})^2]}{1 - r_s^2 \sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2} \\
&= t_1^2 \tag{3-43}
\end{aligned}$$

此式的分子亦比式 (3-37) 的分子在外型上多 $(1 - \sum w_i^2)$ 。

所以相關係數 r_s 是否顯著地不同於零，也可以使用具有 $(1, d)$ 自由度的 F 分配來進行檢定。因為 $t_1 = \sqrt{F}$ ，所以更精確地說，相關係數 r_s 是否顯著地不同於零，與 \hat{b} 是否顯著地不同於零一樣，都是可以使用具有自由度為 d 的 t_1 統計值來進行檢定。換言之， t_1 統計值式(3-43)的檢定在加權迴歸時可以一箭雙鵰，既檢定迴歸係數 \hat{b} 是否顯著不同於零，又檢定相關係數 r_s 是否顯著不同於零。

當 $w_i = 1/n$ 時，上述的 F 可以再簡化為：

$$\begin{aligned}
F^* &= \frac{r_s^2 (1 - \frac{1}{n})(\frac{1}{n} - \frac{1}{n^2})}{1 - r_s^2 \frac{1}{n^2}} \\
&= \frac{r_s^2 (n-1)(n-1)}{1 - r_s^2 n}
\end{aligned}$$

亦即 $\frac{(n-1)(n-1)}{n}$ 代替了母體加權迴歸應有的 $(N-1)$ 。

此 F^* 統計值的計算結果，除了自由度 $\frac{(n-1)(n-1)}{n}$ 有別於一般簡單迴歸分析的自由度 $(n-2)$ 之外，與後者檢定 \hat{b} 用的 t 統計值之 t^2 完全一致 [Johnston1972,p.36]。

由上述推演可知，加權迴歸與一般簡單迴歸一樣，其相關係數檢定、迴歸係數檢定、甚至於其判定係數檢定都可以採用相同的方式予以處理。

3-9-3. 絕對型歸納邏輯機率

式(3-40)已有樣本相對型歸納邏輯機率 $c_2(h,e)$ 的測量公式。此乃式(3-40)的 $\sum w_i (y_i - \bar{y})^2$ 是 y_i 對其 $\bar{y} = \sum w_i y_i$ 的相對型變異數， $\sum w_i (\hat{y}_i - \bar{y})^2$ 是 \hat{y}_i 對其 \bar{y} 的相對型已解釋的變異數。因為 $\sum w_i (y_i - \bar{y})^2 = (\sum w_i y_i^2) - \bar{y}^2$ ，而且 $\sum w_i (\hat{y}_i - \bar{y})^2 = (\sum w_i \hat{y}_i^2) - \bar{y}^2$ ，所以由式(3-40)可以順利推演出：

$$\sum w_i y_i^2 = \sum w_i \hat{y}_i^2 + w_i \hat{\epsilon}_{si}^2$$

這個 $\sum w_i y_i^2$ 是 y_i 對零值的絕對型總變異數， $\sum w_i \hat{y}_i^2$ 是 \hat{y}_i 對零值的絕對型變異數。據此，於是絕對型歸納邏輯機率 $c_1(h,e)$ 的測量公式，可以定義為：

$$c_1(h,e) = \sum w_i \hat{y}_i^2 / \sum w_j y_j^2 \quad (3-44)$$

3-10. 小結

本章根據第二章的理論架構，結合物理、事理、人理分析法及管理控制比例分析模式的概念，第一節針對產業經營資料的十四個經營變數中，說明乾象、坤象、坎象、離象、震象、巽象、艮象及兌象等八個因果鏈條（式 3-1 ~ 式 3-8）；第二節至第九節改變過去常用而傳統的統計默契與分析作法，排除「每一家廠商均可直覺地簡單假設其各具有相同的重要性」的算

術平均的 $\frac{1}{n}$ 加權的分析方法，也是過去迴歸分析無意中常用的基本假設，改以新儒學系統論的看法，追溯比統計默契的邏輯起點更基本的邏輯起點。本章認為「大廠商的員工人數多，扶養的人口多；小廠商的員工人數少，扶養的人口少。大廠商的業主權益多，投入的資源多；小廠商的業主權益少，投入的資源少」，所以，理論上大廠商資料的重要性通常遠高於小廠商，因而發展出本章相關統計數的分析，並推導出母體及樣本的加權迴歸相關計算式。

第二至九節共推導出三十五個計算式（式 3-9~式 3-44），且有以下重要結論：

第一、一般迴歸是加權迴歸的特例，即「 $1/n$ 加權迴歸」是「 w_i 加權迴歸」的特例。

第二、迴歸自由度的變化及可以為非整數。

第三、因為加權迴歸的權重 W_i 或 w_i 可以選擇以員工人數 C 、業主權益 M 、或其他經營變數的大小來反映廠商間的相對重要性，所以加權迴歸可以有權數的選擇空間，故不具備「唯一性」。

本研究中對於相關係數與迴歸的公式推導，是呼應不同廠商就其經營變數而言，都不應該在同產業中具有相同重要性的論點，所進行特殊工商境遇下的對應統計方法的推演，至於這些公式的可使用性，仍應先滿足迴歸分析對資料先提要件，如常態性、誤差項的變異數同質性等要求，特在此提出說明，並期常態性等的檢定成為未來的一個研究方向。

註解

註 3-1：本文加權迴歸，是反映廠商資料相對重要性的加權迴歸，而非反映迴歸干擾項變異數異質性(hetero-scedasticity)的加權迴歸 (Kmenta,p.272)，亦非反映解釋變數測量誤差變異數相對重要性的加權迴歸(Kmenta,pp,353-356)。依據因緣和合論(林國雄 1992a,1993,1994b)，一般來說，廠商資料的相對重要性是「本」，迴歸干擾項變異數的異質性或解釋變數測量誤差變異數的相對重要性是「末」。但是迄今，似乎尚無針對此「本」從事加權迴歸者。

註 3-2：有人認為林國雄利用五行生剋分析，推出「改變邏輯起點，並加權以從事生剋迴歸」，從而對簡單迴歸進行重大修改。其實林國雄只以五行生剋分析作為範例加以說明，加權迴歸理念，亦可適用於非五行生剋分析。

註 3-3：此全息(full information)實際上並非全息。似乎林國雄所提出的無極而太極，太極生兩儀，兩儀本身為開放演化互動卦變而相對被動的系統，兩儀演化後五行為封序循環生剋穩定而相對被動的系統，兩儀演化後三才為其對應而相對主動的系統；這種提法似乎比較符合理論邏輯起點要求下的全息。1980 年代初張穎清所創的全息生物學(holographic biology) (馮契，p.628)似乎與林國雄(1997b)的提法有點異曲同工。

註 3-4：其實，本文的推導式也能用於非生剋的情況，例如林國雄(1997 d) 的用法。

註 3-5：有人認為林國雄已將 w_i 定義為第 i 廠商個體重要性的權數，怎可再將 w_i 當成母體密度函數？其實，母體密度函數有由現在展望未來的機率密度函數及由現在看現在的分配密度函數 [林國雄 1997b,pp.61-107] 兩種。廠商個體 i 的權數和分

配密度函數的頻率確實是有所不同的兩個觀念，但用分配密度函數的密度來設定廠商個體相對重要性的權數，則未嘗不可。

註 3-6：若母體內廠商的總家數是 N ，通常 N 為確定性的整數，則 N 沒有趨近於無窮大 ∞ 的課題，所以本文只採用不偏估計值的觀念，並不採用一致估計值 (consistent estimator) 的觀念。

註 3-7：本處採用林國雄 (1998c) 推導經濟活動「母體」五行生剋加權迴歸的相關計算式的過程，本文導出經濟活動「樣本」五行生剋加權迴歸的相關計算式。

註 3-8：此 t 檢定是在上述理論前提之下導出者。此 t 檢定是否具備「事實前提是否滿足其理論假設 (前提)」對其檢定結果並無多大影響的穩健性 (robustness)，則仍有待論證。

註 3-9：因為不論 $W_i = Q_i / \sum Q_j$ 或 $w_i = Q_i / \sum Q_j$ ， Q_i 是員工人數 C 或業主權益 M ，故在此不做母體或樣本的符號區別。

註 3-10：本處採類比的方式，同註 3-7，係用林國雄 (1998c) 推導經濟活動「母體」五行生剋加權迴歸的相關計算式的過程，本文導出經濟活動「樣本」五行生剋加權迴歸的相關計算式。

註 3-11：在迴歸分析時，常數項 \hat{a} 是否等於 a 或是否等於零，並不參加此項 F 統計值檢定。此益顯常數項 \hat{a} 的經濟意義，值得深入關切 (林國雄 1993)。

註 3-12：既然有絕對型的歸納邏輯機率 $c_1(h,e)$ ，是否也有用於檢定迴歸係數 \hat{b} 是否顯著不同於零的絕對型 t 統計值存在？此課題仍有待論證。

第四章

用經營指標解釋勞雇雙方的行為模式—以運具精密業為例

在企業的營運中，員工及業主對企業經營的態度及投入程度，就非常重要，到底員工和業主的何種行為態度會使廠商績效最佳？績效不好的廠商問題出在那裏？績效好的廠商到底為何會好？這些都是本章要探討的問題；本章根據第二章的相關公理、操作性定義、定理，及第三章新儒學相關係數計算式(蔡淵輝等 2004a,b, 蔡淵輝 2005a,b)，針對廠商義與利二元論評估員工及業主的義利程度，進而找出在員工及業主不同義利重視程度下的經營績效。但因義與利是定性指標，在數學上不易衡量，故本章採用新儒學系統論的方法來衡量義與利的大小強弱。

林國雄(1996a)曾利用民國八十年工商普查資料，以新儒學四象五行之混析討論公利與私利的義利之辨，從四個因果鏈條(四象)來探討企業目標的四個象，並定義企業的利(私利)及義(公利)，重利輕義及重義輕利的廠商因果鏈條的相生循環並不順暢，但利義雙行的廠商因果鏈條的相生循環相當順暢，但該文僅以廠商的四個因果鏈條做為分析基礎，且對廠商義、利之分類法則僅以平均薪資、員工福利結構比及業主報酬率的平均數及變異數大小為相對比較，似有不足之處。

但這四條因果鏈條，只從員工及股東(或業主)各求一己之利的觀點出發，只以一己之幸福為人生行為之鵠的、道德之標準。此種利己思維，實仍嫌不足；另有一種說法，人亦應以增進他人幸福為自身行為之標準。社會之改善，在道德之發展，在打破自利心，因有此一說。利他亦有層次性，利產業內他人或利企業內他人，此為較近身之層次者；利產業外他人或利企業外他人，則屬大同世界且範圍更大之層次者，而利己與利人恰為新儒學陰陽兩儀之互動對待(林國雄 1996c)，故有關產業與企業的經營因果鏈條，直至另外四個利他之關懷因果鏈條加入詮釋而有所突破，才超越在四象及五行的思維層次(林國雄 2001b)。

企業兩項最基本的投入要素是勞力與資金，既不重複又不遺漏，勞力的投入者是員工，資金的投入者是業主（或股東），因而員工與業主的義（利他）與利（利己）傾向會影響勞資的和諧與否，義、利為質的變數，如何測量則為本章重點；林國雄（1996a）曾利用民國八十年工商普查資料，以新儒學四象五行之混析討論公利（義）與私利（利）的義利之辨，從四個因果鏈條來探討企業目標的四個象，並定義企業的利（私利）及義（公利），重利輕義及重義輕利的廠商因果鏈條的相生循環並不順暢，但利義雙行的廠商因果鏈條的相生循環相當順暢。

本章根據第二章相關公理及第三章公式，用經營指標解釋勞雇雙方的行為模式，展開五行八卦之混合解析，進一步澄清義利之辨，指出重義輕利所輕的應該是「唯利是圖」的利，而義利雙行指的則是「公利」與「私利」應有的良性互動。本章使用民國 85 年運具精密業普查抽樣調查檔資料所進行的分析，可界定各類廠商與員工之義利傾向。本章依序是**第一節**說明勞雇雙方的行為模式，即義與利的涵義，**第二節**說明資料處理，**第三節**說明 1/N 加權下的利他（義）及利己（利）分析，**第四節**說明 M 加權下的利他（義）及利己（利）分析，**第五節**說明 C 加權下的利他（義）及利己（利）分析，**第六節**說明不同加權方法結果之比較，最後**第七節**為本章結論。

4-1. 勞雇雙方的行為模式—義與利的涵義

林國雄(1996a)指出，所謂「利」一般就是指能用以增進某一位消費者合理穩定的主觀效用價值之收入，對該人來說就是利；所謂「義」一般就是指能用以增進某一社會集體合理穩定的社會福利偏好之分配或行為準據(亦即責任意識)，對該人和該社會來說就是義（註 4-1）。而且，利在消費者個體性範圍內有其整體作用性，義在社會集體性範圍內從消費者個體的取捨上來看，亦有其整體拿捏性。若進一步將利解釋成「私利」，將義解釋成個體達成「公利」（註 4-2）的各種分配與行為準據，也甚允當，亦即義之可貴在於利人，而「如何兼顧以得中和？」(林國雄 1998b)就是企業經營之重要課題。

上述義利觀之描述應比歷來各種義利觀來得精確。此外，因為義是能用以增

進某一社會集體合理穩定的社會福利偏好之分配或行為準據(註 4-3),所以義是個人在社會中修己治人的準則,是有德者行事的本質或依據,也是個體隨應時變的準據,義並非僵硬的教條,宜於此也可以宜於彼,完全要看實際的情況來取捨定奪。事實上,義就是要從社會倫理(註 4-4)上慎重考量應該還是不應該去做。這些都是在陳述「義」的概念內涵,使其更加完備。雖然見利(私利)尚利而忘義(公利)不尚義(亦即唯利是圖)甚為不該,但見利思義並不一定就需要因尚義而去輕視利,此種重義輕利思想,曾為過去中華文化之重要主張,阻礙產業革命可能起源於中國的各種環境醞釀。由消費者主觀效用價值(註 4-5)與社會福利函數(註 4-6)的構造關係可知,既已輕了私利,則「得利」所能得到的幅度將甚為有限,因而重義所需之執行籌碼將變成非常短缺,那麼,義又如何能重得起來!重義輕利所輕的應該是「唯利是圖」的利,「非唯利是圖」的利不應該在其所輕範圍內。因而,義與「非唯利是圖的利」是可以並行的,這也就是陳亮所主張的義利雙行(韋政通, pp.637-638)。

林國雄(1996a)認為只要緣義以求利(出義入利),但不要緣利以求利(唯利是圖),只放於利(私利)而行必多怨,廢義則利不立,厚貪則怨生,只保利(私利)棄義為至賊,談義必及利(公利及私利),無功利(公、私利之成效)則道義乃無用之虛語,民之所以盼盼勤勞者為利(合理的私利)進,庶幾義(公利)利(私利)合而民樂從善,競爭手段正當就是義,所欲有甚於生者(即義),所惡有甚於死者(即不義),義(合宜)然後取,私利服從公利,出利入義(今稱企業家的社會責任),保障職工之利就是義,先義而後利(私利)者榮,及先利(私利)而後義者辱,這些人生警句均確有其社會倫理上的精準處。義利(非唯利是圖的利)可以有著陰陽兩儀的良性互動。這是造就具有「求利而不忘義」風格的儒商之不二法門。故本章廠商員工及業主之義、利傾向共可分為唯利是圖、捨生取義及義利雙行三種。

4-2. 資料處理

台灣地區行政院主計處自 1954 年開始實施工商普查,並從 1961 年起每五年進行一次工商普查,至 1996 年止已實施九次工商普查。1996 年工商普查的抽樣

調查方法與前兩次相較已有所不同。此次是採取二階段調查作業方法，首先辦理普查對象判定，其次實際填表階段則以從業員工人數及營業收入規模作為分類的標準，抽樣選出代表性企業，進行詳細資料之調查填表作業。然後再由其餘單位填報普查表。

而台灣製造業的經營類型可分為三種，分別為製造、修配與代客加工，三種經營型態通常以製造廠商最多。再者，此次工商普查仍然採用營業收入從事分層抽樣，產生全查層（註 4-7）與抽查層，本文就以此作為分類的基礎。就製造廠商全查層部分，本文將其命名為「大廠商」；而製造廠商抽查層部分，員工人數四人(含)以上且非大廠商者其抽樣調查的抽樣比率較高，本文將其命名為「中廠商」，員工人數三人(含)以下者抽樣調查的抽樣比率較低，則命名為「小廠商」。故 1996 年工商普查的廠商本文將其劃分為五類，分別為製造型態的「大廠商」、「中廠商」與「小廠商」三類，再加上「修配」型態一類與「代客加工」型態一類。

由於行政院主計處未提供 1996 年資料全查層與抽查層的分界點，但提供 1996 年製造業普查原始檔及抽樣調查原始檔，因此分界點問題可以利用人工方式作判定來設法解決。本文以普查原始檔及抽樣調查原始檔中廠商營業收入的大小順序，分別將普查原始檔廠商及抽樣調查原始檔廠商作排列，再以人工判斷方式檢查其抽樣廠商出現的頻率，由此所得到的製造業各四位碼細業全查層廠商及抽查層廠商的事後分界點詳林國雄(2001c)。

在信度與效度上，林國雄(1990)曾指出民國七十五年台灣工商普查電機電子業抽樣調查表的各項支出合計之細項加總，約有家數三分之二弱的廠商此基本等式不成立；製造成本及管銷費用合計之計算，約有家數七分之六弱的廠商此基本等式不成立。為了確認 1996 年工商普查資料抽樣調查檔資料的信度與效度，本文以林國雄(1999b,2000)所定義之會計等式對 1996 年工商普查的抽樣調查資料進行核對，發現 1996 年工商普查的抽樣調查資料中，等式不成立的情況均已獲得改善。主要原因是工商普查的技術日漸成熟，所以 1996 年工商普查資料的信

度與效度高。

本章在分析資料上，雖採 1996 年工商普查資料抽樣調查檔的運具精密業的資料，但是在資料處理上先以製造業全體廠商作為處理對象，在符合信度與效度的要求下，進一步選取運具精密業的資料。然而，由於修配與代客加工廠商的性質較為特殊，所以本文僅對運具精密業製造類廠商作探討。

再者，資料中有一些廠商的業主權益、專業經營附加價值與綜合理財生產毛額等為負數，這些廠商因為經營不善，其異常性已遠離「喜怒哀樂(企業經營決策)之未發，謂之中；發而皆中節，為之和」的適合於進行經營上「中和」分析之境界，故另設類別予以歸類，但已不在本章分析之列。因此，本章分析對象為運具精密業製造廠商的「大廠商」、「中廠商」、「小廠商」、「修配廠商」與「代客加工廠商」五類，其家數分別為 389 家、357 家、40 家、43 家及 43 家。因大廠商及中廠商之廠商數明顯大於其他三類，茲依平均薪資由大到小均分成四類，分別為實高薪資、中高薪資、中低薪資與實低薪資，其分類及家數如表 4-1。

表 4-1、台灣區運具精密業分類及抽樣調查廠商家數

分類廠商及家數	再分類廠商及家數
大廠商(389家)	大廠商－實高薪資(97家)
	大廠商－中高薪資(97家)
	大廠商－中低薪資(97家)
	大廠商－實低薪資(98家)
中廠商(357家)	中廠商－實高薪資(89家)
	中廠商－中高薪資(89家)
	中廠商－中低薪資(89家)
	中廠商－實低薪資(90家)
小廠商(40家)	小廠商(40家)
修配廠商(43家)	修配廠商(43家)
代客加工廠商(43家)	代客加工廠商(43家)

因為採取國民所得會計觀點，這些經營變數與會計科目的關係可以將其定義如下：

(一) 員工人數常雇當量(C)=(常雇員工全年薪資+臨時員工全年薪資

- +自營作業者及無酬家屬工作者全年設算薪資+支付家庭包工工資)/常雇員工全年薪資×常雇員工年底在職人數。
- (二) 勞動成本(B)=員工薪資+退休及撫卹金、資遣費+福利支出。
- (三) 專業經營生產總額(H)=(產品銷售淨收入+修配收入+加工費收入)-成品外購與存貨減少成本。
- (四) 專業經營附加價值(F)=專業經營生產總額-(原材物燃料成本+託外費+管銷費用)。
- (五) 專業經營機械電機投入(J)=自有機械及電機設備淨額-機械及電機設備出租出借價值+機械及電機設備租用借用價值。
- (六) 專業經營固定資產投入(K_1)=自有固定資產小計-自有土地-未完工程-在途設備+專業經營中租用借用固定資產價值合計-綜合理財中出租出借固定資產價值合計+不含上述房屋基地及其他營建基地的土地出租出借價值。
- (七) 專業經營實際運用資產投入(L_1)=專業經營固定資產投入(K_1)+原材物料、燃料、在製品及製成品存貨+無形資產。
- (八) 綜合理財生產毛額(G)=專業經營生產毛額+製成品與在製品存貨減少成本+兼銷商品銷售收入-兼銷商品銷售成本+出售原材物燃料收入-出售原材物燃料成本+其他營業收入+租金收入+利息收入+投資淨收益+出售資產淨盈餘+其他非營業收入-災害損失-其他非營業支出。
- (九) 綜合理財固定資產投入(K_2)=專業經營固定資產投入(K_1)+自有土地-專業製造中租用借用固定資產價值合計+綜合理財中出租出借固定資產價值合計-不含上述房屋基地及其他營建基地的土地出租出借價值。
- (十) 綜合理財實際運用資產投入(L_2)=專業經營實際運用資產投入(L_1)+自有土地-專業經營中租用借用固定資產價值合計+綜合理財中出租出借固定

資產價值合計－不含上述房屋基地及其他營建基地的土地出租出借價值＋從社會面可沖掉的流動資產－從社會面可沖掉的流動負債－其他負債＋基金及長期投資＋其他資產。

(十一) 根據第三章說明，說明利己(利)與利他(義)因果鏈條之組合，利己(利)因果鏈條有坤象、坎象、乾象及離象，其中坤象及坎象是業主投入追求業主本身盈利的利己鏈條，乾象及離象則是員工投入追求員工本身薪資的利己鏈條。利他(義)因果鏈條有巽象、艮象、震象及兌象，其中巽象及艮象是業主投入關懷員工薪資的利他鏈條，震象及兌象則是員工投入關懷業主盈利的利他鏈條，茲整理如表 4-2。

表4-2、利他(義)及利己(利)之因果鏈條

產 出 入	利己(利)		利他(義)	
	業主盈利	員工薪資	業主盈利	員工薪資
業主投入	坤象 坎象			巽象 艮象
員工投入		乾象 離象	震象 兌象	

台灣地區運具精密業以員工人數加權的相關係數，就式(3-1)至式(3-8) 八卦八個五行相生循環來說，每一循環，計有五個相生之相關係數，根據第二章公理(2-20) (蔡淵輝 2005a)：『「木生火時」，木變數與火變數的相關係數顯著地大於零；或以火變數作為被解釋變數，以木變數作為解釋變數的簡單迴歸之迴歸係數顯著地大於零。餘依此類推。但除了五行生剋的概念外，顯示用於表達事物之性能與作用的五行，若不得其宜，彼此間還可能產生「相干」的關係，但其作用力通常比生或剋的作用力來得微弱，如「木干火」，木不得其宜而犯火，非木生火。餘依此類推。』故可選擇此五個中具決定性且最小的相關係數，作為該循環五行相生是否相對順暢的指標，即 Peter M Senge(1990)的槓桿點。

另有五個相剋之相關係數，根據第二章公理 (2-21)：『「木剋土時」，木變數與土變數的相關係數顯著地小於零；或以土變數作為被解釋變數，以木變數作為解釋變數的簡單迴歸之迴歸係數顯著地小於零。餘依此類推。』根據第二章公理 (2-17)：『木生火且火生土時，木剋土是備用力量，木不是對土的間接影響變數；火生土且土生金時，火剋金是備用力量，火不是對金的間接影響變數；土生金且金生水時，土剋水是備用力量，土不是對水的間接影響變數；金生水且水生木時，金剋木是備用力量，金不是對木的間接影響變數；水生木且木生火時，水剋火是備用力量，水不是對火的間接影響變數』及公理 (2-18)：『「木剋土」時，「木生火」或「火生土」的分析意義不大；「土剋水」時，「土生金」或「金生水」的分析意義不大；「水剋火」時，「水生木」或「木生火」的分析意義不大；「火剋金」時，「火生土」或「土生金」的分析意義不大；「金剋木」時，「金生水」或「水生木」的分析意義不大。』及公理 (2-19)：『五行的實際相剋「木剋土」、「土剋水」、「水剋火」、「火剋金」、或「金剋木」不能周而復始。』故相剋不是一個循環，且不需找出其順暢指標。

4-3. 測量五行相生循環是否順暢的指標

4-3-1 測量五行相生循環是否順暢的指標

根據第二章操作性定義 (2-7) (蔡淵輝 2005a)：『每一五行單向因果循環的相生瓶頸，座落於五個相生相關係數中最小的相生相關係數之位置。此最小的相生相關係數可用以測定該單向因果循環的相生順暢程度』。所以就每個五行相生循環來說，每一循環（即每一個因果鏈條所構成的循環），計有五個相生之相關係數，故可選擇此五個中具決定性且最小的相關係數，作為該循環五行相生是否順暢的指標，大於該最小的相關係數的其餘相關係數則可先不考慮，即找出系統中之槓桿點 (Peter M Senge 1990)；相生循環越順暢，其循環最小的相關係數越大，表示該因果鏈條從最基本的要素投入透過專業經營或綜合理財至追求或關懷的目標，整個過程阻力越小；反之，相生循環越不順暢，其循環最小的相關係

數則越小，表示該因果鏈條從最基本的要素投入透過專業經營或綜合理財至追求或關懷的目標，整個過程阻力越大；八卦卦象的八個槓桿點之相關係數最小者所在的卦象，則稱之為在八個相生循環中的關鍵鏈（Critical Chain）（高德拉特 1997）。

Brugha(2000)亦提出測量每個分叉(dichotomous)是否平衡（Measuring imbalance）的方法。首先定義平衡時兩分叉點的回應數(the numbers of responses)均佔二分之一，即兩分叉值的預期樣本比率為 0.5，兩分叉值可轉換成自由度為 $n-1$ 的 t 值， n 為兩分叉點的回應數，從而可用 t 檢定來檢定平衡的假說是否顯著。從 Brugha 檢定每個分叉是否平衡來看，雖對定性結構測量問題做一個交待，但仍有以下問題，首先該測量是以回應數所佔的比例數來檢定是否平衡，即只考慮回應數的量，但回應數的質卻沒有考慮進去。其次，Brugha(1998a,b,c)在做分叉點二分法分類時，該分類並未能含蓋該構面(dimension)所有定性的問題，即可能發生有其他回應在該構面無法歸類的情形。最後，不論西方社會科學討論的平衡是 balance 或 equilibrium，都不若中國文化的「致中和」來得佳（林國雄 1999b）。

本章以台灣地區運具精密業員工人數等加權的相關係數，就乾象式(3-1)、坤象式(3-2)、坎象式(3-3)、離象式(3-4)、震象式(3-5)、巽象式(3-6)、艮象式(3-7)及兌象式(3-8)八個五行相生循環，找出每個卦象的最小相關係數，則可得知各個卦象的循環順暢程度，利己(利)傾向是以業主或員工所要求之相應經營比例大小為利己傾向之比較基礎，如業主利己(利)傾向指標是以專業經營業主報酬率（ D/M ）及綜合理財業主報酬率（ E/M ）之大小為判斷標準，員工利己(利)傾向指標是以平均薪資（ A/C ）之大小為判斷標準，故利己傾向為一個量化指標；利人（義）傾向則是以因果鏈條相生循環順暢指標（即最小的相關係數）是否顯著大於 0 而且越大越好，做為循環順暢的判斷標準，若利人之因果鏈條循環順暢，則表示重義傾向高，反之，則表示重義傾向低，如業主的利人之因果鏈條為艮象式及巽象式，員工的利人之因果鏈條為兌象式及震象式，以利人因果鏈條循環順暢與否做為是否具重義傾向之判斷標準，故重義傾向亦為一個量化指標。

4-3-2 業主及員工義利衡量方式

從表 4-2 可以看到員工勞動投入產生的因果鏈條有乾象、離象、震象及兌象，乾象為在專業經營時員工勞動投入追求員工自己的薪資報酬，離象為在綜合理財時員工勞動投入追求員工自己的薪資報酬，故為員工的利己（利）因果鏈條；兌象為在專業經營時員工勞動投入對業主權益報酬利潤付出關懷，震象為在綜合理財時員工勞動投入對業主權益報酬盈餘付出關懷，故為員工的利他（義）因果鏈條。林國雄(1996a)僅討論到廠商之義利行為，並未討論到員工之義利行為，主要是因為當時只有發展到四象模型，八卦模型並未發展出來，如今八卦模型已成型(林國雄 2001b)，在討論廠商義利行為之時，就不能忽略員工的義利行為。另業主權益投入產生的因果鏈條有坎象、坤象、巽象及艮象，坎象為在專業經營時業主權益投入追求業主的專業經營利潤，坤象為在綜合理財時業主權益投入追求業主的綜合理財盈餘，故為業主的利己（利）因果鏈條；巽象為在專業經營時業主權益投入對員工薪資報酬付出關懷，艮象為在綜合理財時業主權益投入對員工薪資報酬付出關懷，故為業主的利他（義）因果鏈條。

員工在利己方面或在自身工作追求方面重視的是薪資狀況，從表 3-1 可以看到平均薪資(A/C)這個經營比例的比較是具備衡量員工利己程度的量化指標，大廠商及中廠商這兩類廠商，平均薪資(A/C)越大，表示利己傾向越高；業主在利己方面或在經營企業追求方面重視的是公司的盈虧，從表 3-1 可以看到專業經營業主報酬率 (D/M) 及綜合理財業主報酬率 (E/M) 這兩個經營比例的比較是具備衡量業主利己程度的量化指標，但這兩指標又有些差異，專業經營業主報酬率 (D/M) 代表的是企業透過專業經營產生的盈虧狀況，衡量的是企業能否升級或升級後之較長期的報酬率，但綜合理財業主報酬率 (E/M) 代表的是企業透過綜合理財得到與當下所需存活（民國 85 年）有關的盈虧狀況，故以專業經營業主報酬率(D/M)及綜合理財業主報酬率 (E/M) 做為衡量業主利己程度的量化指標。

衡量員工利他（義）行為的因果鏈條有兌象及震象，兌象為在專業經營時員工勞動投入對業主權益報酬利潤付出關懷，震象為在綜合理財時員工勞動投入對

業主權益報酬盈餘付出關懷。因本研究的資料係民國八十五年工商普查製造業的資料，製造業員工對業主權益報酬盈利付出關懷的努力，應以專業經營為主，故以兌象為主衡量指標。若兌象之循環經檢定順暢性顯著，則表示員工利他（義）之主衡量指標明顯大於 0 而且越大越好，故有重義傾向，反之，則有輕義之傾向；震象的循環順暢比較則列為從衡量指標，因員工對業主權益報酬盈利付出關懷的努力，以純綜合理財為路徑的畢竟非常有限，因為員工的勞動投入主要是用在專業經營上，故將震象的循環順暢比較列為從衡量指標。當主衡量指標及從衡量指標方向一致時，本應以該方向下結論；若方向不一致時，除非主衡量指標顯著且其與從衡量指標有差異，而綜合理財之業主權益報酬利潤顯著高於專業經營之業主權益報酬利潤，並已形成常態，不然就只以主衡量指標下結論。

同理，衡量業主利他（義）行為的因果鏈條有艮象及巽象，艮象為在綜合理財時業主權益 M 的投入對員工勞動 C 之薪資支出 A 付出關懷，巽象為在專業經營時業主權益 M 的投入對員工勞動 C 之薪資支出 A 付出關懷。業主對員工薪資報酬付出關懷的努力，應以綜合理財為主，故若艮象之循環經檢定順暢性顯著，則表示業主利他（義）之主衡量指標明顯大於 0 而且越大越好，故有重義傾向，反之，則有輕義之傾向；巽象的循環順暢比較則列為從衡量指標，因業主對員工薪資報酬付出關懷的努力，以專業經營為路徑的畢竟只屬局部，因為業主的全面關懷須依存於綜合理財的成果之上，故將巽象的循環順暢比較列為從衡量指標。當主衡量指標及從衡量指標方向一致時，本應以該方向下結論，若方向不一致時，除非主衡量指標顯著且其與從衡量指標有差異，而專業經營之員工報酬顯著高於綜合理財之員工報酬，並已形成常態，不然就只以主衡量指標下結論。

因本研究係在新儒學架構下之探索性研究，主、從衡量指標不同程度之差異對經營績效之影響，茲列為未來之後續研究。

4-4. $1/n$ 加權下的利他（義）及利己（利）分析（註 4-8）

4-4-1. $1/n$ 加權下員工的義利之辨

為了要了解五行各變數間的相生及相剋情形，根據第二章公理（2-20）及公

理 (2-21)，需要檢定相數係數是否顯著大於 0，在此採取右尾檢定 (Right-tailed Test)，即建立虛無假設 (Null Hypothesis) $H_0: \rho \leq 0$ ，與對立假設 (Alternative Hypothesis) $H_1: \rho > 0$ ， ρ 代表兩經營變數間之相關係數。

在 $1/n$ 加權下計算出之相關係數矩陣表如附表一至附表十一，從表 4-3 可以看到各分類廠商員工義利分析情形，在 95% 信賴區間下利用 t 檢定，員工利他主傾向 (兌象) 顯著大於 0 者有實低薪資大廠商、中高薪資中廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商，餘各分類廠商並不顯著。員工利他從傾向 (震象) 顯著大於 0 者有實高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實低薪資大廠商、中高薪資中廠商及代客加工廠商，餘各分類廠商並不顯著。故根據上述規則，員工利他 (義) 傾向顯著者為實低薪資大廠商、中高薪資中廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商。

另員工利己 (利) 部份的分析，從表 4-1 可看到大廠商及中廠商依據平均薪資 A/C 高低各分成四類，按分類而言，實高薪資及中高薪資類員工應屬利己傾向比較高的員工，故從表 4-3 可看到應以中高薪資中廠商 $A/C=0.2822$ 為最低，但又比大廠商中的中低薪資類 $A/C=0.3276$ 低，故改以中低薪資大廠商 $A/C=0.3276$ 為利己傾向的最低相對標準，故 A/C 顯著不低於 0.3276 者有實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實高薪資中廠商、修配廠商及代客加工廠商。綜上分析，可整理出運具精密業各分類廠商員工傾向實情如表 4-4。

4-4-2. $1/n$ 加權下業主的義利之辨

從表 4-5 可以看到各分類廠業主義利分析情形，如同 4-3-3 節所述，為了要了解五行各變數間的相生及相剋情形，根據第二章公理 (2-20) 及公理 (2-21)，需要檢定相數係數是否顯著大於 0，在此採取右尾檢定 (Right-tailed Test)。在 95% 信賴區間下利用 t 檢定方法，業主利他主傾向 (艮象) 除了小廠商外，皆顯著大於 0。業主利他從傾向 (巽象) 除了中低薪資中廠商外，皆顯著大於 0。故根據上述規則，業主利他 (義) 傾向除了小廠商外，其餘皆顯著。

另業主利己 (利) 部份，從表 4-5 可看到各類大廠商及中廠商依據綜合理財業主報酬率 (E/M) 高低排名，除了實高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實低薪資

大廠商和實高薪資中廠商在 $E/M=0.08$ 以上，歸類在具相對利己傾向，餘皆不足以歸類在此具相對利己傾向中；綜上分析，整理出運具精密業各分類廠商業主傾向實情如表 4-6。

表 4-3：1/n 加權員工義利指標檢定結果

		員工利己指標			員工利他指標(主)			員工利他指標(從)		
		家數	A/C	排名	兌象	t分配	是否顯著	震象	t分配	是否顯著
大廠商	實高薪資	97	0.6799	1	-0.1643	-1.6235	否	0.5278	6.0567	是
	中高薪資	97	0.3990	2	-0.0217	-0.2116	否	-0.1669	-1.6499	否
	中低薪資	97	0.3276	3	0.1874	1.8595	否	0.3008	3.0742	是
	實低薪資	98	0.2298	4	0.2567	2.6023	是	0.8200	14.0371	是
中廠商	實高薪資	89	0.4034	1	0.0111	0.1035	否	0.1768	1.6755	否
	中高薪資	89	0.2822	2	0.2170	2.0734	是	0.2746	2.6637	是
	中低薪資	89	0.2064	3	-0.1917	-1.8218	否	0.0239	0.2230	否
	實低薪資	90	0.1926	4	0.4744	5.0553	是	-0.1414	-1.3399	否
小廠商		40	0.2655		0.1899	1.1923	否	0.0741	0.4580	否
修配廠商		43	0.4172		-0.0117	-0.0749	否	0.0209	0.1339	否
代客加工		43	0.3373		0.9329	16.5867	是	0.9317	16.4243	是

說明 1：表上「是否顯著」指在 $\alpha=0.05$ 是否顯著地大於零。

說明 2：A/C 單位為每員平均年薪百萬元，如實高薪資大廠商 A/C=0.6799，即該分類廠商員工平年薪為新台幣 67 萬 9 千 9 百元。

表 4-4：1/n 加權下員工義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	是否具備利己傾向	是否具備利他傾向	員工傾向
實高薪資大廠商	是	否	唯利是圖
中高薪資大廠商	是	否	唯利是圖
中低薪資大廠商	是	否	唯利是圖
實低薪資大廠商	否	是	捨生取義
實高薪資中廠商	是	否	唯利是圖
中高薪資中廠商	否	是	捨生取義
中低薪資中廠商	否	否	-
實低薪資中廠商	否	是	捨生取義
小廠商	否	否	-
修配廠商	是	否	唯利是圖
代客加工	是	是	義利雙行

表 4-5：1/n 加權下業主義利指標檢定結果

		業主利己指標			業主利他指標(主)			業主利他指標(從)		
		D/M	E/M	E/M 排名	艮象	t分配	是否 顯著	巽象	t分配	是否 顯著
大 廠 商	實高薪資	0.0119	0.1327	1	0.7914	12.6184	是	0.6736	8.8831	是
	中高薪資	-0.0069	0.0568	4	0.8045	13.2019	是	0.8722	17.3795	是
	中低薪資	0.0432	0.0966	3	0.4846	5.3997	是	0.6674	8.7351	是
	實低薪資	0.0753	0.1134	2	0.9419	27.4751	是	0.9424	27.6052	是
中 廠 商	實高薪資	-0.0084	0.0896	1	0.4752	5.0375	是	0.2668	2.5821	是
	中高薪資	0.0388	0.0741	2	0.2756	2.6742	是	0.2170	2.0734	是
	中低薪資	0.0216	0.0317	4	0.3189	3.1384	是	0.0157	0.1465	否
	實低薪資	0.0536	0.0476	3	0.5742	6.5792	是	0.5876	6.8123	是
小廠商		0.0286	0.0062		0.2753	1.7653	否	0.3582	2.3650	是
修配廠商		-0.0008	0.0011		0.9923	51.2994	是	0.9923	51.2994	是
代客加工		0.0395	0.0657		0.9301	16.2141	是	0.9301	16.2141	是

說明 1：表上「是否顯著」指在 $\alpha=0.05$ 是否顯著地大於零。

說明 2：E/M 意義為每一元業主權益產出之綜合理財盈餘 E 的報酬率；如實高薪資大廠商 E/M=0.1327，即該分類廠商每一元業主權益產出之綜合理財盈餘為 0.1327 元。

4-4-3. 1/n 加權下義利雙行、唯利是圖及捨生取義的相生循環順暢狀況

從上述分析，可以歸納出表 4-7 之 1/n 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表，及其四個利己因果鏈條—乾象、坤象、坎象及離象之五行循環順暢情況。從利己順暢指標最小值來看，五行循環順暢的廠商有實低薪資大廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商。實低薪資大廠商員工具備捨生取義傾向，業主具備義利雙行傾向；實低薪資中廠商員工具備捨生取義傾向，業主具備捨生取義傾向；代客加工廠商員工具備義利雙行傾向，業主具備捨生取義傾向。因為在經營企業時，有勞基法對員工最低工資機制的相關規定，故業主因受約束而不可能具備唯利是圖傾向。故業主傾向除了義利雙行外，就只有捨生取義了；然員工薪資報酬並非企業經營的最後剩餘項目，故唯利是圖的員工在各分類廠商中佔了不少的部份，如實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實高薪資中廠商及修配廠商，這幾類廠商的利己循環最小順暢指標經檢定 ($\alpha=0.05$) 皆無法顯著大於 0，故五行循環並不順暢，且循環最不順暢的部份幾乎全發生在坎象。坎象為在專業經營時業主權益資金投入 M 所追求的是利潤 D，所以是由其投入手段

至追求目的所構成的資本因果鏈條。故坎象資本循環的不順暢和員工唯利是圖的傾向有一定的關係，或可稱之為坎象資本循環不順暢的廠商其員工具備唯利是圖的傾向，從而造成廠商獲利無法提升而使再投資困難；五行利己循環順暢的廠商可以看到員工不是具備捨生取義的傾向，就是具備義利雙行的傾向，表示員工傾向對五行利己循環順暢有相當之影響力。

表 4-6：1/n 加權下業主義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	是否具備利己傾向	是否具備利他傾向	業主傾向
實高薪資大廠商	是	是	義利雙行
中高薪資大廠商	否	是	捨生取義
中低薪資大廠商	是	是	義利雙行
實低薪資大廠商	是	是	義利雙行
實高薪資中廠商	是	是	義利雙行
中高薪資中廠商	否	是	捨生取義
中低薪資中廠商	否	是	捨生取義
實低薪資中廠商	否	是	捨生取義
小廠商	否	否	-
修配廠商	否	是	捨生取義
代客加工	否	是	捨生取義

一般財務管理的目標廣義而言是使公司價值最大化，狹義而言是使公司股價最大化，而許多公司實施股票選擇權，執行長們的薪水繫於公司的股價表現，一時之間，這一種責任制看來似乎是不錯的方式，但是一九九〇年代末股市暴漲，投資者的期望也隨之水漲船高，身為執行長（CEO）必須關心公司的股價（當然包括自己的薪水），在獲利不能符合預期的情況下，又有具備唯利是圖的執行長（CEO），於是弊案應運而生。執行長（CEO）也是（可視為）員工的一份子，此課題雖非本章直接論述的對象，但由表 4-4 員工唯利是圖的多處存在，已可窺知其端倪。另業主不具備唯利是圖傾向，不管是業主本身屬性，或因勞基法最低工資限制，業主不具備唯利是圖傾向可避免與唯利是圖的員工正面衝突，對勞資糾紛的減緩當具正面意義。

這裡要特別說明代客加工廠商的利己循環狀況，代客加工廠商的風險大致皆由委託者承擔，利潤卻已被固定住，只要成本控制得宜，廠商營運循環應相當順暢，所以從表 4-7 可以看到代客加工廠商的最小利己順暢指標為 0.9538，非常顯著地接近於一。另其最小順暢發生卦象是在離象，離象為在包含專業經營下的綜合理財時，員工勞動投入 C 在綜合理財下所追求的仍是薪資報酬（即薪資支出 A），所以是由其投入手段至追求目的所構成的勞動因果鏈條。故代客加工廠商常只要管理好勞動層面即可改善其經營績效，有別於其他類廠商要優先處理坎象等資本循環的順暢性。

表 4-7：1/n 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	員工傾向	業主傾向	關鍵鏈	利己順暢指標最小者	t 值	是否顯著
實高薪資大廠商	唯利是圖	義利雙行	坎象	-0.0498	-0.4860	否
中高薪資大廠商	唯利是圖	捨生取義	坎象	-0.2880	-2.9313	否
中低薪資大廠商	唯利是圖	義利雙行	坎象	0.1497	1.4757	否
實低薪資大廠商*	捨生取義	義利雙行	坎象	0.2567	2.6023	是
實高薪資中廠商	唯利是圖	義利雙行	坎象	-0.2461	-2.3683	否
中高薪資中廠商	捨生取義	捨生取義	坎象	0.1535	1.4489	否
中低薪資中廠商	-	捨生取義	坎象	-0.7309	-9.9891	否
實低薪資中廠商*	捨生取義	捨生取義	坤象	0.1784	1.7008	是
小廠商	-	-	坤象	-0.1629	-1.0178	否
修配廠商	唯利是圖	捨生取義	坎象	-0.0117	-0.0749	否
代客加工*	義利雙行	捨生取義	離象	0.9538	20.3277	是

*代表循環順暢

-代表屬性不明顯，無法歸類。

附圖一至附圖六為 1/n 加權下循環順暢廠商的五行相生循環圖，餘類推。

4-5.M 加權下的利他（義）及利己（利）分析

從第三章結論得知，加權迴歸不具備「唯一性」，所以加權迴歸的權重 w_i 可以選擇以員工人數 C、業主權益 M、或其他經營變數的大小來反映廠商間的相對重要性(蔡淵輝 2005b)，所以除了 4-3 節 1/n 加權下的利他（義）及利己（利）分析外，本節採 M 加權下的利他（義）及利己（利）分析，

第五節是採 C 加權下的利他（義）及利己（利）分析。

4-5-1.M 加權下員工的義利之辨

從表 4-8 可以看到 M 加權下各分類廠商員工義利分析情形，加權相關係數計算公式如第三章式 (3-39) 所示，即 $r_s = \frac{\sum w_k (x_k - \bar{x})(y_k - \bar{y})}{\sqrt{\sum w_i (x_i - \bar{x})^2 \sum w_j (y_j - \bar{y})^2}}$ ，

在「M 加權下」各廠商的規模大小係根據業主權益 M 計算，而得權數 $w_i = M_i / \sum M_j$ ，計算出之在 M 加權下之相關係數矩陣表如附表十二至附表二十二，式中在 95% 信賴區間下利用加權 t 檢定，其 t 檢定值計算式如第三章式

$$(3-43) \quad t_1 = \sqrt{\frac{r_s^2 (1 - \sum w_i^2) [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2]}{1 - r_s^2 \sum w_i^2 (x_i - \bar{x})^2}}$$
 所示計算。而 t

檢定時臨界點 (Critical Point) t 值必需提供的參數是信賴區間 α 及自由度，在加權平均下之樣本資料自由度計算公式必需調整成如第三章式 (3-29)

所示， $d = \sum Q_k (1 - \sum w_i^2) \frac{[\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2]}{\sum w_j (x_j - \bar{x})^2}$ ，經 M 加權後之自由

度計算結果如附表三十四。從附表三十四可看到自由度皆非常大，查 t 分配表可視之為無限大 ∞ ，該 t 值與在相同信賴區間下之 Z 分配值相同。

在 M 加權下，為了要了解五行各變數間的相生及相剋情形，根據第二章公理 (2-20) 及公理 (2-21)，需要檢定相數係數是否顯著大於 0，在此採取右尾檢定 (Right-tailed Test)。員工利他主傾向 (兌象) 顯著大於 0 者有 **中高薪資中廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商**，其餘各分類廠商並不顯著。員工利他從傾向 (震象) 顯著大於 0 者有 **實低薪資大廠商及代客加工廠商**，其餘各分類廠商並不顯著。故根據上述規則，員工利他 (義) 傾向顯著者為 **中高薪資中廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商**。

表 4-8：M 加權下員工義利指標檢定結果

	員工利己		員工利他(主)				員工利他(從)			
	A/C	排名	兇象	關鍵鍵	t 分配	是否顯著	震象	關鍵鍵	t 分配	是否顯著
實高薪資大廠商	0.6799	1	-0.2481	D/C	-1.0466	否	0.1032	E/C	0.3344	否
中高薪資大廠商	0.3990	2	0.2115	D/F	0.4297	否	-0.7149	E/C	-1.7890	否
中低薪資大廠商	0.3276	3	0.1789	D/C	0.6553	否	0.2261	G/K ₂	0.7674	否
實低薪資大廠商	0.2298	4	-0.2179	D/F	-0.3519	否	0.8708	E/G	2.7826	是
實高薪資中廠商	0.4034	1	-0.0954	D/C	-0.4401	否	0.4589	E/C	0.5072	否
中高薪資中廠商	0.2822	2	0.2161	F/K ₁	1.7725	是	0.0615	G/K ₂	0.3480	否
中低薪資中廠商	0.2064	3	-0.8990	D/C	-2.8894	否	-0.7725	E/C	-1.9749	否
實低薪資中廠商	0.1926	4	0.6055	L ₁ /C	2.8840	是	-0.3353	E/C	-1.2052	否
小廠商	0.2655		0.4001	D/C	1.4348	否	-0.0469	E/C	-0.2271	否
修配廠商	0.4172		0.2789	D/C	0.9809	否	-0.5817	E/C	-1.0667	否
代客加工	0.3373		0.9952	D/C	13.1952	是	0.9928	E/C	10.7118	是

說明：表上「是否顯著」指在 $\alpha=0.05$ 是否顯著地大於零。

另員工利己（利）部份，推論同 4-3-2 節。綜上分析，可整理出運具精密業在 M 加權下各分類廠商員工傾向實情如表 4-9，義利雙行員工傾向的只有代客加工業，形成良性循環外，其餘如表 4-9 所示。

表 4-9：M 加權下員工義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	是否具備利己傾向	是否具備利他傾向	員工傾向
實高薪資大廠商	是	否	唯利是圖
中高薪資大廠商	是	否	唯利是圖
中低薪資大廠商	是	否	唯利是圖
實低薪資大廠商	否	否	-
實高薪資中廠商	是	否	唯利是圖
中高薪資中廠商	否	是	捨生取義
中低薪資中廠商	否	否	-
實低薪資中廠商	否	是	捨生取義
小廠商	否	否	-
修配廠商	是	否	唯利是圖
代客加工	是	是	義利雙行

4-5-2.M 加權下業主的義利之辨

計算同 4-4-1 節，從表 4-10 可以看到各分類廠業主在 M 加權下之義利分析

情形，在 95%信賴區間下利用 t 檢定，業主利他主傾向（艮象）顯著大於 0 者有實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、實低薪資大廠商、實高薪資中廠商、實低薪資中廠商、修配廠商及代客加工。業主利他從傾向（巽象）顯著大於 0 者有中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實低薪資大廠商、中高薪資中廠商、實低薪資中廠商、修配廠商及代客加工。故根據上述規則，業主利他（義）傾向顯著大於 0 者有實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、實低薪資大廠商、實高薪資中廠商、實低薪資中廠商、修配廠商及代客加工。

表 4-10：M 加權下業主義利指標檢定結果

	業主利己指標			業主利他指標(主)				業主利他指標(從)			
	D/M	E/M	E/M 排名	艮象	關鍵鏈	t 分配	是否顯著	巽象	關鍵鏈	t 分配	是否顯著
實高薪資大廠商	0.0119	0.1327	1	0.5093	A/M	2.2588	是	0.3033	F/K ₁	1.2133	否
中高薪資大廠商	-0.0069	0.0568	4	0.6242	A/G	2.0466	是	0.9127	L ₁ /M	4.6888	是
中低薪資大廠商	0.0432	0.0966	3	0.2261	G/K ₂	0.7674	否	0.5157	A/M	2.8380	是
實低薪資大廠商	0.0753	0.1134	2	0.9796	K ₂ /L ₂	8.0621	是	0.9700	L ₁ /M	6.7486	是
實高薪資中廠商	-0.0084	0.0896	1	0.4589	G/K ₂	2.3156	是	0.2768	L ₁ /M	1.2059	否
中高薪資中廠商	0.0388	0.0741	2	0.0615	G/K ₂	0.3480	否	0.2161	F/K ₁	1.7725	是
中低薪資中廠商	0.0216	0.0317	4	0.6215	G/K ₂	1.0968	否	-0.5417	F/K ₁	-0.8904	否
實低薪資中廠商	0.0536	0.0476	3	0.6082	A/G	2.9840	是	0.5908	L ₁ /M	2.6749	是
小廠商	0.0286	0.0062		0.1437	G/K ₂	0.5401	否	0.2948	A/M	1.4805	否
修配廠商	-0.0008	0.0011		0.9998	A/M	59.7807	是	0.9998	A/M	59.7807	是
代客加工	0.0395	0.0657		0.9869	A/M	8.1677	是	0.9869	A/M	8.1677	是

說明：表上「是否顯著」指在 $\alpha=0.05$ 是否顯著地大於零。

另業主利己（利）部份，推論同 4-3-4 節。綜上分析，整理出運具精密業各分類廠商業主傾向如表 4-11。義利雙行業主傾向的有實高薪資大廠商、實低薪資大廠商及實高薪資中廠商。

4-5-3.M 加權下義利雙行、唯利是圖及捨生取義的相生循環順暢狀況

從上述分析，可以歸納出表表 4-12 的 M 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表，及其四個利己因果鏈條—乾象、坤象、坎象及離象之五行循環順暢情況。從利己順暢指標最小值來看，五行循環順暢的廠商只有代客加工廠商，其關鍵鏈發生在離象。其他五行循環不順暢廠商的關鍵鏈發生不是在坎象就是在坤象。根據第三章 3-1-1-2 節，說明坤象因果鏈條是在綜合理財時業主權益資金投入 M

追求盈餘 E，所以中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、中高薪資中廠商、實低薪資中廠商、小廠商、修配廠商關鍵鏈在坤象，所以解決五行循環不順暢應從處理綜合理財問題著手。實高薪資大廠商、實低薪資大廠商、實高薪資中廠商、中低薪資中廠商的關鍵鏈在坎象，根據第三章 3-1-1-3 節，說明坎象因果鏈條是在專業經營時業主權益資金投入 M 所追求的是利潤 D，所以是由投入手段至追求目的所構成的資本因果鏈條，所以這些廠商解決五行循環不順暢應從處理專業經營時業主權益資金投入 M 所追求利潤 D 處著手。代客加工廠商員工具備義利雙行傾向，業主具備捨生取義傾向。

表 4-11：M 加權下業主義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	是否具備利己傾向	是否具備利他傾向	業主傾向
實高薪資大廠商	是	是	義利雙行
中高薪資大廠商	否	是	捨生取義
中低薪資大廠商	是	否	唯利是圖
實低薪資大廠商	是	是	義利雙行
實高薪資中廠商	是	是	義利雙行
中高薪資中廠商	否	否	-
中低薪資中廠商	否	否	-
實低薪資中廠商	否	是	捨生取義
小廠商	否	否	-
修配廠商	否	是	捨生取義
代客加工	否	是	捨生取義

在 M 加權下，在中低薪資大廠商出現了唯利是圖的業主傾向，及三個屬性不明顯的業主傾向，即使有勞基法對員工最低工資機制的相關規定，業主受約束而仍有唯利是圖傾向，代表在 M 加權下，即使有法令規範，業主仍無法排除唯利是圖傾向。員工薪資報酬並非企業經營的最後剩餘項目，故唯利是圖的員工在各分類廠商中佔了不少的部份，如實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實高薪資中廠商及修配廠商，這幾類廠商的利己循環最小順暢指標經檢定 ($\alpha=0.05$) 皆無法顯著大於 0，故五行循環並不順暢。五行利己循環順暢的廠

商可以看到員工不是具備捨生取義的傾向，就是具備義利雙行的傾向，表示員工傾向對五行利己循環順暢有相當之影響力。

表 4-12：M 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	員工傾向	業主傾向	關鍵鏈	利己順暢指標 最小值	t 值	是否顯著
實高薪資大廠商	唯利是圖	義利雙行	坎象	-0.1626	-0.4549	否
中高薪資大廠商	唯利是圖	捨生取義	坤象	-0.4580	-0.9015	否
中低薪資大廠商	唯利是圖	唯利是圖	坤象	-0.2558	-0.9128	否
實低薪資大廠商	-	義利雙行	坎象	-0.0322	-0.3519	否
實高薪資中廠商	唯利是圖	義利雙行	坎象	-0.3792	-1.8819	否
中高薪資中廠商	捨生取義	-	坤象	0.0615	0.3480	否
中低薪資中廠商	-	-	坎象	-0.9818	-7.2766	否
實低薪資中廠商	捨生取義	捨生取義	坤象	0.1306	0.4461	否
小廠商	-	-	坤象	-0.2838	-1.4314	否
修配廠商	唯利是圖	捨生取義	坤象	-0.5802	-0.8513	否
代客加工*	義利雙行	捨生取義	離象	0.9940	11.8391	是

*代表循環順暢

-代表屬性不明顯，無法歸類。

附圖七、附圖八為 M 加權下循環順暢廠商的五行相生四象循環圖，餘依此類推。

就表 4-7「1/n 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表」與表 4-12「M 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表」比較來看，在 1/n 加權下，循環順暢的廠商有實低薪資大廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商，但在 M 加權下，循環順暢的廠商只有代客加工廠商。就員工傾向而言，從 1/n 加權到 M 加權，傾向改變的只有實低薪資大廠商，從在 1/n 加權下的「捨生取義」傾向到 M 加權下的屬性不明顯，主要原因是在 M 加權下，員工的利他傾向已變成不具備利他傾向所致。

就業主傾向而言，從 1/n 加權到 M 加權，傾向改變的有中低薪資大廠商、中高薪資中廠商及中低薪資中廠商，中低薪資大廠商的業主傾向從 1/n 加權下的

「義利雙行」改變成在 M 加權下的「唯利是圖」，中高薪資中廠商及中低薪資中廠商則從「捨生取義」改變成屬性不明顯，主要原因是這幾個分類業主在 M 加權下不具備利他傾向，所以產生業主傾向改變。如此看來相較之下，M 加權的判斷準則較 1/n 加權嚴謹，在 1/n 加權下循環順暢的廠商在 M 加權下不一定順暢，在 M 加權下循環順暢的廠商在 1/n 加權下一定順暢，從保守的角度而言，M 加權是優於 1/n 加權，也可以說 1/n 加權有粉飾太平的味道。

4-6.C 加權下的利他（義）及利己（利）分析

本節之加權迴歸的權重 w_i 是選擇以員工人數 C 來反映廠商間的相對重要性，所以除了 4-3 節採 $\frac{1}{n}$ 加權下的利他（義）及利己（利）分析、4-4 節採 M 加權下之利他（義）及利己（利）分析外，本節採 C 加權下的利他（義）及利己（利）分析。

4-6-1.C 加權下員工的義利之辨

從表 4-13 可以看到 C 加權下各分類廠商員工義利分析情形。加權相關係數計算公式仍如第三章式（3-39）所示，在「C 加權下」各廠商的規模大小係根據員工人數 C 計算，而得權數或 $w_i = C_i / \sum C_j$ ，計算出在 C 加權下之相關係數矩陣表如附表二十三至附表三十三，式中在 95% 信賴區間下利用加權 t 檢定，其 t 檢定值計算式仍如第三章式（3-43）所示計算。而 t 檢定時臨界點（Critical Point）t 值必需提供的參數是信賴區間 α 及自由度，在 C 加權平均下之樣本資料自由度計算公式仍調整成如第三章式（3-29）所示，經 C 加權後之自由度計算結果如附表三十五。從附表三十五可看到自由度皆非常大，查 t 分配表可視之為無限大 ∞ ，該 t 值與在相同信賴區間下之 Z 分配值相同。

在 C 加權下，為了要了解五行各變數間的相生及相剋情形，根據第二章公理（2-20）及公理（2-21），需要檢定相數係數是否顯著大於 0，在此採取右尾檢定（Right-tailed Test）。員工利他主傾向（兌象）顯著大於 0 者有實低薪資中廠

商及代客加工廠商，其餘各分類廠商並不顯著。員工利他從傾向（震象）顯著大於 0 者有實低薪資大廠商及代客加工廠商，其餘各分類廠商並不顯著。故根據上述規則，員工利他（義）傾向顯著者為實低薪資中廠商及代客加工廠商。

另員工利己（利）部份，推論同 4-3-2 節及 4-4-2 節。綜上分析，可整理出運具精密業在 C 加權下各分類廠商員工傾向實情如表 4-14，義利雙行員工傾向的只有代客加工業，形成良性循環外，其餘如表 4-14 所示。

4-6-2.C 加權下業主的義利之辨

計算同 4-5-1 節，從表 4-15 可以看到各分類廠業主在 C 加權下之義利分析情形，在 95% 信賴區間下利用 t 檢定，業主利他主傾向（艮象）顯著大於 0 者有實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實低薪資大廠商、實高薪資中廠商、實低薪資中廠商、修配廠商及代客加工。業主利他從傾向（巽象）顯著大於 0 者有實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實低薪資大廠商、實高薪資中廠商、實低薪資中廠商、小廠商、修配廠商及代客加工。故根據上述規則，業主利他（義）傾向顯著大於 0 者有實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實低薪資大廠商、實高薪資中廠商、實低薪資中廠商、修配廠商及代客加工。

表 4-13：C 加權下員工義利指標檢定結果

	員工利己		員工利他(主)				員工利他(從)			
	A/C	排名	兌象	關鍵鏈	t 分配	是否顯著	震象	關鍵鏈	t 分配	是否顯著
實高薪資大廠商	0.6799	1	-0.4076	D/C	-1.4199	否	-0.0388	E/C	-0.1243	否
中高薪資大廠商	0.3990	2	0.2835	D/F	0.7665	否	-0.2042	E/G	-0.6653	否
中低薪資大廠商	0.3276	3	0.0510	D/C	0.2858	否	0.2249	E/C	1.2745	否
實低薪資大廠商	0.2298	4	0.0728	D/F	0.1573	否	0.9292	E/G	5.4112	是
實高薪資中廠商	0.4034	1	0.1198	D/C	0.7108	否	0.1729	E/C	1.1247	否
中高薪資中廠商	0.2822	2	0.1758	F/K1	1.2446	否	0.1884	G/K2	1.4572	否
中低薪資中廠商	0.2064	3	-0.4159	D/C	-2.0163	否	-0.1503	E/C	-0.7968	否
實低薪資中廠商	0.1926	4	0.6718	L1/C	3.2981	是	-0.5142	E/C	-2.3452	否
小廠商	0.2655		0.2530	D/C	1.3226	否	0.1110	E/C	0.6374	否
修配廠商	0.4172		0.2338	D/F	0.3043	否	-0.1825	E/C	-0.6625	否
代客加工	0.3373		0.9859	D/C	8.9058	是	0.9857	E/C	8.7943	是

說明：表上「是否顯著」指在 $\alpha=0.05$ 是否顯著地大於零。

表 4-14：C 加權下員工義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	是否具備利己傾向	是否具備利他傾向	員工傾向
實高薪資大廠商	是	否	唯利是圖
中高薪資大廠商	是	否	唯利是圖
中低薪資大廠商	是	否	唯利是圖
實低薪資大廠商	否	否	-
實高薪資中廠商	是	否	唯利是圖
中高薪資中廠商	否	否	-
中低薪資中廠商	否	否	-
實低薪資中廠商	否	是	捨生取義
小廠商	否	否	-
修配廠商	是	否	唯利是圖
代客加工	是	是	義利雙行

表 4-15：C 加權下業主義利指標檢定結果

	業主利己			業主利他(主)				業主利他(從)			
	D/M	E/M	E/M 排名	良象	關鍵鏈	t 分配	是否顯著	異象	關鍵鏈	t 分配	是否顯著
實高薪資大廠商	0.0119	0.1327	1	0.5911	A/M	2.1609	是	0.5449	F/K1	2.1966	是
中高薪資大廠商	-0.0069	0.0568	4	0.8376	A/G	4.8903	是	0.9308	F/K1	6.1092	是
中低薪資大廠商	0.0432	0.0966	3	0.4628	G/K2	3.1683	是	0.5504	A/M	3.3442	是
實低薪資大廠商	0.0753	0.1134	2	0.9875	K2/L2	13.8166	是	0.9833	L1/M	11.9181	是
實高薪資中廠商	-0.0084	0.0896	1	0.4355	A/M	3.2744	是	0.3214	F/K1	2.4919	是
中高薪資中廠商	0.0388	0.0741	2	0.1884	G/K2	1.4572	否	0.1758	F/K1	1.2446	否
中低薪資中廠商	0.0216	0.0317	4	0.2979	C/K2	1.3069	否	-0.1805	F/K1	-0.7675	否
實低薪資中廠商	0.0536	0.0476	3	0.6654	G/K2	3.7773	是	0.7065	F/K1	4.6780	是
小廠商	0.0286	0.0062		0.2183	G/K2	1.1814	否	0.3603	A/M	2.2100	是
修配廠商	-0.0008	0.0011		0.9986	A/M	24.0207	是	0.9986	A/M	24.0207	是
代客加工	0.0395	0.0657		0.9807	A/M	7.9150	是	0.9807	A/M	7.9150	是

另業主利己(利)部份，推論同 4-3-4 節及 4-4-4 節。綜上分析，整理出運具精密業各分類廠商業主傾向如表 4-16。義利雙行業主傾向的有實高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實低薪資大廠商及實高薪資中廠商。

表 4-16：C 加權下業主義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	是否具備利己傾向	是否具備利他傾向	業主義利傾向
實高薪資大廠商	是	是	義利雙行
中高薪資大廠商	否	是	捨生取義
中低薪資大廠商	是	是	義利雙行
實低薪資大廠商	是	是	義利雙行
實高薪資中廠商	是	是	義利雙行
中高薪資中廠商	否	否	-
中低薪資中廠商	否	否	-
實低薪資中廠商	否	是	捨生取義
小廠商	否	否	-
修配廠商	否	是	捨生取義
代客加工	否	是	捨生取義

4-6-3.C 加權下義利雙行、唯利是圖及捨生取義的相生循環順暢狀況

從上述分析，可以歸納出表 4-17 的 C 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表，及其四個利己因果鏈條—乾象、坤象、坎象及離象之五行循環順暢情況。從利己順暢指標最小者來看，五行循環順暢的廠商只有代客加工廠商。其關鍵鏈發生在離象。其他五行循環不順暢廠商的關鍵鏈發生不是在坎象就是在坤象。根據第三章 3-1-1-2 節，說明坤象因果鏈條是在綜合理財時業主權益資金投入 M 追求盈餘 E，所以中高薪資大廠商、實低薪資中廠商、小廠商、修配廠商關鍵鏈在坤象，所以解決五行循環不順暢應從處理綜合理財問題著手。實高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實低薪資大廠商、實高薪資中廠商、中高薪資中廠商、中低薪資中廠商的關鍵鏈在坎象。根據第三章 3-1-1-3 節，說明坎象因果鏈條是在專業經營時業主權益資金投入 M 所追求的是利潤 D，所以是由投入手段至追求目的所構成的資本因果鏈條，所以這些廠商解決五行循環不順暢應從處理專業經營時業主權益資金投入 M 所追求利潤 D 處著手。代客加工廠商員工具備義利雙行傾向，業主具備捨生取義傾向。

在 C 加權下，並無唯利是圖的業主傾向，與 M 加權下不同，但仍有三個屬性不明顯的業主傾向，即業主仍受法令約束。員工薪資報酬並非企業經營的最後

剩餘項目，故唯利是圖的員工在各分類廠商中佔了不少的部份，如實高薪資大廠商、中高薪資大廠商、中低薪資大廠商、實高薪資中廠商及修配廠商，這幾類廠商的利己循環最小順暢指標經檢定 ($\alpha=0.05$) 皆無法顯著大於 0，故五行循環並不順暢。五行利己循環順暢的廠商可以看到員工不是具備捨生取義的傾向，就是具備義利雙行的傾向，表示員工傾向對五行利己循環順暢有相當之影響力。

表 4-17：C 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表

廠商別 \ 傾向別	員工傾向	業主傾向	關鍵鏈	利己最小順暢指標	t 值	是否顯著
實高薪資大廠商	唯利是圖	義利雙行	坎象	-0.1312	-0.4210	否
中高薪資大廠商	唯利是圖	捨生取義	坤象	-0.6203	-2.1213	否
中低薪資大廠商	唯利是圖	義利雙行	坎象	0.1727	0.9812	否
實低薪資大廠商	-	義利雙行	坎象	0.0728	0.1573	否
實高薪資中廠商	唯利是圖	義利雙行	坎象	-0.2589	-1.5788	否
中高薪資中廠商	-	-	坎象	0.1758	1.2446	否
中低薪資中廠商	-	-	坎象	-0.8637	-7.5552	否
實低薪資中廠商	捨生取義	捨生取義	坤象	0.1825	-0.7261	否
小廠商	-	-	坤象	-0.2019	-1.1764	否
修配廠商	唯利是圖	捨生取義	坤象	-0.1788	-0.2300	否
代客加工*	義利雙行	捨生取義	離象	0.9909	11.1982	是

*代表循環順暢

-代表屬性不明顯，無法歸類。

附圖九至附圖十為 C 加權下循環順暢廠商的五行相生四象循環圖，餘依此類推。

4-7 不同加權方法結果之比較

表 4-7「1/n 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表」、表 4-12「M 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表」及表 4-17「C 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表」比較來看，在 1/n 加權下，循環順暢的廠商有實低薪資大廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商，但在 M 加權及 C 加權下，循環順暢的廠商只有代客加工廠商；另就員工傾向不同的是實低薪資大廠商及中高薪資中廠商，業主傾向不同的是中低薪資大廠商、中高薪資中廠商及中低薪資中廠商。

就員工傾向而言，實低薪資大廠商在 $1/n$ 加權下員工具「捨生取義」傾向，但在 M 加權及 C 加權下的員工傾向屬性不明顯，主要原因是在 M 加權及 C 加權下，員工的利他傾向已不具備利他傾向所致。中高薪資中廠商在 $1/n$ 加權及 M 加權下員工具「捨生取義」傾向，但 C 加權下的員工傾向屬性不明顯，主要原因是在 C 加權下，員工的利他傾向已不具備利他傾向所致。

就業主傾向而言，中低薪資大廠商在 $1/n$ 加權及 C 加權下業主具「義利雙行」傾向，但 M 加權下業主具「唯利是圖」傾向，主要原因是中低薪資大廠商業主在 M 加權下不具備利他傾向所致。中高薪資中廠商及中低薪資中廠商在 $1/n$ 加權下業主具「捨生取義」傾向，但在 M 加權及 C 加權下的員工傾向屬性不明顯，主要原因是中高薪資中廠商業主在 M 加權及 C 加權下不具備利他傾向所致。

如此看來相較之下，M 加權及 C 加權的判斷準則較 $1/n$ 加權嚴謹，在 $1/n$ 加權下循環順暢的廠商在 M 加權及 C 加權下不一定順暢，在 M 加權及 C 加權下循環順暢的廠商在 $1/n$ 加權下一定順暢，從保守的角度而言，M 加權及 C 加權是優於 $1/n$ 加權，也可以說 $1/n$ 加權有粉飾太平的味道。但 C 加權、M 加權何者較判斷準則較嚴謹，則需視加權目的及個別廠商不同狀況而定。

第三章已說明一般迴歸是加權迴歸的特例(蔡淵輝 2005b)，所以一般迴歸概念導出來的 $1/n$ 加權相關係數檢定與加權迴歸概念導出來的 M 加權及 C 加權是不同的，在本節予以說明。

首先第三章 3-9 節式(3-43)說明樣本經濟活動加權迴歸 y 及 x 的 t^2 值計算式(蔡淵輝 2005b)，在此開根號後得式 (4-1)：

$$t_1 = \frac{r_s}{\sqrt{1-r_s^2}} \sqrt{\frac{(1-\sum w_i^2)[\sum w_j(x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2(x_k - \bar{x})^2]}{\sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2}} \quad (4-1)$$

而一般迴歸 y 及 x 的 t 值計算式如式 (4-2)：

$$t_2 = \frac{r_s}{\sqrt{1-r_s^2}} \sqrt{n-2} \quad (4-2)$$

從上述對不同加權下的分析，得知 M 加權及 C 加權的判斷準則較 $1/n$

加權嚴謹，故令校正因子 T 計算式為 $T = \frac{t_1}{t_2}$ ，故將式 (4-1) 除以式 (4-2)，

得式 (4-3)：

$$T = \frac{1}{\sqrt{n-2}} \sqrt{\frac{(1 - \sum w_i^2)[\sum w_j(x_j - \bar{x})^2 - \sum w_k^2(x_k - \bar{x})^2]}{\sum w_i^2(x_i - \bar{x})^2}} \quad (4-3)$$

根據式 (4-3) 計算在 M 加權下各廠商校正因子 T 值，經彙整如表 4-18，可看出所有廠商的校正因子 T 值全都小於一，即 $t_1 < t_2$ ，也就是在其他條件不變的情況之下，加權迴歸之 M 加權下各廠商解釋變數相關係數的 t 檢定值皆小於一般迴歸下各廠商解釋變數相關係數的 t 檢定值，即 M 加權迴歸下之各廠商解釋變數相關係數檢定較一般迴歸來得精確。

同理，表 4-19 彙整在 C 加權下計算出來各廠商校正因子 T 值，如同 M 加權一樣，在 C 加權下之所有廠商的校正因子 T 值也全都小於一，即 $t_1 < t_2$ ，也就是在其他條件不變的情況之下，加權迴歸之 C 加權下各廠商解釋變數相關係數的 t 檢定值皆小於一般迴歸下各廠商解釋變數相關係數的 t 檢定值，即 C 加權迴歸下之各廠商解釋變數相關係數檢定較一般迴歸來得精確。

那麼加權迴歸之 M 加權與 C 加權那一個比較精確呢，從表 4-18 與表 4-19 比較，並未發現特別規律性，相同情況下，有的廠商的 M 加權下計算出來各廠商校正因子 T 值大於 C 加權下計算出來各廠商校正因子 T 值，有些則否，故仍應視加權目的及個別廠商不同狀況而定。

其次從附表三十四在 M 加權下各分類廠商自由度及附表三十五在 C 加權下各分類廠商自由度皆遠大於原自由度 $n-2$ ，可視之為無限大 ∞ ，經查 t 分配表，該 t 值與在相同信賴區間下之 Z 分配值相同，因為在相同信賴區間下之 Z 分配值小於 t 值，故加權迴歸下之臨界值會變小。

表 4-18：M 加權下各廠商校正因子 T 計算表

解釋變數	實高薪資大廠商	中高薪資大廠商	中低薪資大廠商	實低薪資大廠商	實高薪資中廠商	中高薪資中廠商	中低薪資中廠商	實低薪資中廠商	小廠商	修配廠	代客加工
A	0.3916	0.1943	0.4837	0.1694	0.5368	0.6765	0.1668	0.4050	0.7785	0.1868	0.2085
C	0.4193	0.1923	0.4636	0.1640	0.5279	0.6685	0.1625	0.4041	0.6737	0.1866	0.2063
D	0.2832	0.2008	0.3698	0.2260	0.4923	0.7057	0.1509	0.4043	0.5332	0.5275	0.2026
E	0.3307	0.1795	0.3539	0.2012	0.5368	0.6997	0.1740	0.3610	0.7846	0.2329	0.2018
F	0.4467	0.2037	0.4606	0.1609	0.5755	0.6931	0.2745	0.4120	0.5445	0.1864	0.2038
G	0.3892	0.2628	0.4579	0.1603	0.5765	0.6950	0.2609	0.4152	0.7678	0.1866	0.2035
K ₁	0.3911	0.1945	0.3286	0.1583	0.5036	0.8586	0.1481	0.4153	0.5711	0.1863	0.2025
K ₂	0.4176	0.2201	0.3392	0.1591	0.4807	0.6055	0.1482	0.4201	0.6033	0.1863	0.2030
L ₁	0.4093	0.1851	0.3358	0.1594	0.5296	0.8428	0.1482	0.3859	0.5464	0.1864	0.2028
L ₂	0.3433	0.2509	0.3535	0.1688	0.4837	0.6813	0.1482	0.3935	0.6327	0.1869	0.2028
M	0.3770	0.2154	0.3724	0.1726	0.4488	0.6510	0.1481	0.3894	0.5628	0.1867	0.2018

說明：比如實高薪資大廠商 A 解釋變數的校正因子 $T=0.3916$ ，所以在 $1/n$ 加權下的 t 值乘上 0.3916 即為在 M 加權下計算出來的 t 值。

表 4-19：C 加權下各廠商校正因子 T 計算表

解釋變數	實高薪資大廠商	中高薪資大廠商	中低薪資大廠商	實低薪資大廠商	實高薪資中廠商	中高薪資中廠商	中低薪資中廠商	實低薪資中廠商	小廠商	修配廠	代客加工
A	0.3025	0.2601	0.5205	0.2253	0.7256	0.4864	0.5653	0.3899	0.9282	0.1987	0.2464
C	0.3359	0.2594	0.5224	0.2223	0.7396	0.4978	0.5597	0.3877	0.9878	0.2006	0.2437
D	0.3264	0.3954	0.5741	0.4688	0.6315	0.4614	0.4727	0.4415	0.8205	0.5074	0.2361
E	0.3283	0.2752	0.5665	0.2431	0.6869	0.4930	0.5619	0.4170	0.9257	0.5574	0.2348
F	0.4645	0.2660	0.5624	0.2200	0.6492	0.4712	0.6090	0.4081	0.8542	0.1976	0.2381
G	0.4583	0.3272	0.5387	0.2197	0.7067	0.4738	0.6248	0.5577	0.9268	0.1977	0.2376
K ₁	0.3468	0.2461	0.5025	0.2194	0.7871	0.7472	0.4484	0.4995	0.8545	0.1966	0.2357
K ₂	0.3625	0.2590	0.6226	0.2201	0.6743	0.8144	0.4490	0.4517	0.8567	0.1966	0.2366
L ₁	0.3682	0.2425	0.5221	0.2199	0.6715	0.7703	0.4493	0.4523	0.8476	0.1966	0.2363
L ₂	0.3581	0.2871	0.5495	0.2251	0.6355	0.8631	0.4483	0.5815	0.8535	0.1967	0.2363
M	0.4707	0.2563	0.5475	0.2251	0.6685	0.6827	0.4472	0.4393	0.8460	0.1967	0.2349

說明：比如實高薪資大廠商 A 解釋變數的校正因子 $T=0.3025$ ，所以在 $1/n$ 加權下的 t 值乘上 0.3025 即為在 C 加權下計算出來的 t 值。

在假設檢定問題裏，可能發生兩種錯誤，即型 I 錯誤：拒絕對的

H_0 和型 II 錯誤：接受錯的 H_0 ，型 I 錯誤和型 II 錯誤在檢定問題裏無法完全避免，在樣本大小 n 固定時，型 I 錯誤發生的機率 α 風險與型 II 錯誤發生的機率 β 風險， α 減小則 β 增加， β 減小則 α 增加，唯有增加樣本大小，才有可能使 α 、 β 同時減少（顏月珠 1980）；從附表三十四及附表三十五看到加權後的自由度大幅增加，可同時減少 α 風險及 β 風險，減少檢定犯錯機會。

4-8 結論

本章運用第二章新儒學系統論的相關公理、定理，並應用第三章推導出來的相關數學公式(蔡淵輝等 2004a,b, 蔡淵輝 2005a,b)，以經營指標解釋勞雇雙方行為模式，對八十五年運具精密業工商普查資料進行計量分析。經彙總分析後，得出在 $1/n$ 加權下各廠商員工及業主之義利傾向實情分析之結果如表 4-7，利己五行循環順暢的廠商有實低薪資大廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商。在 M 加權下各廠商員工及業主之義利傾向實情分析之結果如表 4-12，利己五行循環順暢的廠商只有代客加工廠商。在 C 加權下各廠商員工及業主之義利傾向實情分析之結果如表 4-17，利己五行循環順暢的廠商亦是只有代客加工廠商。

本章有以下幾點發現：

1. 運具精密業中坎象資本循環不順暢的各分類廠商，其員工常具有唯利是圖的傾向。
2. $1/n$ 加權下四象利己循環順暢的廠商有實低薪資大廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商，該三類廠商員工傾向皆無唯利是圖傾向，且平均薪資除了代客加工廠商外，另二類約在 $A/C=0.2$ (即平均年薪新台幣 0.2 百萬元)，故應為運具精密業可以使得利己循環順暢之合理薪資水準。
3. M 加權下四象利己循環順暢的廠商僅有代客加工廠商，其員工具備義利雙行傾向，業主具備捨生取義傾向；其他五行循環不順暢廠商的關鍵鏈發生不是在坎象就是在坤象，皆是在利己資本循環上。
4. C 加權下四象利己循環順暢的廠商僅有代客加工廠商，其員工具備義利雙

行傾向，業主具備捨生取義傾向；其他五行循環不順暢廠商的關鍵鏈發生不是在坎象就是在坤象，亦是在利己資本循環上。

5. 業主較無唯利是圖傾向（M 加權有一例），故引起勞資糾紛的情形—員工及業主皆唯利是圖的傾向同時存在的情形大致並未出現，故運具精密業無明顯的勞資對立問題。
6. 代客加工廠商的經營風險通常係由委託者承擔，故利己的關鍵鏈發生在離象，即勞動投入循環，符合代客加工廠商營運應有的屬性。
7. 除了代客加工廠商利己的關鍵鏈發生在非資本循環外，其餘各類廠商皆發生在利己資本循環的坎象或坤象，表示運具精密業中影響大部份廠商的營運的是解決利己資本循環順暢的問題。
8. 另就不同加權方式間的比較也發現，在其他條件不變的情況之下，加權迴歸不論 C 加權或 M 加權下各廠商經營變數相關係數的 t 檢定值皆小於一般迴歸下各廠商經營變數相關係數的 t 檢定值，即 M 加權及 C 加權迴歸下之各廠商經營變數相關係數檢定較一般迴歸來得精確。但 C 加權、M 加權何者較精確，則需視加權目的及個別廠商不同狀況而定。
9. 其次因加權後的自由度大幅增加，可同時減少 α 風險及 β 風險，減少檢定犯錯機會。

註解

註 4-1：林國雄（1996a）認為非利不一定是「義」，非義亦並不一定是「利」。若以利為基準，界定利為私利，則義為「非私利」。但是非私利並不一定就是「義」。

註 4-2：至於「非私利」是否就是「公利」，則不盡然。但公利一定非私利。

註 4-3：因為個體包括私有財及公共財的消費行為只設定一個效用函數以作為標的函數，資產選擇理論也只設定一個效用函數；兩者通常皆不分割其效用函數來分立其標的；這種整體性，是微觀經濟理論的出發點，在中國文化思想中通稱「太極」。

註 4-4：中華文化以「天下為公」為特徵的倫理學說和社會理想，載之於禮記禮運篇；這種大同世界，林國雄（1996a）認為是人類境界最高的福利函數，在消費者（含家庭）與社會之間有著最好的公私陰陽兩儀之良性互動。

註 4-5：消費者的主觀直接效用 U_i ，可定義為 $U_i = f_i(q_{i1}, \dots, q_{ki}, q_{k+1}, \dots, q_n)$ 。共有 n 種消費財，包括 k 種私有及 $n-k$ 種公共消費財。 q_{ji} 及 q_j 為各種財貨的消費量。 f 為函數符號， i 為消費者之編碼， j 為消費財之編碼（林國雄 1994a）。

註 4-6：含社會集體消費的社會直接福利 W ，可定義為 $W = h_i(U_1, \dots, U_m)$ 。 U_i 的定義與註 4-5 相同。社會共有 m 個組成份子消費者（含家庭）。 H 為函數符號。由於效用在人與人之間的不可比較性，因而人與人之間的效用並不能相加，所以以 W 表示的公利，並不是以 U_i 表示的私利之總和。

註 4-7：一般來說，全查層廠商因規模比較大，會計制度比較健全，故會計資料的正確性也比較高。

註 4-8：本章之 $1/n$ 加權下 t 檢定為說明方便，仍一般統計學上未加權之 t 檢定。

第五章 結論與未來研究

5-1. 本文結論

本文整理出新儒學系統論的公理體系，包含陰陽系統論的兩個公理性定義、四個操作性定義、七個公理、四個定律，及五行系統論的十七個公理、三個操作性定義及二個定理，為新儒學定性決策結構提供其公理系統性的理論基礎。

根據新儒學系統論的公理體系，結合物理、事理、人理分析法（Gu and Zhu, 2000，Gu and Tang, 2000，Zhu, 2000）及管理控制比例分析模式的概念（Gold 1972），對產業經營資料的十四個經營變數，說明其乾象、坤象、坎象、離象、震象、巽象、艮象及兌象八個因果鏈條（式 3-1～式 3-8），並改變過去常用而傳統的統計默契與分析作法，排除「每一家廠商均可直覺地簡單假設其各具有相同的重要性」的算術平均的 $1/n$ 加權的分析方法，也是過去迴歸分析在處理廠商間資料時無意中常用的基本假設，改以新儒學系統論的看法，追溯比統計默契的邏輯起點更基本的邏輯起點。本文認為「大廠商的員工人數多，扶養的人口多；小廠商的員工人數少，扶養的人口少。大廠商的業主權益多，投入的資源多；小廠商的業主權益少，投入的資源少」，所以，理論上大廠商資料的重要性通常遠高於小廠商，因而發展出相關統計數的分析，並推導出母體及樣本的加權迴歸相關計算式，共導出三十五個計算式（式 3-9～式 3-44）。

實證部份，運用新儒學系統論的公理體系，並應用第三章推導出來的相關數學公式（蔡淵輝等 2004 a,b，蔡淵輝 2005a,b），以經營指標解釋勞雇雙方行為模式，對民國八十五年運具精密業工商普查資料進行計量分析。經彙總分析後，得出在 $1/n$ 加權下各廠商員工及業主之義利傾向實情分析之結果如表 4-7，利己五行循環順暢的廠商有實低薪資大廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商。在 M 加權下各廠商員工及業主之義利傾向實情分析之結果如表 4-12，利己五行循環順暢的廠商只有代客加工廠商。在 C 加權下各廠商員工及業主之義利傾向

實情分析之結果如表 4-17，利己五行循環順暢的廠商亦是只有代客加工廠商。

本文有以下重要結論：

一、一般迴歸是加權迴歸的特例，即「 $1/n$ 加權迴歸」是「 w_i 加權迴歸」的特例。

二、迴歸自由度的變化及可以為非整數。母體加權迴歸時，自由度計算式

如式 (3-24)：
$$d = \sum Q_j \frac{[\sum W_j (X_j - \bar{X})^2 - \sum W_k^2 (X_k - \bar{X})^2]}{\sum W_j (X_j - \bar{X})^2}$$
，樣本加權迴歸

時，自由度計算式如式 (3-29)：
$$d = \sum Q_k (1 - \sum w_i^2) \times [\sum w_j (x_j - \bar{x})^2 -$$

$\sum w_k^2 (x_k - \bar{x})^2] / \sum w_j (x_j - \bar{x})^2$ 。

三、因為加權迴歸的權重 W_i 或 w_i 可以選擇以一般的 $1/n$ 加權、員工人數 C 、業主權益 M 、或其他合理經營變數的大小來反映廠商間的相對重要性，所以加權迴歸可以有權數的選擇空間，故不具備「唯一性」。

四、一般財務管理的目標廣義而言是使公司價值最大化，狹義而言是使公司股價最大化，而許多公司實施股票選擇權，執行長們的薪水繫於公司的股價表現，一時之間，這一種責任制看來似乎是不錯的方式，但是一九九〇年代末股市暴漲，投資者的期望也隨之水漲船高，身為執行長 (CEO) 必須關心公司的股價 (當然包括自己的薪水)，在獲利不能符合預期的情況下，又有具備唯利是圖的執行長 (CEO)，於是弊案應運而生。執行長 (CEO) 也是 (可視為) 員工的一份子，此課題雖非本章直接論述的對象，但由表 4-4 員工唯利是圖的多處存在，已可窺知其端倪。另業主不具備唯利是圖傾向，不管是業主本身屬性，或因勞基法最低工資限制，業主不具備唯利是圖傾向可避免與唯利是圖的員工正面衝突，對勞資糾紛的減緩當具正面意義。運具精密業中坎象資本循環不順暢的各分類廠商，其員工常具有唯利是圖的傾向。

五、 $1/n$ 加權下四象利己因果循環順暢的廠商有實低薪資大廠商、實低薪資中廠

商及代客加工廠商，該三類廠商員工傾向皆無唯利是圖傾向，且平均薪資除了代客加工廠商外，另二類約在 $A/C=0.2$ （即平均年薪新台幣 0.2 百萬元），故應為運具精密業可以使得利己循環順暢之合理薪資水準。

六、M 加權下四象利己因果循環順暢的廠商僅有代客加工廠商，其員工具備義利雙行傾向，業主具備捨生取義傾向；其他五行循環不順暢廠商的關鍵鏈之發生，不是在坎象就是在坤象，皆是在利己資本循環上。

七、C 加權下四象利己因果循環順暢的廠商僅有代客加工廠商，其員工具備義利雙行傾向，業主具備捨生取義傾向；其他五行循環不順暢廠商的關鍵鏈之發生，不是在坎象就是在坤象，亦是在利己資本循環上。

八、業主較無唯利是圖傾向（但 M 加權有一例），故引起勞資糾紛的情形一員工及業主皆唯利是圖的傾向同時存在的情形大致並未出現，故運具精密業無明顯的勞資對立問題。

九、代客加工廠商的經營風險通常係由委託者承擔，故利己的關鍵鏈發生在離象，即勞動投入循環，符合代客加工廠商營運應有的屬性。

十、除了代客加工廠商利己的關鍵鏈發生在非資本循環外，其餘各類廠商皆發生在利己資本循環的坎象或坤象，表示運具精密業中影響大部份廠商的營運的是解決利己資本循環順暢的問題。

十一、由表 4-7「 $1/n$ 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表」、表 4-12「M 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表」及表 4-17「C 加權下員工及業主之義利傾向實情分析表」的比較來看，在 $1/n$ 加權下，循環順暢的廠商有實低薪資大廠商、實低薪資中廠商及代客加工廠商，但在 M 加權及 C 加權下，循環順暢的廠商只有代客加工廠商；另就員工傾向不同的是實低薪資大廠商及中高薪資中廠商，業主傾向不同的是中低薪資大廠商、中高薪資中廠商及中低薪資中廠商。

就員工傾向而言，實低薪資大廠商在 $1/n$ 加權下員工具「捨生取義」傾向，但在 M 加權及 C 加權下的員工傾向屬性不明顯，主要原因是在 M

加權及 C 加權下，員工的利他傾向已不具備利他傾向所致。中高薪資中廠商在 $1/n$ 加權及 M 加權下員工具「捨生取義」傾向，但 C 加權下的員工傾向屬性不明顯，主要原因是在 C 加權下，員工的利他傾向已不具備利他傾向所致。

就業主傾向而言，中低薪資大廠商在 $1/n$ 加權及 C 加權下業主具「義利雙行」傾向，但 M 加權下業主具「唯利是圖」傾向，主要原因是中低薪資大廠商業主在 M 加權下不具備利他傾向所致。中高薪資中廠商及中低薪資中廠商在 $1/n$ 加權下業主具「捨生取義」傾向，但在 M 加權及 C 加權下的員工傾向屬性不明顯，主要原因是中高薪資中廠商業主在 M 加權及 C 加權下不具備利他傾向所致。

如此看來在相較之下，M 加權及 C 加權的判斷準則較 $1/n$ 加權嚴謹，在 $1/n$ 加權下循環順暢的廠商在 M 加權及 C 加權下不一定順暢，在 M 加權及 C 加權下循環順暢的廠商在 $1/n$ 加權下一定順暢。從保守的角度而言，M 加權及 C 加權是優於 $1/n$ 加權，也可以說 $1/n$ 加權有粉飾太平的味道。但 C 加權、M 加權何者的判斷準則較嚴謹，則需視加權目的及個別廠商不同狀況而定。

另就不同加權方式間的比較也發現，在其他條件不變的情況之下，加權迴歸不論 C 加權或 M 加權下各廠商經營變數相關係數的 t 檢定值皆小於一般迴歸下各廠商經營變數相關係數的 t 檢定值，即 M 加權及 C 加權迴歸下之各廠商經營變數相關係數檢定較一般迴歸來得精確。但 C 加權、M 加權何者較精確，則需視加權目的及個別廠商不同狀況而定。

十二、其次因加權後的自由度大幅增加，可同時減少 α 風險及 β 風險，減少檢定犯錯機會。

5-2.研究限制

- 一、本研究樣本為八十五年工商普查資料，因為工商普查為每五年舉辦一次，且各年普查的項目有時不同，故進行不同時間的新儒學系統論的動態分析在資料處理上有其難度；
- 二、本研究方法為採取新儒學系統論方法，從投入手段到追求目標串成因果鏈條，目標的達成回過頭來促進手段的再投入，形成完整的單向因果循環，故以簡單迴歸處理問題。

5-3.本文後續研究

一、本研究中對於相關係數與迴歸的公式推導，是呼應不同廠商就任一經營變數而言，都不應該在同產業中具有相同重要性的論點所進行特殊情境下的對應統計方法的嘗試，至於這些公式的可使用性，仍應先滿足迴歸分析對資料的先提要件，如常態性、誤差項的變異數同質性等要求，在此特提出予以說明，謹供學界先進參考並期能成為未來的可能研究方向。

二、六十四卦子系統應用於企業經營或經濟理論的實例，目前除了本文提到的泰卦及否卦外，其餘各卦象在企業經營或經濟理論的應用，尚需更多資料的建構，列為本文之後續研究。

三、因本研究係在新儒學架構下之探索性研究，主、從衡量指標不同程度之差異對經營績效之影響，茲列為未來之後續研究。

參考文獻

中文部分：

1. 丁潤生 (2002), 管理之道, 頂淵文化事業有限公司, 台北。
2. 王奇偉 (2001), 從周易看現代管理, 尼羅河書房, 台北。
3. 王淑芬 (2002), 財務管理, 華泰文化事業股份有限公司, 台北。
4. 司徒達賢 (2005), 管理學的新世界, 天下遠見出版股份有限公司, 台北。
5. 石齊平、郭照榮 (1994), 當代計量經濟學, 三民書局, 台北。
6. 成中英 (1995), C理論—易經管理哲學, 東大圖書公司, 台北。
7. 成中英 (2005), 「中國哲學的企業管理：創化性理論」, 新儒學經營管理學報, 第一輯, 台北, 1-16 頁。
8. 行政院主計處, 工商及服務業普查報告, 1-481 頁, 1998。
9. 吳中書 (1996), 台灣總體經濟計量模型研討會論文集, 中央研究院經濟研究所, 1-344 頁。
10. 林國雄 (1990), 「工商普查資料之運用研析」, 中華民國 75 年工商普查專題分析報告, 行政院主計處, 台北, 1-14 頁。
11. _____ (1992a), 「論因果與機率, 並歸結至陰陽思想知識化生理論」, 第九屆國際易學大會, 1-53 頁。
12. _____ (1992b), 「工商普查經營比例解析之邏輯探討——兼論數學期望值的真相」, 國立編譯館館刊, 第 21 卷第 1 期, 台北, 367-391 頁。
13. _____ (1993), 「經濟計量時歸納邏輯機率之涵義與測量, 因緣和合論及易理之運用」, 交大管理學報, 13 卷 1 期, 77-108 頁。
14. _____ (1994a), 「新儒學經濟思想的開拓」, 大易集要, 齊魯書社, 濟南, 218-240 頁; 文化與傳播, 第 2 輯, 上海文化出版社, 上海, 66-107 頁。
15. _____ (1994b), 「預期效用的概念演化與計數屬性——新儒學經濟思想及因緣和合論之運用」, 社會科學戰線, 1994 年第 4 期, 長春, 文稿已經縮減, 29-37 頁。已收編入 新儒學經濟與管理, 慈惠堂叢書第一冊, 竹山, 204-235 頁。
16. _____ (1995a), 「新儒學經濟思想的三才詮釋」, 太極科學, 第 10 輯, 比利時魯汶, 13-26 頁; 社會科學戰線, 1996 年第 3 期, 長春, 147-153 頁。
17. _____ (1995b), 「金錢價值的兩儀論」, 交大管理學報, 第 15 卷第 1 期, 新竹, 59-76 頁。
18. _____ (1995c), 「製造業普查資料之解析—因果鍊條及新儒學經濟思想的運用」, 交大管理學報, 15 卷 2 期, 新竹, 39-69 頁。
19. _____ (1995d), 「春秋繁露中的五行思想」, 船山學刊, 1995 年第 2 期, 長沙, 102-115 頁, 民國 84 年 8 月。
20. _____ (1996a), 「新儒學四象五行之混析與義利之辨—以機械業為例」, 亞太管理評論, 2 卷 2 期, 41-58 頁。

21. _____ (1996b), 「新儒學經濟思想的五行解說」, 面向新世紀的中國管理, 上海交通大學出版社, 3-24 頁。
22. _____ (1996c), 「從為富不仁至捨生取義的道德場, 以食品業為例」, 交大管理學報, 16 卷 1 期, 105-121 頁。
23. _____ (1996d), 「經營變數五行生剋相關係數的邏輯涵義, 以機械業為例」, 交大管理學報, 16 卷 2 期, 69-91 頁。
24. _____ (1997a), 「政府所為何事的新儒學經濟思考」, 交大管理學報, 第 17 卷第 3 期, 新竹, 147-174 頁; 已收編於新儒學產業發展(四), 慈惠堂出版社, 1892-1941 頁。
25. _____ (1997b), 新儒學經濟與管理, 慈惠堂叢書第一冊, 1-515 頁。
26. _____ (1997c), 「吉凶禍福的數理解析初探, 以食品業為例」, 交大管理學報, 第 17 卷第 2 期, 新竹, 81-97 頁。
27. _____ (1997d), 「論就業與投資市場致中和之力, 以食品業為例」, 華夏文化之管理理念, 1997 華夏文化與現代管理國際學術研討會論文集, 香港, 151-163 頁, 民國 86 年 12 月。
28. _____ (1998a), 「經營變數五行生剋迴歸之理論解析與驗證, 以機械業為例」, 大易集述, 巴蜀書社, 308-333 頁。
29. _____ (1998b), 「經營變數中五行相生致中和之力, 以食品業為例」, 中華管理評論, 2 卷 1 期, 1-12 頁。
30. _____ (1998c), 「經濟活動的母體五行生剋加權迴歸」, 交大管理學報, 18 卷 2 期, 新竹, 97-123 頁, 民國 87 年 12 月; 已收編於新儒學產業發展(四), 慈惠堂出版社, 2078-2128 頁。
31. _____ (1999a), 「由新儒學四象結構剖析製造業廠商的會計資訊(上、下)」, 今日會計, 第 77 期, 台北, 102-108 頁; 第 78 期, 台北, 67-86 頁。
32. _____ (1999b), 「論中和與均衡」, 雲南師範大學學報, 哲學社會科學版, 1999 年第 4 期, 昆明, 85-91 頁。
33. _____ (1999c), 「新儒學經濟發展倫理」, 孔學研究, 第 5 輯, 雲南人民出版社, 昆明, 125-137 頁。
34. _____ (2000), 「台灣製造業經營體質的新儒學初步考察(上、下)」, 今日會計, 第 80 期, 台北, 97-109 頁; 第 81 期, 台北, 82-100 頁。
35. _____ (2001a), 「新儒學經濟活動中五行始生之序」, 華人管理本土化之開拓, 游漢明編, 樂文書局, 321-352 頁。
36. _____ (2001b), 「產業與企業經營變數的卦象詮釋」, 2001 年科技與管理學術研討會論文集, 台北, 605-612 頁。
37. _____ (2001c), 「企業經營因果鏈條的構建理性」, 中華管理學報, 2 卷 2 期, 43-68 頁, 民國 90 年 9 月。
38. _____ (2002a), 「新儒學的文字符號邏輯」, 第三屆東亞符號學國際會議, 武漢, 1-27 頁, 民國 91 年 10 月; 第十三屆國際中國哲學大學, 瑞典瓦斯特

洛斯，民國 92 年 8 月。

39. _____(2002b),「論一般經營比例與新儒學因果鏈條的連繫」, 南台科技大學學報, 27 期, 117-136 頁, 民國 91 年 12 月。
40. _____(2002c),「論不同加權對診斷經營瓶頸的影響」, 現代財務論壇學術研討會, 金融改革與創新, 台中, 1-18 頁。
41. _____(2002d),「數學期望值:經由工商統計論述意義的充份表達」, 2002 年管理新思維學術研討會, 台北, 民國 92 年 5 月。
42. _____(2003),「論核四釋憲案的司法倫理」, 暨大學報, 第 7 卷第 1 期, 59-82 頁。
43. _____(2004a),「新儒學因果論」, 周易世紀論壇, 河北武安, 1-41 頁。
44. _____(2004b),「論經營的開放與封序」, 第三屆跨領域管理學術與實務研討會, 當代管理趨勢的全球化、網路化、知識化, 台中, 1-25 頁。
45. _____(2004c),「新儒學經營因果循環分析未採用聯立方程法的論述」, 第五屆管理學域學術研討會論文集, 台中, 132-149 頁, 民國 93 年 5 月。
46. 柯林斯(2002), 從A到A[±], 一向上提升, 或向下沉淪? 企業從優秀到卓越的奧秘, 齊若蘭譯, 遠流出版事業股份有限公司, 台北。
47. 查爾斯·韓第(1995), 覺醒的年代—解讀弔詭的新未來, 周旭華譯, 天下遠見出版股份有限公司, 台北。
48. 南懷瑾(1994), 易經雜說—易經哲學之研究, 老古文化事業, 24-42 頁。
49. 韋政通(1991), 中國哲學辭典大全, 水牛圖書出版, 1-905 頁。
50. 高德拉特(1997), 關鍵鏈—突破專案管理的瓶頸, 羅嘉穎譯, 天下遠見出版股份有限公司, 台北。
51. 郭婉容(1987), 總體經濟學, 三民書局, 台北。
52. 曾仕強(2006), 大易管理—中國式管理的真諦, 百順資訊管理顧問有限公司, 136-174 頁。
53. 張森河(2003),「聯合分配密度函數設定在數學期望值應用上之影響—以 1996 年工商普查電機電子業抽樣調查檔為例」, 國立交通大學, 博士論文。
54. 葉日武(1996), 財務管理, 前程企業管理有限公司, 台北。
55. 馮契(1992), 哲學大辭典, 上海辭書出版社。
56. 黑格爾(1998), 小邏輯, 臺灣商務印書館, 385-407 頁。
57. 奧迪(2002), 劍橋哲學辭典, 貓頭鷹出版社, 1-1418 頁, 主編者原名為 Robert Audi, 民國 91 年 7 月。
58. 蔡淵輝等(2004a),「義與利的定性觀與其和製造績效的關係—新儒學在運具精密業之應用」, 交大管理學報, 24 卷 1 期, 新竹, 53-79 頁。
59. 蔡淵輝等(2004b),「新儒學決策結構之一, 陰陽系統論」, 亞太社會科技學報, 第三卷第二期, 39-63 頁, 民國 93 年 2 月。
60. 蔡淵輝(2005a),「新儒學決策結構之二, 五行系統論」, 亞太社會科技學報, 第四卷第二期, 25-56 頁, 民國 94 年 2 月。

61. 蔡淵輝 (2005b), 「八卦因果鏈條與五行生剋加權迴歸」, 尚未出版。
62. 謝劍平 (2003), 財管管理原理, 智高文化事業有限公司, 台北。
63. 顏澤賢(1993), 現代系統理論, 遠流出版社。
64. 顏月珠 (1980), 統計學, 三民書局, 台北。

英文部分：

1. Brugha, C. (1998a), “The structure of qualitative decision making”. Europe Journal Operational Research, 104(1), 46-62.
2. Brugha, C. (1998b), “The structure of adjustment decision making”. Europe Journal Operational Research, 104(1), 63-76.
3. Brugha, C. (1998c), “The structure of development decision making”. Europe Journal Operational Research, 104(1), 77-92.
4. Brugha, C. (2000), “An introduction to the priority pointing procedure”. Journal of Multi-Criteria Decision Analysis, 9,227-242.
5. Brugha, C. (2001), “Systemic thinking in china: A meta-decision-making bridge to western concepts”. System Practice and Action Research 14,339-360.
6. Collins, James and Jerry I. Porras (1994), Built to Last-Successful Habits of Visionary Companies. Harper Business.
7. Cunha, Pinae Miguel, Joao Vieira da Cunha, and Sonia Dahab (2002), “Yin-Yang: A dialectical approach to total quality management”, Total Quality Management, Vol. 13, No.6, 843-853.
8. De Bary, Wm.Theodore, Wing-Tsit Chan, and Burton Watson (1960), Sources of Chinese Tradition, Vol.1, Columbia University Press, pp.1-578 (in English).
9. Dielman, T.E (1991), Applied Regression Analysis for Business and Economics, PWS-KENT Publishing Company.
10. Flood, Robert Louis (1999). “Knowing of the unknowable”. System Practice and Action Research, 12,247-256.
11. Fuchs Christian (2003). “Structuration theory and self-organization”. System. Practice and Action Research 16, 133-167.
12. Goerner, S.J. (2003). “Integral science: rethinking civilization using the learning universe lens”. System Research and Behavioral Science, 20, 339-358.
13. Gold, B. (1972), Explorations in Managerial Economics: Productivity, Cost, Technology and Growth, 1972.
14. Gu, J., and X, Tang (2000). “Designing a water resources management decision support system: An application of the WSR approach”. System Practice and Action Research, 13,59-70.
15. Gu, J., and Z, Zhu (2000). “Knowing wuli, sensing shili, caring for renli: methodology of the WSR approach”. System Practice and Action Research, 13,11-20.

16. Hatcher, Larry (1994). A Step-by-Step Approach to Using the SAS System for Factor Analysis and Structural Equation Modeling, Cary, NC: SAS Institute Inc., 1994. pp. 588.
17. Hunt, Shelby D. (1991). Modern Marketing Theory: Critical Issues in The Philosophy of Marketing Science. South- western publishing Co.
18. Jensen, Michael C. and Joseph Fuller (2001), "Just Say No to Wall Street," Social Science Research Network Electronic Library.
19. Johnston, J. (1972), Econometric Methods, 2nd edition, McGraw-Hill.
20. Kmenta, J. (1986), Elements of Econometrics, 2nd edition, Macmillan Publishing Company, pp.1-786.
21. Lee, Cheng F. et al. (2000), Statistics for Business and Financial Economics, Second Edition, 112-117.
22. Lin, Kuo-hsiung (1992a), "Neo-Confucian Yin-Yang concepts and economic activities," Confucianism and Lawful Culture, Fuh-Dann (復旦) University Press, September 1992, 76-84 (in Chinese).
23. Lin, Kuo-hsiung (1992b), Causality and probability, leading to a Yin-Yang knowledge evolution theory, the 9th International Conference of I-Ching (易經) Studies, Hilo (Hawaii), August 1992, pp.1-53 (in Chinese).
24. Lin, Kuo-hsiung (1997), "Yin-Yang analysis of inter-industrial quantity and price models", the 2nd Economic Development Conference, Taipei, November 1997, pp.1-20 (in Chinese).
25. Lin, Kuo-hsiung (1999), "Neo-Confucian system theory" , Seventh International Congress of the International Association for Semiotic Studies, Germany: Dresden, pp.1-13, October 1999.
26. Neter, John. etc. (1999), Applied Linear Statistical Models, Fourth Edition, Singapore, The McGraw-Hill Companies, Inc.
27. Midgley, G., and J. Wilby (2000), "Systems practice in China: New developments and cross-cultural collaborations". System Practice and Action Research, 13,3-9.
28. Senge, P.(1990). The Fifth Discipline: The Art and Practice of The Learning Organization, Century, London.
29. Sodan A. C. (1999), "Toward successful personal work and relations- Applying a yin/yang model for classification and synthesis", Social Behavior and Personality, 27(1), 39-72.
30. Wu, John C. H. (1972), Lao Tzo / Tao Teh Ching, St. John's University Press, New York, pp.1-116 (in English).
31. Zhu,Z.(2000)."Dealing with a different whole: The philosophy of the WSR approach". System Practice and Action Research, 13,21-57

單位：新台幣千元、人、無

附表一：1/n加權下運具精密業實高薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	290,421	742,608	1										
C	427	889	0.9759	1									
D	15,499	483,442	-0.2755	-0.1643	1								
E	172,421	486,036	0.3790	0.5278	0.1994	1							
F	766,475	2,064,382	0.8148	0.8897	0.0091	0.7036	1						
G	923,398	2,455,951	0.8142	0.8846	-0.1497	0.7501	0.9780	1					
K ₁	682,212	1,968,964	0.8418	0.8317	-0.1398	0.3028	0.6736	0.6536	1				
K ₂	834,227	2,073,386	0.9170	0.9501	-0.2944	0.5780	0.8956	0.9251	0.8112	1			
L ₁	1,111,369	3,017,116	0.8530	0.8572	-0.1354	0.3920	0.7688	0.7505	0.9739	0.8537	1		
L ₂	1,815,013	4,872,854	0.8870	0.8919	-0.3379	0.5931	0.8273	0.8793	0.7504	0.9058	0.8221	1	
M	1,299,446	3,193,313	0.7914	0.8656	-0.0498	0.7639	0.8950	0.9133	0.7353	0.8749	0.8108	0.9233	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二：1/n加權下運具精密業中高薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	103,045	198,085	1										
C	258	501	0.9992	1									
D	-2,730	138,856	0.0422	0.0710	1								
E	22,407	79,156	-0.1484	-0.1669	-0.3823	1							
F	166,239	321,103	0.9847	0.9809	-0.0217	-0.0248	1						
G	191,375	371,122	0.8045	0.7866	-0.4745	0.3349	0.8680	1					
K ₁	210,252	644,529	0.8901	0.8872	-0.1029	-0.2493	0.8722	0.7399	1				
K ₂	281,278	776,982	0.8446	0.8342	-0.3307	-0.0337	0.8580	0.8589	0.9503	1			
L ₁	556,097	2,932,645	0.8755	0.8780	0.0713	-0.3906	0.8420	0.6185	0.9687	0.8618	1		
L ₂	547,314	1,611,744	0.7422	0.7240	-0.5526	0.1738	0.7905	0.9278	0.8333	0.9452	0.7220	1	
M	394,546	1,307,202	0.8738	0.8639	-0.2880	-0.0573	0.8904	0.8659	0.9531	0.9746	0.9000	0.9454	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表三：1/n加權下運具精密業中低薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	50,660	58,492	1										
C	155	178	0.9969	1									
D	6,670	46,904	0.1960	0.1874	1								
E	14,917	46,836	0.3162	0.3008	0.8303	1							
F	92,073	119,980	0.9309	0.9272	0.4036	0.4453	1						
G	100,320	124,914	0.9392	0.9330	0.3234	0.4909	0.9759	1					
K ₁	120,325	218,279	0.6352	0.6572	0.0143	0.1025	0.7223	0.7268	1				
K ₂	177,839	472,403	0.4145	0.4223	-0.2680	-0.2886	0.5124	0.4846	0.7307	1			
L ₁	187,783	293,107	0.6928	0.7104	-0.0661	0.0128	0.7357	0.7363	0.9615	0.7599	1		
L ₂	247,277	447,988	0.5816	0.5889	-0.1060	-0.0455	0.6832	0.6790	0.8658	0.9118	0.8870	1	
M	154,351	271,247	0.6674	0.6685	0.1497	0.1691	0.7977	0.7734	0.8610	0.8098	0.8668	0.9394	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表四：1/n加權下運具精密業實低薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	22,021	41,376	1										
C	96	208	0.9902	1									
D	6,580	29,649	0.4112	0.3269	1								
E	9,907	38,857	0.8605	0.8419	0.6367	1							
F	62,445	273,386	0.9498	0.9777	0.2567	0.8215	1						
G	65,772	298,254	0.9419	0.9734	0.2188	0.8200	0.9981	1					
K ₁	69,031	272,256	0.9115	0.9476	0.1578	0.7610	0.9787	0.9805	1				
K ₂	81,700	327,009	0.9013	0.9337	0.1871	0.7463	0.9612	0.9597	0.9625	1			
L ₁	104,201	341,838	0.9318	0.9599	0.1850	0.7719	0.9789	0.9794	0.9924	0.9563	1		
L ₂	141,828	428,172	0.9540	0.9580	0.4091	0.8738	0.9550	0.9485	0.9408	0.9517	0.9506	1	
M	87,372	358,121	0.9552	0.9607	0.4146	0.8971	0.9691	0.9639	0.9323	0.9252	0.9424	0.9703	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表五：1/n加權下運具精密業實高薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	13,084	10,607	1										
C	32	26	0.9669	1									
D	-258	8,644	0.0032	0.0111	1								
E	2,764	9,562	0.2108	0.1768	0.2122	1							
F	19,587	18,864	0.8684	0.8373	0.3111	0.3983	1						
G	22,610	23,003	0.7986	0.7559	-0.0325	0.6626	0.8687	1					
K ₁	36,324	62,346	0.2618	0.2397	-0.2040	-0.1276	0.2668	0.2424	1				
K ₂	30,721	47,484	0.4747	0.4658	-0.2242	0.2450	0.5277	0.6189	0.3462	1			
L ₁	52,048	76,703	0.4092	0.3857	-0.1688	-0.0231	0.4310	0.4073	0.9189	0.4797	1		
L ₂	50,370	74,139	0.5527	0.5339	-0.1754	0.3068	0.6238	0.7050	0.3755	0.9239	0.6018	1	
M	30,860	44,267	0.4752	0.4480	-0.2461	0.2643	0.4393	0.5626	0.2063	0.8739	0.3085	0.8305	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表六：1/n加權下運具精密業中高薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	7,455	6,706	1										
C	26	24	0.9930	1									
D	569	2,456	0.4494	0.4025	1								
E	1,086	2,956	0.4575	0.4221	0.5292	1							
F	11,002	10,232	0.9543	0.9330	0.6223	0.4841	1						
G	11,519	10,478	0.9556	0.9358	0.5226	0.6308	0.9672	1					
K ₁	17,631	34,340	0.2633	0.2830	-0.0615	0.0632	0.2170	0.2442	1				
K ₂	12,941	20,836	0.1992	0.1893	0.0551	0.0563	0.2781	0.2746	0.1504	1			
L ₁	25,109	37,321	0.3005	0.3148	-0.1193	0.0563	0.2655	0.3031	0.9561	0.2599	1		
L ₂	22,625	25,098	0.3053	0.2869	0.0132	0.0941	0.3754	0.3900	0.1604	0.8627	0.3167	1	
M	14,660	12,447	0.4360	0.4220	0.1535	0.2900	0.4874	0.5218	0.2133	0.7092	0.3219	0.7912	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表七：1/n加權下運具精密業中低薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	5,152	4,732	1										
C	23	21	0.9951	1									
D	559	3,746	-0.1543	-0.1917	1								
E	819	2,743	0.0549	0.0239	0.8010	1							
F	7,767	7,284	0.8071	0.7798	0.4147	0.4832	1						
G	8,027	7,405	0.8924	0.8729	0.1987	0.4405	0.9529	1					
K ₁	17,357	67,418	0.4711	0.5086	-0.7370	-0.3447	0.0157	0.2607	1				
K ₂	14,405	69,516	0.4981	0.5342	-0.7117	-0.2843	0.0652	0.3189	0.9800	1			
L ₁	25,310	88,508	0.5030	0.5395	-0.7335	-0.3535	0.0489	0.2883	0.9959	0.9828	1		
L ₂	30,728	154,394	0.4836	0.5201	-0.7306	-0.3038	0.0389	0.2954	0.9821	0.9978	0.9846	1	
M	25,876	154,339	0.4524	0.4914	-0.7309	-0.3065	0.0027	0.2589	0.9854	0.9956	0.9849	0.9974	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表八：1/n加權下運具精密業實低薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	5,120	6,144	1										
C	27	31	0.9989	1									
D	494	2,131	0.4738	0.4744	1								
E	438	4,394	-0.1339	-0.1414	0.4240	1							
F	7,557	9,564	0.9338	0.9348	0.6990	0.1097	1						
G	7,501	9,386	0.7812	0.7786	0.6837	0.4836	0.9116	1					
K ₁	11,604	14,593	0.4789	0.4813	0.4649	0.2511	0.5876	0.6108	1				
K ₂	7,881	13,608	0.4644	0.4706	0.3375	0.0687	0.5807	0.5472	0.5377	1			
L ₁	17,981	25,926	0.5945	0.5949	0.6017	0.2525	0.7356	0.7311	0.8908	0.5837	1		
L ₂	16,087	27,672	0.4312	0.4315	0.6214	0.5533	0.6655	0.7960	0.6114	0.7206	0.7534	1	
M	9,204	13,128	0.6323	0.6405	0.6816	0.1784	0.8106	0.7547	0.5473	0.7557	0.6581	0.7720	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表九：1/n加權下運具精密業小廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	570	291	1										
C	2	1	0.8023	1									
D	76	422	-0.0390	0.1899	1								
E	17	330	0.1643	0.0741	0.3727	1							
F	925	617	0.6464	0.6969	0.6984	0.2849	1						
G	865	562	0.8348	0.6656	0.2349	0.6199	0.7405	1					
K ₁	4,049	4,096	0.2399	0.3497	0.2306	-0.1836	0.4327	0.1941	1				
K ₂	2,287	2,911	0.4656	0.4237	0.1144	-0.1799	0.4254	0.2753	0.5012	1			
L ₁	4,824	4,573	0.3057	0.4005	0.1611	-0.2921	0.4395	0.1899	0.9588	0.5575	1		
L ₂	3,135	3,431	0.5296	0.4154	0.1424	-0.2033	0.5266	0.3516	0.3720	0.8088	0.4457	1	
M	2,670	2,362	0.3771	0.4185	0.2767	-0.1629	0.5497	0.3000	0.2806	0.6814	0.3582	0.8031	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十：1/n加權下運具精密業修配廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	84,393	391,168	1										
C	202	870	0.9972	1									
D	-311	3,965	-0.0308	-0.0174	1								
E	425	8,328	0.0197	0.0209	0.2574	1							
F	145,639	757,980	0.9982	0.9936	-0.0117	0.0149	1						
G	146,375	758,196	0.9983	0.9936	-0.0141	0.0246	0.9999	1					
K ₁	276,032	1,646,652	0.9916	0.9850	0.0081	0.0116	0.9975	0.9973	1				
K ₂	310,266	1,915,556	0.9919	0.9851	0.0080	0.0100	0.9977	0.9974	0.9999	1			
L ₁	314,718	1,848,250	0.9919	0.9852	0.0070	0.0117	0.9976	0.9974	0.9999	0.9999	1		
L ₂	327,660	1,903,756	0.9925	0.9858	0.0047	0.0267	0.9977	0.9977	0.9995	0.9995	0.9997	1	
M	387,666	2,303,044	0.9923	0.9856	0.0072	0.0213	0.9977	0.9977	0.9998	0.9998	0.9999	0.9999	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十一：1/n加權下運具精密業代客加工相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	11,282	32,889	1										
C	33	91	0.9922	1									
D	1,970	10,889	0.9255	0.9329	1								
E	3,282	20,082	0.9201	0.9317	0.9959	1							
F	23,247	94,778	0.9727	0.9779	0.9844	0.9852	1						
G	24,559	103,863	0.9685	0.9747	0.9860	0.9880	0.9998	1					
K ₁	51,977	253,365	0.9415	0.9527	0.9910	0.9959	0.9933	0.9950	1				
K ₂	48,449	241,918	0.9470	0.9562	0.9906	0.9940	0.9950	0.9963	0.9980	1			
L ₁	53,836	257,016	0.9467	0.9566	0.9913	0.9946	0.9948	0.9962	0.9997	0.9984	1		
L ₂	63,548	326,765	0.9446	0.9538	0.9919	0.9956	0.9946	0.9961	0.9985	0.9998	0.9988	1	
M	49,920	275,523	0.9301	0.9427	0.9909	0.9982	0.9894	0.9920	0.9979	0.9967	0.9966	0.9977	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十二：M加權下運具精密業實高薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	1,734,616	1,449,895	1										
C	2,318	1,544	0.9608	1									
D	-43,674	1,449,915	-0.3840	-0.2481	1								
E	1,084,777	1,070,798	-0.0999	0.1032	0.2168	1							
F	5,307,037	3,505,586	0.6115	0.7532	-0.0766	0.5082	1						
G	6,435,488	4,411,213	0.5879	0.7052	-0.3369	0.5753	0.9432	1					
K ₁	4,240,227	3,837,510	0.6930	0.6586	-0.1324	-0.2723	0.3033	0.2185	1				
K ₂	5,292,197	3,523,024	0.8536	0.9100	-0.4557	0.1620	0.8100	0.8328	0.5930	1			
L ₁	7,122,718	5,503,476	0.6862	0.6709	-0.1721	-0.1614	0.4730	0.3933	0.9405	0.6637	1		
L ₂	12,870,728	9,756,779	0.7216	0.7105	-0.5212	0.3061	0.6805	0.7864	0.4079	0.7559	0.5771	1	
M	9,146,829	5,729,289	0.5093	0.6288	-0.1626	0.6430	0.7918	0.8388	0.3475	0.6816	0.5258	0.8566	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十三：M加權下運具精密業中高薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	676,539	674,488	1										
C	1,691	1,727	0.9994	1									
D	-135,229	530,030	0.3249	0.3559	1								
E	7,379	277,583	-0.6933	-0.7149	-0.8192	1							
F	1,113,468	1,020,161	0.9909	0.9863	0.2115	-0.5986	1						
G	1,256,076	1,035,420	0.6242	0.5979	-0.5232	0.0977	0.7165	1					
K ₁	2,245,508	2,492,863	0.9765	0.9737	0.2351	-0.6704	0.9732	0.6588	1				
K ₂	2,790,266	2,582,916	0.9068	0.8944	-0.0625	-0.4250	0.9392	0.8434	0.9518	1			
L ₁	9,301,131	12,531,546	0.9787	0.9809	0.3799	-0.7709	0.9577	0.5425	0.9871	0.8928	1		
L ₂	5,595,908	5,126,438	0.6978	0.6744	-0.4372	-0.0542	0.7740	0.9719	0.7631	0.9204	0.6571	1	
M	4,725,545	4,597,307	0.9265	0.9152	-0.0212	-0.4580	0.9561	0.8300	0.9625	0.9955	0.9127	0.9069	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十四：M加權下運具精密業中低薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	119,263	80,866	1										
C	364	250	0.9929	1									
D	19,008	95,285	0.1926	0.1789	1								
E	28,834	99,347	0.3288	0.3020	0.9040	1							
F	260,260	174,220	0.9151	0.9257	0.3150	0.3362	1						
G	270,087	182,659	0.9512	0.9538	0.2705	0.3930	0.9723	1					
K ₁	450,601	501,398	0.5314	0.6035	-0.1607	-0.1586	0.6671	0.6339	1				
K ₂	850,079	1,185,024	0.1607	0.1963	-0.6426	-0.7237	0.2983	0.2261	0.6326	1			
L ₁	634,251	621,825	0.5201	0.5877	-0.2355	-0.2511	0.6464	0.6029	0.9858	0.7092	1		
L ₂	986,826	973,218	0.3630	0.4123	-0.4278	-0.4890	0.5200	0.4532	0.8394	0.9105	0.8882	1	
M	631,025	534,174	0.5157	0.5537	-0.1910	-0.2558	0.6845	0.6134	0.8652	0.7810	0.8990	0.9474	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十五：M加權下運具精密業實低薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	184,007	160,283	1										
C	915	869	0.9959	1									
D	56,963	78,031	-0.0796	-0.1644	1								
E	152,778	126,759	0.9276	0.8974	0.2476	1							
F	1,148,328	1,235,517	0.9886	0.9978	-0.2179	0.8742	1						
G	1,244,142	1,363,668	0.9865	0.9968	-0.2316	0.8708	0.9998	1					
K ₁	1,109,364	1,246,630	0.9760	0.9908	-0.2838	0.8403	0.9966	0.9973	1				
K ₂	1,321,785	1,442,571	0.9731	0.9879	-0.2828	0.8352	0.9937	0.9941	0.9961	1			
L ₁	1,424,674	1,532,583	0.9818	0.9939	-0.2577	0.8519	0.9981	0.9982	0.9992	0.9953	1		
L ₂	1,844,714	1,676,800	0.9964	0.9943	-0.0945	0.9233	0.9892	0.9874	0.9794	0.9796	0.9838	1	
M	1,555,239	1,461,658	0.9956	0.9876	-0.0322	0.9471	0.9795	0.9773	0.9632	0.9610	0.9700	0.9936	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十六：M加權下運具精密業實高薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	20,314	12,404	1										
C	49	31	0.9617	1									
D	-3,310	14,974	-0.1289	-0.0954	1								
E	6,390	14,823	0.1159	0.1008	0.3542	1							
F	31,473	23,834	0.7137	0.7003	0.3294	0.3832	1						
G	41,173	30,288	0.6821	0.6476	-0.0916	0.6459	0.8116	1					
K ₁	54,775	63,955	0.3341	0.3282	-0.2879	-0.2760	0.4505	0.3617	1				
K ₂	90,241	75,856	0.4432	0.4596	-0.3767	-0.0192	0.3584	0.4589	0.4391	1			
L ₁	85,994	86,083	0.4636	0.4588	-0.3025	-0.1994	0.5093	0.4527	0.8854	0.4958	1		
L ₂	138,690	110,140	0.5438	0.5646	-0.3841	0.0119	0.4408	0.5426	0.4589	0.9166	0.6493	1	
M	94,358	72,525	0.4590	0.4820	-0.3792	-0.0632	0.1936	0.3089	0.2066	0.8677	0.2768	0.8408	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十七：M加權下運具精密業中高薪資中廠商相關係數

經營變數	Mean	S.t.	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	9,938	8,371	1										
C	35	29	0.9922	1									
D	889	3,185	0.5831	0.5336	1								
E	1,814	3,928	0.5196	0.4870	0.5049	1							
F	15,237	12,758	0.9573	0.9339	0.7273	0.5159	1						
G	16,162	12,973	0.9556	0.9349	0.6227	0.6861	0.9611	1					
K ₁	23,850	35,082	0.2812	0.3141	-0.0308	0.0599	0.2161	0.2382	1				
K ₂	25,488	30,402	0.0105	0.0106	-0.0110	-0.1068	0.0926	0.0615	0.1767	1			
L ₁	35,308	38,166	0.2626	0.2900	-0.1411	0.0315	0.2070	0.2477	0.9374	0.2592	1		
L ₂	39,486	30,984	0.0748	0.0661	-0.0805	-0.0661	0.1491	0.1464	0.1376	0.8817	0.2766	1	
M	25,229	14,701	0.2338	0.2361	0.0833	0.1309	0.2737	0.2884	0.1661	0.6874	0.2292	0.6994	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十八：M加權下運具精密業中低薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	17,920	8,433	1										
C	84	41	0.9978	1									
D	-15,773	13,622	-0.8770	-0.8990	1								
E	-4,196	5,238	-0.7442	-0.7725	0.9363	1							
F	7,883	7,477	-0.1985	-0.2468	0.6349	0.7098	1						
G	19,461	7,847	0.8366	0.8097	-0.5061	-0.2815	0.3246	1					
K ₁	413,622	301,653	0.9154	0.9348	-0.9825	-0.8697	-0.5417	0.6089	1				
K ₂	427,207	310,206	0.9215	0.9399	-0.9805	-0.8629	-0.5258	0.6251	0.9995	1			
L ₁	545,253	393,336	0.9191	0.9382	-0.9821	-0.8712	-0.5344	0.6142	0.9998	0.9995	1		
L ₂	949,243	692,653	0.9194	0.9381	-0.9820	-0.8666	-0.5323	0.6191	0.9996	0.9999	0.9996	1	
M	946,447	697,592	0.9161	0.9354	-0.9818	-0.8665	-0.5389	0.6124	0.9998	0.9998	0.9997	0.9999	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表十九：M加權下運具精密業實低薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	10,661	11,377	1										
C	55	59	0.9995	1									
D	2,565	4,317	0.6234	0.6171	1								
E	1,556	10,573	-0.3262	-0.3353	0.3797	1							
F	18,614	18,584	0.9131	0.9117	0.8452	0.0291	1						
G	17,605	17,802	0.6082	0.6029	0.8653	0.5322	0.8562	1					
K ₁	22,996	24,275	0.5714	0.5645	0.8214	0.3913	0.7517	0.8179	1				
K ₂	22,549	23,709	0.6174	0.6238	0.5945	0.0655	0.7747	0.7034	0.5460	1			
L ₁	42,318	54,234	0.6147	0.6055	0.8800	0.3852	0.7985	0.8489	0.9603	0.5472	1		
L ₂	46,556	58,560	0.3411	0.3353	0.8158	0.6957	0.6733	0.9182	0.7836	0.6722	0.8172	1	
M	27,929	28,283	0.6609	0.6665	0.7363	0.1306	0.8546	0.7911	0.5747	0.9080	0.5908	0.7142	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十：M加權下運具精密業小廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	667	319	1										
C	2	1	0.7549	1									
D	180	655	-0.0334	0.4001	1								
E	-31	325	0.1459	-0.0469	0.0214	1							
F	1,225	890	0.5076	0.7587	0.8295	0.0477	1						
G	1,014	615	0.8471	0.6468	0.1460	0.5752	0.5884	1					
K ₁	5,066	4,973	0.2551	0.5450	0.6191	-0.3333	0.7010	0.1784	1				
K ₂	4,042	3,795	0.3651	0.5407	0.4083	-0.3406	0.5245	0.1437	0.6316	1			
L ₁	6,273	5,902	0.3134	0.5871	0.5834	-0.4112	0.7060	0.1825	0.9701	0.6764	1		
L ₂	5,572	4,085	0.4888	0.5750	0.4674	-0.3413	0.6726	0.2947	0.5982	0.8091	0.6457	1	
M	4,759	2,979	0.2948	0.6008	0.6421	-0.2838	0.7303	0.2224	0.5231	0.6949	0.5785	0.7897	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十一：M加權下運具精密業修配廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	2,390,458	681,664	1										
C	5,297	1,513	0.9999	1									
D	-140	1,669	0.2774	0.2789	1								
E	1,478	8,253	-0.5794	-0.5817	-0.0429	1							
F	4,638,494	1,343,923	0.9999	0.9998	0.2794	-0.5841	1						
G	4,640,113	1,338,653	1.0000	0.9998	0.2790	-0.5802	1.0000	1					
K ₁	10,056,176	2,953,844	0.9998	0.9996	0.2804	-0.5865	0.9999	0.9999	1				
K ₂	11,687,979	3,439,106	0.9998	0.9996	0.2815	-0.5863	0.9999	0.9999	1.0000	1			
L ₁	11,293,498	3,300,823	0.9998	0.9996	0.2802	-0.5846	0.9999	0.9999	1.0000	1.0000	1		
L ₂	11,636,804	3,360,389	0.9998	0.9996	0.2795	-0.5765	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	1	
M	14,069,574	4,089,554	0.9998	0.9996	0.2806	-0.5797	0.9999	0.9999	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十二：M加權下運具精密業代客加工廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	180,111	63,947	1										
C	509	184	0.9989	1									
D	61,525	24,467	0.9903	0.9952	1								
E	113,919	46,330	0.9870	0.9928	0.9996	1							
F	540,804	207,463	0.9948	0.9981	0.9991	0.9982	1						
G	593,198	229,270	0.9940	0.9976	0.9994	0.9986	1.0000	1					
K ₁	1,447,414	575,848	0.9898	0.9949	0.9997	0.9997	0.9992	0.9995	1				
K ₂	1,379,262	541,899	0.9911	0.9958	0.9995	0.9992	0.9994	0.9996	0.9998	1			
L ₁	1,467,540	579,365	0.9912	0.9959	0.9997	0.9994	0.9995	0.9997	0.9999	0.9999	1		
L ₂	1,862,840	735,638	0.9908	0.9956	0.9997	0.9994	0.9994	0.9996	0.9999	1.0000	1.0000	1	
M	1,570,610	634,780	0.9869	0.9927	0.9993	0.9999	0.9981	0.9986	0.9997	0.9993	0.9994	0.9995	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十三：C加權下運具精密業實高薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	1,798,173	1,831,641	1										
C	2,276	1,882	0.9706	1									
D	-149,723	1,275,502	-0.5180	-0.4076	1								
E	706,089	1,074,643	-0.2358	-0.0388	0.3019	1							
F	4,587,615	3,720,875	0.6728	0.7938	-0.1191	0.3925	1						
G	5,443,427	4,439,288	0.6556	0.7731	-0.2822	0.4465	0.9674	1					
K ₁	4,089,195	4,149,252	0.8533	0.8320	-0.3701	-0.2600	0.5449	0.5001	1				
K ₂	4,932,409	4,154,317	0.8891	0.9435	-0.5121	0.0543	0.8400	0.8643	0.7832	1			
L ₁	6,491,994	5,968,858	0.8342	0.8268	-0.3613	-0.1765	0.6510	0.6067	0.9660	0.8093	1		
L ₂	10,856,707	10,083,302	0.8559	0.8514	-0.5360	0.0603	0.7216	0.7734	0.7155	0.8464	0.7846	1	
M	7,049,843	5,630,842	0.5911	0.7122	-0.1312	0.5270	0.8341	0.8644	0.5538	0.7522	0.6484	0.8236	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十四：C加權下運具精密業中高薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	486,747	595,280	1										
C	1,229	1,516	0.9997	1									
D	16,371	296,345	0.3406	0.3592	1								
E	-3,201	196,131	-0.6433	-0.6543	-0.5677	1							
F	776,851	921,747	0.9947	0.9928	0.2835	-0.5778	1						
G	757,279	823,491	0.8376	0.8262	-0.1778	-0.2042	0.8797	1					
K ₁	1,318,736	2,193,688	0.9424	0.9414	0.2235	-0.7314	0.9308	0.7872	1				
K ₂	1,537,712	2,298,833	0.9159	0.9110	0.0514	-0.6081	0.9186	0.8649	0.9798	1			
L ₁	5,547,704	10,716,566	0.9456	0.9467	0.3185	-0.7840	0.9275	0.7369	0.9932	0.9530	1		
L ₂	2,809,478	4,169,884	0.8339	0.8242	-0.1854	-0.4149	0.8572	0.9273	0.9001	0.9648	0.8531	1	
M	2,583,729	4,078,249	0.9344	0.9301	0.0876	-0.6203	0.9374	0.8700	0.9834	0.9952	0.9638	0.9596	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十五：C加權下運具精密業中低薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	117,758	90,338	1										
C	359	275	0.9959	1									
D	16,783	70,826	0.0637	0.0510	1								
E	31,125	69,727	0.2517	0.2249	0.8246	1							
F	220,076	176,927	0.9051	0.9032	0.3470	0.4427	1						
G	234,418	187,781	0.9222	0.9152	0.2560	0.4774	0.9757	1					
K ₁	285,385	373,069	0.5077	0.5452	0.0098	0.0991	0.6602	0.6552	1				
K ₂	407,369	657,057	0.3407	0.3621	-0.2194	-0.2204	0.4902	0.4628	0.7568	1			
L ₁	427,360	463,393	0.5875	0.6245	-0.0678	-0.0193	0.6850	0.6638	0.9647	0.7723	1		
L ₂	550,851	671,411	0.4676	0.4936	-0.0615	-0.0021	0.6322	0.6181	0.8915	0.9151	0.8902	1	
M	363,008	413,552	0.5504	0.5616	0.1727	0.2306	0.7488	0.7260	0.8776	0.8048	0.8673	0.9303	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十六：C加權下運具精密業實低薪資大廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	110,896	142,733	1										
C	547	760	0.9974	1									
D	27,601	55,123	0.1692	0.1097	1								
E	80,867	117,479	0.9546	0.9413	0.3868	1							
F	642,263	1,070,390	0.9912	0.9973	0.0728	0.9311	1						
G	695,529	1,176,071	0.9896	0.9965	0.0580	0.9292	0.9997	1					
K ₁	628,630	1,065,786	0.9837	0.9924	0.0249	0.9121	0.9973	0.9976	1				
K ₂	744,000	1,244,966	0.9829	0.9910	0.0330	0.9105	0.9955	0.9955	0.9972	1			
L ₁	815,993	1,319,948	0.9877	0.9945	0.0419	0.9171	0.9978	0.9977	0.9989	0.9964	1		
L ₂	1,031,617	1,521,583	0.9946	0.9931	0.1755	0.9579	0.9909	0.9893	0.9859	0.9875	0.9886	1	
M	833,698	1,321,292	0.9941	0.9913	0.1965	0.9671	0.9892	0.9877	0.9798	0.9795	0.9833	0.9945	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十七：C加權下運具精密業實高薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	21,424	11,934	1										
C	54	29	0.9576	1									
D	-180	12,795	0.1121	0.1198	1								
E	4,139	12,161	0.2049	0.1729	0.4329	1							
F	32,431	24,523	0.8129	0.7842	0.5071	0.4294	1						
G	36,750	26,930	0.7795	0.7353	0.1690	0.6507	0.8636	1					
K ₁	48,479	61,112	0.2402	0.2333	-0.1563	-0.1143	0.3214	0.3153	1				
K ₂	48,707	61,530	0.4372	0.4351	-0.1555	0.2456	0.4823	0.6240	0.4781	1			
L ₁	76,103	88,062	0.4106	0.4010	-0.0045	0.0626	0.5238	0.5074	0.8722	0.5985	1		
L ₂	82,560	101,597	0.5279	0.5194	-0.0333	0.3009	0.6042	0.7019	0.4858	0.9239	0.7346	1	
M	46,989	56,978	0.4355	0.4100	-0.2589	0.2156	0.3166	0.5087	0.2610	0.8470	0.3224	0.7692	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十八：C加權下運具精密業中高薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	13,387	10,731	1										
C	47	37	0.9905	1									
D	1,449	4,294	0.7356	0.6694	1								
E	2,197	4,692	0.6906	0.6343	0.7997	1							
F	19,506	17,102	0.9721	0.9428	0.8448	0.7387	1						
G	20,255	17,180	0.9724	0.9444	0.8094	0.8085	0.9860	1					
K ₁	26,289	39,890	0.2353	0.2771	-0.0152	0.0404	0.1758	0.1898	1				
K ₂	16,456	20,835	0.1638	0.1753	0.0805	0.0586	0.1934	0.1884	0.1919	1			
L ₁	35,575	41,778	0.1992	0.2372	-0.0880	-0.0253	0.1474	0.1618	0.9615	0.2796	1		
L ₂	29,040	24,463	0.2079	0.1976	0.0741	0.0842	0.2478	0.2511	0.1361	0.8220	0.2774	1	
M	19,340	13,054	0.4891	0.4877	0.3001	0.3874	0.4990	0.5275	0.2540	0.6616	0.3210	0.7370	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表二十九：C加權下運具精密業中低薪資中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	9,466	6,720	1										
C	42	30	0.9934	1									
D	-99	7,153	-0.3605	-0.4159	1								
E	879	4,147	-0.1036	-0.1503	0.8210	1							
F	12,972	9,801	0.6429	0.5905	0.4532	0.5549	1						
G	13,950	9,863	0.8568	0.8252	0.0703	0.3764	0.8984	1					
K ₁	48,777	144,120	0.5311	0.5885	-0.8687	-0.5083	-0.1805	0.2369	1				
K ₂	48,433	149,010	0.5687	0.6235	-0.8507	-0.4632	-0.1251	0.2979	0.9914	1			
L ₁	69,063	188,238	0.5552	0.6112	-0.8678	-0.5143	-0.1557	0.2584	0.9982	0.9935	1		
L ₂	104,305	332,087	0.5591	0.6144	-0.8649	-0.4848	-0.1466	0.2777	0.9925	0.9992	0.9945	1	
M	95,371	333,737	0.5332	0.5915	-0.8637	-0.4851	-0.1745	0.2491	0.9949	0.9979	0.9949	0.9985	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表三十：C加權下運具精密業實低薪資 中廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	12,391	11,686	1										
C	64	60	0.9993	1									
D	1,691	3,688	0.6872	0.6898	1								
E	-298	8,557	-0.5045	-0.5142	-0.0187	1							
F	18,148	17,336	0.9470	0.9485	0.8515	-0.2973	1						
G	16,159	13,836	0.6912	0.6865	0.7888	0.2510	0.8421	1					
K ₁	19,925	20,708	0.5652	0.5717	0.7555	0.0164	0.7065	0.6940	1				
K ₂	15,468	19,932	0.6476	0.6597	0.7050	-0.2056	0.7825	0.6654	0.6897	1			
L ₁	36,252	43,778	0.6684	0.6718	0.8525	-0.0328	0.8132	0.7713	0.9314	0.7270	1		
L ₂	30,235	41,869	0.3560	0.3568	0.7371	0.4398	0.6112	0.8413	0.7062	0.6984	0.7779	1	
M	19,166	23,496	0.7230	0.7332	0.8197	-0.1825	0.8694	0.7579	0.6948	0.9333	0.7635	0.7247	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表三十一：C加權下運具精密業小廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	651	297	1										
C	2	1	0.7582	1									
D	104	500	-0.0792	0.2530	1								
E	25	344	0.1713	0.1110	0.2997	1							
F	1,075	685	0.5629	0.6834	0.7457	0.2482	1						
G	996	583	0.8296	0.6506	0.1944	0.6239	0.6805	1					
K ₁	4,548	4,609	0.2136	0.3679	0.2900	-0.2337	0.4658	0.1602	1				
K ₂	2,717	3,279	0.4424	0.4552	0.1571	-0.2739	0.4384	0.2183	0.5607	1			
L ₁	5,462	5,178	0.2786	0.4057	0.2384	-0.3294	0.4756	0.1595	0.9676	0.6240	1		
L ₂	3,632	3,881	0.5243	0.4280	0.1898	-0.2805	0.5512	0.3187	0.4185	0.8117	0.4976	1	
M	3,015	2,649	0.3603	0.4474	0.3653	-0.2019	0.6146	0.2891	0.3456	0.6916	0.4261	0.7934	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表三十二：C加權下運具精密業修配廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	1,762,314	1,164,081	1										
C	3,945	2,531	0.9990	1									
D	-607	3,607	0.2342	0.2595	1								
E	1,175	8,528	-0.1798	-0.1825	0.0524	1							
F	3,385,023	2,313,984	0.9997	0.9979	0.2338	-0.1823	1						
G	3,386,805	2,311,603	0.9997	0.9979	0.2327	-0.1788	1.0000	1					
K ₁	7,252,416	5,152,433	0.9986	0.9961	0.2350	-0.1824	0.9996	0.9996	1				
K ₂	8,427,319	5,993,675	0.9986	0.9960	0.2341	-0.1828	0.9996	0.9996	1.0000	1			
L ₁	8,146,781	5,776,822	0.9986	0.9960	0.2350	-0.1809	0.9996	0.9996	1.0000	1.0000	1		
L ₂	8,399,748	5,928,424	0.9985	0.9959	0.2347	-0.1741	0.9995	0.9995	0.9999	0.9999	1.0000	1	
M	10,150,818	7,185,571	0.9986	0.9959	0.2349	-0.1769	0.9996	0.9996	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

單位：新台幣千元、人、無

附表三十三：C加權下運具精密業代客加工廠商相關係數

經營變數	平均值	標準差	A	C	D	E	F	G	K ₁	K ₂	L ₁	L ₂	M
A	100,540	89,609	1										
C	284	254	0.9966	1									
D	29,758	34,815	0.9825	0.9859	1								
E	54,462	65,150	0.9798	0.9857	0.9988	1							
F	276,773	290,872	0.9921	0.9951	0.9971	0.9970	1						
G	301,476	321,130	0.9909	0.9945	0.9974	0.9977	0.9999	1					
K ₁	712,257	806,934	0.9842	0.9898	0.9983	0.9995	0.9986	0.9990	1				
K ₂	681,158	765,454	0.9871	0.9917	0.9983	0.9987	0.9993	0.9995	0.9997	1			
L ₁	726,338	813,813	0.9862	0.9910	0.9985	0.9990	0.9991	0.9994	0.9999	0.9999	1		
L ₂	916,101	1,038,007	0.9864	0.9911	0.9985	0.9990	0.9992	0.9995	0.9998	1.0000	0.9999	1	
M	760,412	888,533	0.9807	0.9874	0.9975	0.9997	0.9973	0.9980	0.9996	0.9988	0.9990	0.9991	1

原始資料來源：1996年台灣地區運具精密業普查抽樣調查檔資料

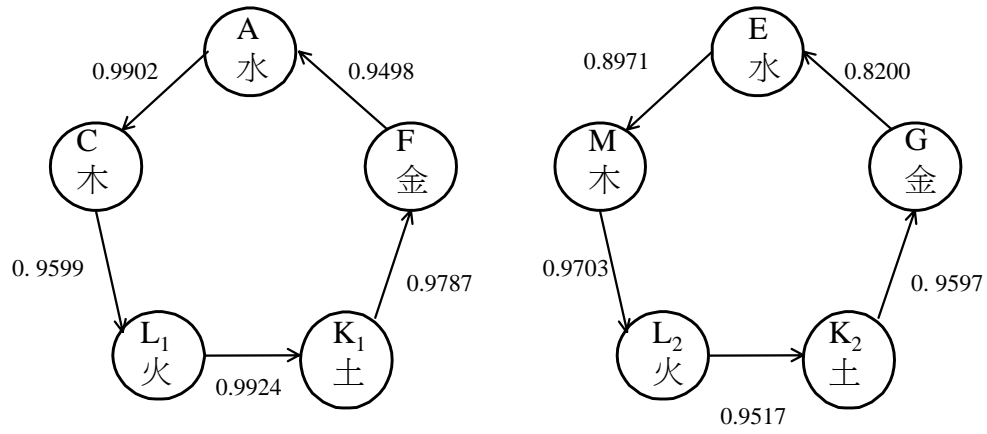
說明：員工人數（C）平均值單位為“人”，其餘平均值的欄位資料單位均為“新台幣千元”，餘無單位。

附表三十四：M加權下各分類廠商自由度

經營變數	實高薪資大廠商	中高薪資大廠商	中低薪資大廠商	實低薪資大廠商	實高薪資中廠商	中高薪資中廠商	中低薪資中廠商	實低薪資中廠商	小廠商	修配廠	代客加工
A	109,903,018	26,959,187	13,748,610	5,401,843	2,553,826	1,248,752	1,091,088	750,217	97982.28	2344345	500605.3
C	110,749,243	26,844,569	13,698,316	5,320,101	2,550,602	1,248,029	1,079,619	750,011	96691.81	2343937	499218.2
D	104,213,917	27,298,376	13,356,063	6,004,702	2,536,069	1,251,186	1,045,638	750,051	93755.07	2564993	496776.9
E	107,319,379	26,079,442	13,272,725	5,788,497	2,553,813	1,250,713	1,108,700	738,236	98042.82	2429718	496233.4
F	111,447,196	27,445,133	13,690,227	5,271,247	2,566,213	1,250,171	1,244,683	751,824	94071.26	2343549	497537.3
G	109,822,251	29,592,255	13,683,123	5,262,307	2,566,476	1,250,328	1,233,796	752,507	97873.41	2344057	497325.4
K ₁	109,885,563	26,970,133	13,116,467	5,229,206	2,541,010	1,260,238	1,036,633	752,533	94744.5	2343171	496656
K ₂	110,701,835	28,178,512	13,185,626	5,241,083	2,530,621	1,241,339	1,036,941	753,574	95454.4	2343196	497004.4
L ₁	110,462,047	26,426,144	13,163,666	5,247,183	2,551,244	1,259,521	1,036,915	745,471	94119.79	2343515	496916.5
L ₂	107,954,912	29,258,632	13,270,275	5,393,552	2,532,081	1,249,172	1,036,784	747,456	96016.87	2344685	496896.8
M	109,387,159	27,980,233	13,369,080	5,448,557	2,513,691	1,246,361	1,036,599	746,401	94542.99	2344185	496233.4

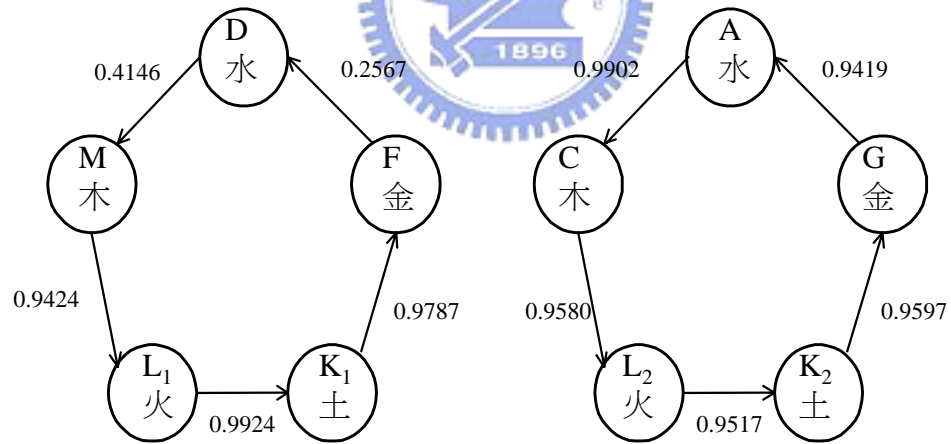
附表三十五：C加權下各分類廠商自由度

經營變數	實高薪資大廠商	中高薪資大廠商	中低薪資大廠商	實低薪資大廠商	實高薪資中廠商	中高薪資中廠商	中低薪資中廠商	實低薪資中廠商	小廠商	修配廠	代客加工
A	35,321	20,755	14,106	7,413	2,773	2,199	1,909	2,171	81.05591	3554.149	873.0728
C	35,987	20,739	14,109	7,380	2,775	2,204	1,907	2,169	81.33023	3571.136	868.2816
D	35,815	22,391	14,198	8,468	2,755	2,188	1,881	2,204	80.407	4519.806	854.3643
E	35,851	21,043	14,186	7,586	2,766	2,202	1,908	2,189	81.04325	4558.25	851.9579
F	37,434	20,872	14,180	7,355	2,759	2,193	1,918	2,184	80.63574	3544.42	858.0841
G	37,389	21,788	14,140	7,351	2,770	2,194	1,921	2,249	81.04889	3544.518	857.1534
K ₁	36,168	20,446	14,068	7,348	2,782	2,259	1,871	2,230	80.63731	3535.224	853.7453
K ₂	36,403	20,731	14,263	7,356	2,764	2,266	1,871	2,209	80.65179	3535.112	855.321
L ₁	36,483	20,360	14,109	7,354	2,763	2,261	1,872	2,209	80.59303	3535.065	854.8229
L ₂	36,341	21,245	14,159	7,411	2,756	2,270	1,871	2,255	80.63089	3535.491	854.8523
M	37,477	20,674	14,155	7,411	2,763	2,250	1,871	2,203	80.58235	3535.317	852.1746



乾象

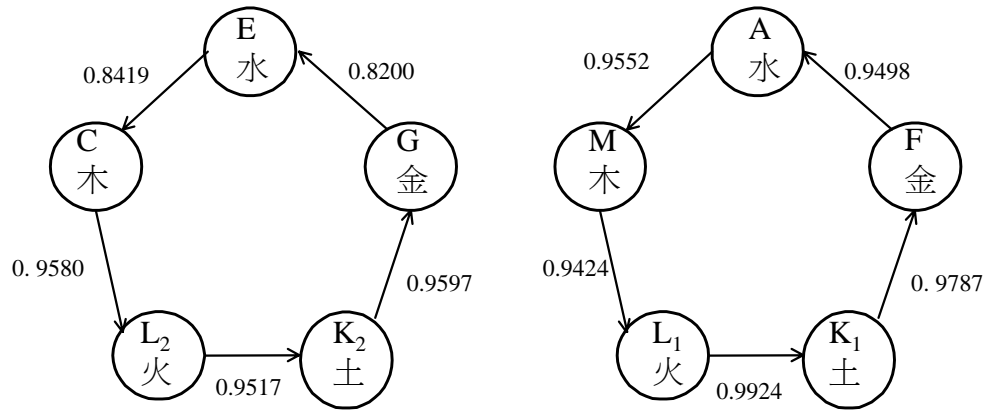
坤象



坎象

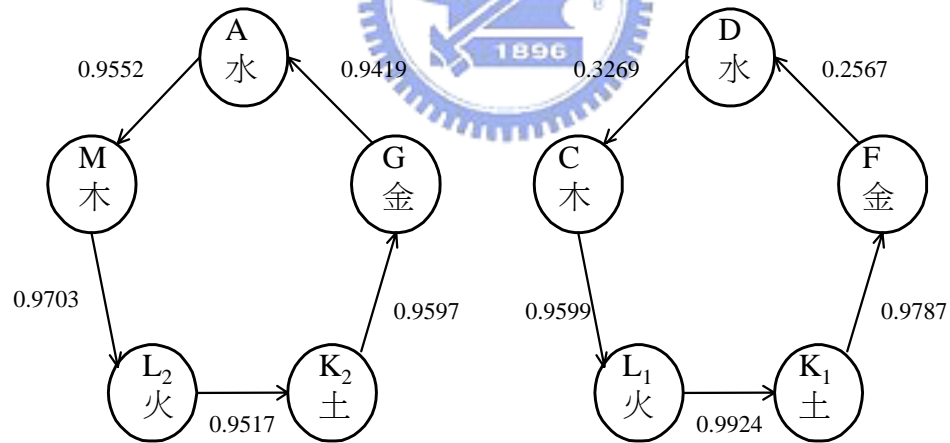
離象

附圖一：實低薪資大廠商五行相生循環之一（1/n加權）



震象

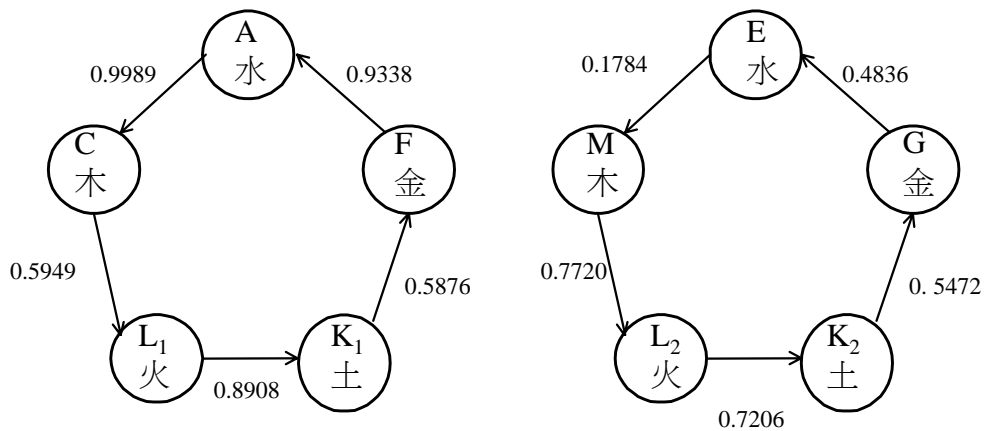
巽象



艮象

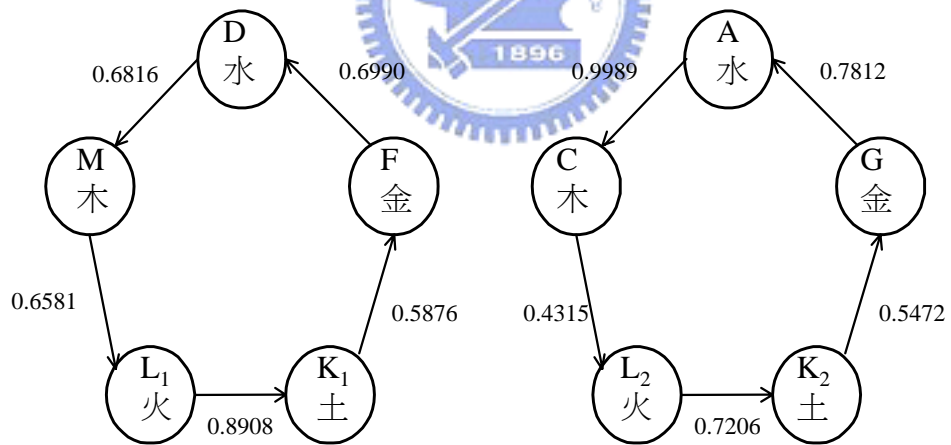
兌象

附圖二：實低薪資大廠商五行相生循環之二（ $1/n$ 加權）



乾象

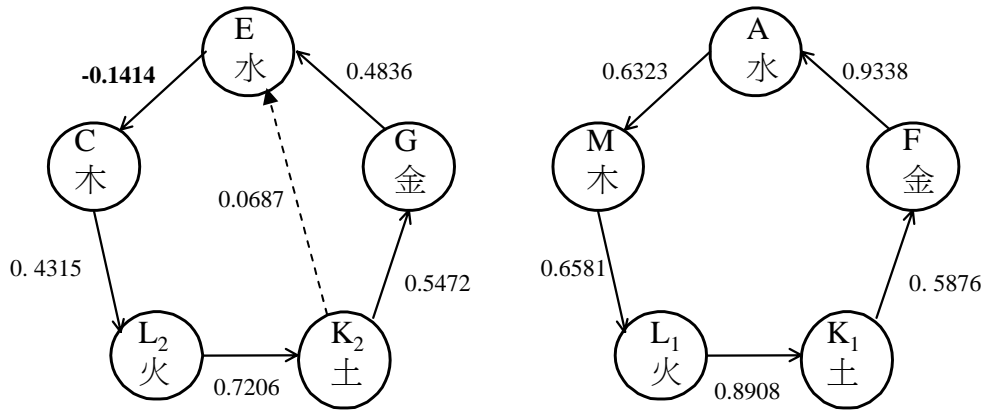
坤象



坎象

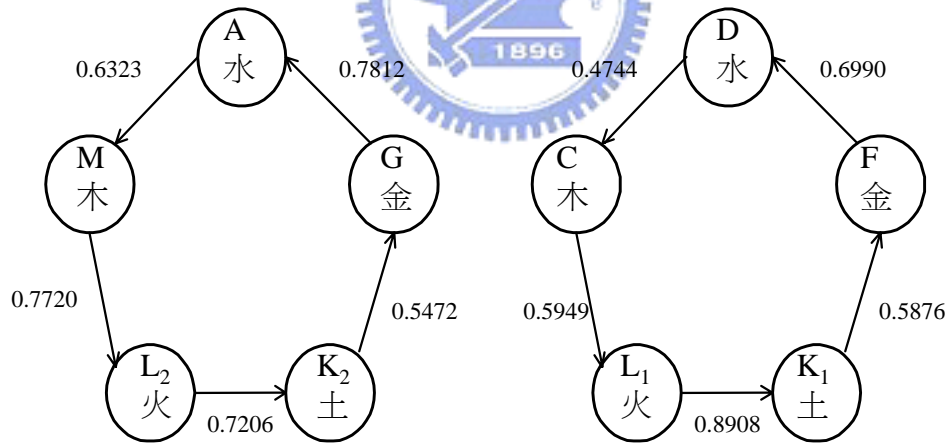
離象

附圖三：實低薪資中廠商五行相生循環之一（1/n加權）



震象

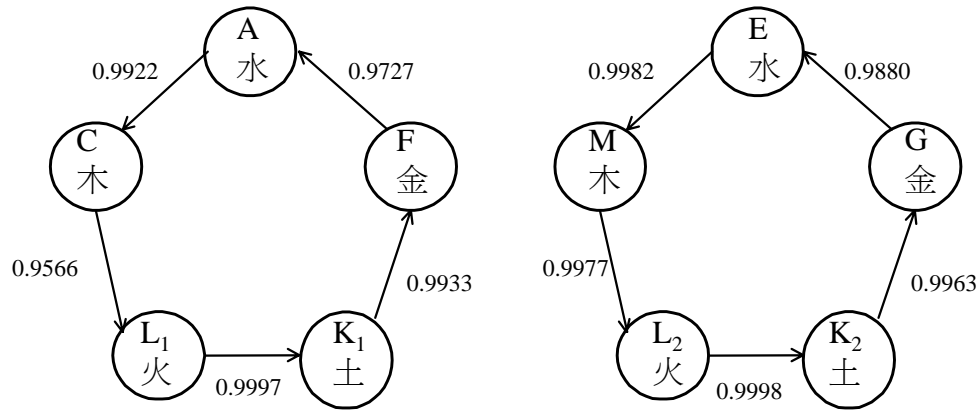
巽象



艮象

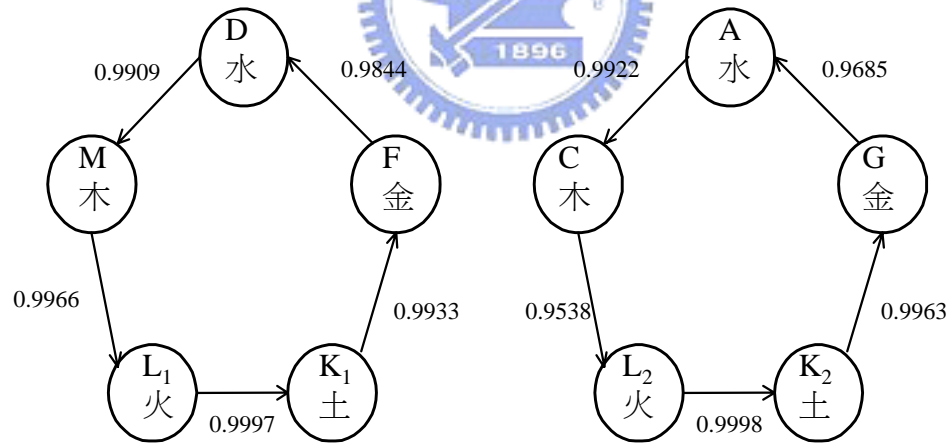
兌象

附圖四：實低薪資中廠商五行相生循環之二（1/n加權）



乾象

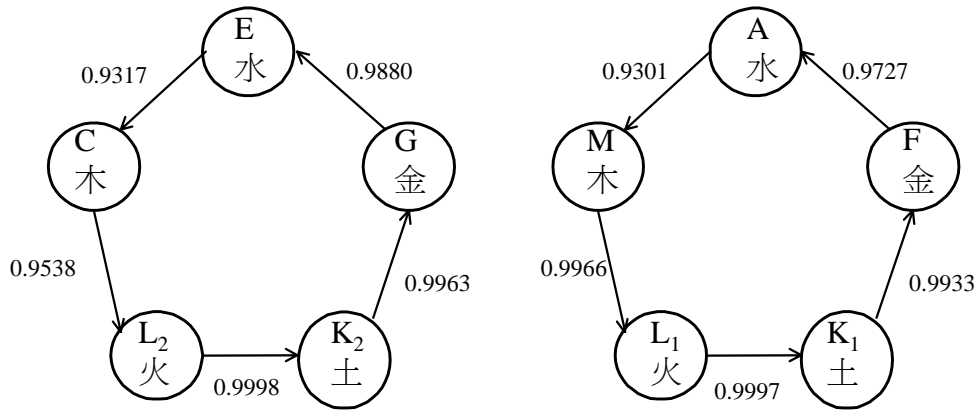
坤象



坎象

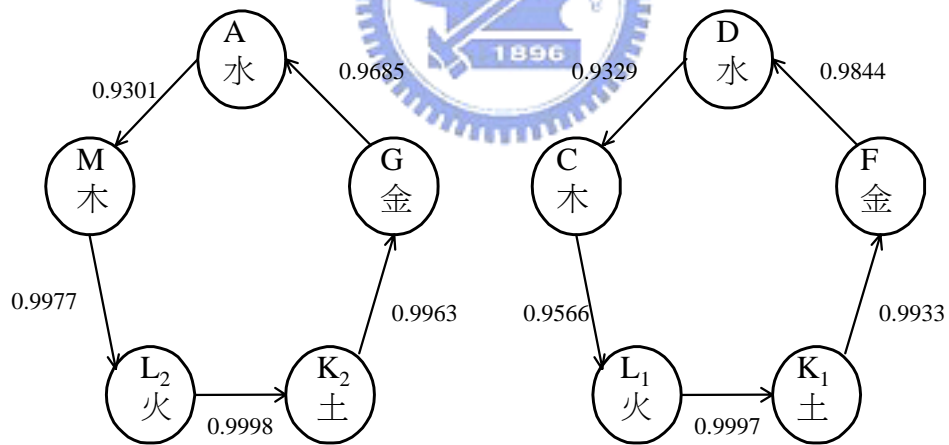
離象

附圖五：代客加工五行相生循環之一（1/n加權）



震象

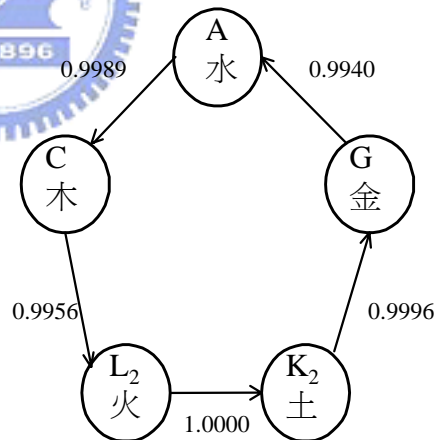
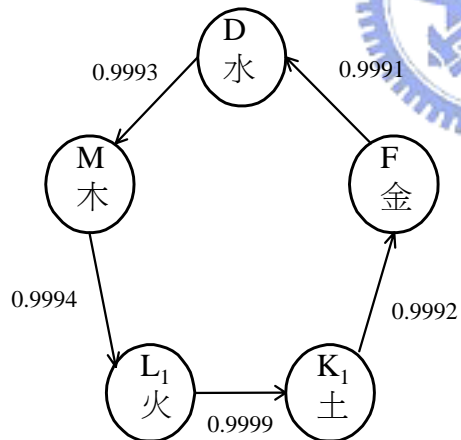
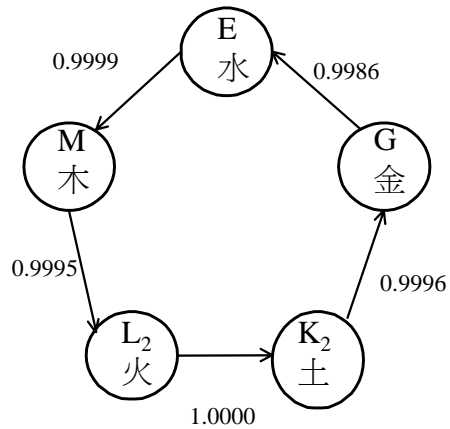
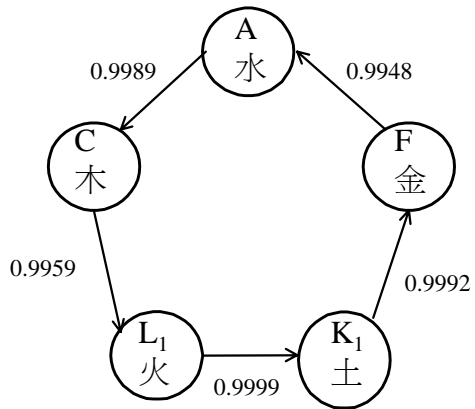
巽象



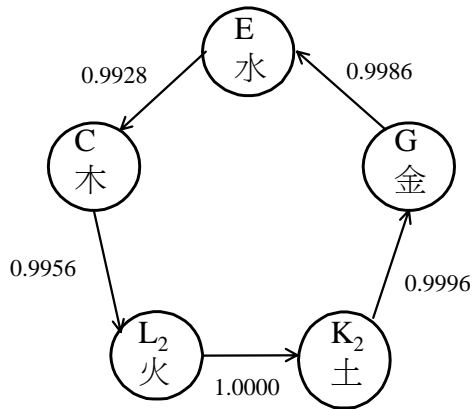
艮象

兌象

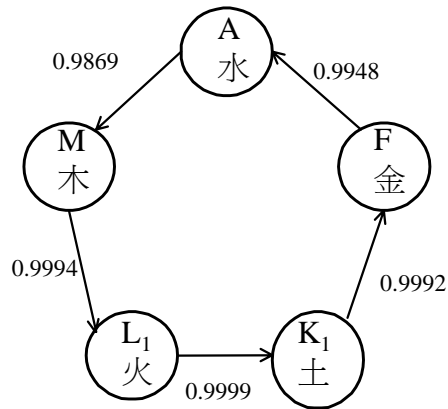
附圖六：代客加工五行相生循環之二（ $1/n$ 加權）



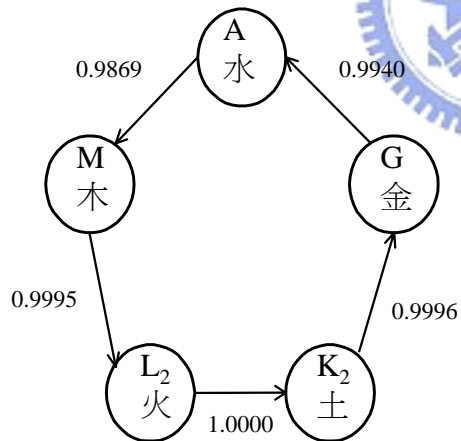
附圖七：代客加工五行相生循環之一（M加權）



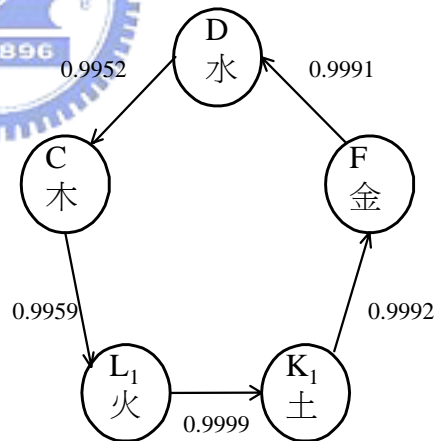
震象



巽象

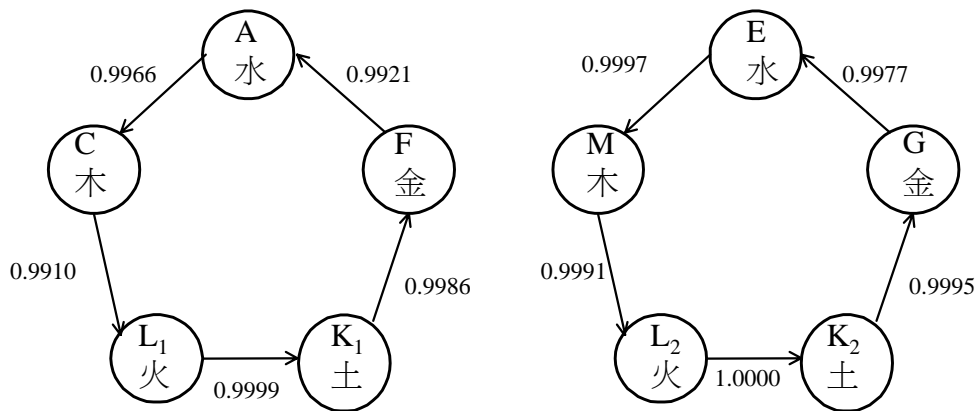


艮象



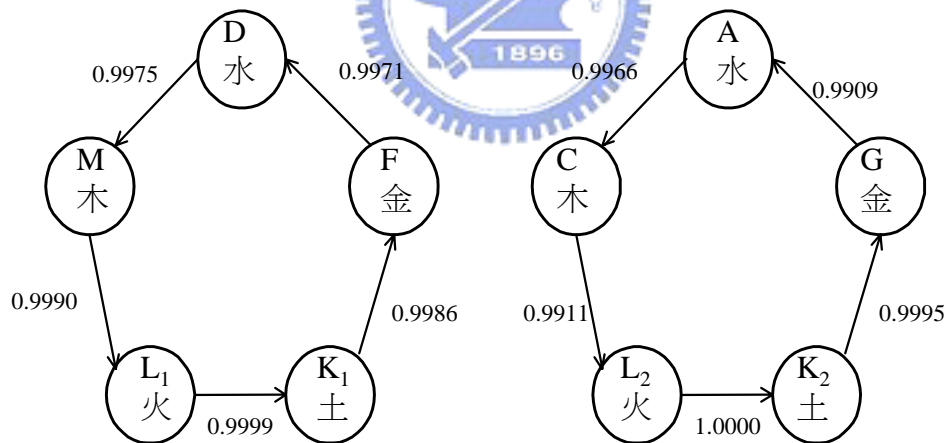
兌象

附圖八：代客加工五行相生循環之二（M加權）



乾象

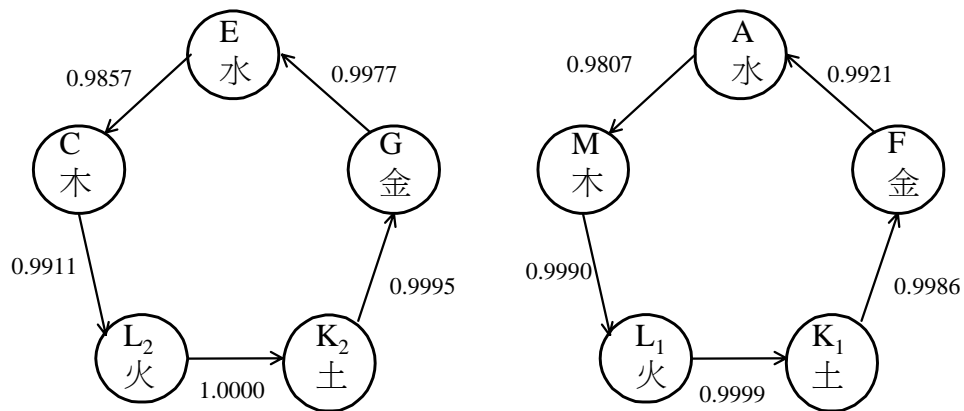
坤象



坎象

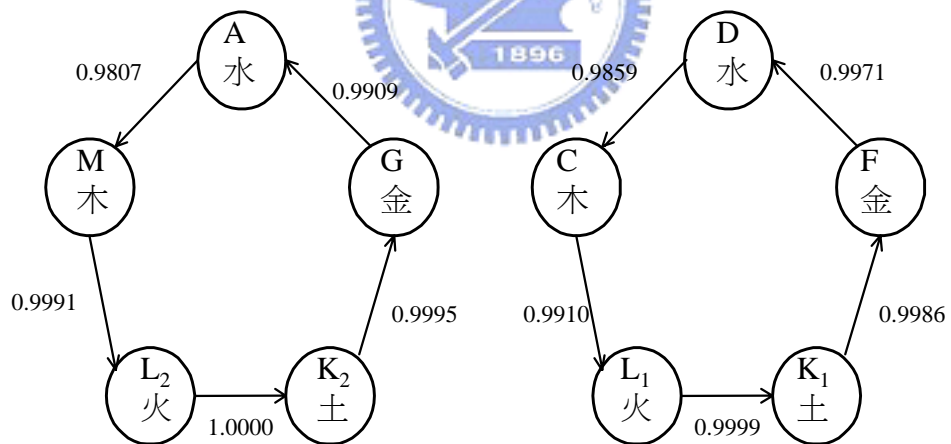
離象

附圖九：代客加工五行相生循環之一（C加權）



震象

巽象



艮象

兌象

附圖十：代客加工五行相生循環之二（C加權）