

代表性廠商與其數学期望值的深層意義—
兼論算術平均在處理廠商間資料的系統偏
誤*

**Deep Meanings of A Representative Firm and Its
Mathematical Expectation—Together with A Discussion
on Systematically Biased Results of The Arithmetic
Means Used to Calculate Data Among Firms**

林國雄

Kuo-hsiung Lin

賜教處：台北市忠孝西路一段一一四號四樓
國立交通大學經營管理研究所
National Chiao-Tung University
Institute of Business and Management
4F., 114, Sec.1, Chung-Hsiao W.R.
Taipei, 10012, R. O. C.

電話：02-23812386~57627
02-23494934

傳真：02-23494922 林國雄教授收
02-23494926 林國雄教授收

電子郵件：t6710@mail.nctu.edu.tw (O)
spice7@ms25.hinet.net (H)

個人網址：<http://www.cc.nctu.edu.tw/~t6710>

西元二〇〇四年二月二日修定

*本文承蒙陳相如先生協助計算，謹此誌謝。

摘要

本文指出，聯合分配密度函數設定是其對應代表性廠商意義的正確詮釋來源。本文發現共有三種在算術平均處理下嚴重的系統偏誤。假如經營管理分析能從涉及上面偏誤的方式，轉移至其對應正確的量化分析，將是人類社會及科學再進步的新里程碑。

關鍵詞：聯合分配密度函數、代表性廠商、相關係數、因果循環、新儒學

Abstract

In this paper, the author points out that setting of joint distribution density function is the correct origin for explaining meaning of its corresponding representative firm. He finds out three kinds of serious systematic biases occurred at arithmetic-mean calculations. If those analyses on business and management involving the biases mentioned above can be shifted to the corresponding correct quantitative ones, the new regression milestone of human society and science will be built.

Keywords : joint distribution density function, representative firm, correlation coefficient, causal cycle, Neo-Confucianism

一、緒言

「代表性」的意義似乎常常沒有好與壞之分，頂多只有接受與不接受的區別[林國雄 2002a]。不過，此種接受還可以有正確的吸收與錯誤的吸收之進一步區別。譬如，算術平均下的代表性廠商可能就是一種錯誤的吸收。其中，代表性廠商(representative firm)是經濟分析常用的重要概念[皮爾斯；周果；莊慶達等]，但過去除林國雄[1992, 1996a]已注意其背後意義的清晰闡述外，幾乎尚無人注意及此背後意義應有的正確釐清。

林國雄[1996b]利用民國 80 年台灣地區機械業的橫斷面資料曾探尋出企業經營的演進歷程，包括其漸進式的演進及跳躍式的演進。此歷程的思維過程是，由勞動投入手段或業主權益投入手段端點來至追求目標端點所串接起來的企業經營因果鏈條[林國雄 1999a]，因為目標的達成將促進手段的再投入，所以將該因果鏈條的頭尾兩端銜接，自可各自形成完整的一個經營性因果循環。

而任何因果循環的始生都是從廠商的「空無」或近乎「空無」開始生起。當因果循環相生的續生離開不相生而成為明顯的相生時，因果循環中相鄰兩個經營變數所計算出來的所有相關係數中最小的相關係數，即經營瓶頸的相關係數，將顯著地大於零。當相生的程度越顯著時，此因果循環的瓶頸相關係數會越大。

當相生的程度接近完美的相生時，此因果循環的經營瓶頸相關係數會趨近於正一。當相生的程度減弱時，此因果循環的經營瓶頸相關係數會減小。當相生的程度轉變成不相生時，此因果循環的經營瓶頸相關係數會顯著地同於零或顯著地小於零。當因果循環不相生時，其最壞的情況就是使廠商再回歸至「空無」。本處所講的相生，皆是以整個單向因果循環作為範圍的「相生」。

但相關係數的計算恒須先算出分母的兩個變異變及分子的一個共變異數。而變異數及共變異數各別皆是一種數學期望值，故相關係數就是一種複合型的數學期望值。而數學期望值的計算，均涉及聯合分配密度函數的設定。此聯合分配密度函數的設定就是此對應代表性廠商意義的正確詮釋來源。換言之，代表性廠商的「代表性」語詞之概念聯繫應建立在此聯合分配密度函數的設定上，這是客觀「代表性」意義在計量分析上得以產生的必要條件（註 1）。然而，習以為常的算術平均下之數學期望值計算觀念，涉及廠商間資料之分析時，卻乏人追究其背後的深層意義。

故代表性廠商及其數學期望值的深層意義及其對統計分析可能造成的嚴重影響，就是本文所要探討的主題。於是，本文第二節將先進行相關係數的深層意義及其相關課題的陳述，第三節才進行因果循環的具

體測量及其計算實例的表達，並兼論算術平均在處理廠商間資料時的系統性偏誤。隨後，第四節從事此種系統性偏誤的深層意義之探討。最後，第五節為本文的結語。

二、相關係數的深層意義及相關課題

代表性廠商及其數學期望值的深層意義就是要用以表達其計算的內在精神，包含其內在的生氣（是活潑的氣象，非動怒）、情感、靈魂、風骨、和精神，當然亦須與其測量事實緊密呼應。目前算術平均的數學期望值計算則常使人流於機械性的運算及詮釋，缺乏企業經營的生動性及豐滿性，也缺乏將企業經營的內在精神與崇高的目標統一起來之合理連繫。因而，產業經營分析既需要有完備的分析形式，又需要能顯示出其真正的內在精神。

依據意義的功用論(*use theory of meaning*)，它強調語詞會受到說話或寫作時語境（含主觀的與客觀的語境）的作用，認為只有在語句的語境（可僅指客觀的語境）中才能找到語詞的真正意義，並主張詞或詞組的意義在於它們的使用或功用，故重視詞或詞組在一定語境中真正所發揮的作用。僅僅從詞本身是不能瞭解它的真正意義的，必須從詞的使用中，從詞被使用時所處的語境中，從詞的使用目的中，才能真正瞭解詞的意義。就語句的意義而言，也是如此[馮契]。本文所要探討的代表性廠商及數學期望值的課題，自亦不例外。

另依據意義的行為論(*behavioral theory of meaning*)，它反對用意識中的主觀觀念來說明詞的意義，而力求用公共地可客觀觀察的行為來加以說明，即反對把主觀的、私人的經驗當作用以說明意義的基礎，而強調從語言產生的客觀行為效果及從語言對聽話者的客觀影響這一角度研究語言的意義。此種早期意義的樸素行為論，似已為算術平均下的代表性廠商及其數學期望值的科學觀念，奠定了似乎看似合理的基礎。但從後期意義的精緻行為論來看，此種算術平均下的代表性廠商及數學期望值的觀念合理性，並不見得可以繼續合理成立，請詳下文。

再依據意義的觀念論(*ideational theory of meaning*)，它認為一個語詞的意義就在於與這個語詞相聯繫的觀念，一個語詞的意義就在於這個語詞在聽話者的腦海裡產生一個聯想的心象。當然此處聯想的心象仍有「主觀的與客觀的」之區分，而 *Gottlob Frege* 所要批駁的，應只是其中的「主觀聯想的心象」，*Willard van Orman Quine* 所批駁的大致亦然。若此處聯想的心象是客觀的，則一個語詞的意義就在於與相聯繫的客觀觀念之聯想或心象的合理性，此種見解仍有其合宜性[馮契]。

又依據意義的指稱論(*referential theory of meaning*)，名稱都是通過

指示或指稱外部世界中的事物或事實而具有其意義，一個名稱的意義就是它所指示或指稱的對象。名稱和對象之間應存在著正確對應的關係，例如某特定的代表性廠商觀念及其數學期望值計算結果，應與其對應的聯合分配密度函數設定（詳下文），有著一對一的正確對應關係。一個事物的本質屬性就規定了關於這個事物的概念性內涵，當本質屬性由所屬的事物抽離出來而與有關語詞相結合時，它就豐富了此語詞的意義。

復依據意義的語義論(semantic theory of meaning)，真理和意義這兩個概念應是密切相聯的。一種語言的意義理論隱約說來，就是這種語言的真理定義，知道一種語言的關於真理的語義學概念，便知道一個語句為真是什麼回事。一種適當的意義理論應當提供的東西，恰恰是給語句的謂語下一個適當的真理定義，即語句的意義是通過陳述語句的成真條件來提供的。但 Michael Antony Eardley Dummett 認為，要掌握語句的真值就需要超出語句之外，且自然語言中（例如過去的算術平均）充滿許多不可判定的語意，因此他主張用證實概念來取代上述的真理概念[馮契]，這也是本文第三節所以要進行附表一、附表二、附表三、表一、及表二分析的重要原因。

對代表性廠商與其數學期望值的深層意義有了上述五種意義理論應有的基本要求之後，設 y 及 x 為本文因果循環中相鄰的兩個經營變數，其中 y 為被生變數或被解釋變數， x 為從生變數或解釋變數（「被生」與「從生」的關係在此僅就此兩個相鄰的經營變數而言）。因為由 x 至 y 在因果循環下具有其因果關係之意義，所以其簡單迴歸式可以寫成：

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i, i=1, 2, \dots, n \quad (1)$$

通常迴歸分析求的就是 $\sum \varepsilon_i^2 f(y_i, x_i)$ 的極小，也就是其數學期望值的極小。此處 $f(y, x)$ 為其聯合分配密度函數， n 為具有代表其對應母體能力的樣本廠商家數。

此聯合分配密度函數 $f(y_i, x_i)$ 的設定可以有：

$$f(y_i, x_i) = w_i = \frac{1}{n} \quad (2)$$

$$f(y_i, x_i) = w_i = \frac{C_i}{\sum C_j} \quad (3)$$

$$f(y_i, x_i) = w_i = \frac{M_i}{\sum M_j} \quad (4)$$

等各種不同的設定。式中 C_i 為第 i 廠商的員工人數常雇當量， M_i 為第 i 廠商的業主權益。上面由式(2)至式(4)等的聯合分配密度函數之設定，

均具有其客觀性。但目前有關 $\sum \varepsilon_i^2 f(y_i, x_i)$ 的計算，大家用的大致都是式(2)的算術平均方式的設定，以一家廠商的一個個體的「一」作為其設定的基礎，但除林國雄外，似乎迄今尚未有人將其背後的深層意義加以明講。

一般而言，由 x 至 y 若顯著相生時，迴歸係數的估計值 $\hat{\beta}$ 必顯著地大於零。由 x 至 y 若不相生時， $\hat{\beta}$ 必顯著地同於零或顯著地小於零。當相生的程度越顯著時，此迴歸分析的判定係數 (coefficient of determination) R^2 會越大。當由 x 至 y 的相生程度越接近完美的相生時，此迴歸分析的判定係數 R^2 會趨近於一。當相生的程度減弱時，此判定係數 R^2 會減小。本處所談的相生均只涉及任一因果循環中相鄰的兩個經營變數，有別於第一節緒言涉及任一因果循環的整個循環之相生。而相關係數 $r(y,x)$ 的計算過程，依序為：

$$\begin{aligned}
 E(y) &= \sum y_i f(y_i, x_i) \\
 E(x) &= \sum x_i f(y_i, x_i) \\
 \text{Var}(y) &= \frac{\sum (y_i - E(y))^2 f(y_i, x_i)}{(1 - \sum w_i^2)} \\
 \text{Var}(x) &= \frac{\sum (x_i - E(x))^2 f(y_i, x_i)}{(1 - \sum w_i^2)} \\
 \text{Cov}(y, x) &= \frac{\sum (y_i - E(y))(x_i - E(x)) f(y_i, x_i)}{(1 - \sum w_i^2)} \\
 r(y, x) &= \frac{\text{Cov}(y, x)}{\sqrt{\text{Var}(y) \cdot \text{Var}(x)}} \tag{5}
 \end{aligned}$$

因為廠商皆是具有獨立行為能力的經濟個體，就民國 85 年工商普查的實存母體而言，式(1)的 $(y_i, x_i, \varepsilon_i)$ 皆是成套出現，所以任何設定下的聯合分配密度函數 $f(y_i, x_i)$ 必定等於其邊際分配密度函數 $f(y_i)$ 及 $f(x_i)$ 。換言之，其對應的條件分配密度函數一定都等於一 [林國雄 2002a]。此乃具有獨立行為能力之一家廠商的一個個體之個體性才有以致之。

一般而言，由 x 至 y 若顯著相生時，相關係數 $r(y,x)$ 必顯著地大於零。由 x 至 y 若不相生時， $r(y,x)$ 必顯著地同於零或顯著地小於零。所以相關係數 $r(y,x)$ 在相生與不相生上的辨別能力常足以取代上述迴歸係數的估計值 $\hat{\beta}$ 在相生與不相生上的辨別能力。另一方面，當由 x 至 y 的相生程度越顯著時，相關係數 $r(y,x)$ 會越大。當由 x 至 y 的相生程度越接

近完美的相生時，此 $r(y,x)$ 會趨近於正一。當相生的程度減弱時，此 $r(y,x)$ 會減小。所以相關係數 $r(y,x)$ 在相生程度大小上的辨別能力，因為 $[r(y,x)]^2 = R^2$ ，亦足以取代上述迴歸分析的判定係數 R^2 在相生程度大小上的辨別能力。因而相關係數 $r(y,x)$ 的單一指標有統籌式(1)相生迴歸結果的兩種指標 $\hat{\beta}$ 及 R^2 的化約能力。

此外，式(1)迴歸常數的估計值 $\hat{\alpha}$ 及迴歸係數的估計值 $\hat{\beta}$ 也都是複合型的數學期望值。故本文在第一節選用經營瓶頸的相關係數指標來表達企業經營的演進歷程，因為經營瓶頸的相關係數是任一因果循環內相鄰經營變數所計算出來的相關係數中最小者，故確實有其合宜性。本文於是繼續選用相關係數來呈現在代表性廠商下數學期望值的深層意義及其對統計分析可能造成的影響，亦自然有其作為奠基的合宜性。

在工商統計內廠商的規模有大有小。若將員工一萬人的大廠商資料與員工一百人的大廠商資料以式(2)的設定方式，亦即以算術平均計算方式視為一樣重要，則顯然有欠允當。這是「算術平均」做法的基本瑕疵 [林國雄 2002a, 2003a, b, c]，但卻是目前最常見的分析作法。蓋前一大廠商可供應兩、三萬人等的生活費來源，而後一大廠商僅能供應二、三百人等的生活費來源，其重要性自然相差懸殊，其在對應母體或樣本中的相對發生頻率（或稱聯合分配密度函數，或稱權數）亦自然應相差懸殊。所以，式(2)的設定在算術平均下的代表性廠商就是一種目前普遍被錯誤接受的代表性廠商。其實，式(2)的設定就是均勻分配(uniform distribution)而非矩形分配(rectangular distribution)的聯合分配密度函數之設定。

因為式(3)的員工人數常雇當量 C_i 及式(4)的業主權益 M_i 是企業經營最基本的生產因素投入，但 C_i 的勞動投入所追求的是薪資報酬， M_i 的資金投入所追求的是利潤盈餘。用於追求利潤盈餘的業主權益 M_i ，通常是來自股東或業主的家庭所得中扣除生活消費及教育發展後的儲蓄，所以其利潤盈餘用於解決其家庭生活消費及教育發展的迫切性，自然較為緩和。而勞動投入 C_i 所追求的薪資報酬，通常則是員工家庭生活消費及教育發展的主要經費來源，其迫切性自易瞭然。這是任何人一種與他人和諧生活、友好相處的先天潛能應有的合理社會感(social sense)。

因而，聯合分配密度函數若以式(3)的員工人數常雇當量 C_i 來設定，自有著其比較強的「道心、天理」之成份。而若以式(4)的業主權益 M_i 來設定，則有著其比較強的「人心、人欲」之成份 [林國雄 2003b]。當然，聯合分配密度函數也還有其他的設定方式可以採用，但都不如員工人數常雇當量 C_i 及業主權益 M_i 在生產因素投入上的基本性。式(3)的設

定方式，本文就稱之為「C 加權」。因為「C 加權」已有著比較強的「道心、天理」之成份，所以本文就以「C 加權」的式(3)設定方式來作為本文正確接受的代表性廠商的最合理設定方式（註 2），以「算術平均」的式(2)設定方式來作為目前錯誤接受的代表性廠商的最常見設定方式。於是，本文下面有關算術平均在處理廠商間資料的系統性偏誤之分析，因為有了「C 加權」的參考基準，方得以繼續進行。

三、因果循環的具體測量及計算實例

經由民國 85 年的工商普查抽樣調查檔實務，及既有的分析經驗，林國雄[1999a]已構建了新儒學四象因果鏈條。對企業而言，勞動與業主權益資金一向是其經營的最基本投入，有著新儒學陰陽兩儀的互動對待。專業經營理念係主動與衝刺，並以提高生產力及市場競爭能力為其訴求；綜合理財理念可包含專業經營的成果於其中而係主靜並求穩定，且側重其風險的分散及市場的兼銷等以力求財務收益的穩健；此兩理念也有著新儒學陰陽兩儀的互動對待。於是這兩對的陰陽，就可用以構建企業經營的新儒學四象因果鏈條[林國雄 1995, 1996c, 1999a, b, 2001a, b, 2002b]。

若令（註 3）：

A = 薪資支出

B = 勞動成本（除 A 外尚包含退休撫恤資遣福利）

C = 員工人數常雇當量，用於折算合理的勞動投入

D = 專業經營利潤

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（涉及中間投入在廠商間的重複計算）

J = 專業經營機械電機投入

K₁ = 專業經營固定資產投入

K₂ = 綜合理財固定資產投入

L₁ = 專業經營實際運用資產投入

L₂ = 綜合理財實際運用資產投入

M = 業主權益

因為員工勞動投入 C 所追求的是薪資報酬（即薪資支出 A），所以從勞動投入手段至追求目標，由專業經營理念所串接起來的實象（ ）勞動因果鏈條，可以寫成：

$$\frac{A}{C} = \frac{A}{B} \cdot \frac{B}{F} \cdot \frac{F}{H} \cdot \frac{H}{J} \cdot \frac{J}{K_1} \cdot \frac{K_1}{L_1} \cdot \frac{L_1}{C} \quad \text{實象(6)}$$

式中各經營比例的意義是 A/C 為平均薪資，A/B 為員工福利結構比，B/F 為專業經營勞動份率，F/H 為專業經營附加價值率，H/J 為專業經營機械電機總生產力，J/K₁ 為專業經營機電資產比，K₁/L₁ 為專業經營固定比例，L₁/C 為專業經營每人實際資產。

同理，因為業主權益資本投入 M 在專業經營理念下所追求的是利潤 D，所以由業主權益投入手段至追求目標所串接起來的義象（ ）資本因果鏈條，可以寫成：

$$\frac{D}{M} = \frac{D}{F} \cdot \frac{F}{H} \cdot \frac{H}{J} \cdot \frac{J}{K_1} \cdot \frac{K_1}{L_1} \cdot \frac{L_1}{M} \quad \text{義象(7)}$$

式中新增經營比例 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 為專業經營融資比例。

若由員工勞動投入 C 手段來至薪資報酬 A 的追求目標，在綜合理財理念下所串接起來的假象（ ）勞動因果鏈條，可以寫成：

$$\frac{A}{C} = \frac{A}{B} \cdot \frac{B}{G} \cdot \frac{G}{K_2} \cdot \frac{K_2}{L_2} \cdot \frac{L_2}{C} \quad \text{假象(8)}$$

式中新增經營比例，B/G 為綜合理財勞動份率，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/C 為綜合理財每人實際資產。在假象因果鏈條中，因其綜合理財特性，故未將涉及廠商間重複計算的專業經營生產總額 H 置入，亦未將專業經營機械電機投入 J 置入。

而由業主權益資本 M 投入手段來至綜合理財盈餘 E，在綜合理財理念下所串接起來的用象（ ）資本因果鏈條，可以寫成：

$$\frac{E}{M} = \frac{E}{G} \cdot \frac{G}{K_2} \cdot \frac{K_2}{L_2} \cdot \frac{L_2}{M} \quad \text{用象(9)}$$

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，L₂/M 為綜合理財融資比例。

以上，實象、義象、假象、用象四個因果鏈條，就是新儒學四象因果鏈條。若再對應於已擴充之後八卦的卦象，則此處的實象又稱乾象，義象又稱坎象，假象又稱離象，用象又稱坤象[林國雄 2001b, 2002c]。因為上述因果鏈條目標的達成，將有助於促進手段的再投入，所以將上述四個因果鏈條等號左邊的分子及分母互相易位，並將等號去除掉，然後頭尾相接，於是我們就可以很快得到四個封序的單向因果循環。

在上述四象單向因果循環中，每相鄰兩個經營變數均可產生一個相關係數，或在上述四象因果鏈條中，每一個經營比例的分子及分母經營變數均可產生一個相關係數。在每一個單向因果循環中，最小的相關係數可用以測量其單向循環的順暢程度，也是在此單向因果循環的範圍內其經營瓶頸的座落位置。在實象、義象、假象、用象的四象單向因果循環中，又以四個最小相關係數中的最小者最最為關鍵[林國雄 2003a]，本文就稱其為經營「總瓶頸」的相關係數，用於測量四象單向因果循環的總順暢程度。

有了以上清晰的單向因果循環順暢程度的測量之認識，現在就讓我們以民國 85 年製造業抽樣調查檔的金屬業原始資料之計算成果作為舉證的範例。本次工商普查仍採四位碼細類行業分層隨機抽樣法，以營業收入作為事前分層變數，產生一個以「大廠商」為對象的全查層及以中小廠商為對象的抽查層。不過，凡國營、省市營事業亦均列入事前全查層的抽樣調查樣本。凡抽查層從業員工之自然人在四人以上者，本文稱其為「中廠商」；從業員工之自然人在三人以下者，為「小廠商」。

金屬業包括金屬基本工業及金屬製品製造業，其繼續進行下面分析的大廠商共有 576 家，中廠商共有 430 家，小廠商共有 97 家，代客加工廠商共有 151 家且內含 2 家因家數少而併入的修配廠商。凡金屬業接受抽樣調查的廠商中，業主權益為負者，停業者，專業製造生產總額小於零者，已無專業製造而經營改以買賣為主者，已無專業製造而資料異常者，綜合理財實際運用資產投入為負者，專業製造附加價值為負者，綜合理財生產毛額為負者，這些經營資訊異常的家數並不多，但其情況五花八門，均已在進行下面分析前予以刪除。

本文對大廠商、中廠商、小廠商、及代客加工廠商的廠商資料，均以每員工專業經營固定資產投入 K_1/C 由大至小予以排序，並依廠商數再切割成四等份或二等份之分類。小廠商因樣本家數少，故只再分成兩類。而因中國鋼鐵公司一貫作業鋼鐵廠的規模經濟利益等舉足輕重的特性（註 4），本文「大廠一」是用以指含中鋼公司在內的大廠商，「大廠二」是指不含中鋼公司在內的大廠商。因為我們以每員工專業經營固定資產投入 K_1/C ，亦即以此種每員工設備裝備的多寡作為再分類之標準，所以大廠商中的「實多一」指含中鋼公司在內的實多設備大廠商，「實多二」指不含中鋼公司在內的實多設備大廠商，「中多」指中多設備大廠商，「中寡」指中寡設備大廠商，「實寡」指實寡設備大廠商。其中，實多、中多、中寡、實寡是本文對此再分類排序之命名；下同。

中廠商中的「實多」指實多設備中廠商，「中多」指中多設備中廠商，「中寡」指中寡設備中廠商，「實寡」指實寡設備中廠商。而小廠商

中的「多」指多設備小廠商，「寡」指寡設備小廠商；其中，多、寡是本文對此小廠商再分類排序之命名。代客加工廠商中的「實多」指實多設備代客加工廠商，「中多」指中多設備代客加工廠商，「中寡」指中寡設備代客加工廠商，「實寡」指實寡設備代客加工廠商。

在計算任何因果循環內的各個相關係數時，由於算術平均做法的基本瑕疵，式(2)的設定就是一種被錯誤接受的代表性廠商觀念。而「C加權」做法，由於有著比較強的「道心、天理」的成份，式(3)的設定本文在第二節已用其作為本文正確接受的代表性廠商的最合適觀念。因為在再分類前由大廠一至代工廠的五個分類及再分類後由大廠實多一至代工廠實寡的十五個分類合起來共二十個分類中，四象經營總瓶頸發生的位置落在義象者共有 12 個[林國雄 2003b]，佔 60%，故本文用以舉證的計算實例，就只以新儒學四象因果鏈條中式(7)的義象來加以說明。

首先，因為在計算式(5)的相關係數時必須先計算經營變數的數學期望值，而經營變數算術平均值對 C 加權平均值的比值統計，詳如附表一。F、H、J、K₁、L₁、及 M 六個經營變數的上述比值均座落於 0 與 1 之間，是一種比較正常的狀況。而專業經營利潤 D，因為是專業經營會計在損益計算時的最後剩餘項目，也是式(7)義象因果循環內最關鍵性的經營變數，所以在二十個分類中竟有九個分類的上述比值落在「F、H、J、K₁、L₁、M」六個經營變數上述比值的明確座落範圍下端臨界點之外，六個分類的上述比值落在上述明確座落範圍上端臨界點之外。這是本文所看到的算術平均在處理廠商間資料時的第一種系統偏誤。

雖然使用算術平均數來做直接推論的情況並不多，但仍可發現。例如台灣地區製造業平均每企業員工人數從民國 43 年的 8 人遞升至民國 60 年的 28 人（民國 60 年是台灣勞動力商業化的轉折年），而後下降至民國 85 年的 16 人；平均每企業實際運用資產從民國 43 年的新台幣 217 千元遞升至民國 85 年的 65,283 千元；平均每企業全年營業收入的變動；平均每場所單位使用土地面積的變動[行政院主計處 1998]。又如包括一些主要工業化國家與新興市場在內的 27 個資本市場的實證發現，具有較低周轉率的股票市場，呈現出較高的平均數復歸趨勢[張志向]。不過，使用算術平均數來從事直接推論，必須非常謹慎，以免犯錯。而使用 C 加權平均數來做直接推論的情況，目前則仍非常少。

此外，我們另外看到，附表一的 F、H、J、K₁、L₁、及 M 六個經營變數的上述比值座落範圍，大廠商介於 3.63%~59.22%之間而明顯地小於一故有著系統性的偏誤；中廠商介於 38.60%~75.24%之間亦小於一但其系統性的偏誤已較緩和；小廠商介於 70.93%~92.46%之間已比較接近於一但仍有其系統性的偏誤；代客加工廠商介於 15.10%~55.59%之間也

明顯地小於一而有著系統性的偏誤。由大廠商、中廠商、小廠商座落範圍的上述直接比較可知，此種系統性的偏誤大致係隨著分類內企業平均規模的擴大而越來越嚴重（註 5）。這是本文所看到的算術平均在處理廠商間資料時的第二種系統偏誤。

其次，因為在計算式(5)的相關係數時必須再計算式(5)等號右邊分母變異數乘積的開平方根，而相關係數在算術平均下分母計算值對在 C 加權下分母計算值的比值統計，詳如附表二。(M,D)、(D,F)、(F,H)、(H,J)、(J,K₁)、(K₁,L₁)、(L₁,M)七個相關係數在算術平均下分母對在 C 加權下分母的比值，除多設備小廠商「小廠多」(L₁,M)的比值為 101.07%之外，其餘 139 筆上述比值皆介於零與一之間。這也是一種比較正常的狀況。而因為 D 在損益計算時的最後剩餘項目特性，所以在關鍵處的(M,D)及(D,F)上述 40 筆的比值中竟有十二筆比值落在另外五個上述對應比值的明確座落範圍下端臨界點之外，七筆比值落在上述明確座落範圍上端臨界點之外。而在二十個分類內只要在(M,D)及(D,F)中有一個落在另外五個上述對應比值的明確座落範圍之外，則竟佔了十四個分類。這是本文所看到的算術平均在處理廠商間資料時的第三種系統偏誤。

此外，我們另外看到，附表二的(F,H)、(H,J)、(J,K₁)、(K₁,L₁)、(L₁,M)五個相關係數的分母上述比值的座落範圍，大廠商介於 1.86%~61.49%之間而明顯小於一故有著系統性的偏誤；中廠商介於 26.93%~72.84%之間亦小於一但其系統性的偏誤已較緩和；小廠商介於 64.14%~101.07%之間已比較接近於一但仍有其系統性的偏誤；代客加工廠商介於 14.00%~79.56%之間也小於一而有著系統性的偏誤。由大廠商、中廠商、小廠商分母比值座落範圍的上述直接比較可知，此種系統性的偏誤大致係隨著分類內企業平均規模的擴大而越來越嚴重。這是本文所看到的算術平均在處理廠商間資料時的第四種系統偏誤。

第三，因為在計算式(5)的相關係數時亦須再計算式(5)等號右邊分子的共變異數，而在算術平均下共變異數對在 C 加權下共變異數的比值統計，詳如附表三。(M,D)、(D,F)、(F,H)、(H,J)、(J,K₁)、(K₁,L₁)、(L₁,M)七個在算術平均下共變異數對在 C 加權下共變異數的比值，除附表三說明一所以列出的 12 筆上述比值外，其餘 128 筆比值皆介於零與一之間。這也是一種比較正常的情況。而因為 D 在損益計算時的最後剩餘項目特性，所以在關鍵處的(M,D)及(D,F)上述 40 筆的比值中竟有二十三筆比值落在另外五個上述對應比值的明確座落範圍下端臨界點之外，九筆比值落在上述明確座落範圍上端臨界點之外。而在二十個分類中只要在(M,D)及(D,F)有一個落在另外五個上述對應比值的明確座落範圍之外，則竟佔了十八個分類。這是本文所看到的算術平均在處理廠商間資料時的第五

種系統偏誤。

此外，我們另外看到，附表三的(F,H)、(H,J)、(J,K₁)、(K₁,L₁)、(L₁,M)五個共變異數上述比值的座落範圍，大廠商介於 1.80%~65.79%之間而明顯小於一故有著系統性的偏誤；中廠商介於 25.23%~77.87%之間亦小於一但其系統性的偏誤已較緩和；小廠商介於 47.32%~141.24%之間已比較接近於一但仍有其系統性的偏誤；代客加工廠商介於 13.87%~117.95%之間也有著系統性的偏誤。由大廠商、中廠商、小廠商共變異數比值座落範圍的上述直接比較可知，此種系統性的偏誤大致係隨著分類內企業平均規模的擴大而越來越嚴重。這是本文所看到的算術平均在處理廠商間資料時的第六種系統偏誤。

綜合附表一至附表三的觀察結果可知，一方面系統性的偏誤在因果循環的關鍵處大致均比較嚴重，另一方面系統性的偏誤大致均隨著分類內企業平均規模的擴大而越來越嚴重。

最後，由式(5)計算出來的金屬業義象 C 加權相關係數之統計如表一，算術平均相關係數之統計如表二。義象 C 加權的瓶頸相關係數落在(M,D)或(D,F)上者，在 20 個分類中佔了 16 個，如表一上的「*」所示。義象算術平均的瓶頸相關係數落在(M,D)或(D,F)上者，在 20 個分類中佔了 17 個。由此可知，從附表一至附表三，再至表一及表二，此種由 D 至(M,D)或(D,F)的義象因果循環的關鍵性，基本上是一脈相聯的。

有了表一及表二的統計，那麼大家不免要繼續問：兩表的相關係數是否有顯著性的差異？顯著差異到什麼程度？在統計檢定中，對立於虛無假設(null hypothesis)者稱為對立假設(alternative hypothesis)。在第一種誤差機率固定不變之各臨界域(critical region)中，能使第二種誤差為最小的臨界域，或可使檢定力為最大的臨界域，稱為最佳臨界域或稱為最強力(most powerful)臨界域，它是由 Neyman-Pearson 引理(Lemma)所得到[張果為]。

但本文式(2)、式(3)、式(4)等聯合分配密度函數 $f(y_i, x_i)$ 的設定，仍有別於虛無假設及對立假設。蓋式(2)將員工一萬人的大廠商資料與員工一百人的大廠商資料以算術平均計算方式視為一樣重要，有其基本瑕疵，顯然並不允當。式(2)常是目前許多虛無假設及對立假設的產生前提。若式(2)的設定已不允當，則其後續的虛無假設及對立假設的檢定工作當然也就不允當。而式(3)的設定有著比較強的「道心、天理」之成份，式(4)的設定則有著比較強的「人心、人欲」之成份，也有別於虛無假設及對立假設在價值判斷上的平等對待（註 6）。

此外，任何因果循環都是從廠商的「空無」或近乎「空無」開始生起，而後明顯相生，而後接近完美相生。而當相生的程度減弱時，其最

表 1 金屬業義象 C 加權相關係數之統計

廠商分類		(M,D)	(D,F)	(F,H)、(H,J)、(J,K ₁)、(K ₁ ,L ₁)、(L ₁ ,M)
大廠	—	0.9815*	0.9923	0.9860~0.9992
	實多一	0.9826*	0.9926	0.9832~0.9991
	中多	0.1242*	0.4805	0.7395~0.9525
	中寡	-0.1935*	0.4475	0.4991~0.7853
	實寡	0.3342	0.1519*	0.4955~0.9821
	實多二	-0.6632*	-0.0059	0.7327~0.9919
	二	-0.6589*	-0.1243	0.7935~0.9932
中廠	再分前	0.5859	0.8279	0.5081~0.9338
	實多	-0.3635*	0.2350	0.3776~0.9780
	中多	0.2112*	0.4591	0.6065~0.9093
	中寡	0.8566	0.9191	0.7189~0.9250
	實寡	0.0773*	0.3738	0.5892~0.8207
小廠	再分前	0.4729	0.8780	0.3380~0.9619
	多	0.0470*	0.6537	0.3471~0.9803
	寡	0.7387	0.9778	0.0943~0.9692
代工廠	再分前	0.1366	0.0328*	0.7572~0.9923
	實多	0.5391	0.5228*	0.5969~0.9968
	中多	-0.4216*	-0.2968	0.9770~0.9998
	中寡	0.0380*	0.1476	0.2553~0.9106
	實寡	0.4954*	0.5539	0.6902~0.9710

資料來源：民國 85 年台灣地區工商普查金屬業抽樣調查檔

說明：1.標示「*」者，代表各該義象因果循環的瓶頸發生位置。中廠商「中廠」的瓶頸相關係數 0.5081 發生在(L₁,M)，中寡設備中廠商「中廠中寡」的瓶頸相關係數 0.7189 發生在(L₁,M)，小廠商「小廠」的瓶頸相關係數 0.3380 發生在(H,J)，寡設備小廠商「小廠寡」的瓶頸相關係數 0.0943 發生在(H,J)。
2.中寡設備代客加工廠商「代工廠中寡」的(L₁,M)相關係數為 0.2553。

表 2 金屬業義象算術平均相關係數之統計

廠商分類		(M,D)	(D,F)	(F,H)、(H,J)、(J,K ₁)、(K ₁ ,L ₁)、(L ₁ ,M)
大廠	—	0.9055*	0.9613	0.9366~0.9955
	實多一	0.9136*	0.9649	0.9370~0.9956
	中多	0.0405*	0.4851	0.5686~0.9258
	中寡	-0.0768*	0.4740	0.5340~0.8687
	實寡	0.2807*	0.3767	0.5444~0.9432
	實多二	-0.4568*	0.0442	0.7806~0.9824
	二	-0.4421*	0.0296	0.7780~0.9830
中廠	再分前	0.1907*	0.6249	0.4555~0.9414
	實多	-0.3138*	0.3065	0.4358~0.9737
	中多	0.2132*	0.5036	0.6194~0.8847
	中寡	0.5204	0.7917	0.4080~0.8768
	實寡	0.1519*	0.4801	0.5944~0.8688
小廠	再分前	0.4126	0.8500	0.3827~0.9690
	多	0.0185*	0.6206	0.4445~0.9841
	寡	0.7327	0.9702	0.1969~0.9661
代工廠	再分前	0.0395*	0.1267	0.6120~0.9962
	實多	0.1215	0.0966*	0.5177~0.9984
	中多	-0.1085*	0.1342	0.9334~0.9990
	中寡	0.1652*	0.3080	0.5280~0.9179
	實寡	0.5433*	0.6026	0.7066~0.9706

資料來源：同表一

說明：1.標示「*」者，代表各該義象因果循環的瓶頸發生位置。中廠設備中廠商「中廠中寡」的瓶頸相關係數 0.4080 發生在 (L₁,M)，小廠商「小廠」的瓶頸相關係數 0.3827 發生在 (H,J)，寡設備小廠商「小廠寡」的瓶頸相關係數 0.1969 發生在 (H,J)。2.中廠商「中廠」的 (L₁,M) 相關係數為 0.4555，中寡設備代客加工廠商「代工廠中寡」的 (L₁,M) 相關係數為 0.5280。

壞的情況就是再回歸至「空無」。所以義象因果循環的相關係數分析，在某一特定期間內由於企業經營演進歷程在廠商間的偏佈性，常涉及相關係數從負一至正一的全域（註 7），此由表一及表二相關係數的橫剖面分佈情形已能具體看出。

雖然我們可用 Cramer-Von Mises 檢定（即 W_n^2 檢定）等來檢定式(2)及式(3)〔甚或式(3)及式(4)〕的聯合分配密度函數的設定是否有顯著的差異，但此課題非本文之重點。而 F 檢定，其二個統計量之分配乃取自相同變異數母體之抽樣分配；但本文的課題已發展為，在同一工商普查的實存母體下，有式(2)、式(3)、式(4)等不同聯合分配密度函數設定下之抽樣分配及其對應的代表性廠商涵義，這似乎是統計學界諸前輩過去的思維所未認真考慮及者。

此外，目前使用算術平均下的變異數或共變異數來做直接推論的情況似乎非常少見，但使用算術平均下各變數間相關係數表來做推論分析的情況仍屬多見[李文智等；董澍琦等；Barker III 等；D'Aunno 等；Ittner 等；Lehmann 等；Lu 等；Stoll]。不過，使用算術平均下的變異數、共變異數、及相關係數來從事直接推論，亦必須非常謹慎，以免犯錯。而使用在 C 加權下相關係數來做直接推論的情況，目前亦仍非常少。且任何在 C 加權下相關係數的直接推論，必先涉及其對應變異數及共變異數的計算。

以式(2)的算術平均設定計算式(5)相關係數的情況，雖目前仍屬常見，但它是在個體主義倫理觀下的複合型數學期望值，因為它認定每一家廠商的相對重要性及出現頻率均相等，故有其基本瑕疵。以式(3)的 C 加權設定計算式(5)相關係數的情況，雖然非常少見，但它是在 C 加權設定下對應的合理集體主義倫理觀所對應的數學期望值。因為計算在 C 加權下相關係數的信賴區間，似乎尚無現成而類似在算術平均下相關係數的信賴區間之 Ronald Aylmer Fisher 的 Z 統計值[波凱斯]可資使用，所以我們權宜使用此算術平均下的 Z 統計值作為粗略判斷的出發點。

在算術平均時相關係數在 10% 的顯著水準下是否顯著地不同於零的信賴區間判別範圍大約是在 -0.2 至 +0.2 之間[林國雄 2003a]。但不含中鋼公司的大廠商「大廠二」在 C 加權時(D,F)的相關係數 -0.124 在 1% 的顯著水準下已顯著地不同於其在算術平均時(D,F)的相關係數 0.030，兩者的差距為 0.154。中寡設備中廠商「中廠中寡」在 C 加權時(D,F)的相關係數 0.919 在 1% 的顯著水準下已顯著地不同於其在算術平均時(D,F)的相關係數 0.792，兩者差距已縮小為 0.127。含中鋼公司的大廠商「大廠一」在 C 加權時(D,F)的相關係數 0.992 在 1% 的顯著水準下已顯著地

不同於其在算術平均時(D,F)的相關係數 0.961，兩者差距再縮小為 0.031[林國雄 2002a]。

由此可見，當相關係數由零向正一移動時，其特定顯著水準的信賴區間會逐漸縮小，甚正於在接近正一時，0.031 的差距在 1%的顯著水準下即足以造成顯著性的差異。所以本文下面繼續選擇相關係數的升幅或降幅超過 0.2 作為粗略的對「異常」進行判斷的依據，有其合宜性。表一金屬業義象 C 加權相關係數來至表二對應的算術平均相關係數之升降幅度超過 0.2 者計有：

廠商分類下相關係數	變動情形	升降幅度
大廠實寡 (D,F)	0.1519→ 0.3767	升 0.2248
大廠實多二(M,D)	-0.6632→ -0.4568	升 0.2064
大廠二 (M,D)	-0.6589→ -0.4421	升 0.2168
中廠 (M,D)	0.5859→ 0.1907	降 0.3952
(D,F)	0.8279→ 0.6249	降 0.2030
中廠中寡 (M,D)	0.8566→ 0.5204	降 0.3362
(L ₁ ,M)	0.7189→ 0.4080	降 0.3109
代工廠實多(M,D)	0.5391→ 0.1215	降 0.4176
(D,F)	0.5228→ 0.0966	降 0.4262
代工廠中多(M,D)	-0.4216→ -0.1085	升 0.3131
(D,F)	-0.2968→ 0.1342	升 0.4310
代工廠中寡(L ₁ ,M)	0.2553→ 0.5280	升 0.2727

上面由 C 加權相關係數來至對應的算術平均相關係數之升降幅度超過 0.2 的上述十二筆資料中，皆涉及附表一所界定出來的關鍵經營變數「專業經營利潤 D」或附表二及附表三所界定出來的準關鍵經營變數「業主權益 M 或專業經營附加價值 F」。這是本文所看到的算術平均在處理廠商間資料時的第七種系統偏誤。

雖然小廠商再分類前及再分類後從表一 C 加權相關係數來至表二對應的算術平均相關係數之升降幅度沒有超過 0.2 者，但由於附表二其相關係數的分母比值座落在 64.14%~101.07%之間，以及附表三其分子共變異數比值座落在 36.05%~141.24%之間，即使這些比值均比大廠商及中廠商要接近於正一，因而由它們所計算出來的相關係數從 C 加權來至算術平均時的升降幅度超過 0.2 的可能性仍是存在的（本文在此只強調其可能性）。若加上上面大廠商、中廠商、代客加工廠商的十二筆升

降幅度超過 0.2 的資料，雖然相關係數在算術平均下的系統性偏誤（因分子及分母同方向系統偏誤的對消）並不一定隨著分類內企業平均規模的擴大而越來越嚴重，但其系統偏誤的普遍存在卻是可以肯定的。這是本文所看到的算術平均在處理廠商間資料時的第八種系統偏誤。

總而言之，一方面系統性的偏誤在因果循環的關鍵處或靠近關鍵處之處，大致均比較嚴重；另一方面，相關係數在算術平均下的系統偏誤雖不一定隨著分類內企業平均規模的擴大而越來越嚴重，但是其普遍存在卻是可以肯定的。

四、系統偏誤深層意義的探討

「代表性廠商」的意義在式(3)或式(4)等的設定下，乍看好像沒有好與壞之分。但因「C 加權」的式(3)設定有著比較強的「道心、天理」之成份，式(4)的設定則有著比較強的「人心、人欲」之成份，所以本文選擇以「C 加權」來作為本文正確接受的代表性廠商的最合理設定方式。而式(2)「算術平均」的設定，因為員工一萬人的大廠商與員工一百人的大廠商無法視為一樣重要，有其設定上的基本瑕疵，故式(2)算術平均的設定就是一種目前被錯誤接受的代表性廠商。

由式(2)「算術平均」的設定語境，因為不論廠商規模大小均被視為一樣重要，所以要在此語句的客觀語境中，我們才能找到在算術平均下代表性廠商及其數學期望值（包括相關係數）的真正意義，但並不合理。式(3)「C 加權」的設定語境亦然，但能看出其合理性。雖然依據意義的樸素行為論，式(2)「算術平均」的設定確實有其客觀性，但從後期意義的精緻行為論來看，此種在算術平均下的代表性廠商及其數學期望值的觀念合理性，並不見得可以因此而繼續成立。

過去，「算術平均」的計算觀念未與式(2)的設定發生聯想，亦未與其對應的代表性廠商意義發生聯想，故「算術平均」常流於數學上機械性的盲目運算及詮釋。所以本文的代表性廠商與其數學期望值兩概念，均要求務必與式(2)或式(3)等的設定發生聯想。這些聯想雖均有其客觀性，但對式(2)及式(3)的聯想合理性卻有天淵之別。在式(2)設定下代表性廠商及其數學期望值的指稱，當然與在式(3)設定下的指稱有著極大的差別。若式(2)或式(3)等的設定意義要與科學真理合理連繫，則其代表性廠商及其對應數學期望值意義的成真條件便是其能合理聯繫的重要前提。

要掌握代表性廠商及其數學期望值意義的科學成真條件，就需要超出「代表性廠商」及「數學期望值」的語句之外，亦即再超出 $\sum_i \varepsilon_i^2 f(y_i, x_i)$ 、

$\sum y_i f(y_i, x_i)$ 、 $\sum x_i f(y_i, x_i)$ 、 $\sum (y_i - E(y))^2 f(y_i, x_i)$ 、 $\sum (x_i - E(x))^2 f(y_i, x_i)$ 、及 $\sum (y_i - E(y))(x_i - E(x)) f(y_i, x_i)$ 諸計算式之外，由式(2)、式(3)、或式(4)等的設定來理解其背後的深層意義。這似乎是前人在此方面所未認真注意及者。「算術平均」一向是自然語言，其被轉換成數學語言後的正確意義之詮釋，過去實在非常不足。故目前「算術平均」的背後，的確充滿了許多不可判定而模糊的語意空間，至少迄今為止，大致係這樣的狀況。

自 1776 年國富論指出勞動生產力的提高是國民財富增長的決定性因素以來，在經營管理分析可以客觀量化的範圍內，人類從非量化的問題領域邁入量化的問題領域，可以說是科學的一大進步。但時至今日，人類的經營管理分析若能從涉及廠商間資料的錯誤量化分析，再步上正確的量化分析，將是人類社會及科學再進步、再更上一層樓的新的里程碑。因為具有獨立行為能力的一家廠商的一個個體的「一」之數量表現意義，由於廠商的規模可能相差非常懸殊，絕不同於薪資支出 A、勞動成本 B、員工人數常雇當量 C、及業主權益 M 等測量單位在均質性很強時每一個單位所表現出來的數量意義。

每一事物都在它所占空間的大小、存在的時間、運動的快慢、發展的速度、排列的順序、和排列的結構等方面與別的事物不同。但薪資支出 A、勞動成本 B、員工人數常雇當量 C、及業主權益 M 等經營變數的每一個測量單位在廠商間均具備其可比性，而員工一萬人的一家大廠商的「一」與員工一百人的一家大廠商的「一」在廠商間則並不具備此種可比性（註 8），這是本文認定式(2)聯合分配密度函數的設定有其基本瑕疵，也是被錯誤接受的代表性廠商及其隨後數學期望值計算結果錯誤的由來。

在薪資支出 A、勞動成本 B、員工人數常雇當量 C、及業主權益 M 等經營變數的範圍內，量的變化不會影響事物的質。這些經營變數的量的規定性，都是同一種的可比性界限內存在。但是一家廠商的「一」只是個經營常數，它只對應於具有獨立行為能力的一家廠商的質，而此「具有獨立行為能力」的質相當抽象，非常難以量化並進行其可比性的比較。或許更明確的說法，它只是對應於法律上具有獨立經營管理能力的一家廠商。但由於廠商規模相差的懸殊性，再加上廠商經營管理情境的變化多端，此種一家廠商的「一」之經營常數，在廠商間常常並不具備其可比性。或許擴而大之，此種一家廠商的「一」之經營常數，只直接與其存在同一。無論經營變數係向增的一方面或向減的一方面變化，一家廠商的「一」仍只保持著它原來那樣的存在。

現代科學和現代化生產，通常都以精確的數量測定和數量統計作為基礎。但是一家廠商的一個個體的「一」之數量概念，卻是個異數。在計量觀念的處理上，應視其一家廠商的「一」之名位與經營變數大不相同。故應有其等差之處理。左氏莊十八即說：「名位不同，禮亦異數。」因而，數學的方法作為量的方法在認識世界中雖有其重要作用，但這一方法的盲目使用確實也有其局限性。故正確的做法應該是要把對量的規定性的分析同時與對質及其辯證分析先結合起來。人們要在認識事物的質的基礎上再來對事物作量的分析，這樣才可以準確地把握事物的界限，從而科學地預測事物的發展趨勢。

因為在式(2)算術平均下聯合分配密度函數的設定雖有其客觀性，但也有其基本瑕疵，就像魚目混珠的基本瑕疵一樣。這是說，魚目類似珠寶但並非真正的珠寶，卻可以用偽亂真，就像表二在算術平均下相關係數的分析類似正確的計量分析但卻不是表一在 C 加權下真正正確的相關係數分析。而由附表一、附表二、附表三、及表一至表二的系統性偏誤，就是表二在算術平均下相關係數計算的基本瑕疵。在科學研究工作上，此種魚目混珠的現象極不容易被發現，不可不慎。而且必須謹慎記住，合理的意義才是形成正確的計量分析之重要前提。

大約在民國 86 年曾有一位教授鄭重地問筆者，何時在涉及相關分析及迴歸分析的計量處理上需要加權？如今依據本文，凡是式(2)算術平均的聯合分配密度函數設定無法被合理接受時，皆需要非算術平均方式的加權。此種加權並不限於本文工商普查的橫斷面廠商資料。事實上，如果 $t=1,2,3,\dots,T$ ，其中 T 是最接近現在的「過去期間」，其資料的現在參考價值可能最高，1 是離開現在最遠的「過去期間」，其資料的現在參考價值可能最低。換言之，過去數值資訊的重要性可能將隨「過去期間」的遠蕩而逐漸消逝[林國雄 1996a]。此時，即使是廠商的自身時間序列資料，亦常需要予以適當加權處理。這是科學性決策的「切身性」之基本精神。

在許多情況下（甚至在小廠商的情況下），其實在「算術平均」下的代表性廠商及其數學期望值，並不是合理的客觀意識形態，儘管它曾有科學上第一位的盲目生產力，而且披著「客觀」的外衣而有盲目受辯護與進行學術治理甚或對自然和人實施盲目治理的功能。Juergen Habermas 已認為，類似「算術平均」的科學分析，既曾是第一位的盲目生產力，又是乍看客觀的意識型態，但它形成的只是一種「虛假的客觀意識」，使人們並不能真正得到科學上的自由，不能真正得到科學上的解放[馮契]。

David Salsburg 認為，對正確的問題有個近似的答案，像本文在式

(3)C 加權的聯合分配密度函數設定下的代表性廠商及其隨後的數學期望值分析，勝過對錯誤的問題有個精確的答案，像本文在式(2)算術平均設定下的代表性廠商及其隨後的數學期望值分析[薩爾斯伯格]。而正確的問題應建立在既有邏輯基礎又有合理客觀經驗的心理基礎之科學意義理論上，這是 Charles Kay Ogden 及 Ivor Armstrong Richards 在「意義的意義(The Meaning of Meaning)」一書中的論點，也是本文的實際作法。

哥白尼(Nicolaus Copernicus)太陽系學說的創立，標誌著近代自然科學衝破基督教神學的桎梏而誕生。十九世紀，由於科學實驗的全面繁榮，使近代的自然科學已逐漸成為一個成熟的知識體系。而社會科學的情況與自然科學不同，社會科學研究所需要的正確觀察或記錄下來的資訊，也要到二十世紀下半葉隨著資訊科技的發展才有著比較大的進展。但由於在式(2)算術平均下代表性廠商及其隨後數學期望值被錯誤接受的分析當道，要正確說明和解釋現實社會的過程和現象，探究其運動規律，揭示其客觀真理，進而對事物的發展作出正確的預見，俾指導人們的實踐活動，實際上仍有很長的一段轉換跑道的路要走。

1970 年代以來，現代科學出現了整體化趨勢，即高度分化和高度綜合的統一。故 1899 年 Karl Pearson 的「科學入門(The Grammar of Science)」一書，認為科學只問「如何」，不追究「為何」的觀點，只收集和整理事實，不揭示它的實質和原因，已不合今日資訊社會之時宜。更嚴肅地講，在社會科學領域中，不借助於正確的社會科學方法，就不可能獲得真正正確的社會科學認識。而且事實的發現和理論的發現都是互相聯繫、互相促進的。代表性廠商及其隨後數學期望值的分析，自亦不例外。科學發現是一個創造性的思維過程，永遠不可能有一個固定不變的算術平均程序和建立在其上的邏輯通道，尤以涉及規模相差懸殊的廠商間資料，更是如此。

台灣的製造業目前擅長於原廠設備委託製造(Original Equipment Manufacturing)及原廠設計委託製造(Original Design Manufacturing)，若台灣的學術界也擅長於這些來自西方的 OEM 及 ODM，那麼台灣的學術事業似乎永遠只能跟著歐美的腳步走，無法超越。何況，代表性廠商及其數學期望值的歐美算術平均型設定，本有其基本瑕疵而一直被錯誤地接受。分析經濟管理課題，運用科學抽象方法建立科學的概念和理論時，首先必須擁有十分豐富而又合乎實際的客觀感性材料，例如工商普查資料，這是進行科學抽象的前提。而員工一萬人的大廠商與員工一百人的大廠商不能視為一樣重要，就是這種具有客觀依據的重要感性材料。

其次，在對客觀感性材料進行思維加工，把完整的表象分析成各個

抽象的規定，並且又把各個抽象規定綜合為統一的具體整體時，還要始終堅持辯證的方法。這樣才能正確反映事物內在本質及其發展的規律性，形成真正正確認識的概念和理論。因此，科學抽象的過程，也是歸納與演繹、分析與綜合、具體與抽象等邏輯方法綜合運用的過程，而非單獨運用的過程。科學抽象的結果所獲得的概念、理論，表面上似乎是遠離了它所研究的客觀事物，但實際上，它應該更正確、更深刻、更完全地反映了事物的整體和內在本質。一切社會科學的抽象，都應該更深刻、更正確、更完全地反映著社會現象。

人們的思想發生錯誤的根源，不在於人們所使用的日常語言本身有所欠缺，例如被轉換成數學語言的日常語言「算術平均」，而是人們沒有充分瞭解它的確切涵義而誤用。人們對於確切涵義的掌握，必須要在實踐的基礎上，遵循認識的規律，洞察事物的內在本質的規律性，才能真正提昇科學預見的能力。一種歐氏幾何的幾何體系未必比另一種非歐幾何的幾何體系（註 9）更真實，因為兩者都只是個約定[馮契]，且不涉及任何的價值判斷。但是式(3)C 加權的聯合分配密度函數設定與式(2)算術平均的設定一定涉及合理的客觀價值判斷（註 10），使得式(2)算術平均的設定有其基本瑕疵，是一種一直被錯誤接受而不自覺的設定。

式(2)、式(3)、式(4)等聯合分配密度函數的設定，並不是任意的。人們在一系列可能的設定中，受經驗事實的引導，經由合理的客觀價值判斷（非主觀價值判斷），而後進行式(3)C 加權的代表性廠商的最合理設定。目前科學共同體(scientific community)的成員，他們通常受到大致相同的教育和訓練，探索共同的目標，在很大程度上吸收同樣的文獻，引用類似的教訓，於是就共同接受目前一直被錯誤接受的式(2)算術平均的代表性廠商設定。而最讓人擔心的則是，這種所謂成熟的科學共同體劃地自限的封閉性與自主性，常不免滿足於象牙塔內的自我陶醉，它已同外界真實和日常生活緊密相聯的要求相絕緣。

Philipp Frank 認為，科學一方面要同硬碰硬的事實發生關係，另一方面又要同概括性的觀念發生關聯。因此，科學在內涵方面不只要按照語詞的表面定義行事，而且更要按照語詞的深層定義行事。科學在外延方面不只要按照表面的事實行事，而且也更要按照深層的事實行事。在此內涵與外延的對舉中，其實我們所應更加重視的是客觀的內涵，而非主觀的內涵。Alfred Korzybski 的自我反射原理認為，語言有自我反射的能力，可以作出關於一個陳述的陳述，這個陳述又是關於另一陳述的陳述，如此無窮類推下去。而反應距最初的反應愈遠，對事物真實情況的歪曲就會愈大，故概念的抽象程度愈高，像代表性廠商及其隨後的數學期望值計算，其犯錯的危險程度當然也愈大。本文第三節有關算術平

均在處理廠商間資料的系統性偏誤實例，即已不期然地支持 Korzybski 的上述論點。

若我們借用格式塔心理學(Gestalt psychology)，我們還應強調客觀意識的整體組織性。本文從式(1)至式(5)，再來至式(7)義象因果循環的有關係統性偏誤的分析，就具有了這種客觀意識的整體組織性。本文從式(2)目前最常見的算術平均設定，切換至式(3)最合理的 C 加權設定，似已涉及到所謂的典範(paradigm)更替。此種典範更替在代表性廠商及其數學期望值的意義範圍內，其實就是一種根本性的世界觀之改變，也類似於所謂的格式塔轉換。不過，本文式(2)算術平均的設定與式(3)C 加權的設定之間的合理性卻是可比的，有別於 Thomas Samuel Kuhn 在「科學革命的結構」一書中典範不可比的看法。

依據 Imre Lakatos 的科學研究綱領方法論(methodology of scientific research programme)，當人類從非量化的問題領域跨入量化的問題領域時，式(2)算術平均設定的研究綱領在其進化時期的確是科學的。但時至今日，式(3)C 加權設定的新研究綱領應是更進步的研究綱領，將足以取代舊的式(2)算術平均設定的研究綱領，尤其在代表性廠商及其隨後數學期望值分析的領域內是如此。不過，筆者並不同意 Lakatos 的「退步的研究綱領可能新生而轉化為進步者」的論點，特別是在式(2)算術平均設定的退步研究綱領之今後情況，應不可能因新生而發生反轉。

科學最懼怕的是滿足於一知半解，或謂一招半式走江湖，或不肯深入鑽研而只重視包裝的華而不實的作風。科學最後也須同生活相結合，不能脫離生活實踐的需要。科學還需有客觀的對象，科學的原則和規律更都要具有客觀意義。以上本文的論述，大致皆符合上述科學的基本要求條件。

西元二世紀，Claudius Ptolemaeus 在前人研究的基礎上對地心說(geocentric theory)作了全面的總結與整理，將地心說發展成為一個完整的體系，天體的排列次序為：月球、水星、金星、太陽、火星、木星、土星、恒星[馮契]。不過，他已正確說明了月球繞地球的運動，較準確地確定了月球與地球的距離。而本文在式(2)算術平均設定下的代表性廠商及其隨後數學期望值的計算，頗類似於此種地心說，已發展出一套相當完備的計量分析體系，在母體或樣本內每一家廠商資料或每一筆資料均可視為一樣重要的條件下，其隨後數學期望值的推論分析也的確有其嚴謹的科學分析意義。

到了西元十六世紀，哥白尼才全面而系統地闡明了日心說(heliocentricism)。他指出，太陽系的結構，也就是行星在太陽系中的排列次序。他的日心說是上面地心說的繼承和改革，但已把地球降為一顆普通

行星的地位。他強調，觀測材料必須通過理論思維加以分析和總結。康德(Immanuel Kant)還認為哥白尼革命的思維是「向自然界提出問題，要求自然界答復」，這不同於以前的理性受教於自然就是理性反映自然的方法。理性要左手掌握住原理，右手掌握住實驗，哥白尼革命的受教於自然就一定要把思維改成「理性自己提出問題去詢問自然界」。

而本文在式(3)C 加權設定或式(4)設定等之下的代表性廠商及其隨後數學期望值的計算，則頗類似於此種日心說，在母體或樣本內每一家廠商資料或每一筆資料均不可視為一樣重要的條件下，只要聯合分配密度函數的設定合宜，其代表性個體及其隨後數學期望值的推論分析亦的確有其嚴謹的科學分析意義。本文式(3)C 加權設定或式(4)設定等已是式(2)算術平均設定的繼承和改革，並把式(2)算術平均設定降為每一家廠商資料或每一筆資料均可視為一樣重要的地位。而本文相關係數的大小排序，就頗為類似於上述天體星球的排列次序。

因為本文「代表性廠商與其數學期望值」課題所涉及的並不是自然界，而是人類社會，所以本文的思維方式是「向人類提出客觀問題，要求人類活動的客觀數據答復」。蓋式(2)、式(3)、式(4)等聯合分配密度函數的設定皆有其客觀性，儘管式(2)設定在代表性廠商的課題上有其基本瑕疵；而且本文所用以計算的各種經營變數也都有其客觀性。本文亦強調，觀測材料必須通過理論思維加以分析和總結。本文理性的左手是掌握式(2)錯誤設定與式(3)正確設定的對比，右手則是掌握住含平均值、變異數、共變異數、相關係數諸數學期望值的對比，所以本文能看到算術平均在處理廠商間資料時早就不可輕忽的系統性偏誤，猶如地心說對天體星球排列次序的偏誤一樣。本文所看到的更是，系統性的偏誤在因果循環的關鍵處通常都比較嚴重。

在人類社會裡，正確的決策均需要正確的資訊。在本文課題所涉及的範圍內，還必須把任何被選用的式(2)算術平均設定、式(3)C 加權設定、或式(4)設定等的客觀意義及其對應的代表性廠商意義講清楚，不能朦朧混過關，才算提供了真正正確而完整的資訊。在文藝復興時代，Ptolemaeus 的地心說經歷了一千四百年，已經變成一個負載過重的謬誤大體系[卜大中]，無法再面對外在事實的客觀大邏輯，更不能解釋現象。如今，在算術平均式(2)設定處理下的計量方法論，是否也已經變成一個負載過重的謬誤大體系呢（不能有助於更正確的決策）？大家似乎需要仔細深思。

五、結語

數學期望值的計算，就客觀性的工商分析而言，均涉及聯合分配密

度函數的設定。而此聯合分配密度函數的設定就是此對應代表性廠商意義的正確詮釋來源。此種設定有式(2)算術平均的設定、式(3)員工人數常雇當量 C 加權的設定、及式(4)的設定等各種可能設定，且都是具有客觀依據的設定。不過，在代表性廠商分析時式(2)算術平均的設定有其基本瑕疵，也是目前常被錯誤接受的設定。而式(3) C 加權的設定因有比較強的「道心、天理」之成份，故本文選其作為本文正確接受的最合理設定。

因為式(5)相關係數 $r(y,x)$ 的單一指標有統籌式(1)相生簡單迴歸結果的兩種指標即迴歸係數 $\hat{\beta}$ 及判定係數 R^2 的化約能力，再加上計算相關係數前平均值、變異數、共變異數的計算工作，於是本文用相關係數為最終的核心來探討代表性廠商及其數學期望值的課題。本文利用式(7)義象資本因果鏈條所轉成的因果循環及民國 85 年金屬業工商普查的抽樣調查檔舉例分析，經過進一步的彙總整理後，發現在算術平均處理下嚴重的系統偏誤可以簡化成如下三種：

- 1.系統性的偏誤在因果循環的關鍵處大致均比較嚴重。
- 2.在平均值、變異數、及共變異數三個數學期望值方面，系統性的偏誤大致均隨著分類內企業平均規模的擴大而越來越嚴重。
- 3.在相關係數的複合型數學期望值方面，系統性的偏誤雖不一定隨著分類內企業平均規模的擴大而越來越嚴重，但其普遍存在卻是可以肯定的。

過去，「算術平均」的計算觀念常未與式(2)的設定發生聯想，亦未與其對應的代表性廠商意義發生聯想，故「算術平均」常流於機械性的盲目運算及詮釋。如今，人類的經營管理分析若能從涉及廠商間資料的錯誤量化分析，再步上在式(3)設定下正確的量化分析，將是人類社會及科學再進步的新里程碑。千萬不要再以「算術平均」的計算觀念來繼續魚目混珠。算術平均的科學分析，既曾是第一位的盲目生產力，又是乍看客觀的意識型態，但其所形成的只是一種虛假的客觀意識，並不能使人們得到在科學活動上真正的自由與解放。

本文從式(2)目前最常見的算術平均設定，切換至式(3) C 加權設定，應是更進步的新研究綱領。因為本文「代表性廠商與其數學期望值」課題所涉及的並不是哥白尼所涉及的自然界「天體」，而是人類社會，所以本文的思維已明確地切換成「向人類提出客觀問題，要求人類活動的客觀數據答復」。

如今，在算術平均式(2)設定處理下的計量方法論，是否已變成一個負載過重的謬誤大體系？正確的決策所需要的正確資訊，要如何才能正

確提供？實宜仔細深思。敬請各界方家不吝賜予指教。

註解

- 註 1：依據意義的整體論(meaning holism)，一個語詞的意義不能從其整體的概念聯繫中被抽離出來。從一個整體論的觀點看來，任何含涉一個語詞的信念或者推論聯繫，都可能是決定這個語詞意義的要素之一。但如果我們肯定一種分析與綜合的區別(the analytic-synthetic distinction)，有一些語詞的概念聯繫是構成其意義的必要成份，例如本文聯合分配密度函數的設定，就是其對應的「代表性廠商」意義詮釋的根源；有一些語詞的概念聯繫則只是偶然的[奧迪]，例如具有本行業特點的廠商叫「代表性廠商」[周果]。其中的本行業特點之「內容」並未被定義清楚，故其代表性廠商的產生有其相當程度的偶然性。
- 註 2：其實，依據民國 85 年台灣產業關聯表，生產部門的勞動報酬達 43,946 億元，利潤為 11,961 億元，僅及勞動報酬的 27% [行政院主計處 2000a, b, c]。所以個體經濟學假設廠商追求利潤的極大，雖曾在人類的經濟發展中扮演過重要的角色，但目前顯然已經是不太適合時宜的思維方式。不過，利潤的高低仍具有引導業主權益資金流向的明顯功能。
- 註 3：民國 85 年的工商普查抽樣調查檔資料如何轉換成下面的經營變數及新儒學四象因果鏈條的意義，請詳[林國雄 1999a]。
- 註 4：中國鋼鐵公司成立於民國 60 年底，資本額 990 億元，員工約 8,900 人。主要產品為碳鋼（鋼板、棒鋼、線材、熱軋鋼品等）、不鏽鋼（熱軋鋼品），是國內目前唯一的一貫作業煉鋼廠，年產粗鋼能量 805 萬公噸。產品約 80% 內銷，20% 外銷。其基於善用既有資源、發揮專業分工，及朝多角化、集團化、國際化方向邁進之考慮，積極發展成為一家以製造業為核心，兼具貿易、運輸、工程、金融、服務、與新興科技等事業群的大型國際化工業集團[黃英忠等]。
- 註 5：代客加工廠商因其經營特性的考慮，故未與大廠商、中廠商、小廠商的座落範圍進行直接比較。以下同。
- 註 6：Jerzy Neyman 說過，除非有兩個以上不牽涉到價值判斷的可能假設，否則這種統計檢定毫無意義[薩爾斯伯格]。
- 註 7：因為本文的計算實例已將業主權益為負者、專業製造生產總額為負者、綜合理財實際運用資產投入為負者、專業製造附加價值為負者、綜合理財生產毛額為負者等經營資訊異常的廠商剔除掉，

故表一最小的相關係數只達-0.6632，表二最小的相關係數只達-0.4568。若將這些異常廠商的資料放進來計算，則相關係數接近於負一的情形，大致亦能存在。

註 8：換言之，在本文所陳述的意義範圍內，廠商家數具備可數性(countability)及可計算性(computability)[奧迪]，薪資支出 A、勞動成本 B、員工人數常雇當量 C 及業主權益 M 等經營變數亦具備可數性及可計算性，但兩者的性質仍有極大的差別。一家廠商的「一」在一家廠商的範圍內是宏觀的「一」，而薪資支出 A、勞動成本 B、員工人數常雇當量 C 及業主權益 M 等經營變數每一測量單位的「一」在一家廠商的範圍內及在廠商間是微觀而均質性很強的「一」。

註 9：非歐幾何的幾何體系在相對論出現和表述過程中扮演著重要角色[奧迪]。

註 10：個體經濟學生產函數的設定不涉及任何價值判斷，但在新儒學因緣和合論的制約下，此種生產函數對生產行為的變動不可能有百分之一百的解釋能力。而本文式(6)至式(9)新儒學四象因果鏈條的設定，涉及了價值判斷，尤其是其中的客觀價值判斷，其對各象各自的生產行為的變動卻有百分之一百的解釋能力。

參考文獻

- 1.卜大中(2001)，「托勒密失敗」，由四象結構剖析製造商的會計資訊，慈惠堂，227-228 頁，民國 90 年 7 月。
- 2.皮爾斯(1991)，現代經濟學辭典，五南圖書，1-733 頁，民國 80 年 7 月。
- 3.行政院主計處(1998)，中華民國 85 年台閩地區工商及服務業普查報告，第 3 卷，台灣地區製造業，1-481 頁，民國 87 年 12 月。
- 4.行政院主計處(2000a)，中華民國 85 年台灣地區產業關聯表編製報告，1-197 頁，民國 89 年 1 月。
- 5.行政院主計處(2000b)，中華民國 85 年台灣地區產業關聯表（160 部門），1-724 頁，民國 89 年 1 月。
- 6.行政院主計處(2000c)，中華民國 85 年台灣地區產業關聯表（中間投入 596 細部門），1-695 頁，民國 89 年 1 月。
- 7.李文智、陳安琳、與劉錦花(2001)，「退休公報中薪資水準增加率之決定因素」，交大管理學報，21 卷 2 期，27-50 頁，民國 90 年 8 月。
- 8.周果(1999)，英漢會計學辭典，五洲出版社，1-630 頁，民國 88 年 3 月。

- 9.波凱斯(1995)，統計學辭典，貓頭鷹出版社，1-260 頁，民國 84 年 12 月。
- 10.林國雄(1992)，「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，21 卷 1 期，台北，367-391 頁，民國 81 年 6 月。
- 11.林國雄(1995)，「製造業普查資料之解析，因果鏈條及新儒學經濟思想的運用」，交大管理學報，15 卷 2 期，39-69 頁，民國 84 年 12 月；孔學研究，2 輯，國際文化公司，395-430 頁，民國 85 年 1 月。
- 12.林國雄(1996a)，「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，民國 85 年 12 月。
- 13.林國雄(1996b)，「經營變數五行生剋迴歸之理論解析與驗證，以機械業為例」，第 13 回國際易學大會論文集，漢城，282-312 頁，民國 85 年 11 月；大易集述，巴蜀書社，308-333 頁，民國 87 年 10 月。
- 14.林國雄(1996c)，「新儒學經濟思想的四象解析，以機械業為例」，第一屆企業發展與管理研討會論文集，新竹，A4 之 1-22 頁，民國 85 年 4 月。
- 15.林國雄(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，77 期，102-108 頁，民國 88 年 12 月；78 期，67-86 頁，民國 89 年 3 月。
- 16.林國雄(1999b)，「論經濟與企業活動中的單向因果循環」，1999 科技整合管理研討會，台北，55-78 頁，民國 88 年 5 月；第一屆永續發展管理研討會，跨世紀海峽兩岸永續企業經營研討會論文集，屏東，593-609 頁，民國 88 年 11 月。
- 17.林國雄(2001a)，「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。
- 18.林國雄(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，民國 90 年 10 月。
- 19.林國雄(2002a)，「數學期望值：經由工商統計論述意義的充分表達」，2002 年管理新思維學術研討會，台北，1-35 頁，民國 91 年 11 月。
- 20.林國雄(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。
- 21.林國雄(2002c)，「新儒學分配論」，第三屆全國實證經濟學論文研討會，埔里，1-35 頁，民國 91 年 4 月。
- 22.林國雄(2003a)，「論不同加權對診斷經營總瓶頸的影響」，現代財務論壇學術研討會，金融改革與創新，台中，1-18 頁，民國 92 年 4 月。
- 23.林國雄(2003b)，「論四象因果循環順暢在經營上的基礎性」，第四屆

- 全國實證經濟學論文研討會，花蓮，98-130 頁，民國 92 年 4 月。
- 24.林國雄(2003c)，「論關鍵廠商在產業分析上的影響」，第六屆企業經營管理個案研討會論文集，台南，1457-1476 頁，民國 92 年 4 月。
- 25.莊慶達與趙聚誠(2000)，經濟名詞釋典，華泰文化，1-296 頁，民國 89 年 11 月。
- 26.張志向(2002)，「股市週轉率、市場成熟度、波動性與平均數復歸」，中山管理評論，10 卷 4 期，555-590 頁，民國 91 年冬季號。
- 27.張果為(1971)，統計學，雲五社會科學大辭典第二冊，台灣商務印書館，1-317 頁，民國 60 年 12 月。
- 28.馮契(1992)，哲學大辭典，上海辭書出版社，1-2085 頁，民國 81 年 10 月。
- 29.黃英忠、凌雅慧、陳榮德、與劉維寧(2002)，「整合性人力資源資訊系統在績效管理體系應用之研究個案分析：以三家大型企業為例」，中山管理評論，10 卷 1 期，15-44 頁，民國 91 年春季號。
- 30.奧迪(2002)，劍橋哲學辭典，貓頭鷹出版社，1-1418 頁，民國 91 年 7 月。
- 31.董澍琦、楊聲勇、楊明晶、與謝岳志(2003)，「國家與產業因素對國際投資組合決策的影響，亞洲新興市場的實證結果」，中山管理評論，11 卷 1 期，107-136 頁，民國 92 年春季號。
- 32.薩爾斯伯格(2002)，統計，改變了世界，天下遠見出版，1-348 頁，民國 91 年 5 月。
- 33.Barker III, Vincent L. & George C. Mueller(2002), "CEO Characteristics and Firm R & D Spending," *Management Science*, Vol.48, No.6, pp.782-801, June 2002.
- 34.D'Aunno, Thomas, Melissa Succi & Jeffrey A. Alexander(2000), "The Role of Institutional and Market Forces in Divergent Organizational Change," *Administrative Science Quarterly*, Vol.45, pp.679-703, 2000.
- 35.Ittner, Christopher D., Venky Nagar & Madhav V. Rajan(2001)," An Empirical Examination of Dynamic Quality-Based Learning Models," *Management Science*, Vol.47, No.4, pp.563-578, April 2001.
- 36.Lehmann, Donald R. & Charles B. Weinberg(2000), "Sales Through Sequential Distribution Channels:An Application to Movies and Videos," *Journal of Marketing*, Vol.64, pp.18-33, July 2000.
- 37.Lu, Jane W. & Paul W. Beamish(2001), "The Internationalization and Performance of Medium-Sized Enterprises," *Strategic Management Journal*, Vol.22, pp.565-586, 2001.

38.Stoll, Hans R.(2000), "Friction," The Journal of Finance, Vol.55, No.4,
pp.1479-1514, August 2000.

附表 1 經營變數算術平均值
對 C 加權平均值的比值統計

單位：%；新台幣千元

廠商分類		D	F,H,J,K ₁ ,L ₁ ,M	D 的 C 加權平均值
大廠	—	1.27*	3.63~6.48	1,738,950
	實多—	2.15*	5.29~8.99	3,516,819
	中多	39.37*	45.08~59.22	12,441
	中寡	103.17△	43.80~58.82	3,728
	實寡	36.76	24.24~43.00	12,273
	實多二	11.74*	22.46~35.61	-291,716
	二	4.36*	14.29~28.27	-118,655
中廠	再分前	40.13*	52.22~68.56	2,325
	實多	97.87△	58.94~75.24	705
	中多	65.28	51.63~71.89	1,270
	中寡	24.44*	38.60~59.63	4,959
	實寡	69.45△	58.42~69.05	1,473
小廠	再分前	82.74*	83.33~92.46	197
	多	82.84*	85.83~90.39	134
	寡	86.40	70.93~92.15	250
代工廠	再分前	48.31△	19.56~25.94	888
	實多	-1,434.72▽	15.10~25.37	72
	中多	150.05△	15.62~18.44	1,073
	中寡	59.92△	45.40~49.68	1,325
	實寡	53.77	42.30~55.59	690

資料來源：民國 85 年台灣地區工商普查金屬業抽樣調查檔

說明：1. F,H,J,K₁,L₁,M 六個經營變數的算術平均值對 C 加權平均值的比值均座落於 0 與 1 之間。表上所示者，如「3.63~6.48」，指其座落於 3.63% 至 6.48% 之間。
2. 「*」代表座落於說明 1 明確的座落範圍之下方，「△」代表座落於其上方，「▽」代表發生變號的更異常情況。而「」代表座落於說明 1 明確的座落範圍之內。
3 本表只列出式(7)義象經營變數的計算成果。
4. 本表列出 D 的 C 加權平均值，係為了顯示出分類間差異程度的重要性。D 又是義象的關鍵性經營變數。

附表 2 相關係數在算術平均下分母對
在 C 加權下分母的比值統計

單位：%

廠商分類		(M,D)	(D,F)	(F,H)、(H,J)、(J,K ₁)、(K ₁ ,L ₁)、(L ₁ ,M)
大廠	—	1.78*	1.73*	1.86~2.32
	實多一	4.08*	3.92*	4.29~5.58
	中多	46.52△	34.28	26.91~43.46
	中寡	33.06*	42.32	38.30~61.49
	實寡	32.40△	19.71	15.41~26.54
	實多二	18.20*	23.11	21.10~37.60
	二	9.32*	12.08	10.39~17.88
中廠	再分前	33.47	22.25*	32.95~64.40
	實多	81.51△	73.22△	50.26~72.84
	中多	71.10△	53.94	49.64~67.94
	中寡	25.76*	18.20*	26.93~44.46
	實寡	61.00	63.61	53.72~64.59
小廠	再分前	84.54	79.27*	80.25~95.22
	多	91.39	86.31*	87.35~101.07
	寡	82.06	81.78	64.14~83.82
代工廠	再分前	22.84	23.44	14.01~25.16
	實多	21.31	22.14	20.17~32.24
	中多	22.56△	24.50△	14.00~16.32
	中寡	57.82	63.10	57.04~79.56
	實寡	50.00	53.58	45.19~53.71

資料來源：同附表一

- 說明：1.(M,D)、(D,F)、(F,H)、(H,J)、(J,K₁)、(K₁,L₁)、及(L₁,M)七個相關係數在算術平均下分母對在 C 加權下分母的比值，除多設備小廠商「小廠多」(L₁,M)的比值為 101.07%之外，其餘 139 個上述比值皆介於零與一之間。
- 2.其餘說明同附表一的說明一至說明三
- 3.本表的分母指式(5)等號右邊的分母。

附表 3 在算術平均下共變異數對
在 C 加權下共變異數的比值統計

單位：%

廠商分類		(M,D)	(D,F)	(F,H)、(H,J)、(J,K ₁)、(K ₁ ,L ₁)、(L ₁ ,M)
大廠	—	1.65*	1.68*	1.80~2.31
	實多一	3.79*	3.81*	4.17~5.55
	中多	15.18*	34.61	26.16~34.62
	中寡	13.13*	44.83	38.98~65.79
	實寡	27.21	48.88 Δ	14.99~29.16
	實多二	12.54*	-174.02 ∇ *	20.89~41.35
	二	6.33*	-2.88 ∇ *	10.28~18.38
中廠	再分前	10.90*	16.80*	31.29~64.93
	實多	70.36	95.53 Δ	57.22~77.87
	中多	71.79	59.17	45.31~72.86
	中寡	15.65*	15.68*	25.23~36.54
	實寡	119.91 Δ	81.69 Δ	46.34~68.37
小廠	再分前	73.76*	76.74*	80.26~111.44
	多	36.05*	81.92*	84.28~120.19
	寡	81.40	81.14	47.32~141.24
代工廠	再分前	6.61*	90.70 Δ	13.87~27.51
	實多	4.80*	4.09*	17.73~32.16
	中多	5.80*	-11.07 ∇ *	13.87~16.13
	中寡	251.23 Δ	131.65 Δ	69.99~117.95
	實寡	54.83 Δ	58.30 Δ	46.08~54.59

資料來源：同附表一

說明：1.(M,D)、(D,F)、(F,H)、(H,J)、(J,K₁)、(K₁,L₁)、及(L₁,M)七個相關係數在算術平均下共變異數對在 C 加權下共變異數的比值，除中寡設備代客加工廠商「代工廠中寡」(M,D)的 251.23%、(D,F)的 131.65%、(L₁,M)的 117.95%、寡設備小廠商「小廠寡」(H,J)的 141.24%、多設備小廠商「小廠多」(J,K₁)的 120.19%、(L₁,M)的 111.03%、小廠商「小廠」(J,K₁)的 111.44%、(L₁,M)的 100.58%、實寡設備中廠商「中廠實寡」(M,D)的 119.91%此九筆上述比值大於一，及不含中鋼公司的實多設備大廠商「大廠實多二」(D,F)的 -174.02%、不含中鋼

公司的大廠商「大廠二」(D,F)的-2.88%、中多設備代客加工廠商「代工廠中多」(D,F)的-11.07%此三筆上述比值小於零之外，其餘 128 個上述比值皆介於零與一之間。

2.其餘說明同附表一的說明一至說明三

3.本表的共變異數指式(5)等號右邊的分分子。