

第五章、實證結果分析及檢驗

第一節、實證結果分析

本文主要研究目的，在於探討薪資不均程度對台北縣中小企業製造業經營績效成長之影響，首先利用吉尼系數計算 818 家企業 2002 年至 2004 年 3 年的薪資資料，作為衡量薪資不均度的指標。並以 2003 年至 2004 年的平衡追蹤資料，以 Cobb-Douglas 生產函數設定，利用最小平方法所求出之 α_1 與 α_2 的估計式 $\text{Log}(\alpha_1)$ 與 $\text{Log}(\alpha_2)$ 的係數和小於 1 (表 16)，顯示台北縣地區中小企業製造業要素投入與產出的關係為規模報酬遞減。

表 16：TFP 最小平方估計式估計結果

變數	係數	標準差	P-value
常數項	107.82	106.84	0.31 (1.00)
Log(資本投入量)	0.10	0.03	$3.82 \times 10^{-4***}$ (3.55)
Log(勞動投入量)	0.78	0.04	$2.88 \times 10^{-15***}$ (21.99)
時間變數	0.05	0.05	0.38 (0.88)
樣本數			1636
自由度			1632
R^2			0.25
Adj R^2			0.25
F 檢定			182.73***

註：括號內為 t 值，符號*、**、***分別表示 $\alpha=10\%$ 、 5% 、 1% 的顯著水準下，拒絕估計值為零的虛無假設。

其次，再利用最小平估計式方法，針對模型 4、5、6 式進行迴歸分析，加以估計各解釋變數對企業總要素生產力、稅後淨利成長力及淨值成長力的影響效果。本研究因採取橫斷面及時間序列資料，迴歸分析中可能會遇到變異數不同或異質變異情形，是本文採用 Breush-Pagan Chi-Squared 檢定方式，修正最小平方估計式實證模型。¹⁵

表 17 為全體企業共計 1,636 個觀察值 OLS 的估計結果，由表中估計數據可以發現，在控制其他變數不變下，本研究主要解釋變數薪資不均程度對台北縣中小企業製造業經營績效成長之影響，為顯著正相關；其中對稅後淨利成長力及淨值成長力的影響皆在顯著水準 1% 下呈正相關，對生產力的影響則在 10% 顯著水準下呈正相關。此一實證結果顯示，當企業薪資不均程度愈高，也就是薪酬制度非齊一性，對中小企業製造業經營績效成長愈有利。此一結果符合傳統經濟學派主張所得高度不平均是經濟迅速發展必要條件理論，報酬價值、獎賞制度往往可以有效激勵員工工作績效，提高企業生產力或獲利能力。

探究企業年度平均稅率之影響效果，實證估計結果顯示年度平均稅率對企業經營績效成長呈顯著正向關係，惟對三個模型被解釋變數影響強度不一，對淨值成長影響在顯著水準 1% 下呈正相關，對生產力影響在顯著水準 5% 下呈正相關，而對稅後淨利成長之影響強度則在顯著水準 10% 下呈正相關。此由於本研究台北縣中小型企業製造業平均銷貨收入約 3,754 萬 0,913 元，相較於大企業，屬收入較低之企業，依據供給面經濟學理論，低收入企業對稅率之敏感性程度較低，不會因稅率的提高而減少營業行為；研究結果也顯示台北縣中小企業製造業平均稅率與企業經營績效成長之關係為本文第四章第三節所述倒 U 字型曲線之正斜率階段。

¹⁵ 實證模型之檢測將於本章第二節詳細說明。

再者，企業薪資費用佔銷售額比率與企業生產力、稅後淨利成長力及淨值成長力則呈顯著負向關係。此與洪挺華（1997）研究台灣之實證資料及本文預期企業薪資費用佔銷售額比率應對經營績效成長具有正面影響之結論不同。推論原因在於洪挺華之研究資料對象為台灣中小企業製造業 1986 年及 1991 年兩個年度台閩地區工商普查製造業細項產業資料，非時間序列資料；且其被解釋變數為中小企業市場佔有率之成長，就行政院主計處統計資料顯示，該五年間，台灣中小企業製造業市場佔有率呈成長現象。又從本研究對 Cobb-Douglas 生產函數設定，利用最小平方法所求出之 α_1 與 α_2 的估計值分別為 0.10 與 0.78，兩者的係數和小於 1，可知台北縣地區中小企業製造業要素投入與產出的關係為規模報酬遞減，也就是 1 單位的資本投入及勞工投入，產出卻小於 1 單位。另依據數據，中小企業製造業員工薪資成本佔銷貨收入約 4 成比例，佔企業營業成本約 3 成 5 左右，比例較大企業為高，因此企業必須嚴謹控制人事成本，以提高生產力及增加稅後淨利與淨值為目標。

有關企業主年齡對生產力、稅後淨利成長及淨值成長之影響，則有不同之實證結果。企業主年齡對生產力之效果並不顯著，對稅後淨利成長則呈顯著負向關連，對淨值成長則呈顯著正相關。探討對各被解釋變數影響效果不同原因在於，以台灣中小企業製造業實際經營狀態，一般人事組織上另設廠長負責產品生產線上之管理與控制，與企業主年齡較無直接相關；稅後淨利是一種點的觀念，淨值則是一種累積的觀念，年紀較輕之企業主通常具有創新、活力，勇於嘗試新產品的研發，淨利成長較快，惟失敗率也較高，對企業淨值成長較不利，此一結論與本文之預期結果大致吻合。

另就企業主之性別探討對中小企業製造業經營績效成長之影響，實證結果顯示當企業主為男性時，對生產力、稅後淨利成長及淨值成長皆呈正

相關，但影響效果並不顯著，推論與 Mcpherson (1996) 採用非洲南部五個國家小企業之資料，研究結果發現女性經營者對企業的成長有負面的影響效果相符，惟因台灣是一父權主義社會，男尊女卑的觀念依舊存在，升遷管道上男性一級主管佔大多數，女性企業主在經營理念及政策上容易受男性所影響（如配偶、公司董事、股東等），因此效果並不顯著。

在時間變數實證結果顯示，2004 年與 2003 年之景氣波動對企業生產力、稅後淨利成長及淨值成長皆呈正面影響，但除與生產力是在顯著水準 10% 下呈正相關外，對淨利成長及淨值成長之影響效果皆不顯著。

除外，本文在研究過程中，為了解行業別是否存在個別特質效果，並影響企業經營績效之成長，於模型中亦加入食品及飲料業 (*IND1*)、紡織業 (*IND2*)、非金屬礦物製品製造業 (*IND3*)、化學材料製造業 (*IND4*)、塑膠製品製造業 (*IND5*)、金屬基本工業 (*IND6*)、金屬製品製造業 (*IND7*)、機械設備製造修配業 (*IND8*)、電腦通信及視聽電子產品製造業 (*IND9*)、電子零組件及半導體製造業 (*IND10*)、電力機械器材及設備製造修配業 (*IND11*)，及運輸工具製造修配業 (*IND12*) 等 12 個行業別虛擬變數加以實證研究，估計結果顯示，2003 年至 2004 年各行業之行業特性，與企業之經營績效成長並無顯著關係，且除常數項外，對模型 4、5、6 式之實證效果影響不大，是以，行業別因素未予考量納入解釋變數中。加入行業別虛擬變數之最小平方估計結果如表 18 所示。

表 17：最小平方估計式估計結果

變數	生產力	稅後淨利成長力	淨值成長力
常數項	0.06* (1.85)	0.10* (1.61)	0.54 (0.61)
薪資不均程度	0.08* (1.71)	5×10^{-3} *** (2.78)	1.25×10^{-8} *** (5.69)
平均稅率	0.02** (2.20)	0.06* (1.82)	1.56×10^{-4} *** (3.55)
薪資占銷貨收入 比率	-8×10^{-4} *** (-3.35)	-2×10^{-3} *** (-3.09)	-7×10^{-3} *** (-2.65)
企業主年齡	-0.17 (-1.35)	-5×10^{-3} *** (-2.83)	0.09* (1.67)
企業主性別	0.89 (0.13)	0.86 (0.17)	0.23 (1.19)
時間	0.06* (1.84)	0.11 (1.61)	0.54 (0.61)
樣本數	1636	1636	1636
自由度	1629	1629	1629
R ²	0.06	0.05	0.04
Adj R ²	0.06	0.05	0.03
F 檢定量	17.75***	14.53***	9.85***

註：括號內為 t 值，符號*、**、***分別表示 $\alpha=10\%$ 、 5% 、 1% 的顯著水準下，拒絕估計值為零的虛無假設。

表 18：加入行業別最小平方估計式估計結果

變數	生產力	稅後淨利成長力	淨值成長力
常數項	0.37 (0.90)	-0.62 (-0.49)	0.33 (0.98)
薪資不均程度	0.02 ^{**} (2.27)	2×10^{-4} ^{***} (3.70)	8.9×10^{-8} ^{***} (5.35)
平均稅率	0.09 [*] (1.69)	3.26×10^{-12} ^{***} (6.97)	3.88×10^{-6} ^{***} (4.62)
薪資占銷貨收入 比率	-2.89×10^{-15} ^{***} (-10.11)	-8.65×10^{-7} ^{***} (-4.91)	-0.04 ^{**} (-2.10)
企業主年齡	-0.20 (-1.26)	-1.32×10^{-2} ^{***} (-2.48)	0.06 [*] (1.92)
企業主性別	0.86 (0.18)	0.83 (0.22)	0.41 (0.82)
時間	0.06 [*] (1.84)	0.11 (1.61)	0.54 (0.61)
行業別			
食品及飲料業	0.62 (0.49)	0.46 (0.75)	-0.23 (-1.21)
紡織業	0.76 (0.31)	0.67 (0.43)	-0.30 (-1.05)
非金屬礦物製品 製造業	-0.98 (0.03)	0.64 (0.46)	-0.23 (-1.21)
化學材料製造業	0.82 (0.23)	0.46 (0.74)	-0.24 (-1.18)
塑膠製品製造業	0.90 (0.13)	0.52 (0.65)	-0.48 (-0.71)
金屬基本工業	0.80 (0.26)	0.38 (0.88)	-0.43 (-0.79)
金屬製品製造業	0.97 (0.03)	0.49 (0.70)	-0.38 (-0.89)

表 18：加入行業別最小平方估計式估計結果（續一）

變數	生產力	稅後淨利成長力	淨值成長力
機械設備製造修 配業	0.86 (0.18)	0.42 (0.81)	-0.43 (-0.80)
電腦通信及視聽 電子產品製造業	0.97 (0.04)	0.75 (0.31)	-0.32 (-0.99)
電子零組件及半 導體製造業	0.80 (0.25)	0.63 (0.48)	-0.36 (-0.91)
電力機械器材及 設備製造修配業	0.82 (0.23)	0.52 (0.64)	-0.34 (-0.96)
運輸工具製造修 配業	0.95 (0.07)	0.50 (0.67)	-0.57 (-0.57)
樣本數	1636	1636	1636
自由度	1617	1617	1617
R ²	0.07	0.07	0.05
Adj R ²	0.06	0.06	0.04
F 檢定量	6.98 ^{***}	6.89 ^{***}	5.14 ^{***}

註：括號內為 t 值，符號*、**、***分別表示 $\alpha=10\%$ 、 5% 、 1% 的顯著水準下，拒絕估計值為零的虛無假設。

第二節、實證模型正確度之檢驗

對實證模型正確性的相關檢定，能減少其發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹，本文以下利用 RESET 檢定 (regression specification error test)、LM 檢定 (Lagrange Multiplier test)、共線性 (collinearity) 和異質變異檢定來驗證實證模型的正確性，以及研究結果的可信度。

一、實證模型是否設定錯誤 (misspecification)

在檢定實證模型是否設定錯誤方面，本文使用 RESET 檢定加以測試。當實證模型中遺漏重要變數、納入不相關變數、選擇錯誤的函數形式或違反複迴歸模型的假設，都會得出設定錯誤的模型。RESET 檢定的用意即是發現遺漏的變數以及不正確的函數形式，其進行步驟如下：

首先就本研究實證模型的第 (3) 式取其預測值 $B\hat{A}PI_{i,t}$ 如第 (11) 式：

$$B\hat{A}PI_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_1 WADIS_{i,(t-1)} + \beta_2 ATAXR_{i,t} + \beta_3 WASALIR_{i,t} + \beta_4 BOSSOLD_{i,t} + \beta_5 BOSSSEX_{i,t} + \beta_6 T_t \quad (11)$$

在取得預測值後，再將預測值 $B\hat{A}PI_{i,t}$ 予以平方，並將原模型式中加入此一變數，即為 (12) 式：

$$B\hat{A}PI_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_1 WADIS_{i,(t-1)} + \beta_2 ATAXR_{i,t} + \beta_3 WASALIR_{i,t} + \beta_4 BOSSOLD_{i,t} + \beta_5 BOSSSEX_{i,t} + \beta_6 T_t + r B\hat{A}PI_{i,t}^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

在第 (12) 式中設定虛無假設 $H_0: r=0$ ，與對立假說 $H_1: r \neq 0$ ，若拒絕 H_0 表示原始模型設定不適當，而且可以改進。若無法拒絕 H_0 則表示此檢定無法發現任何模型設定錯誤的情況。檢定結果得知模型 4、5、6 式 r 之 P 值分別為 0.28、0.64、0.60 在 $\alpha=0.10$ 的顯著水準下，無法拒絕 $H_0: r=0$ 的虛無假設，因此，透過 RESET 檢定並未發現本研究模型有任何設定錯誤

之處。

二、殘差項是否存在自我相關 (autocorrelation)

由於本研究採用的是結合時間序列及橫斷面資料的 panel data，因此在時間序列上自我相關的問題就必須加以考慮，因為它可能導致估計值的高估或低估，因而影響區間估計及假設檢定的準確性，因此，對於此一問題本研究採用 LM 檢定 (Lagrange Multiplier test) 進行檢測，首先，令本研究實證模型第 (3) 式的殘差值 $\varepsilon_{i,t}$ ，遵循一階自我迴歸模型如 (13) 式所示：

$$\varepsilon_{i,t} = \rho \varepsilon_{i,(t-1)} + v_t \quad (13)$$

假設隨機誤差項為常態分配，即 $\varepsilon_{i,t}$ 具有分配 $N(0, \sigma_v^2)$ 的獨立隨機誤差，在 (13) 式中，若 $\rho=0$ ，則 $\varepsilon_{i,t}=v_t$ 則該方程式將不具自我相關，因此，為檢定本研究的實證模型殘差項是否具有自我相關，而將 $\varepsilon_{i,(t-1)}$ 帶入原實證模型成為第 (14) 式：

$$\begin{aligned} BAPI_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 WADIS_{i,(t-1)} + \beta_2 ATAXR_{i,t} + \beta_3 WASALIR_{i,t} + \beta_4 BOSSOLD_{i,t} \\ & + \beta_5 BOSSSEX_{i,t} + \beta_6 T_t + \rho \varepsilon_{i,(t-1)} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (14)$$

若 $\varepsilon_{i,(t-1)}$ 是可以觀察的，則依 (14) 重新進行迴歸，若 $\varepsilon_{i,(t-1)}$ 是無法觀察的，則用延遲的最小平方殘差 $\hat{\varepsilon}_{i,(t-1)}$ 代替。因此，設定虛無假設 $H_0: \rho=0$ ，與對立假說 $H_1: \rho \neq 0$ ，若拒絕 H_0 表示原始模型設定的殘差項是具有自我相關。檢定結果得知模型 4、5、6 式項下 ρ 之 P 值分別為 0.60、0.86、0.53，在 $\alpha=0.1$ 的顯著水準下，無法拒絕 $H_0: \rho=0$ 的虛無假設，因此，透過 LM 檢定並未發現本研究模型具有自我相關性。

三、解釋變數間是否具共線性 (collinearity)

所謂共線 (collinear) 係指在多元迴歸之下，各解釋變數間有某種規律性的方式一起變動，而當有數個變數牽涉在模型在內時，即稱為共線性 (collinearity) 或線性重合 (multicollinearity)，只要解釋變數間有共線，則最小平方估計式則無法定義。Hill et al. (2001) 使用成對解釋樣本間的相關係數 (correlation coefficients) 予以判斷。若其絕對值大於 0.8 或 0.9 時，便有線性重合情形存在，必須修正實證模型，避免影響估計結果的準確性。本文採用 0.85 作為判定標準，檢測結果顯示，尚無任兩個解釋變數之相關係數大於 0.85 的情況，詳如表 19 相關係數矩陣。另再進一步以輔助迴歸 (auxiliary regression) 檢定，對解釋變數薪資費用佔銷貨收入比率與其他自變數重新進行迴歸，檢定結果 R^2 為 0.04，小於 0.85。因此，本研究模型兩兩解釋變數之間，未發現有線性重合的現象。

四、實證模型是否存在異質變異

在使用橫斷面資料時，時常會遇到異質變異的問題，若使用具有異質變異性的模型加以估計，將和殘差值存在自我相關一樣，會導致錯誤的效果。本文透過 Breusch-Pagan (BP) 統計值對模型加以檢測。檢定結果顯示，模型 4、5、6 式 BP 統計值皆大於顯著水準 10%、5% 及 1% 下之卡方檢定值，代表實證模型具有異質變異性，因此，本研究將模型進行修正，模型估計之結果已無誤。¹⁶

茲將上述實證模型檢定結果彙整如表 20。經過上述統計檢定後證實，本實證模型設定尚無發現錯誤、殘差項無自我相關、兩兩解釋變數間不具有共線性、異質變異情形已加以修正；可知本研究在探討薪資不均程度及

¹⁶ 受限於篇幅，模型之修正過程請洽作者。

其他相關因素，對台北縣地區中小企業製造業經營績效成長影響之實證結果，是具有相當高的可信度的。

表 19：解釋變數相關係數矩陣

變數	WADIS	ATAXR	WASALIR	BOSSOLD	BOSSEX	T
WADIS	1	-0.0441	0.0005	-0.015	0.0446	-0.0091
ATAXR	-0.4413	1	0.1915	0.0406	0.0121	0.0297
WASALIR	0.0005	0.1915	1	-0.0182	-0.2552	-0.014
BOSSOLD	-0.015	0.0406	-0.0182	1	0.093	0.0578
BOSSEX	0.0446	0.0121	-0.0255	0.093	1	0
T	-0.014	0.0297	-0.14	0.0578	0	1

表 20：實證模型結果一覽表

項目	檢定方法	結果
1、實證模型是否有誤	RESIT 檢定 $BAP\hat{I}_i^2$ 之 P-value $> \alpha$ 接受虛無假設則模型無誤	P 值分別為 0.28、0.64、0.60 大於臨界值 0.1 模型無誤
2、是否具有自我相關	LM 檢定 $\hat{\epsilon}_{i,(t-1)}$ 之 P-value $> \alpha$ 接受虛無假設則不具相關性	P 值分別為 0.60、0.86、0.53 大於臨界值 0.1 無自我相關性
3、解釋變數有無共線性	係數矩陣相關係數 < 0.85 輔助迴歸 $R^2 < 0.85$ 接受虛無假設則不具共線性	兩兩變數相關係數 < 0.85 輔助迴歸 $R^2 = 0.04 < 0.85$ 不具共線性
4、有無異質變異	BP 值檢定 BP 值 $<$ 卡方值 接受虛無假設不具異質變異	BP 值皆大於 $\alpha = 0.1$ 之卡方值 模型具有異質變異 已修正無誤

第三節、本章小結

本研究實證結果，企業薪資不均度與平均稅率對企業生產力、稅後淨利成長與淨值成長皆呈顯著正相關；薪資費用佔銷售額比率對企業生產力、稅後淨利成長與淨值成長皆呈顯著負相關；企業主年齡對生產力之效果並不顯著，對稅後淨利成長則呈顯著負向關連，對淨值成長則呈顯著正相關；企業主之性別，對生產力、稅後淨利成長及淨值成長顯著相關；在時間變數實證結果顯示，2004 年與 2003 年之景氣波動對企業生產力呈顯著正面影響，對淨利成長及淨值成長之影響效果皆不顯著。

本實證模型經過多種統計指標檢定後證實，模型設定並無錯誤或遺漏相關變數、殘差項無自我相關性、兩兩解釋變數間不具有共線性、異質變異情形已加以修正；因此，本研究在探討薪資不均程度及其他相關因素，對台北縣地區中小企業製造業經營績效成長影響之實證結果，是具有相當高的可信度的。