

第五章 實證結果與模型檢定

長期關係並估計之。第二節則針對短期關係做進一步的估計。最後，為了減少實證模型和估計結果發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹，在第三節中以更多的方法，對本文實證模型和估計結果加以檢定之。

第一節 長期關係之實證結果

由 Pesaran and Shin (1998) 及 Pesaran et al. (2001) 所提出的共整合 ARDL 模型中，必須先以 F 統計量檢驗在第 (12) 式中的 $LNSTOCK$ 、 $LNLFP$ 、 GDP 、 $FERTILITY$ 等四個變數是否存在長期關係。若無法通過 F 統計量的聯合檢定，意即代表該年齡組之勞動參與率、加權股價指數、經濟成長率、生育率等四個變數間，並無長期穩定關係。檢定結果，大致上男性與女性的勞動參與率與股票市場等變數具有長期關係，但男性 40 歲至 44 歲、55 歲至 59 歲這兩個年齡層無法通過 F 統計量檢定，即代表了變數間無長期關係之存在。而後，由共整合方程式可估計出股票市場影響勞動參與率之長期關係係數，茲將長期關係之估計結果詳列於表 5 中，並分述如下。

由表 5 可以清楚的看出，不論是女性或者是男性的長期關係皆為正向，這表示當股票長期上漲時，將會使男性與女性的勞動參與率上升。就如同第四章中的理論模型推論，當股市上漲將會使大眾預期未來工資率上升，造成未來休閒的機會成本上升，使得已退出勞動市場的工作者，重新回到勞動市場中就業或是尋找工作機會，而反映在總體勞動參與率的提升上。此外，若仔細的比較各年齡組的估計係數，則發現不管是男性或女性

表 5：加權股價指數與勞動參與率之長期關係實證結果

被解釋變數 ΔLNLP			
資料組別	估計係數	標準差	t-ratio
所有男性	0.0040***	0.0014	2.7835
男性 35 歲至 39 歲	0.0009***	0.0006	1.4613
男性 40 歲至 44 歲	0.0015*	0.0008	1.8814
男性 45 歲至 49 歲	0.0048***	0.0011	4.2619
男性 50 歲至 54 歲	0.0127**	0.0019	6.7966
男性 55 歲至 59 歲	0.0217***	0.0031	7.0384
男性 60 歲至 64 歲	0.0108***	0.0033	3.2572
男性 65 歲及以上	-0.0058	0.0080	-0.7252
所有女性	0.0140***	0.0021	6.6018
女性 35 歲至 39 歲	0.0259***	0.0038	6.8555
女性 40 歲至 44 歲	0.0347***	0.0034	10.1522
女性 45 歲至 49 歲	0.0225***	0.0040	5.6044
女性 50 歲至 54 歲	0.0242***	0.0049	4.9225
女性 55 歲至 59 歲	0.0507***	0.0070	7.2606
女性 60 歲至 64 歲	0.0939***	0.0089	10.5793
女性 65 歲及以上	0.0943***	0.0152	6.2225

註：***、**、*分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下，以雙尾檢定拒絕虛無假設。

之估計係數皆隨年齡增加而上升。就男性而言，60 至 64 歲之估計係數為 0.0108，為男性 35 歲至 39 歲之 12 倍；女性 65 歲以上之估計係數為 0.0943，為女性 35 歲至 39 歲之 3.64 倍。且比較各年齡層男性與女性之估計係數，則可發現女性的估計係數大於男性，代表女性勞動供給彈性較大，為勞動市場之次要工作者，與 Holtz-Eakin et al. (1993) 之結論相一致。

第二節 短期關係之實證結果

完成長期關係之確認與估計後，則進行短期誤差修正估計，各變數之最適落後期數的選擇則依循 AIC 的極小值來選取。加權股價指數對勞動參與率之影響的短期關係估計結果則列於表 6。

由表 6 可清楚的看出，則可看出當股票市場的上漲，對所有男性其勞動參與率將會微幅增加。這表示對所有男性而言，股市上漲所造成的正向替代效果將超過財富效果，意即當股市上漲，男性工作者將普遍預期未來工資上升，且預期工資上升所賺取之報酬將高於投資股票之報酬，因而選擇提高勞動參與。此外，男性 45 歲至 49 歲之勞動參與率亦隨股票上漲而呈現微幅上升，而大部分男性的資料組別則不受股票市場的影響，則可能因替代效果恰好抵銷財富效果，使得加總後效果為零。然而，越接近退休年齡，其財富效果越大，當股市上漲時，越有可能因累積足夠財富而選擇退休，男性 65 歲及以上該組別之估計係數為-0.0470，且該係數為所有男性估計係數之 12 倍，為男性 45 歲至 49 歲之 6.9 倍，不僅驗證本文章先前的理論模型推論，且符合 Cheng and French (2000) 與 Imbens et al. (2001) 的結論。

反觀女性的部分，當股市的上漲將會導致三個資料組別之女性勞動參與率下降。²⁰這表示對這些資料組別之女性而言，財富效果將大於替代效果。因為女性之勞動供給較有彈性，為勞動市場中之次要工作者，一旦家計財富增加到一定的數額，女性工作者將優先退出勞動市場。而對所有女性與部分女性資料組別而言，其估計係數為零，表示當股市上漲所引起之財富效果恰好抵銷替代效果，故其加總後之總效果為零。此外，亦發現年長女性的估計係數遠大於年輕女性的估計係數，比較 35 歲到 39 歲與 65

²⁰ 其資料組別分別為女性 35 至 39 歲、55 至 59 歲、65 歲及以上。

表 6：加權股價指數與勞動參與率之短期關係實證結果

資料組別	被解釋變數 ΔLNLP		
	係數加總	<i>ECM</i>	(k_1, k_2, k_3, k_4)
所有男性	0.0039	-0.0259	(12, 2, 5, 2)
男性 35 歲至 39 歲	0	-0.0692**	(4, 0, 0, 0)
男性 40 歲至 44 歲	0	-0.0216	(10, 0, 0, 2)
男性 45 歲至 49 歲	0.0068	-0.0599**	(7, 9, 1, 0)
男性 50 歲至 54 歲	0	-0.0916***	(12, 0, 0, 0)
男性 55 歲至 59 歲	0	0.0053	(10, 1, 0, 0)
男性 60 歲至 64 歲	0	-0.2389***	(4, 0, 4, 0)
男性 65 歲及以上	-0.0470	-0.1135***	(2, 0, 0, 0)
所有女性	0	-0.1201***	(12, 0, 0, 0)
女性 35 歲至 39 歲	-0.0972	-0.1565**	(10, 0, 8, 12)
女性 40 歲至 44 歲	0	-0.0989**	(11, 0, 0, 0)
女性 45 歲至 49 歲	0.0174	-0.1166*	(12, 1, 0, 6)
女性 50 歲至 54 歲	0	-0.1833***	(12, 9, 3, 1)
女性 55 歲至 59 歲	-0.0223	-0.2209***	(11, 0, 0, 6)
女性 60 歲至 64 歲	0	-0.1092**	(11, 0, 12, 0)
女性 65 歲及以上	-0.1547	-0.2017***	(4, 0, 11, 2)

註：1. 係數加總乃是將加權股價指數影響勞動參與之所有落後項中，取具有統計顯著性（ p 值在 0.1 以下）之係數加總而得。

2. ***、**、* 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下，以雙尾檢定拒絕虛無假設。

3. (k_1, k_2, k_3, k_4) 依序代表勞動參與率、經濟成長率、一般生育率、加權股價指數等內生變數之最適落後階數。

歲以上之資料組別的估計係數，可發現年長女性的係數約為年輕女性的 4 倍，這代表了越接近退休年齡，當股市大幅上漲時，部分女性將因家計財富的增加，使得這些人越傾向選擇提早退休或者是退出勞動市場，而使得女性的勞動參與率下降。

再者，比較各年齡層之男性與女性估計係數，亦可得到女性勞動參與率之變化幅度高於男性之結論，支持了 Holtz-Eakin et al. (1993) 所提出之女性為次要工作者之結論。

此外，*ECM* 項的估計係數不論男性或者是女性皆為負，而女性 *ECM* 項之估計係數仍大於男性之估計係數，且大部分都具有統計上的顯著性。而 *ECM* 的係數即代表了當勞動市場遭到外在衝擊時，勞動市場回歸均衡的速度。由此觀點來看，女性勞動市場的調整速度將高於男性勞動市場，再度印證女性勞動供給之彈性較大，為勞動市場中之次要工作者。

最後，男性與女性勞動參與率與經濟成長率及生育率為正向關係，則表示當總體經濟表現亮麗時，亦會使得一般大眾預期未來工資上漲，而提高勞動參與率。當生育率提高時，為賺取足夠之財富以供未來養育子女所花費之費用，故使勞動參與率提高。而男性與女性勞動參與率與自身之勞動參與率落後項呈現負向關係，表示因為過去之高勞動參與，已賺取相當之所得，故於本期降低勞動參與。

第三節 模型正確性之相關檢定

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。本文以下利用序列自我相關 (Serial Autocorrelation, SC)、異質變異 (Heteroscedasticity, HE)、常態分配 (Normality, NO) 等，以驗證實證模型的正確性，以及研究結果的可信度。

一、實證模型是否具有序列自我相關 (Serial Autocorrelation, SC) ？

在處理有關時間序列資料時，必須考慮到自我相關的可能性，若忽略自我相關的問題，可能導致估計值的高估或低估，而影響估計及假設檢定的準確性。本文對此問題將採用 LM 檢定予以檢測。首先，令本文實證模型之殘差項遵循一階自我迴歸模型如 (14) 式所示，

$$\varepsilon_t = \alpha_0 + \rho\varepsilon_{t-1} + v_t \quad (14)$$

其中，假設 v_t 是具有分配 $N(0, \sigma_v^2)$ 的獨立隨機誤差。若 $\rho = 0$ ，則 $\varepsilon_t = v_t$ ，因而 (14) 式中將不具自我相關。將本文實證模型改寫為 (15) 式。

$$\Delta LNFLPR_t = \theta_0 + \sum_1^k \beta_k X_{kt} + \rho\varepsilon_{t-1} + v_t \quad (15)$$

若 ε_{t-1} 是可以觀察的，則檢定虛無假設 $H_0: \rho = 0$ 的一個方式是將 $\Delta LNFLPR_t$ 對 X_t 和 ε_{t-1} 迴歸，並檢定係數 ρ 的顯著性。因為 ε_{t-1} 無法觀察，因此以延遲的最小平方殘差 $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ 代替之。檢定結果得知係數 ρ 之 P 值在 $\alpha = 0.10$ 的顯著水準下，各組皆無法拒絕 ρ 為零之虛無假設。故得知本文實證模型之殘差項皆不具自我相關。

二、實證模型是否具有異質變異 (Heteroscedasticity, HE) ？

在處理有關時間序列資料時，尤其是越精細的日、周或月之時間序列

資料中，越有可能出現異質變異。若忽略異質變異的問題，可能導致出現無效率的估計式，而影響估計及假設檢定的準確性。本研究對於異質變異的檢定則採用 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 之 LM 檢定，以檢定殘差項是否有自我迴歸條件異質變異。其虛無假設為不存在異質變異，作法乃根據下列具有 p 期的迴歸式，

$$e_t^2 = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1}^2 + \beta_2 e_{t-2}^2 + \cdots + \beta_p e_{t-p}^2 + v_t \quad (16)$$

其中 e 為殘差項，檢定統計量為 F 統計量，檢定各期係數是否皆顯著，另一為 LM 統計量，利用迴歸判定係數作為統計量，而此統計量服從一個自由度為 p 的卡方分配。

檢測結果所有男性及男性 40 歲到 44 歲、男性 65 歲以上，以及女性之 35 到 39 歲、40 到 44 歲、50 到 54 歲、55 到 59 歲及 65 歲以上等 8 個資料組別出現異質變異。本研究為了消除異質變異的存在，使用了 White (1980) 所提出之 White Heteroscedasticity Consistent Estimator 以修正迴歸式的估計，故所有具異質變異的資料組別之估計係數，皆為修正過後之估計值。

三、實證模型是否具有常態分配 (Normality, NO) ?

最後一個檢定為常態分配檢定，則引用 Jarque-Bera 統計值檢定。而 Jarque-Bera 檢定是依據偏態系數 S 與峰態係數 K ，其統計量公式為：

$$JB = \frac{T}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right), \text{ under } H_0 : \text{Normality}, JB \sim \chi^2(2) \quad (17)$$

檢定結果為男性 50 至 54 歲、男性 55 至 59 歲、所有女性、女性 45 至 49 歲、女性 60 至 64 歲等五個資料組別無法通過常態性檢定。所有的檢定結果則詳列於表 7。

表 7: 相關檢定結果

各年齡組	序列自我相關	異質變異	常態性
	H_0 : 落後階數為 q 之殘差項不存在序列自我相關	H_0 : 落後階數 q 之殘差項不存在異質變異	H_0 : 殘差項符合常態分配
所有男性	A	R	A
男性 35 歲至 39 歲	A	A	A
男性 40 歲至 44 歲	A	R	A
男性 45 歲至 49 歲	A	A	A
男性 50 歲至 54 歲	A	A	R
男性 55 歲至 59 歲	A	A	R
男性 60 歲至 64 歲	A	A	A
男性 65 歲及以上	A	R	A
所有女性	A	A	R
女性 35 歲至 39 歲	A	R	A
女性 40 歲至 44 歲	A	R	A
女性 45 歲至 49 歲	A	A	R
女性 50 歲至 54 歲	A	R	A
女性 55 歲至 59 歲	A	R	A
女性 60 歲至 64 歲	A	A	R
女性 65 歲及以上	A	R	A

註：1. A 表示無法拒絕 H_0 ；R 表示拒絕 H_0 。

2. 序列自我相關檢定使用 LM 檢定；異質變異檢定則使用 ARCH LM 檢定；常態性檢定則使用 Jarque-Bera 統計值檢定。

透過上述統計檢定，本文實證模型不存在序列自我相關問題；而存在異質變異的問題已使用相關的計量方法修正之。因此，本文在實證模型中所獲得的研究結論，具有相當的可信度。

第四節 本章小節

在第四章介紹完研究設計後，本章即依前述之研究方法對實證模型加以估計，並分析迴歸結果。首先，第一節針對長期關係估計結果並說明其意義。次之，第二節則針對短期關係估計結果並說明其意義。最後，為了減少實證模型和估計結果發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹，在第三節中以更多的方法，對本文實證模型和估計結果加以檢定之。本章的重點說明如下：

一、長期關係之實證結果

由表 5 可以清楚的看出長期關係，不論是女性或者是男性的長期關係皆為正向，這表示當股票長期上漲時，將會使男性與女性的勞動參與率上升。就如同第四章中的理論模型推論，當股市上漲將會使大眾預期未來工資率上升，造成未來休閒的機會成本上升，使得已退出勞動市場的工作者，重新回到勞動市場中就業或是尋找工作機會，而反映在總體勞動參與率的提升上。此外，若仔細的觀察各年齡組的係數，則發現估計係數隨年齡增加而上升，且女性的估計係數大於男性，這與 Holtz-Eakin et al. (1993) 之結論相一致。

二、短期關係之實證結果

以短期關係而言，則可以看出股票市場的上漲，所有男性與女性 45 至 49 歲之勞動參與率將會微幅增加。這表示對男性而言，股市上漲所造成的正向替代效果將超過財富效果。而大部分男性資料組別則不受股票市場的影響，則可能因替代效果恰好抵銷財富效果，使得加總後效果為零。然而，越接近退休年齡，其財富效果越大，而男性 65 歲及以上該組別之估計係數為負，且該係數為所有男性係數之 12 倍，不僅驗證本文先前的

模型推論，且符合 Cheng and French (2000) 與 Imbens et al. (2001) 的結論。

反觀女性的部分，當股市的上漲將會導致三個資料組別之女性勞動參與率下降。這表示對這些女性而言，財富效果將大於替代效果。因為女性為勞動市場的次要工作者，一旦家計財富增加到一定的數額，女性工作者將會優先退出勞動市場。除此之外，亦發現年長女性的估計係數遠大於年輕女性的估計係數。以 35 到 39 歲與 65 歲以上這兩個年齡組的估計係數做比較，年長女性的係數約為年輕女性的 4 倍，這代表了越接近退休年齡，當股市大幅上漲時，這些人將因家計財富的增加，越傾向選擇提早退休或者是退出勞動市場，而使得女性的勞動參與率下降。

此外，*ECM* 的估計係數不論男性或者是女性皆為負，且具有統計上的顯著性，代表了當女性勞動市場遭到外在衝擊時，其調整速度將高於男性勞動市場，再度印證女性勞動供給彈性較大，為勞動市場中之次要工作者。而由 *ARDL* 模型之估計結果可知，男性與女性勞動參與率與經濟成長率及生育率為正向關係，而與自身之勞動參與率呈現負向關係。

三、模型正確性之相關檢定

為了進一步證實估計的完整性，在完成短期係數後，在對估計的殘差項進行一系列的檢定，包含了序列自我相關 (Serial Autocorrelation, SC)、異質變異 (Heteroscedasticity, HE)、常態分配 (Normality, NO) 等。透過上述統計檢定，本文實證模型不存在序列自我相關問題，存在異質變異的問題已使用相關的計量方法修正之。因此，本文在實證模型中所獲得的研究結論，具有相當的可信度。