

## 第五章 實證結果與模型檢定

### 第一節 實證結果分析

#### 一、長期關係實證結果

在共整合 ARDL 模型中，要確定  $FDI$ 、 $CPI$ 、 $INT$ 、 $EXC$ 、 $INC$  與  $STOCK$  之間是否存在長期關係，首先必須以  $F$  統計量檢驗之。如果無法通  $F$  統計量的聯合檢定，便代表外商直接投資、物價、利率、匯率、收入與股價等變數之間並不存在長期穩定關係。在 10% 顯著水準下，檢定結果得出  $F$  統計量等於 151.15 ( $p=0.000$ )，顯示以上各變數的確存在長期穩定關係。本文將長期關係的實證結果整理於下列表 5-1。

表 5-1：長期關係實證結果

依變數 $LHP$				
變數名稱	符號	估計係數	標準差	$p$ 值
常數項	C	143.898	1181.779	0.904
外資	LFDI	12.064**	5.606	0.036
物價	LCPI	29.260***	7.188	0.000
利率	LINT	369.243***	55.607	0.000
匯率	LEXC	-459.700***	106.880	0.000
股價	LSTOCK	-0.158***	0.015	0.000
收入	LINC	0.058*	0.033	0.084

註：1、Observations= 60，Adjusted  $R^2=0.939$ ， $F$ -statistic=151.152( $p=0.000$ )。

2、\*、\*\*、\*\*\*表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，拒絕虛無假設。

從表 5-1 可以清楚看出，就長期而言，外資的估計係數為 12.06，顯示外資增加確實造成房價的上漲；物價的估計係數亦為正的 29.26，表示物價指數上升亦是房價上漲的推手；而收入增加將小幅度推升房價，其估計係數為 0.058；匯率方面的估計係數為 -459.70，由於本研究採用美元兌人民幣匯率，研究結果顯示

匯率與房價為反向關係，表示美元貶值（人民幣升值）則上海房地產價格將上升，也就是說，人民幣升值帶動了房價的上漲，實際上人民幣幣值與上海房價呈現正向關係；不過令人較為意外的是，利率上揚，長期房價卻不跌反漲，此研究結果與李進濤等（2007）、宋勃等（2007）的研究結果相符合，一方面顯示房地產在上海仍是新興產業，房價上漲的力道相當強勁，利率上升並無法抑制房價，另一方面消費者在預期未來利率上升的情況下將提前消費，同樣刺激了市場需求，因此升息反而加速了房價的飆升；股價估計係數為-0.158，與房價存在反向關係，符合當初預期。

更進一步來比較影響房價的因素可以發現，影響房價最劇的因素為匯率與利率，其次為物價，再其次才是外資，而收入對房價上漲的貢獻則排在最後。其中，匯率影響房價的程度是外資的 41 倍左右，顯示隨著人民幣的不斷升值，越來越多來路不明的國際游資透過各種管道進入中國大陸，且部份資金流入了上海房市，造成房價上漲。而實際進入上海房地產市場國際游資到底有多少，目前並沒有確切的數字，只能從匯率上看出一點端倪。雖然外資並非上海房價飆漲的主因，然而我們也無法否認外資確實推升了上海房價。以上結果顯示，外資並非上海房價飆漲的罪魁禍首，亦不是宏觀調控政策下的代罪羔羊，在上海房價與「限外令」的脈絡下，中國政府拿外資開刀，其目的是為了抑制國際游資持續流向房地產市場，並針對「炒樓」現象警告房地產投機客，站在中國政府的官方角度，「殺雞儆猴」的味道相當濃厚。

## 二、短期關係實證結果

通過了長期關係的估計後，本研究接著利用 AIC 的極小值來取各變數的最佳落後期數，並將各總體經濟變數影響上海房價的短期關係估計結果整理於表 5-2 與 5-3。

表 5-2：短期關係實證結果（一）

依變數 $\Delta LHP$			
變數名稱	係數加總	標準差	p值
C	-0.0013	0.0010	0.1921
ECM(-1)	-0.0001**	0.0000	0.0152
D1	-0.0008	0.0024	0.7302
$\Delta LHP$	1.0115***	0.0849	0.0000
$\Delta LFDI$	0.0351***	0.0097	0.0014
$\Delta LCPI$	-0.2458	0.1452	0.1040
$\Delta LINT$	0.2959***	0.0592	0.0000
$\Delta LEXC$	-0.6515	0.5137	0.2174
$\Delta LINC$	0.0365***	0.0108	0.0026
$\Delta LSTOCK$	-0.0342	0.0248	0.1811

註：1、係數加總代表各變數落後期係數之和。  
 2、各變數係數和之檢定，其虛無假設為係數和等於零。  
 3、\*、\*\*、\*\*\*表示在 10%、5%、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

從表 5-2 與 5-3 我們可以得出以下幾點結論：首先，就短期關係而言，影響上海房價的主要因素之一其實就是房價本身，表示先前的房價對房屋購買者而言是重要的參考訊息，前一期的房價將帶動當期的房市行情。其次，外資與房價的關係仍然是正向的，顯示短期外商直接投資的增加，將刺激房地產的需求，此研究結果與邱國珍（2007）的論點一致。再其次，不論長期或短期，利率上升均促使房價上漲，可見中國政府欲透過調升利率達到抑制房價的目標無非緣木求魚，失去了利率這項調控工具，其抑制房價的政策更顯得捉襟見肘。接著，短期收入增加促使房價上升，其隱含的意義為，國民所得的增加反映了上海經濟的成長，顯示上海房價成長的動力，部份來自於本身經濟的高速發展，這點與閻之博（2007）的部分結論相符合。然後，較為特別的發現是，在短期關係上，整體而言物價對房價沒有顯著影響，其加總後的效果為零，但就個別月份而言，物價與房價的長、短期關係卻發生背離；長期而言，物價上漲將使房價上升，然而在短期關係中，落後兩期的物價指數與房價指數呈現反向關係，其估計係數為-0.235，

顯示短期物價上漲反而使得房價下跌。最後，2006年7月以來所實施的「限外令」政策，並沒有如預期般達到抑制房價的效果，所得出的估計係數為-0.0008，但效果並不顯著，表示其政策能有相當多的改進空間；而匯率與股價對房價的影響在短期關係中並不顯著，其加總後的效果為零，以上變數個別月份對房價的影響如表 5-3 所示。

表 5-3：短期關係實證結果（二）

依變數 $\Delta LHP$			
變數名稱	估計係數	標準差	p值
C	-0.0013	0.0010	0.1921
ECM(-1)	-0.0000**	0.0000	0.0152
D1	-0.0008	0.0024	0.7302
$\Delta LHP(-1)$	0.8354***	0.1305	0.0000
$\Delta LHP(-2)$	0.0113	0.1705	0.9478
$\Delta LHP(-3)$	0.1648	0.1309	0.2207
$\Delta LCPI(-0)$	-0.1389	0.0820	0.1040
$\Delta LCPI(-1)$	0.1283	0.0843	0.1417
$\Delta LCPI(-2)$	-0.2352***	0.0752	0.0047
$\Delta LFDI(-0)$	0.0109***	0.0026	0.0004
$\Delta LFDI(-1)$	0.0036	0.0025	0.1659
$\Delta LFDI(-2)$	0.0022	0.0025	0.3839
$\Delta LFDI(-3)$	-0.0012	0.0024	0.6354
$\Delta LFDI(-4)$	0.0093***	0.0026	0.0016
$\Delta LFDI(-5)$	0.0103***	0.0023	0.0002
$\Delta LINT(-0)$	0.1759***	0.0393	0.0002
$\Delta LINT(-1)$	0.1200**	0.0449	0.0137
$\Delta LEXC(-0)$	0.0197	0.1678	0.9073
$\Delta LEXC(-1)$	-0.0408	0.1741	0.8168
$\Delta LEXC(-2)$	0.3263*	0.1753	0.0754
$\Delta LEXC(-3)$	0.1898	0.1839	0.3130
$\Delta LEXC(-4)$	-0.2148	0.1719	0.2240
$\Delta LEXC(-5)$	-0.9318***	0.1880	0.0001
$\Delta LSTOCK(-0)$	-0.0053	0.0089	0.5548
$\Delta LSTOCK(-1)$	0.0032	0.0090	0.7265
$\Delta LSTOCK(-2)$	-0.0077	0.0092	0.4144
$\Delta LSTOCK(-3)$	-0.0112	0.0090	0.2294
$\Delta LSTOCK(-4)$	-0.0133	0.0090	0.1556
$\Delta LINC(-0)$	0.0151**	0.0054	0.0105
$\Delta LINC(-1)$	0.0018	0.0053	0.7395
$\Delta LINC(-2)$	0.0196***	0.0058	0.0025

註： 1、Observations= 54，Adjusted  $R^2=0.853$ ，F-statistic=11.220(p=0.000)。

2、\*、\*\*、\*\*\*表示在 10%、5%、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

## 第二節 模型正確性相關檢定

為了使研究過程更加謹慎，減少其發生錯誤的機會，本研究將進行相關模型正確性檢定。以下將利用序列自我相關（serial autocorrelation, SC）、異質變異（heteroskedasticity, HE）、常態分配（normality, NO）與模型錯誤（model misspecification, MS）檢定，來驗證實證模型的正確性，以確保研究結果的可信度。

### 一、自我相關檢定

假如忽略實證變數的自我相關問題，可能導致估計值的不準確，並影響相關檢定的準確性，因此研究結果的可信度將被質疑。本研究針對自我相關問題，採用 LM 檢定，首先令本研究實證模型的殘差項如式（6）所示：

$$\varepsilon_t = \alpha_0 + p\varepsilon_{t-1} + v_t \quad (6)$$

假設  $v_t$  是具有常態分配  $N(0, \sigma_v^2)$  的獨立隨機誤差，若  $p=0$ ，則  $\varepsilon_t = v_t$ ，則式（6）不具自我相關。據此把本文實證模型改寫如下：

$$\Delta LNHP_t = \theta_0 + \sum_1^k \beta_k X_{kt} + p\varepsilon_{t-1} + v_t \quad (7)$$

如果  $\varepsilon_{t-1}$  是可以觀察的，則檢定虛無假設  $H_0: p=0$  的一個方程式是將  $\Delta LNHP_t$  對  $X_t$  和  $\varepsilon_{t-1}$  迴歸，同時檢定  $p$  的顯著性。由於  $\varepsilon_{t-1}$  無法觀察，因此以延遲的最小平方殘差  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$  代替之。檢定結果顯示  $p$  在  $\alpha=0.10$  的顯著水準下，無法拒絕虛無假設，因此  $p=0$ ，故本研究實證模型的殘差項不具自我相關。

### 二、異質變異檢定

一般而言，時間序列資料愈是精細，愈有可能出現異質變異的情況。如果迴

歸的殘差條件變異不齊一，所估計出來的係數將不具有有效性，換句話說，實證結果和假設檢定亦是有問題的。因此對於日資料、週資料或月資料，都必須進行異質變異的檢定。本研究採用 ARCH-LM 檢定 (autoregressive conditional heteroskedasticity lagrange multiplier test)，來確定模型中的殘差項是否具有異質變異。其虛無假設為不具有異質變異，根據下列具有  $q$  期的迴歸式，其作法如下：

$$e^2 = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1}^2 + \beta_2 e_{t-2}^2 + \dots + \beta_q e_{t-q}^2 + v_t \quad (8)$$

式中  $e$  為殘差項，利用 F 統計量檢定各期係數是否顯著，另外 LM 統計量，利用迴歸判定係數作統計量，且此統計量必須服從一個自由度為  $q$  的卡方分配。當  $q=3$ ，其 p 值為 0.814，當  $q=6$ ，p 值為 0.802，檢測結果並未拒絕虛無假設，顯示本實證模型並無出現異質變異。

### 三、常態分配檢定

本研究利用 Jarque-Bera 統計值來檢定本實證模型之殘差有無符合常態分配，其統計量公式為：

$$JB = \frac{T}{6} \left( S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right) \quad (9)$$

其中  $S$  為偏態係數 (skewness)， $K$  為峰態係數 (kurtosis)，其虛無假設為常態分配，且  $JB \sim \chi^2(2)$ 。檢定結果 JB 值為 0.414，p 值為 0.813，故本實證模型符合常態分配。

### 四、模型設定錯誤檢定

若實證模型違背模型假設、選擇錯誤的函數形式、遺漏重要變數或納入不相干的變數，都會導致模型設定錯誤。本文透過 RESET 檢定 (regression specification

error test)，便可以知道本研究的實證模型設定是否有誤。以下列式子表示本研究的預測值：

$$\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad (10)$$

時將預測值的平方項加入實證模型可得到式 (11)：

$$y = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 \hat{y}^2 + \varepsilon \quad (11)$$

據此本研究實證模型可以表示為式 (12)：

$$\Delta LHP_t = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 \Delta \hat{LHP}_t^2 + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中 X 表示解釋變數，令虛無假設  $H_0: \gamma_1 = 0$ ，對立假設  $H_1: \gamma_1 \neq 0$ 。若結果拒絕  $H_0$  則表示原始模型設定不恰當有待改善，若無法拒絕  $H_0$  則表示 RESET 檢定並無發現模型設定上的錯誤。檢定結果表示在  $\alpha = 0.10$  的顯著水準下， $\gamma_1$  的 p 值為 0.37，接受  $\gamma_1 = 0$  的虛無假設，因此本實證模型並無設定錯誤的情況。

透過以上統計檢定，本研究實證模型不存在自我相關問題、也不具有異質變異、符合常態分配，且模型設定亦沒有出現錯誤，因此本研究所得出的結果具有相當的可信度。本文將以上模型檢定結果整理如下表 5-4。

表 5-4：模型檢定結果

檢定名稱	虛無假設	統計量	p 值	結果
自我相關 (SC)	不存在自我相關	$\chi^2(q=3)=4.860$ $\chi^2(q=6)=5.661$	0.182 0.462	不拒絕 $H_0$
異質變異 (HE)	不存在異質變異	$\chi^2(q=3)=0.944$ $\chi^2(q=6)=3.056$	0.814 0.802	不拒絕 $H_0$
常態分配 (NO)	符合常態分配	JB=0.414	0.813	不拒絕 $H_0$
模型錯誤 (MS)	不存在模型設定錯誤	F 統計量=0.832	0.371	不拒絕 $H_0$

註：本研究自我相關檢定使用 LM 檢定，異質變異檢定使用 ARCH-LM 檢定，常態分配檢定使用 Jarque-Bera 統計值來做判斷，而模型正確性檢定則使用 RESET 檢定之。



### 第三節 本章小結

本文主要研究目的為，透過實證分析探討外商直接投資與上海房地產價格上漲的主因，並觀察各項總體經濟變數與房價波動的關係。本章在第一節首先針對長期與短期關係估計結果加以說明，為了使研究更加嚴謹，在第二節運用多種方法，對本文實證模型與估計結果進行檢定，主要內容如下：

#### 一、實證模型結果分析

就長期關係來說，外資、物價、收入與房價的關係皆為正向，顯示外資增加確實造成房價的上漲，物價指數上升亦是房價上漲的推手，而收入增加將小幅度推升房價；匯率方面的估計係數雖為負向，但由於採用美元兌人民幣匯率的關係，研究結果雖顯示匯率與房價為反向關係，實際上人民幣升值卻帶動了房價的上漲，因此人民幣幣值與上海房價呈現正向關係；股價則與房價呈現反向關係。以上結果符合研究預期，令人較為意外的是，利率上漲，房價卻不跌反漲，顯示房地產在上海仍是新興產業，房價上漲的力道相當強勁，利率上升並無法抑制房價，反而加速了房價的飆升。

就短期關係而言，首先，影響上海房價的主要因素之一其實就是房價本身；其次，外資與房價的關係仍然是正向的，顯示短期外商直接投資的增加，將刺激房地產的需求；再其次，不論長期或短期，利率上升均促使房價上漲，中國政府並無法透過調升利率達到抑制房價的目的；接著，短期收入增加促使房價上升，顯示上海房價成長的動力，部份來自於本身經濟的高速發展；然後，整體而言物價對房價沒有顯著影響，但就個別月份而言，短期物價上漲反而使得房價下跌；最後，「限外令」並沒有達到抑制房價的效果，而匯率與股價對房價的影響在短期關係中並不顯著。

以上結果顯示，雖然外資並非上海房價飆漲的主因，然而研究結果也無法否定其推升上海房價的事實。因此外資並非上海房價飆漲的罪魁禍首，亦不是宏觀調控政策下的代罪羔羊，在上海房價與「限外令」的脈絡下，大陸政府拿外資開刀，其目的是為了抑制國際游資持續流向房地產市場，並針對「炒樓」現象警告房地產投機客，以官方的角度來說，頗有「殺雞儆猴」的意思。

## 二、實證模型檢定

本研究首先運用 LM 檢定，檢驗變數間是否存在自我相關；然後利用 ARCH-LM 檢定，來確定模型中的殘差項是否具有異質變異；接著利用 Jarque-Bera 統計值來檢定本實證模型之殘差有無符合常態分配；最後透過 RESET 檢定確認實證模型設定是否有誤。透過上述檢定，本研究實證模型沒有自我相關問題、也不具有異質變異、符合常態分配，且模型設定亦沒有出現錯誤，因此本研究所得出的結果具有相當的可信度。