

學術論著

台灣地區餘屋存量影響因素之分析

An Analysis on the Determinants of Housing Inventories in Taiwan

林祖嘉*

Chu-Chia Lin

摘 要

民國89年底台灣地區戶口普查結果顯示，台灣地區空屋數量為123萬戶，與張金鶚等(2000)估計的數據十分接近。雖然國內空屋情況很嚴重，但國內相關研究並不多見，而針對建商手中餘屋存量研究的分析則更少。由於後者手中的餘屋直接在市場銷售，其存量對於市場的影響可能會比一般家計單位手中的空屋更為嚴重。本研究利用土地銀行的問卷資料，針對68家與土銀有往來的建商的餘屋狀況進行分析。為避免因樣本選擇不當可能產生的估計誤差，我們利用Heckman二階段估計法，先估計建商可能出現餘屋的機率，然後再進一步分析產生餘屋的原因。結果我們發現推案量、推案城市、市場狀況、餘屋型態、及預售方式等都是影響餘屋的顯著因素。此外，inverse Mill's ratio的係數也十分顯著，表示Heckman二階段估計法對於修正樣本選擇可能產生的偏誤的確有明顯的效果。

關鍵詞：餘屋、空屋、Heckman二階段估計法

ABSTRACT

According to the Population Census of Taiwan in 2000, there are 1.23 million units of vacant houses in Taiwan, which is quite near to Chang, et al (2000)'s estimation. Though the problem of excess dwelling units is quite serious, there are little studies on relevant topics in Taiwan, not mention studying specifically on housing inventories held by the housing developers. Since the developers' housing inventories have a direct impact on housing market and housing price, it is meaningful to pay more attention to study the determinants of the developers' housing inventories in Taiwan.

Applying a data set from the Land Bank of Taiwan, this paper analyzes the situation of housing inventories of 768 housing developers in Taiwan. In order to avoid the problem of sample selection bias, we apply the Heckman two-stage model to estimate the probability whether a developer will have housing inventories or not. Then, we estimate the impact of the determinants on the developers' housing inventories. We find that all of total sales, location, local market situation, type of housing units, and selling method have significant impacts on housing inventories. Furthermore, we also find that the estimated coefficient of inverse Mill's ratio is also significant, which shows that we might get a serious sample selection bias if we do not use the Heckman two-stage model to correct our sample.

Key words: housing inventory, vacant house, Heckman two-stage model

(本文於2002年6月12日收稿，2002年12月6日審查通過)

* 政治大學經濟系教授。本文曾發表於2002年2月2日中華民國住宅學會第十一屆年會，作者感謝國科會研究計畫 NSC90-2415-H-004-002的財務協助，同時作者感謝年會參與人及兩位匿名評審所提供的修正意見。

一、前言

自從民國78到民國80年台灣地區房價大幅攀升之後，房地產市場便開始陷入低迷不振的窘境，直到今日。造成台灣地區房地產市場萎靡不振的原因很多，包括房地產供過於求、經濟成長速度趨緩、長期人口成長速度減緩、及個人財務投資管道多樣化等等。從市場的角度來看，最根本的原因還是在於台灣房地產市場供過於求且空屋過多，才是導致房價長期低迷的最重要因素。

根據民國89年底的戶口普查資料結果顯示，台灣地區空屋數量高達123萬戶，(註1)佔台灣全部住宅數量680萬戶的18.1%。若再與當年度全台灣地區的家庭戶數660萬戶來比，我們就可發現不但空屋過多，而且由於住宅棟數超過家戶數，顯然住宅供給出現結構性的問題。(註2)

過多的空屋對於住宅市場當然會有很大的影響，但是對於住宅市場價格有更直接的衝擊則是來自於建商手中的餘屋。(註3)因為一般人手中的空屋有些可能是準備拿去市場銷售的，但可能有更多根本不出現在市場上的，例如許多人家在鄉下無人居住的老宅。而建商手中的餘屋不但造成建商龐大的財務負擔，而且資金成本與利息更是可觀，因此，當建商手中有許多餘屋時，房地產價格會立即受到直接的影響。

在較早以前，一方面由於空屋問題並不嚴重，一方面由於受到資料的限制，國內研究空屋的相關文獻並不多見，直到民國80年國內空屋問題逐漸出現以後，相關研究才開始受到重視。例如李瑞麟與陳蓓如(1993)探討台灣空屋造成的資源浪費，林祖嘉、張金鶚、與彭建文(1994)估算台灣地區自然空屋率的大小，其後張金鶚與彭建文(1994)與張金鶚(1995)利用台電電錶資料來推估台灣地區空屋率的大小，對於吾人瞭解台灣空屋現象有很大助益。其後，林秋瑾與張金鶚(2000)及張金鶚(2000)再進一步推估最近幾年台灣地區空屋數量與空屋率的大小，林元興與黃淑惠(2000)則剖析台灣空屋過多所產生的問題。

上述的文獻係對於國內空的狀況進行分析，而對於建商手中餘屋探討的相關文獻就更少了，因為建商手中的餘屋屬於商業機密，建商非常不願意洩漏相關資料，因此在資料取得不易的情況下，相關學術研究就更不容易進行。謝潮儀(1997)利用對建商問卷調查結果，估計到民國86年中台灣地區之餘屋數總量為46,461戶。張金鶚(2000)利用建商住宅在第一次登記在建商名下，但目前尚未移轉的戶數為準，來估計全台灣地區之餘屋數目，他們估計到民國88年底為止，市場上的餘屋總量為53,631戶。然而，這些估計的餘屋戶數都遠低於一般建商業者認為當時市場上約有20萬左右的餘屋。林祖嘉(2000)利用建設公司的財務報表中住宅存貨的資料來推估，估計到民國88年底的待售餘屋為43,918戶，仍然是遠低於市場的預期。(註4)最後，林祖嘉(2000)再透過土地銀行的協助，利用其各分與其往來建商的關係，進行問卷調查，結果估計在民國86年到88年之間興建完成尚未出售的餘屋數量為180,992戶，餘屋金額高達新台幣8,257.9億元。

本研究主要目的，就是要利用林祖嘉(2000)的問卷調查資料，來進一步探究造成建商餘屋的影響因素有那些。張金鶚(2000)雖然對於建商餘屋的性質有略加說明，例如餘屋區位與餘屋型態等等，但他們並沒有利用較嚴謹統計分析，來探討個別因素對於餘屋的影響。本文擬建立一個簡單的迴歸模型，來分析個別因素對於餘屋的影響。其中包括推案金額、建商主觀認為形成餘屋的原因、餘屋的區位、餘屋的型態、以及銷售的方式等等。另一方面，為避免在選取建商樣本時出現偏誤，我們利用Heckman二階段估計方式，來調整可能出現的偏誤。

本文在第二節中先說明建商出現餘屋的可能原因及其影響因素，然後再建立迴歸分析模型。接著第三節說明資料來源、變數定義、以及基本統計性質。接著第四節則進一步說明迴歸分析的結果，以及說明實際影響建商餘屋的因素及其邊際影響大小。第五節是結論。

二、餘屋形成原因與估計模型

餘屋是建商的存貨，餘屋的出現基本上就是住宅市場出現供過於求的結果。因此，探討餘屋形成的原因時，我們就可以分別由供給與需求兩個層面來看。就住宅的需求面來看，影響住宅需求的最重要的原因就是總體經濟環境。當經濟景氣出現繁榮時，人們有較高的所得可以去購買，甚至也有較高的意願去投資不動產市場。第二，價格是影響需求的另外一個重要因素，目前國內建商手中餘屋過多的主要因素之一就是由於台灣地區房價昂貴有密切的關係。第三，住宅本身的特性也是影響需求的重要因素，例如住宅結構、坪數、是否住商混合等等。第四，住宅環境也是影響住宅需求的重要因素，包括交通便利、公共設施、及鄰里環境等等。

影響住宅供給的因素也很多，首先建商本身規模是一個重要因素，一般而言，上市、上櫃建商規模較大，通常有能力提供較大規模的開發案件，因此出現餘屋的機會也較大。其次，土地成本高居不下，使得住宅價格不易下跌，也是造成餘屋的重要原因。第三，住宅的銷售方式對於建商是否會出現餘屋有很大影響。目前流行的預售屋制度除了許多其他功能以外，另一個很重要的功能是提供市場資訊。當建商推出的預售屋可以很快的銷售一空時，在興建完成後，自然不會有餘屋出現。反之，如果預售狀況不佳，興建完成後出現餘屋的機會就很大。因此，若以預售方式和先建後售方式來比，我們預期採行前者的建商手中餘屋可能會比較低。

除了住宅市場需求與供給等各方面的諸多因素以外，政府政策也是重要的理由。譬如說，政府國宅政策長期下都是以直接興建出售的方式，或是補貼自購利息的方式，協助人民購買住宅。由於缺乏對住宅市場的訊息，使得近年國宅供給過剩，間接造成對建商餘屋的壓力。另一方面，傳統上協助人民輔購住宅的利息補貼，一方面固然使住宅需求增加，但同時也間接鼓勵建商不斷推出新屋，而最終導致供給過剩。

根據以上影響供需諸多因素，我們可得到影響餘屋的簡單結論，並可利用(1)式來表示，即

$$\text{餘屋金額} = f(\text{推案金額、推案地區、總體環境、交通與公共設施、土地價格、住宅特性、銷售方式}) \dots\dots\dots (1)$$

在把(1)式轉成迴歸估計式以前，我們還必須說明一個重要統計性質。理論上來說，我們可以把所有建商餘屋資料一起利用(1)式來推估各項因素對於建商餘屋的影響效果。然而，在我們使用的700餘家建商資料中，有高達110戶的建商是完全沒有餘屋的。這些建商一部分真的是表現很好，因此沒有餘屋，但也有很大一部分是建商本身規模很小，推案量很小，甚至根本沒有任何推案，當然他們也就沒有任何餘屋。因此，如果把這些建商樣本與其他有餘屋的建商樣本合併起來看，很可能會出現樣本選擇偏誤(sample selection bias)的問題。(註5)

為解決可能產生樣本選擇偏誤的問題，我們利用Heckman二階段估計方式。第一步先利用全部樣本及logit模型，來估計那些廠商會有餘屋，那些不會有餘屋。接著利用ogit模型估計結果來計算inverted Mill's ratio，做為第二階段估計式中的調整項。然後在第二步中，我們進一步利用

有餘屋的樣本廠商，來估計各項變數對於餘屋的影響大小。

首先，我們設定如果建商有餘屋，則INVT=1；若沒有餘屋，則INVT=0。因此，估計建商是否有餘屋的logit模型可寫成下式：

$$\text{INVT} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CITY}_1 + \alpha_2 \text{CITY}_2 + \alpha_3 \text{TAMT} + \alpha_4 \text{IREASON1} + \alpha_5 \text{IREASON2} + \alpha_6 \text{IREASON3} + \alpha_7 \text{IREASON4} + \alpha_8 \text{IREASON5} + \alpha_9 \text{IREASON6} + u \dots\dots\dots (2)$$

式中各變數的定義見下頁的說明。依前面的探討，我們預期符號為 $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ 、 $\alpha_3 > 0$ ；另外， α_4 、 α_5 、 α_6 、 α_7 、 α_8 、 α_9 的符號方向都為正。此外，在logit模型中誤差項u為logistic分配。其中CITY1=1為台北市，其他地區為0，因為台北市住宅市場狀況較好，空屋率較低，因此我們預期 $\alpha_1 < 0$ 。CITY2=1為高雄市、台中市、與台北縣，其他地區為0；由於這些地區住宅市場狀況不佳，因此我們預期 $\alpha_2 > 0$ 。TAMT為86到88年總推案金額，當建商推案多，造成餘屋的機會也愈大，因此我們預期 $\alpha_3 > 0$ 。至於 α_4 到 α_9 的符號，我們預期都為正，因為這些係數代表該組變數與標準組(公共設施不足與交通不便)之間的差異。而在表一的基本資料顯示，建商選擇其他各組的比例都遠超過標準組的比例。換言之，當建商選擇這些組時，我們可以預期他們有餘屋的機會是比較大的。

接著，我們可以利用估計的餘屋(INVT)函數來計算每一個觀察值所對應的inverse Mill's ratio大小，即

$$\text{inverse Mill's ratio} = \frac{\phi(\text{INVT})}{\Phi(\text{INVT})} \dots\dots\dots (3)$$

其中 ϕ 與 Φ 分別為logistic分配的pdf與cdf。(註6)

最後，我們再把inverse Mill's ratio放在第二步的一般迴歸式中，來估計各變數對於建商餘屋金額的邊際影響效果，即

$$\log(\text{IAMT}) = \beta_0 + \beta_1 \text{CITY1} + \beta_2 \text{CITY2} + \beta_3 \text{CTYPE} + \beta_4 \log(\text{TAMT}) + \beta_5 \text{IREASON1} + \beta_6 \text{IREASON2} + \beta_7 \text{IREASON3} + \beta_8 \text{IREASON4} + \beta_9 \text{IREASON5} + \beta_{10} \text{IREASON6} + \beta_{11} \text{HTYPE1} + \beta_{12} \text{HTYPE2} + \beta_{13} \text{UTYPE} + \beta_{14} \text{FLSP1} + \beta_{15} \text{FLSP2} + \beta_{16} \text{PSALE} + \beta_{17} \text{Mill's Ratio} + \varepsilon \dots\dots\dots (4)$$

此處我們對於各符號方向的預期先加以說明。CITY1是台北市，由於台北市房價較貴，因此若有空屋，則其空屋的金額應該較高，然而由於台北市餘屋量較少，故我們對CITY1的係數(β_1)的預期不確定。然而，高雄市及其他省轄市(CITY2)房價較貴，且餘屋較多，故 $\beta_2 < 0$ 。CTYPE是上市或上櫃建商，由於他們通常推案量較大，因此我們預期他們的空屋金額也會比較高，故 $\beta_3 > 0$ 。若總推案量(TAMT)較大，則空屋也會較多，故 $\beta_4 > 0$ 。 β_5 到 β_{10} 表示造成空屋的原因，在前面我們已經提及，本組虛擬變數的標準組為公共設施不足、交通不便、與地點不佳，由於建商選擇其他比例都遠高於本組，因此我們預 β_5 到 β_{10} 都應為正。由於透天厝(HTYPE1)與六樓以上大廈(HTYPE2)的價格會高於五樓公寓，因此我們預期 β_{11} 與 β_{12} 的符號都為正。餘屋為住宅工業住宅(UTYPE)，則因為其價格較低，故我們預期其對應的係數(β_{13})為負的。若坪數在16到35坪之間(FLSP1)或在35坪以上(FLSP2)，其價格應該會高於標準組(坪數小於15)，因此我們預期其係數 β_{14} 與 β_{15} 皆為正。最後，若建商是以預售方式銷售(PSALE)，則我們預期其餘屋會較少，

所以其係數(β_{16})為負。此外, inverse Mill's ratio的預期符號為正(即 $\beta_{17} > 0$), 因為這表示如果我們估計到廠商可能有餘屋時, 其餘屋的金額要高於沒有調整後的估計。(註7)最後為誤差項 ε , 我們假設其符合一般最小平方法(OLS)所須具有的一般條件。

三、資料來源與基本統計量

本研究使用資料來自於林祖嘉(2000)接受土地銀行專案計畫時, 所得到的調查資料。在該次研究計畫中, 為瞭解土地銀行往來建商手中的餘屋狀況, 我們請求土地銀行的05個分行協助, 每家分行隨機選取10家往來建商, 進行問卷調查。該項調查係於民國89年3月進行, 到五月結束, 經過仔細整理以後, 共有768份有效問卷供本研究使用該問卷的內容包括:(註8) (1)受訪公司基本資料: 如公司所在城市、推案量、司型態等;(2)餘屋狀況: 包括餘屋戶數、餘屋金額、餘屋特性、與形成餘屋的原因等;(3)餘屋的影響: 包括餘屋處理方式、對公司的財務影響與對未來推案的影響等等。(註9)

此處我們先針對全體樣本的基本統計量加以說明, 然後, 我們再依台灣的不同地區來加以比較說明, 見表一。民國86到88年之間的平均總推案金額為新台幣15.61億元, 其中以台北縣的23.14億元規模最大, 高雄市及其他省轄市的22.72億元次之, 而個別縣市的7.94億最少。86年到88年間已興建完成的可銷售餘屋金額為1.99億元, 其中以高雄市及其他省轄市的2.71億元最多, 以其他縣市的1.18億元最少。然而平均每家建商手中有1.99億元的餘屋, 可說是十分驚人的存量。在可銷售的餘屋方面, 平均每家建商手中有49.05戶, 其中以高雄市及其他省轄市的73.03戶最多, 而以其他縣市的27.99戶最少。表一顯示, 大致上來說, 餘屋狀況是以高雄市及其他省轄市最嚴重, 而其他縣市的情況較不嚴重。

在公司型態方面, 是以一般中小型建設公司為主, 佔90.47%, 上市建設公司與上櫃公司的比例較低。不過, 若以不同城市來看, 台北市、高雄市及其他省轄市推案中, 上市與上櫃建設公司的比例較高, 而台北縣及其他縣市則以中小建設企業佔最大多數。

在建商主觀認為造成餘屋的原因方面, 以總體不佳為最主要原因, 佔73.35%, 其次區域性市場供給過多(55.11%)、投資客戶不願意購買(34.67%)、及土地成本過高無法降價(30.27%)都是很重要的因素, 見表一。而上述的幾個重要因素在不同城市之間, 並沒有顯著的不同。

至於在餘屋建造的型態方面, 以透天厝佔比例最高(34.45%), 其次為高樓層的大樓建築, 五樓公寓的比例最少, 只有4.21%。不過, 若以不同地區來看, 則餘屋型態則有很大不同, 但是台北市、台北縣、高雄市及其他直轄市的餘屋則是以6樓以上的大廈為主, 都超過六成以上。造成此種地區餘屋結構不同的主因之一, 在於這些型態的新屋推出本來就比較多。

在餘屋使用型態方面, 以住宅型態所佔的比例最大, 佔73.53%, 其次為住商辦混合的建築, 佔18.30%。不同城市之間的差異不大, 只有高雄市及其他省轄市的住商辦混合的比例略高, 為20.08%。在餘屋的坪數方面, 26坪到35坪、36坪到50坪、及50坪以上三種面積大小的住宅比例都十分接近, 都佔三成左右。不過, 不同城市及南北之間仍有相當大的不同, 其中台北市與台北縣的餘屋量是26坪到35坪所佔比例最大; 但是高雄市及省轄市、及其他縣市都是以51坪以上的大坪數住宅所佔的比例最大。最後, 在新建房屋的銷售方式比例方面, 預售方式佔的比例較多, 佔77.74%。不過, 在台北市、高雄省市省轄市中預售屋的比例更高, 將近85%左右, 先建後售比例只有15%左右; 至於在台北縣及其他縣市的先建後售比例較高, 將近28%左右。

表一 台灣地區建商餘屋基本統計量

	全部樣本	台北市	台北縣	高雄市 及省轄市	其他縣市
86 88年間平均總推案金額(TAMT, 百萬元)	1560.86	1688.41	2314.97	2272.35	793.83
86 88年間興建完成平均可銷售餘屋金額 (IAMT, 百萬元)	199.27	234.42	258.25	271.35	117.68
86 88年間興建完成平均可銷售餘屋戶數 (IHOU, 戶)	49.05	66.60	47.60	73.03	27.99
建設公司的類型(CTYPE, %)					
上市建設公司	3.13	5.30	0.00	6.74	1.27
上櫃建設公司	1.96	1.32	0.81	4.49	1.27
上市公司但非為建設類	1.57	3.31	1.63	2.25	0.32
一般中小型建設公司	90.47	87.42	95.93	81.46	94.90
其他	2.87	2.65	1.63	5.06	2.23
造成餘屋的主要原因(可複選)(IREASON, %)					
總體經濟不佳	73.35	72.85	69.60	75.98	73.58
區域性市場供給過多	55.11	54.30	61.60	59.78	50.31
推出的產品設計不當	8.15	8.61	12.00	3.91	8.81
房價過高消費者無力購置	17.21	20.53	19.20	12.29	17.61
一般投資客戶不願意購買	34.67	35.10	42.40	31.84	33.02
附近公共設施不足	5.05	4.64	7.20	1.68	5.35
土地成本過高, 無法降價	30.27	29.14	22.40	32.40	32.70
交通不便、地點不佳	4.66	7.28	8.80	3.91	3.14
餘屋型態(HTYPE, %)					
透天厝	34.45	13.46	7.66	27.19	61.16
五樓公寓	4.21	8.21	4.61	1.64	3.74
6 11樓大廈	28.83	31.69	48.47	28.85	18.63
12 15樓大廈	24.83	33.27	28.09	33.70	13.71
16 樓以上	7.68	13.37	11.18	8.62	2.77
餘屋使用型態(UTYPE, %)					
住宅	73.53	71.53	76.49	67.67	76.86
住商辦混合	18.30	15.87	17.64	20.08	18.64
辦公大樓	2.75	1.88	2.64	4.29	2.23
商場	2.23	5.51	1.03	3.03	0.69
工業區住宅	0.11	0.00	0.62	0.00	0.00
其他	3.08	5.21	1.57	4.93	1.57
餘屋主要的面積(FLSP, %)					
15坪以下	3.19	4.94	5.33	2.05	2.12
16 25坪	10.53	19.21	9.75	4.64	10.43
26 35坪	29.34	35.85	46.76	23.06	22.36
36 50坪	28.88	21.82	24.87	33.63	31.07
51坪以上	28.05	18.19	13.30	36.61	34.02
預售屋與先建後售的比例(PSALE, %)					
預售屋	77.74	84.33	73.58	85.28	71.70
先建後售	22.26	15.67	26.42	14.72	28.30
樣本數目	768	149	125	177	317

資料來源：林祖嘉(2000)。

有了這些基本資料以後，我們接著可以利用迴歸分析的方式，進一步探討個別因素對於建商出現餘屋的邊際影響效果。同時，為便於進行迴歸分析，我們將部分變數再詳加定義如下：

CITY1：若建商位於台北市，則CITY1 = 1；否則CITY1 = 0。

CITY2：若建商位於高雄市、台中市與台北縣，則CITY2 = 1；否則CITY2 = 0。本組虛擬變數的標準組為去除CITY1與CITY2之後所剩下來的縣市。

CTYPE：若該公司為上市或上櫃(含非建設類)公司，則CTYPE = 1；否則CTYPE = 0。

FLSP1：若餘屋面積介於16坪到35坪之間，則FLSP1 = 1；否則FLSP = 0。

FLSP2：若餘屋面積在36坪以上，則FLSP2 = 1；否則FLSP = 0。本組虛擬變數的標準組為15坪以下的餘屋。

HTYPE1：若餘屋型態為透天厝，則HTYPE1 = 1；否則HTYPE1 = 0。

HTYPE2：若餘屋型態為六樓以上之大廈，則HTYPE2 = 1；否則HTYPE2 = 0。本組變數的標準組為五樓公寓。

IAMT：86-88年間建商興建完成的平均可銷售餘屋金額，單位為百萬元新台幣。

IHOUS：86-88年間建商興建完成的平均可銷售餘屋數量，單位為戶。

INVT：若建商有餘屋，則INVT = 0；否則INVT = 1。(註10)

IREASON1：若建商選擇認為總體經濟不佳是造成餘屋的主要原因，則IREASON1 = 1；否則IREASON1 = 0。

IREASON2：若建商擇認為區域性市場供給過多是造成餘屋的主要原因，則IREASON2 = 1；否則IREASON2 = 0。

IREASON3：若建商選擇認為推出的產品設不當是造成餘屋主要的原因，則IREASON3 = 1；否則IREASON3 = 0。

IREASON4：若建商選擇認為房價過高消費者無力購置是造成餘屋的原因，則IREASON4 = 1；否則IREASON4 = 0。

IREASON5：若建商選擇認為一般投資客戶不願意購買是造成餘屋最主要的原因，則IREASON5 = 1；否則IREASON5 = 0。

IREASON6：若土地成本過高，不易降價，則IREASON6 = 1；否則IREASON6 = 0。在此項虛擬變數中的標準組包括附近公共設施不足、交通不便、與地點不佳等等。

PSALE：建商86年以前的推案中，預售屋所佔的比例，單位為%。

TAMT：86-88年間建商平均總推案金額，單位為百萬元新台幣。

UTYPE：若餘屋的使用型態為住宅或工業住宅，則UTYPE = 1；否則UTYPE = 0。

最後，如果某一變數有取log值，則我們會在變數前面加上log的符號，以示區別。

四、建商餘屋迴歸分析

在瞭解建商手中餘屋的一些基本性質之後，我們可以利用這些個別廠商的資料進行進一步的迴歸分析。我們引用第二節所討論的Heckman二階段估計法，第一步先估計建商是否有餘屋，即本文的第(2)式。然後，我們可以利用估計係數來計算inverse Mill's ratio，當成第二階段估計建商餘屋金額大小的調整項目，即本文的(3)式。最後，再把inverse Mill's ratio放入(3)式中進行簡單OLS的迴歸估計。為比較樣本調整前後估計係數的變化，我們也將不包含inverse Mill's ra-

tio在內的迴歸式加以估計，然後比較兩者之間的差異大小。

首先，我們將建商是否有餘屋的估計結果列在表二，其應變數為建商是否有餘屋(INVT)。(註11)CITY1的係數(-0.540)為負的顯著，表示建商若在台北市推案，則有餘屋的機率較低。此結果與吾人的預期一致，因為台北市的住宅市場中餘屋率較低。不過高雄市與省轄市的係數(0.319)為正的不顯著，表示在這些區推案與在其他縣市推案標準組對於是否會出現餘屋的影響差異不明顯。推案金額(TAMT)的係數正且顯著(0.565)，表示推案金額愈大，則出現餘屋的機率愈高，這也與吾人的預期相符。

至於在造成餘屋的原因方面，總體經濟不佳(IREASON1)、房價過高(IREASON4)、一般投資客不願意購買(IREASON5)、及土地成本過高不易降價(IREASON6)等變數都有正且顯著的影響，表示這些影響因素的重要性超過附近公共設施、土地成本過高、及交通不便等因素(標準組)。不過，推出產品設計不當(IREASON3)的係數為負的顯著(-1.072)表示其對形成餘屋的影響明顯小於標準組的效果。區域性市場供給過多的係數為負，但不顯著。

上述估計結果顯示，大致上來說，造成餘屋的主因集中在總體經濟不佳、房價過高、及投資客戶不願意購買，這些都屬於總體經濟與金融因素，而區域市場、公共設施、土地成本過高、交通便利、與產品本身的設計似乎重要性較低。換言之，建商似乎認為餘屋存在是因為總體環境所造成，而他們建商的個別因素則影響不大。

在利用表二的迴歸結果來估算inverted Mill's ratio之後，我們可以進一步估計餘屋金額的影響因素，即本文(3)式，估計結果列在表三，其被解釋變數為建商興建完成且可供銷售的餘屋金額的對數值(Log(IAMT))。高雄市與省轄市(CITY2)的係數為正且顯著(0.354)，表示這些地區的餘屋金額明顯高於其他縣市；不過台北市的係數不顯著(-0.087)。此結果與吾人預期相同，因為

表二 建商是否有餘屋：LOGIT模型

應變數：INVT			
解釋變數	預期符號	估計係數	P-value ^(a)
常數項	?	-2.422 ^{**} (b)	0.000
CITY1	-	-0.540*	0.075
CITY2	+	0.319	0.269
Log(TAMT)	+	0.565 ^{**}	0.000
IREASON1	+	1.150 ^{**}	0.000
IREASON2	+	-0.104	0.662
IREASON3	+	-1.072 ^{**}	0.002
IREASON4	+	0.840 ^{**}	0.013
IREASON5	+	0.754 ^{**}	0.006
IREASON6	+	0.625 ^{**}	0.025
Likelihood Value		159.651	
觀察值數目		753	
建商有餘屋比例		84.86%	

附註：^(a) P-value是指個別估計係數在檢定下的相對應P-value值。

^(b) 有^{**}與*之係數分別表示在95%與90%顯著水準下顯著的異於0。

表三 建商餘屋金額之估計

被解釋變數：Log(IAMT)					
解釋變數	預期符號	OLS		OLS	
		(含Mill's Ratio)	t值	(不含Mill's Ratio)	t值
常數項	?	-1.372 ^{*(a)}	-2.03	1.171 ^{**}	3.41
CITY1	?	-0.087	-0.50	0.103	0.61
CITY2	+	0.354 ^{**}	2.66	0.288 ^{**}	2.15
CTYPE	+	0.822 ^{**}	3.70	1.011 ^{**}	4.57
Log(TAMT)	+	0.668 ^{**}	9.87	0.426 ^{**}	10.90
IREASON1	+	0.739 ^{**}	4.30	0.285 ^{**}	2.06
IREASON2	+	-0.023	-0.20	-0.008	-0.07
IREASON3	+	-0.662 ^{**}	-2.35	-0.059	-0.24
IREASON4	+	0.506 ^{**}	3.14	0.213	1.44
IREASON5	+	0.586 ^{**}	4.53	0.339 ^{**}	2.87
IREASON6	+	0.276 ^{**}	2.06	0.042	0.34
HTYPE1	+	-0.111	-0.85	-0.137	-1.03
HTYPE2	-	-0.311 [*]	-1.75	-0.338 [*]	-1.87
UTYPE	+	-0.013	-0.08	0.002	0.01
FLSP1	+	0.532 ^{**}	4.02	0.529 ^{**}	3.94
FLSP2	+	0.496 ^{**}	3.29	0.500 ^{**}	3.27
PSALE	-	-0.004 ^{**}	-2.09	-0.005 ^{**}	-2.31
inverse Mill's Ratio	+	4.285 ^{**}	4.35	--	--
Adj. R2		0.390		0.352	
F-value		21.24 ^{**}		22.14 ^{**}	
觀察值數目		583		583	

附註：^(a)有**與*分別表示該係數在95%與90%的顯著水準下顯著的異於0。

台北市的餘屋數量較少，但每棟餘屋單價較高，因此總餘屋金額的大小則不能確定。建商型態(CTYPE)的係數為正且顯著(0.822)，表示上市與上櫃公司的餘屋金額明顯的高於非上市或上櫃公司，因為通常前者的推案量遠高於後者。另一方面，可能因為前者有每年營業額不得低於新台幣2億元的業務壓力，使得他們推案較多，導致餘屋出現。

總體經濟不佳(IREASON1)的係數為正且顯著(0.739)，表示總體經濟不佳不但會造成餘屋數量的增加，而且會引起餘屋金額的擴大。此外，房價過高(IREASON4)、投資客不願購買(IREASON5)、與土地成本過高(IREASON6)，都有正且顯著的係數，表示這些因素會同時造成餘屋數量增加及金額的增加。至於在區域供給過多(IREASON2)方面，其係數為負的不顯著(-0.023)，表二中已顯示對餘屋數量影響不顯著，因此對於餘屋金額的影響也不明顯。最後，在產品設計不當方面(IREASON3)的係數為負且顯著(-0.662)，表示此一因素對於餘屋的影響(相對於標準組交通不便、公共設施不足等因素較小，而且顯著。同時，對於餘屋金額的影響也是顯著的小於標準組。

至於在餘屋結構型態方面，透天厝(HTYPE1)對於餘屋的影響為負但不顯著(-0.111)；而五樓公寓(HTYPE2)的係數為負的顯著(-0.311)，表示五樓公寓的餘屋數量明顯小於大廈建築(標準組)。此一結果一方面可能與五樓公寓本來的興建數目較少有關，但也很有可能表示社會大眾對於五樓公寓的偏好較高，因為傳統上其價格較低且公設比例也較低。

就餘屋使用型態(UTYPE)來看，其係數(-0.013)為負的不顯著，表示純住家與商辦的餘屋金額並沒有顯著不同。至於在餘屋面積方面，16坪至35坪標準面積住宅與大面積住宅(36坪以上)的係數都為正且顯著(0.532與0.496)，表示這些住宅的餘屋金額都顯著高於小坪數住宅，造成此一現象的原因在於前兩者面積過大，價格較貴之故。

在銷售方面，預售方式(P SALE)的係數為(-0.004)，表示以預售方式銷售，可使餘屋數量及金額較少；而先建後售的結果則可能出現較多的餘屋。其主要原因在於預售本身就是一個測試市場的指標，若預售較多，則該產品自然較容易消化。相反的，若建商直接以先建後售的方式銷售，則很可能出現房屋興建完成，卻找不到買主的窘境。

最後，inverse Mill's ratio的係數為正且顯著(4.285)，表示餘屋金額會高於未調整的估計結果。換言之，樣本經過調整之後，估計到的係數會與未調整之係數有所差異，若未經調整，則估計到的係數會出現因樣本選擇而造成的誤差。為方便於比較，在表三中，我們也把沒有放入inverse Mill's ratio的估計結果放在表三中右側。把兩條迴歸估計相比，我們發現估計係數有相當大的變化，如CITY2的係數由0.354下降到0.288，Log(TAMT)的係數由0.668變成0.426，IREASON1由0.739變成0.285，REASON3則由-0.662變成-0.059，IREASON6則由0.275變成0.042。由於這些係數變化幅度很大，而且被解釋變數又係經指數轉換，且金額又是以億元為單位，因此當迴歸係數大幅變動變動時，對於估計到的餘屋金額就可能會有很大的影響。

五、結論

民國89年底，台灣地區戶口普查結果顯示台灣地區空屋數量為123萬戶，與張金鶚等(2000)估計的數據十分接近。雖然國內空屋情況很嚴重，但國內相關研究並不多見，而受到資料限制，針對建商手中餘屋存量的分析則更少。由於建商手中的餘屋直接在市場銷售，故其存量大小對於市場的影響可能會比一般家計單位手中的空屋更為嚴重。

為瞭解建商餘屋的狀況及其影響因素，本研究利用林祖燾(2000)提供的土地銀行問卷調查資料，針對768餘家與土地銀行有往來的建商的餘屋狀況進行分析。為避免因樣本選擇不當可能產生的估計誤差，我們利用Heckman二階段估計法，先估計建商可能出現餘屋的機率，然後再分析產生餘屋的原因。研究結果發現推案量、推案城市、市場狀況、餘屋型態、及預售方式等都是影響餘屋的顯著因素。此外，inverse Mill's ratio的係數也十分顯著，與吾人的預期相同，即若不考慮抽樣修正的問題，則估計到的係數很可能出現誤差的結果。

最後，除了本研究所指出的因素以外，餘屋出現的原因還有很多，例如建商的訂價策略、推案前市場分析、市場利率、政府政策等等。由於資料的限制，使得在本研究中無法針對這些因素做進一步探究，這可說是本研究的主要限制之一。我們希望未來能有更多的學者，針對這些限制做更深入的探究。

註 釋

- 註 1：此一空屋數量與張金鶚(2000)估計的124萬戶非常接近。
- 註 2：事實上，台灣現在有愈來愈多的家庭擁有第二屋，因此可能造成住宅棟數超過戶數的情況。
- 註 3：為便於陳述起見，本文的餘屋係指建商手中已興建完成但尚未銷售的空屋，而本文所稱的空屋則泛指一般家庭的空屋與建商手中的餘屋。有關於針對空屋與餘屋的定義，可參考林秋瑾、張金鶚(2000)與林祖嘉(2000)的討論。
- 註 4：張金鶚(2000)與林祖嘉(2000)分別利用建商登記的餘屋與財務報表上的餘屋來估計，得到的數據都偏低，可能原因之一與建商利人頭戶來修飾帳面有關。
- 註 5：如果建商是否有空屋是一個連續的變數，完全可以用其他變數來解釋，則我們可以直接用OLS來估計空屋比例，而不需要做Heckman的二階段估計法。但事實上，可能有許多建商，其規模很小，每次推案都只有10戶或20戶，而且都是在預售完之後才開始興建，因此這些建商根本就不會有空屋。我們認為這些建商與一般較大的建商的行為模式是很不相同的。所以，基本上他們屬於兩個不同樣的樣本，在進行迴歸分析時有必要先做樣本選擇上的調整。
- 註 6：由於Heckman二階段估計法在計量經濟學中，已經是一個非常普遍的作法，因此此處我們不再做詳細說明，有意對此方法做進一步研究者，可參考林祖嘉(1994)討論。此外，我們也特別感謝一位匿名評審對於這一點的指正。
- 註 7：從直覺上來看，如果我們不用Heckman二階段調整法，而把所有建商資料放在一起來估計他們的餘屋金額，則由於很多小型建商推案量少，餘屋也少，因此我們估計到的全體建商的平均餘屋金額會較低。反之，如果我們使用Heckman二階段調整法之後，我們就會預期調整項(inverse Mill's ratio)會有正的係數，即估計金額要往上調整才對。
- 註 8：一般而言，以郵寄方式進行問卷調查的回收率都會偏低，因此我們請求土地銀行協助，請其行員直接對往來建商進行直接的訪談並填寫問卷。此種調查方式有兩個好處，一個是樣本回收率較高，其次研究回收率接近八成。此外，由於是銀行的往來建商，在已建立的良好關係下，建商填寫的問卷也較為可靠。
- 註 9：關於問卷的詳細內容，請參見林祖嘉(2000)，p167-p171。
- 註10：在SAS的Logit迴歸式中，係以應變數為1為標準組，因此其迴歸係數代表選擇應變數為0的那一組。因此我們就此定義0為具有餘屋的建商，所以在Logit迴歸係數中正的係數表示建商有餘屋的機率較高。如此一來，實證迴歸得到的估計係數就立即可以與本文(2)式中的係數符號直接比較。
- 註11：依我們定義有餘屋時INVT = 0；否則INVT = 1。而SAS軟體程式是以1為基本組，因此係數大小顯示的是選擇0的機率。所以在表二的估計係數中，正的係數表示有餘屋的機率較大。

參考文獻

林元興、黃淑惠

2000 台灣地區目前房屋過剩問題之剖析，手稿。

林祖嘉

1994 台灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計，《國立政治大學學報》，68期，社會科學類，183-200。

林祖嘉

2000 《台灣地區空屋與餘屋問題及對策之研究》，台灣土地銀行委託研究計畫期末報告。

林祖嘉、張金鶚、彭建文

1994 台灣地區空屋率與房價調整之均衡分析，《國科會八十二年經濟學門專題研究成果發表會論文集》，85-106。

林秋瑾、張金鶚

2000 《空(餘)屋的問題與對策分析》，內政部建築研究所研究計畫成果報告。

李瑞麟、陳蓓如

1993 台灣空屋資源浪費與利用初探，《都市計畫》，第22卷第2期。

黃淑英

1993 空屋資訊調查與分析體制建立之研究－以台北市之住宅為例，中興大學都市計畫研究所碩士論文。

張金鶚

2000 《桃園縣、新竹市(縣)、台中縣、台南市、高雄等六縣市空(餘)屋之資料分析研究》，政大台灣房地產研究中心，內政部營建署委託研究計畫。

張金鶚

1995 《台灣省國民住宅等候名冊制度與空屋問題之研究》，中華民國住宅學會年會論文。

張金鶚、彭建文

1994 台灣地區空屋率之研究，中華民國住宅學會第三屆年會論文。

謝潮儀

1997 《台灣省待售餘屋之研究》，中興大學都市計畫研究所。