住宅特徵價格模型之多層次分析

李春長・童作君*

階層線性模式 HLM (hierarchical linear model) 是以層次分析方式來處理巢狀或內屬 (nested structure) 資料, 並以隨機效果 (random effect) 來估計截距項以及斜率項。因此, 本文以台灣地區 23 個縣 (市) 地區之住宅調查統計資料作爲分析樣本, 實證結果顯示住宅建物特徵與價格的關係, 會隨著縣 (市) 地區不同而有所差異, 且區域特徵不僅對住宅價格有直接效果, 亦會在住宅建物特徵與住宅價格間產生調節效果。最後並與傳統迴歸模型分析結果作一比較, 其結果顯示, 傳統迴歸模型由於忽略了住宅空間效果易造成係數標準誤的低估, 造成顯著性考驗高估與型 I 錯誤擴大的問題。

關鍵詞: 階層線性模式, 隨機效果, 調節效果, 特徵價格模型
JEL 分類代號: C52, R14, R31

1 前言

住宅是一種高價格的耐久財, 與其他商品特性最大之差異, 在於其不可移動性。而由於住宅是附著於土地之上, 其位置固定於某一鄰里、鄉鎮, 而該鄰里、鄉鎮亦內屬於某一區域或城市, 此一現象顯示住宅建物特徵 (characteristics), 內屬 (nested structure) 於地區內 (Goodman and Thibodeau, 1998; Jones and Bullen, 1994; Orford, 2000)。[1] Quigley (1985) 利用巢狀多項式 Logit 模型, 實證消費者在住宅選擇行爲模式中, 依序會先以該住

*作者分別爲國立屏東商業技術學院不動產經營系 (所) 副教授與國立屏東商業技術學院不動產經營系 (所) 碩士。

[1]Nested 一詞有翻譯成巢套、內屬、鑲嵌等, 本文爲統一起見採用內屬一詞。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 38:2 (2010), 289–325。
國立台灣大學經濟學系出版

宅座落地區之鄰里環境及公共設施服務提供爲優先考量, 於選擇合適之鄰里環境或所需要之公共設施服務後, 將會進一步對住宅建物特徵作比較選擇, 而決定所購買之住宅單元。此決策選擇行爲存有程序性的過程, 亦隱含表示住宅特徵對消費者而言具有層級 (hierarchy) 之特性。

應用特徵價格法來估計影響住宅價格因素的研究相當的多, 而這些被用來估計住宅價格的特徵當中也包含了區域特徵, 但是過去這些研究大多將各影響因素視爲獨立且不相互干擾而進行分析, 同時也把誤差項假設爲獨立且同質分配 (independent identical distribution, iid)。但是區域特徵與住宅建物特徵並不是相互獨立的, 而是有可能相互干擾的, 這種空間相依性 (spatial dependence) 將使得特徵價格模型中住宅價格間產生空間自我相關 (autocorrelation) 與空間異質性 (spatial heterogeneity) 問題 (Anselin, 1988, 1989)。[2] Basu and Thibodeau (1998) 認爲當特徵價格方程式的誤差項存在著空間自我相關時, 會使得參數估計結果產生偏誤, 同時會使得模型中的解釋變項產生不正確的係數, 導致一個不正確的結論。但過去傳統的特徵價格理論對誤差項的假設卻沒有考量到這些空間相依性的關係, 使得模型不符合獨立且相等分配的假設, 也使得模型估計能力下降。

形成空間異質性的主要原因是因爲住宅所在的地理環境、空間區位這些屬性條件是不同的。Case and Mayer (1996) 亦指出住宅在空間上的位置 (location) 是獨一無二的, 所以它的區域特徵是不可能被複製的。換言之, 住宅建物特徵與價格的關係可能隨著區域的不同而有非固定的變異數 (non-constant variance)。但傳統的特徵價格模型往往將住宅特徵對住宅價格的影響視爲固定不變或是靜態的關係, 也就是假設住宅特徵對住宅價格爲均質影響, 而將誤差項假設成變異相等, 這種假設無法確切反映住宅價格這種空間資料所具有的空間異質性的問題。Fotheringham et al. (1988) 認爲由於每宗土地對區域特徵的敏感度互異, 所以無法以靜態的固定係數來建立住宅價格預測模型。亦因此, 會由於空間參數的變化而導致資料結構的不穩定性 (structural instability), 及由於異質性的影響使得模型中的

[2]所謂的空間自我相關主要是研究資料分佈在空間的特性, 瞭解資料分佈的空間相依性, 即是空間中存在的現象並非獨立存在, 彼此相鄰的空間單位間具有某種聚集或擴散的空間關聯。因此分析空間現象在空間分佈上是否具有相關性, 是否爲隨機發生, 這樣的檢測方法稱爲空間自我相關分析 (Anselin, 1988; Cliff and Ord, 1973)。

隨機項爲非固定變異數, 而導致模型的錯誤假設 (Anselin, 1989)。Bitter et al. (2007) 亦認爲忽略空間異質性將會導致模型估計係數產生偏誤, 及降低解釋能力 (explanatory power)。因此對於具有非固定變異 (non-constant variance) 及空間異質性 (spatial heterogeneity) 的住宅商品, 如何正確估計其隱含價格乃是一大挑戰。

Orford (2000) 曾就區域住宅市場動態模型的空間結構以多層次 (multilevel) 的觀點來分析, 並認爲將 Foster (1991) 的展開特徵價格模型 (expansion hedonic model) 固定部分 (fixed-part),[3] 若是進一步加入隨機效果, 可解決由於住宅空間相依性及異質性所產生的估計參數偏誤問題。雖然藉由上述的展開特徵價格模型, 使得模型更能描繪出住宅次市場的動態變化。而利用該展開的特徵價格模型來估計不同地區的住宅價格, 相當於 ANCOVA 分析 (Silk, 1979)。也就是可以利用 ANCOVA 模型分別估計各個地區住宅建物特徵與價格的關係, 但是這也意味著展開特徵價格模型並不能同時與所有的樣本資料適配 (fitted), 除非式 (1) 隨機誤差項 ε_i 的變異數在各地區是同質沒有顯著差異的 (參見註3式 (1))。因此模型中對於具有非固定變異數 (non-constant variance) 及異質性的住宅屬性, 其隱含性價格的估計問題仍無法有效解決。所以 Goodman and Thibodeau (1998)、Jones and Bullen (1994) 均認爲上述的延伸模型, 應將住宅屬性及次市場特徵分成不一樣的階層來做分析。如同 Brown and Uyar (2004) 所指出雖然利用展開特徵價格模型控制了空間自我相關問題, 但是仍無法估計由於區域特徵差異致住宅價格變化的影響效果。

傳統特徵價格模型均假設住宅價格與其影響因素之間是隨著城市空間在單一層級上連續變化 (varying continuously across urban space at a spatial scale), 所以係以單一層次的觀念來處理資料。由於將住宅屬性對價格的影響視爲單一空間層級來做考量, 且認爲可藉由 Q 變項來捕捉方程式

[3]Can (1990, 1992) 認爲可藉由 Casetti (1972, 1986, 1991)、Jones and Casetti (1992) 所使用的展開法 (expansion method) 而將區域脈絡特性 (contextuality) 考量進入特徵方程式。其方程式表達如式 (1) 至式 (3) 所示: $Y_i = \alpha X_{0i} + \beta X_{1i} + \varepsilon_i X_{0i}$ (1); $\alpha = \alpha_0 X_{0i} + \alpha_1 Q_i$ (2); $\beta = \beta_0 X_{0i} + \beta_1 Q_i$ (3)。其中, 式 (1) 右邊前二項爲固定部分, 第三項爲隨機部分。Y_i 表示第 i 個住宅價格, α 表示截距項 X_0 的迴歸係數, β 表示住宅屬性 X_i 的迴歸係數, ε_i 表示隨機誤差項, Q_i 表示近鄰地區品質。

全部的隨機效果也是不切實際的, 因此, 式 (2) 及式 (3) 其固定部分仍有問題存在。(*Q*、式 (2) 與式 (3) 之意義請參考註釋3) 當多層次的資料以單一層模型利用 OLS 迴歸方式來做分析, 很有可能導致推論錯誤 (inferential errors)。利用多層次的方法同時考量各層次間的變化情形, 得以克服式 (2) 及式 (3) 固定部分所產生問題, 也就是將延伸的特徵價格模型式 (2) 及式 (3) 做適當修正, 使其包含誤差項也就是隨機效果的存在 (Lindley and Smith, 1972)。也藉此修正來克服住宅空間異質性的問題 (Cox and Jones, 1981; Forrest, 1991)。如此進一步延伸的模型也就是所謂的階層線性模型 HLM (hierarchical linear model) (Raudenbush and Bryk, 1986, 2002) 或多層次模型 (multilevel model) (Goldstein, 1987)。

Brown and Uyar (2004) 曾利用階層線性模型 HLM (hierarchical linear model) 來探討住宅建物特徵與近鄰地區特徵對於住宅價格的影響, 住宅建物特徵使用「面積」做爲個體層次 (第一層) 的預測變數, 鄰里特徵則使用「到市中心的時間」做爲總體層次 (第二層) 的預測變數。研究發現鄰里特徵對住宅價格有直接的影響外, 其鄰里特徵也將會使住宅建物特徵對住宅價格的影響產生調節效果 (moderator effect)。鄰里特徵的好壞, 對住宅價格存在顯著的影響, 並且能調節個體建物特徵對住宅價格影響的強度。即到市中心的時間會負向調節面積對住宅價格的影響。當到市中心的時間越短, 面積大小對住宅價格的影響越大, 反之亦然。

然而該文主要強調透過HLM 的模型, 可將變數歸屬於適當的分析單位, 並且能避免估計偏誤與推論謬誤等問題。其總體層次與個體層次均僅使用一個預測變數, 且模型設定方面也較爲簡易, 主要在強調其鄰里特徵對住宅建物特徵存在調節效果。而本文有關解釋變項之選取, 個體層次包含屋齡、面積、結構、型態與用途五個變數, 總體層次包含人口密度、教育水平與可支配所得三個變數。故本文嘗試以縣 (市) 地區爲住宅次市場 (housing submarkets) 空間範圍, 利用階層線性模型來探討住宅特徵與住宅價格的關係, 並希達到之研究目的: 1. 利用多層次模型, 探討實證資料中住宅特徵 (含建物特徵與區域特徵) 對於各縣 (市) 地區價格變異的解釋程度; 2. 利用多層次模型, 探討住宅特徵 (建物特徵與區域特徵) 與住宅價格間的相互關係, 及住宅建物特徵與區域特徵交互作用, 對於住宅價格的

影響效果; 3. 透過實證分析比較傳統迴歸模型與多層次模型估計結果之差異, 以探討多層次模型在降低模型迴歸係數估計偏誤之效果。

2 研究方法

2.1 研究架構

國外學者以多層次模式分析建物特徵與區域特徵對住宅價格的影響效果, 在實證研究中有關各階層變數的選取, 如 Jones (1991) 曾就低階層次變項之建物特徵考量屋齡、面積、型態、車庫、中央空調等, 高階層次變項區域特徵考量地區環境品質等。Orford (2000) 就低階層次變項之建物特徵選取屋齡、面積與型態等, 高階層次變項之區域特徵則採用代表區域特性之聚合調查資料 (如失業率、領養老金比率等)。Orford (2002) 也就低階層次變項之建物特徵考量面積、衛浴數目與車庫等, 高階層次變項之區域特徵則考量住宅密度、寧適性、社會階級與種族組合等。Brown and Uyar (2004) 則就低階層次變項之建物特徵選取面積, 高階層次變項考量平均旅程時間 (median travel time) 等。

因國外文獻納爲分析住宅價格的解釋變項不一定也爲國內影響住宅價格的重要因素。故本文有關解釋變項之選取, 亦參考國內傳統住宅特徵價格模型實證研究中常作爲重要之解釋變項, 建物特徵包含屋齡、面積、結構、型態與用途, 區域特徵包含人口密度、教育水平與可支配所得, 並按其影響之空間層級, 將住宅建物特徵與區域特徵區分爲個體層次 (micro level) 變項及總體層次 (macro level) 變項, 並以住宅價格總價作爲依變項。依照本文之研究目的, 利用多層次模型, 可分別由建物特徵、區域特徵與住宅價格間的相互關係, 估計建物特徵與區域特徵對住宅價格的變異解釋程度, 並且亦可估計區域特徵可能調節 (moderate) 住宅建物特徵對住宅價格的影響效果。圖 1 爲本文的研究架構圖。

2.2 實證模型設定

2.2.1 模型1: 零模型 (null model)

在 HLM 的分析過程中, 零模型分析具有以下目的, 分別爲考驗各組之

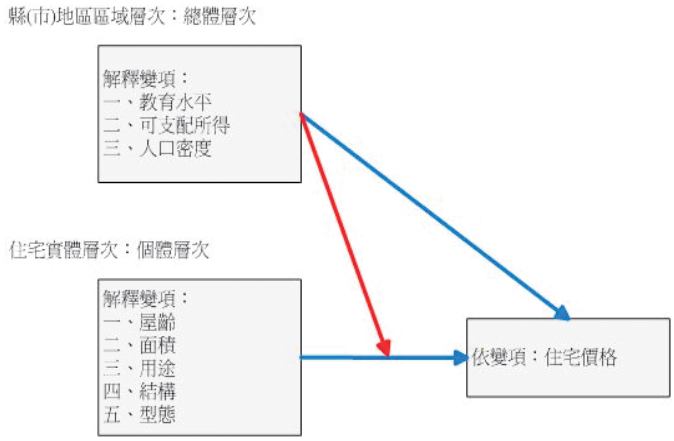


圖 1: 研究架構圖

間是否有差異、估計總變異量中有多少變異是由組間的變異所造成、以及提供初步訊息, 以做爲進一步分析其他模式時的比較參照之用 (Kreft and de Leeuw, 1998)。本模型又稱爲具隨機效果的單因子變異數分析模型 (one-way ANOVA with random effect), 其模型設定如下:

Level 1:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}, \quad r_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2\right), \tag{1}$$

i: 各縣 (市) 內之樣本編號, 表示每一受訪住戶;

j: 縣 (市) 編號。

其中,

Y_{ij}: 第 j 個縣 (市) 中的第 i 個住宅價格, 取自然對數值;

β_{0j}: 第 j 個縣 (市) 之平均住宅價格 (group mean);

r_{ij}: 第 j 個縣 (市) 中的第 i 個住宅之誤差項, 假定其平均數爲0, 變異數爲 σ^2 之獨立同質 (independently identically distributed, iid) 之常態分配。

Level 2:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{00}), \tag{2}$$

其中,

γ_{00}: 縣 (市) 地區平均住宅價格的總平均數 (grand mean);

u_{0j}: 各縣 (市) 地區之平均住宅價格與縣 (市) 地區平均住宅價格的總平均數之差異。假定 u_{0j} 之平均數爲 0, 變異數爲 τ_{00} 之獨立同質之常態分配。

將式 (2) 代入式 (1) 可得混合模型如下:

$$\text{Mixed: } Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij}。 \tag{3}$$

在此, 我們可以將式 (3) 當成 ANOVA 模型, 檢定各縣 (市) 地區的平均住宅價格是否有所差異。假如隨機部分 (random component) u_{0j} 的檢定結果是顯著的, 則表示縣 (市) 地區間的平均住宅價格是不同的, 因此必須考慮縣 (市) 地區間之差異。

此外, 在零模型中 $\rho = \tau_{00}/(\tau_{00} + \sigma^2)$, ρ 稱爲組內相關係數 (intraclass correlation coefficient; ICC) 或稱爲集群效果 (cluster effect) (Raudenbush and Bryk, 2002)。亦代表著住宅價格間空間自我相關 (autocorrelation) 的程度 (Skinner et al., 1989)。該係數並可用來說明組間變異占整體變異的比例, 代表依變項的變異量可以被組間差異解釋的程度, 用來呈現依變項與組間的關連程度 (McGraw and Wong, 1996)。因此利用本模型可檢測: 1. 各縣 (市) 地區平均住宅價格之差異是否達到統計上的顯著水準; 2. 住宅價格的總變異中有多少的變異是由於縣 (市) 地區間的差異所造成的。

2.2.2 模型2: 以平均數為結果的迴歸模型 (means-as-outcomes regression)

以平均數爲結果的迴歸模型是設定第一層迴歸模型爲零模型, 然後將第一層零模型的截距項作爲第二層迴歸模式的依變項, 並且將第二層總體層次解釋變項, 來解釋第一層模式截距項的差異。模型設定如下:

Level 1:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij},\ r_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2\right) \tag{4}$$

Level 2:

$$\begin{aligned}\beta_{0j} = \gamma_{00} &+ \gamma_{01} \times \left(Z_{1j} - \bar{Z}_{1.}\right) + \gamma_{02} \times \left(Z_{2j} - \bar{Z}_{2.}\right) \\ &+ \gamma_{03} \times \left(Z_{3j} - \bar{Z}_{3.}\right) + u_{0j}, \quad u_{0j} \sim N\left(0, \tau_{00}\right)。\end{aligned} \tag{5}$$

將式 (5) 代入式 (4) 中, 可得以平均數爲結果的迴歸模型如下:

$$\begin{aligned}\text{Mixed: } Y_{ij} = \gamma_{00} &+ \gamma_{01} \times \left(Z_{1j} - \bar{Z}_{1.}\right) + \gamma_{02} \times \left(Z_{2j} - \bar{Z}_{2.}\right) \\ &+ \gamma_{03} \times \left(Z_{3j} - \bar{Z}_{3.}\right) + u_{0j} + r_{ij},\end{aligned} \tag{6}$$

其中,

γ_{01}: 總體層次變項「人口密度」對縣 (市) 地區平均住宅價格的迴歸斜率;

γ_{02}: 總體層次變項「教育水平」對縣 (市) 地區平均住宅價格的迴歸斜率;

γ_{03}: 總體層次變項「可支配所得」對縣 (市) 地區平均住宅價格的迴歸斜率;

$Z_{1j} - \bar{Z}_{1.}$: 平移至總平均的「人口密度」連續變項;[4]

$Z_{2j} - \bar{Z}_{2.}$: 平移至總平均的「教育水平」連續變項;

$Z_{3j} - \bar{Z}_{3.}$: 平移至總平均的「可支配所得」連續變項。

式 (5) 是以各地區的平均住宅價格 (β_{0j}) 當成依變項, 加入總體層次變項 ($Z_{1j} - \bar{Z}_{1.}$)、($Z_{2j} - \bar{Z}_{2.}$) 與 ($Z_{3j} - \bar{Z}_{3.}$) 之後, 來檢定總體層次變項是否影響各縣 (市) 地區的平均住宅價格。同樣的, 在以平均數爲結果的迴歸模型中, 隨機變數 u_{0j} 的變異數 τ_{00}, 表示在控制總體層次變項後, 個體層次 β_{0j} 的條件化變異 (conditional variance), 代表控制總體層次變項後, β_{0j} 仍具有可變性 (Bryk and Raudenbush, 1992)。在零模型中隨機變

[4]在單一層次迴歸分析中, 爲克服原始單位資料的交互作用造成共線性問題, 一般會先將解釋變項進行平移或平減 (centering), 以減少共線性問題 (Tabachnick and Fidell, 2007)。而在 HLM 之分析中, 解釋變數以總平均數平減, 可避免共線性問題 (Hofmann and Gavin, 1998; Mathieu and Taylor, 2007)。本文之可支配所得、教育水準與人口密度即是以總平均數進行平減。

數 $u_{0j} = \beta_{0j} - \gamma_{00}$, 此時截距項與零模型之殘差變異數 ($\tau_{00}$) 的差距, 是因爲加入總體層次變項後, 所減少的殘差變異, 因此可以視爲總體層次變項在第二階層的解釋量。因此, 利用本模型可檢定: 1. 各縣 (市) 地區的總體層次變項是否會影響該縣 (市) 地區的平均住宅價格; 2. 剔除總體層次變項所能解釋的變異量之後, 各縣 (市) 地區之平均住宅價格是否仍有顯著差異。

2.2.3 **模型**3: **隨機係數迴歸模型** (random coefficients regression model)

隨機係數迴歸模型是假設第二層沒有解釋變項或是總體層次的變項, 只有第一層的迴歸模型存在個體層次的依變項與解釋變項。其模型設定如下:
Level 1:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}\left(X_{1ij} - \bar{X}_{1..}\right) + \beta_{2j}\left(X_{2ij} - \bar{X}_{2..}\right) + \beta_{3j}\left(X_{3ij} - \bar{X}_{3..}\right) + \beta_{4j}\left(X_{4ij} - \bar{X}_{4..}\right) + \beta_{5j}\left(X_{5ij} - \bar{X}_{5..}\right) + r_{ij}, \quad r_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2\right)。 \tag{7}$$

Level 2:

$$\beta_{lj} = \gamma_{l0} + u_{lj},\ u_{lj} \sim N\left(0, \tau_{ll}\right), \quad l = 0, 1, \cdots, 5, \tag{8}$$

其中,

$X_{1ij} - \bar{X}_{1..}$: 平移至總平均的「屋齡」連續變項;

$X_{2ij} - \bar{X}_{2..}$: 平移至總平均的「面積」連續變項;

$X_{3ij} - \bar{X}_{3..}$: X_{3ij} 代表結構爲鋼筋 (骨) 混凝土造與其他材料比較 (如加強磚造、磚造、木造、竹造、石造等等) 之虛擬變項, 以其他材料建造之住宅爲參照點, 所以 $X_{3ij} - \bar{X}_{3..}$ 表示住宅爲鋼筋 (骨) 混凝土造的比例;

$X_{4ij} - \bar{X}_{4..}$: X_{4ij} 代表型態爲集合式住宅 (公寓或大廈) 與其他型態比較 (如傳統式農村住宅、獨棟式住宅、雙併式住宅、獨棟式住宅) 之虛擬變項, 以其他型態爲參照點, 所以 $X_{4ij} - \bar{X}_{4..}$ 表示住宅型態爲集合式住宅 (公寓或大廈) 的比例;

$X_{5ij} - \bar{X}_{5..}$: X_{5ij} 代表用途爲住家專用與其他用途比較 (如住家兼工業用、住家兼商業或服務業用等) 之虛擬變項, 以作其他用途之住宅爲參照點, 所以 $X_{5ij} - \bar{X}_{5..}$ 表示住宅作住家專用的比例;

γ_{10}: 各縣 (市) 地區「屋齡」變項平均迴歸斜率之總平均數;

γ_{20}: 各縣 (市) 地區「面積」變項平均迴歸斜率之總平均數;

γ_{30}: 鋼筋 (骨) 混凝土造與其他材料比較後, 在縣 (市) 地區平均住宅價格的差異;

γ_{40}: 集合式住宅與其他型態比較後, 在各縣 (市) 地區平均住宅價格的差異;

γ_{50}: 住家專用與其他用途比較後, 在各縣 (市) 地區平均住宅價格的差異。

將式 (8) 代入式 (7), 可得隨機係數模型如下:

$$\begin{aligned} Y_{ij} = {} & \gamma_{00} + \gamma_{10}\left(X_{1ij} - \bar{X}_{1..}\right) + \gamma_{20}\left(X_{2ij} - \bar{X}_{2..}\right) + \gamma_{30}\left(X_{3ij} - \bar{X}_{3..}\right) \\ & + \gamma_{40}\left(X_{4ij} - \bar{X}_{4..}\right) + \gamma_{50}\left(X_{5ij} - \bar{X}_{5..}\right) + u_{0j} + u_{1j}\left(X_{1ij} - \bar{X}_{1..}\right) \\ & + u_{2j}\left(X_{2ij} - \bar{X}_{2..}\right) + u_{3j}\left(X_{3ij} - \bar{X}_{3..}\right) + u_{4j}\left(X_{4ij} - \bar{X}_{4..}\right) \\ & + u_{5j}\left(X_{5ij} - \bar{X}_{5..}\right) + r_{ij}。 \end{aligned} \tag{9}$$

因此, 可以藉由檢測 $u_{ij,i=1\sim5}$ 是否達到統計上的顯著, 藉此檢定在各縣 (市) 地區個體層次變項對住宅價格的影響是否有所不同。假如個體層次變項在各縣 (市) 地區對住宅價格的影響並無不同, 本研究則剔除個體層次變項的 $u_{ij,i=1\sim5}$, 將 $u_{ij,i=1\sim5}$ 視爲固定效果, 不估計隨機效果, 並重新分析此一模型。藉由本模型可檢測: 1. 23 個縣 (市) 地區所形成的 23 條迴歸方程式的平均截距 (各縣 (市) 地區之平均住宅價格) 以及平均斜率 (個體層次變項對住宅價格影響的平均值) 爲多少; 2. 上述 23 條迴歸方程式中, 彼此的截距項 (各縣 (市) 地區平均住宅價格) 及斜率 (個體層次變項對住宅價格的影響) 是否有所顯著差異。

2.2.4 模型 4: 以截距及斜率為結果的迴歸模型

以截距及斜率爲結果的迴歸模型是將各地區的個體層次變項係數當成依變項, 而總體層次變項當成自變項代入, 其模型設定如下:
Level 1:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}\left(X_{1ij} - \bar{X}_{1..}\right) + \beta_{2j}\left(X_{2ij} - \bar{X}_{2..}\right) + \beta_{3j}\left(X_{3ij} - \bar{X}_{3..}\right) + \beta_{4j}\left(X_{4ij} - \bar{X}_{4..}\right) + \beta_{5j}\left(X_{5ij} - \bar{X}_{5..}\right) + r_{ij}, \quad r_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2\right)。 \tag{10}$$

Level 2:

$$\beta_{lj} = \gamma_{l0} + \gamma_{l1}\left(Z_{1j} - \bar{Z}_{1.}\right) + \gamma_{l2}\left(Z_{2j} - \bar{Z}_{2.}\right) + \gamma_{l3}\left(Z_{3j} - \bar{Z}_{3.}\right) + u_{lj}, \quad l = 0, 1, \cdots, 5。 \tag{11}$$

將式 (11) 代入式 (10) 可得到以截距及斜率爲結果的迴歸模型。

以往的研究常以傳統迴歸分析方式, 分別比較解釋變項的係數或是變異量來判斷縣 (市) 地區特徵對住宅價格的影響較大, 或住宅建物特徵對住宅價格的影響較大。但這樣的分析方式, 往往忽略係數的顯著與否是與模型中一起納入分析的變項有關, 意即忽略區域特徵與住宅建物特徵可能有交互作用的效果存在。

此模型可以探討區域特徵與住宅建物特徵的交互作用關係。探討由於縣 (市) 區域特徵使得住宅建物特徵對於住宅價格影響的變化程度。因此藉由本模型可檢測: 1. 總體層次變項「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」是否可以有效地預測各縣 (市) 地區平均住宅價格; 2. 總體層次變項「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」對各縣 (市) 地區迴歸斜率的影響爲何; 3. 總體層次變項「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」對於各縣 (市) 平均住宅價格及斜率的變異有多少的解釋程度。

2.3 多層次模型的參數估計

HLM 是將低層級迴歸式中的截距項及斜率項當作較高層級的依變項, 考量較高層級的誤差項, 以隨機效果來估計截距項及斜率項。本研究是以限

制最大概似估計 (restricted maximum likelihood) 來估計較高層級迴歸模式的截距項與斜率項之貝氏估計值 (Bayes estimator) (過程詳見 Raudenbush and Bryk (2002, pp. 39–51))。[5]

以本研究零模型爲例, 各縣 (市) 地區之平均住宅價格 β_{0j} (貝氏估計值) 是各縣 (市) 地區的平均住宅價格 (以 OLS 估計) 以及縣 (市) 地區平均住宅價格之總平均數之加權組合而成, 如式 (12) 所示:

$$\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}} = \lambda_j \bar{Y}_{.j} + \left(1 - \lambda_j\right) \bar{Y}_{..}, \tag{12}$$

其中,
$\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}}$ 代表各縣 (市) 地區平均住宅價格之貝氏估計值 (Bayes estimator);
$\bar{Y}_{.j} = \hat{\beta}_j^{\mathrm{OLS}}$, 代表以 OLS 所估計的各縣 (市) 地區平均住宅價格;
$\bar{Y}_{..} = (\sum \lambda_j \bar{Y}_{.j}) / \sum \lambda_j$ 代表縣 (市) 地區平均住宅價格之總平均數。

$$\lambda_j = \tau_{00} / \left(\tau_{00} + v_j^2\right), \; v_j^2 = \sigma^2 / n_j, \tag{13}$$

n_j 代表各縣 (市) 地區內之住宅樣本數

式 (13) 代表式 (12) 的權重 (weights), 類似精確度 (precision) 也就是所謂信度 (reliability) 的概念, 它反映的就是一種縮動 (shrinkage) 特徵。由式 (12) 可知各縣 (市) 地區平均住宅價格之貝氏估計值 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}}$, 是以 OLS 所估計的各縣 (市) 地區平均住宅價格 $\bar{Y}_{.j}$ 與利用縣 (市) 地區平均住宅價格之總平均數加權組合而成。當縣 (市) 地區之組間差異越大, 則 λ_j 越大並趨近於1, 則以 OLS 所估計的各縣 (市) 地區平均住宅價格 $\bar{Y}_{.j}$ 可信度

[5]所謂的 FML 或 ML 是完全最大概似估計法 (full maximal likelihood), 而 REML 是受限或殘差最大概似估計法 (restricted / residual maximal likelihood)。之所以有這兩種估計法的產生, 來自於多層次迴歸分析中, 牽涉到有固定效果的迴歸係數與隨機效果的第一層誤差項和第二層各個誤差項變異數、與之間的共變數要估計。最大概似法在估計一般迴歸分析的誤差變異數時, 是用樣本數作爲自由度來計算殘差變異數。因此最大概似法估計法所估計出的迴歸係數是母體迴歸係數的不偏估計值, 但誤差變異數會有低估的現象。而 REML 則會得到不偏的母體誤差變異數的估計值。換言之, ML 並未對迴歸式要估計的迴歸係數所用掉的自由度進行調整, 而 REML 則是考慮所要估計的迴歸係數參數數目。REML 在估計迴歸係數與變異數成分時, 相當於先估計固定效果迴歸係數, 再求觀察值與固定效果估計的預測值之間的整體殘差項, 然後再從整體的殘差項去估計各層的誤差項的變異數與誤差項間的共變數, 因此 REML 的 R 可以稱爲殘差。

越高, 隨機截距項 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}}$ 貝氏估計值將會趨近於 $\bar{Y}_{\cdot j}$; 當縣 (市) 地區內住宅樣本變異程度 σ^2 增加, 或各縣 (市) 地區之組間差異越小, 則 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}}$ 就會往 $\bar{Y}_{\cdot\cdot}$ 移動, 這就是縮動的涵義。這個縮動的關鍵在於 λ_j, 當 λ_j 越大, 代表不是 n_j 越大就是 σ^2 越小。亦就是表示各縣 (市) 地區所提供的資料精確度越高, 則各縣 (市) 地區提供的資訊加權就越大的意思。這也是在 HLM 中, 允許各縣 (市) 地區的樣本數可以不相等, 當 n_j 越小, 則 λ_j 會很小。但透過由其他縣 (市) 地區相同的特徵 $\bar{Y}_{\cdot\cdot}$, 可以填補資料過少的資訊, 這也是 Kreft and de Leeuw (1998) 所談的借力 (borrowing strength), 這也是貝氏估計量的統計特徵。[6]

2.4 變項設定與說明

本文將住宅建物特徵及區域特徵區分爲個體層次 (micro level) 變項及總體層次 (macro level) 變項, 並以住宅價格總價作爲依變項。其中, 建物特徵包含屋齡、面積、結構、型態與用途。區域特徵包含人口密度、教育水平與可支配所得, 其定義如表1, 並分述如下:

2.4.1 個體層次變項

隨著時間增加將對建築物機能與耐用程度有所減損, 即屋齡可以反應不動產價值之折舊及壽命, 而產生物理性折舊。故屋齡對住宅價格具有負向之影響。Frew and Judd (2003)、林秋瑾等 (1996) 則實證此變數並獲得顯著效果。本研究選取屋齡爲連續性變數納入模型中。因住宅的使用機能將隨年代久遠而衰退, 故預期屋齡與住宅價格爲負向關係。

在建築技術固定情況下, 建物面積越大相對其建築成本越高, 且坪數越大則其基本房、廳、衛相對會越齊全, 實用性及便利性越高, 居家生活亦較舒適, 所以預期建物面積與住宅價格呈正向關係。Carroll et al. (1996)、Martins-Filho and Bin (2005)、Rodriguez and Sirmans (1994)、林秋瑾・楊宗憲・張金鵬 (1996), 均提出建物樓地板面積對價格有顯著影響。本研究選取面積爲連續變數, 並預期面積與住宅價格爲正向關係。

[6]「借力」(borrowing strength) 在本研究中, 係指住宅樣本規模較小的縣 (市) 地區 (如雲林縣、嘉義縣) 其解釋變項的係數之估計, 可借用所有縣 (市) 地區之總平均數的資料, 而得到改進。

表 1: 階層線性模型之各階層變項描述

變項項目		描述	第一階層	第二階層
依變項	Y	住宅價格取自然對數值	♦	
個體解釋變項	X_1	自建造竣工始至民國 95 年之房屋年齡爲連續變數, 取自然對數	♦	
	X_2	屋內總面積坪數 (包含陽台) 爲連續變數取自然對數值	♦	
	X_3	住宅結構是否爲鋼筋 (骨) 混凝土造之虛擬變數, 若是 $=$ 1, 其他 $=0$	♦	
	X_4	住宅型態是否爲公寓大廈之虛擬變數, 若是 $=1$, 其他 $=0$	♦	
	X_5	住宅用途是否爲住家專用之虛擬變數, 若是 $=1$, 其他 $=0$	♦	
總體解釋變項	Z_1	縣 (市) 平均人口密度取自然對數值		♦
	Z_2	縣 (市) 平均教育水平取自然對數值		♦
	Z_3	縣 (市) 平均可支配所得取自然對數值		♦

註: 有 ♦ 表示屬於第一階層或第二階層的意思。

住宅結構爲鋼筋 (骨) 混凝土造則其住宅本身造價成本較高且較爲堅固, 相對而言, 其住宅價格較高。林祖嘉 · 馬毓駿 (2007) 實證結果顯示住宅結構對住宅價格有顯著正向關係。本研究住宅結構爲虛擬變數, 若住宅爲鋼筋 (骨) 混凝土造, 則結構 $=$ 1; 其他 $=$ 0, 如加強磚造、磚造、木造、竹造或石造等等。並預期住宅結構與住宅價格有正向關係。

本研究住宅型態爲虛擬變數, 若住宅爲集合式住宅 (公寓或大廈), 則住宅型態 $=$ 1; 其他 $=$ 0, 如傳統式農村住宅、獨棟式住宅、雙併式住宅、獨棟式住宅。[7] 並預期住宅型態與住宅價格有負向關係。

[7]本文有關住宅型態之定義, 按內政部營建署 (2007) 獨棟式住宅定義爲, 四周留有空地之單棟住宅建築物全部歸一戶使用者。雙併式住宅定義爲, 兩棟以共同壁相連之住宅建築物每棟分別各歸一戶使用者。集合式住宅 (公寓或大廈) 定義爲, 不論獨棟、雙併或者是連

在台灣的建物很少屬於單一用途的建物, 除部分商業用或高級住宅可能存在單純型態的用途, 一般的情形是一樓爲店面或商業用途, 二樓以上爲住家用途。本研究住宅用途爲虛擬變數, 若住宅爲住家專用, 則住宅用途 = 1; 其他 = 0, 如住家兼工業用、住家兼商業或服務業用等。本研究選取用途爲虛擬變數, 並預期住宅用途與住宅價格爲負向關係。

2.4.2 總體層次變項

按供需原則, 人口密度大小與住宅價格之高低, 通常具有相當密切之關係, 因爲人口增加則住宅單元需要量增加, 或人口在某地區集中, 則該地區住宅需求亦隨之提高, 使得該地區住宅價格水準上升。Maddison (2000)、陳心怡・陳彥仲 (2002)、章耀玲 (1997) 實證結果顯示, 人口密度對住宅價格確實有顯著影響效果。本研究將人口密度定義爲各縣 (市) 平均每一平方公里人口數。

一般而言教育程度越高者對其生活品質有較高之期待及需求, 也願意支付較多的金錢來尋找更舒適之生活空間或環境品質。相對而言, 教育水平越高者所居住之地區有較高之住宅價格。林達榮等 (2007) 以羅吉斯迴歸模型 (logistic regression model) 進行實證分析, 分析結果顯示教育程度愈高者其住宅價格越高。本研究將教育水平定義爲各縣 (市) 地區 15 歲以上民間人口受高等教育者 (指大專及以上之教育) 占15歲以上民間人口之百分比例。

家戶所得與該地區居民的購買住宅及在必要時重新改裝或修復住宅之能力有關。所以可支配所得代表這個地區居民相對的經濟實力, 及此實力如何反映在地區發展與維護。Ohsfeldt (1988) 以休斯頓 (Houston) 地區爲實證來探討, 結果顯示可支配所得與住宅價格有顯著之相關性。彭建文・王佳于 (2005) 認爲住宅價格與家戶可支配所得乃是相對的概念, 實證結果顯示家戶可支配所得確實對住宅價格有顯著影響效果。本研究將可支配所得定義爲各縣 (市) 地區平均每戶每年可支配所得。

棟式住宅, 每棟分別歸屬多戶使用者, 稱之爲集合式住宅。

2.5 資料來源與處理

本文資料來源主要分成兩個部分。第一部分爲個體層次的資料, 來自內政部營建署所編撰《95年度內政部營建署住宅狀況調查表》之原始問卷資料。該調查資料係按台灣地區23個行政地區採分層比例抽樣。共計在台灣地區23個行政地區抽出20,886個樣本。第二部分爲總體層次變項資料是來自1998至2006年度行政院經濟建設委員會都市及住宅發展處所編印之《都市及區域發展統計彙編》及行政院主計處所編之《縣 (市) 重要指標統計要覽》, 所需要的總體層次變項包括「人口密度」、「教育水平」與「每戶可支配所得」。由於每戶可支配所得資料是從1998年以後才較爲完整, 顧及實證資料期間之一致性, 因此本文實證資料之期間爲1998年至到2005爲止, 共計2127筆資料。

本文離群值係以去除價格最高與最低的5%資料,[8] 剩下1931筆資料, 再利用 Dffits 異常點刪除方法刪除後,[9] 剩下1,926筆資料。由於內政部營建署所編撰《95年度內政部營建署住宅狀況調查表》調查報告資料之有關住宅價格資料是建造或購買年的資料, 而住宅品質是調查年的資料, 若直接用原始資料分析會產生兩者基準不一致的情形。因此, 本研究住宅價格資料是以2006年1月爲基期, 配合物價指數調整。

3 變項統計量之描述

本研究以 SPSS16.0 版來處理個體層次變項以及總體層次變項, 之後以 HLM 6.05 來分析本文實證模型。

3.1 個體層次變項統計量之描述

表2爲23個縣 (市) 地區的個體層次變項之描述性統計摘要。就依變項而言, 23個縣 (市) 的總平均「住宅價格」爲480.394萬元, 標準差爲258.616萬元。以各縣 (市) 地區來看, 台北市的平均「住宅價格最高爲858.537萬

[8]由於並不是針對具有某些特徵住宅進行剔除, 剔除過程是隨機性的, 因此並不構成樣本選擇偏誤 (sample selection bias) 所衍生的問題 (Wooldridge, 1996)。

[9]Dffits 指標係由 Belsley et al. (1980) 所發展出來。此外, 於房地產領域的實證研究, 林秋瑾 (1996) 亦指出 Dffits 法表現相對優異。

表 2: 個體層次變項描述統計摘要表 (部份資料)

	價格	屋齡	面積	結構	型態	用途
	台東縣	澎湖縣	台北縣	新竹縣	澎湖縣	花蓮縣
觀察數目	65	44	298	58	44	45
平均數	298.435	5.570	33.190	0.590	0.000	0.820
標準差	185.463	2.106	9.520	0.497	0.000	0.387
地區名稱	台北市	台北市	嘉義縣	台北市	台北縣	雲林縣
觀察數目	141	141	41	141	298	35
平均數	858.537	16.100	60.610	0.980	0.81	1.000
標準差	453.863	11.741	25.724	0.145	0.391	0.000
Total						
平均數	480.394	9.970	45.550	0.870	0.370	0.910
標準差	258.616	10.703	25.143	0.336	0.484	0.285

元, 台東縣的平均「住宅價格」最低爲 298.435 萬元。就自變項而言, 全部 23 個縣 (市) 總平均「屋齡」爲 9.97 年, 標準差爲 10.703 年, 以各縣 (市) 地區來看, 台北市的平均「屋齡」最高爲 16.1 年, 澎湖縣的平均「屋齡」最低爲 5.57 年。全部 23 個縣 (市) 總平均「面積」爲 45.55 坪, 標準差爲 25.143 坪, 以各縣 (市) 地區來看, 嘉義縣的平均「面積」最高爲 60.61 坪, 台北縣的平均「面積」最低爲 33.19 坪。全部 23 個縣 (市) 總平均「結構」爲 0.87, 標準差爲 0.336, 表示住宅爲鋼筋 (骨) 混凝土造占全部樣本的 87%, 以各縣 (市) 地區來看, 台北市的平均「結構」最高爲 0.98, 新竹縣的平均「結構」最低爲 0.59。全部 23 個縣 (市) 總平均「型態」爲 0.37, 標準差爲 0.484, 表示住宅爲集合式住宅 (公寓或大廈) 占全部樣本的 37%, 以各縣 (市) 地區來看, 台北縣的平均「型態」最高爲 0.81, 澎湖縣的平均「型態」最低爲 0.00。全部 23 個縣 (市) 總平均「用途」爲 0.91, 標準差爲 0.285, 表示住宅爲住家專用占全部樣本的 91%, 以各縣 (市) 地區來看, 雲林縣的平均「用途」最高爲 1.00, 花蓮縣的平均「用途」最低爲 0.82。

表 3: 總體層次變項描述統計摘要表 (部份資料)

	人口密度	教育水平	可支配所得
	台東縣	台東縣	台東縣
觀察數目	65	65	65
平均數	69.546	10.021	612,178.900
標準差	0.965	1.896	30,184.379
地區名稱	高雄市	台北市	台北市
觀察數目	116	141	141
平均數	9,740.323	45.414	1,222,457.780
標準差	116.939	4.767	14,528.667
Total			
平均數	2,697.798	24.629	858,814.650
標準差	3,148.253	9.354	157,189.255

3.2 總體層次變項統計量之描述

表 3 爲 23 個縣 (市) 地區的總體層次變項之描述性統計摘要, 23 個縣 (市) 總平均「人口密度」每平方公里爲 2,697.798 人, 標準差爲 3,148.253 人, 以各縣 (市) 地區來看, 其中平均「人口密度」最高地區爲高雄市每平方公里爲 9,740.323 人, 最低的地區爲台東縣每平方公里爲 69.546 人。總平均「教育水平」爲 24.629%, 標準差爲 9.354, 表示 23 個縣 (市) 地區 15 歲以上民間人口受高等教育 (指大專及以上教育) 者占 15 歲以上民間人口爲 24.629%, 以各縣 (市) 地區來看, 其中最高的是台北市爲 45.414%, 最低的是台東縣爲 10.021%。23 個縣 (市) 每戶每年總平均「可支配所得」爲 858,814.650 元, 標準差爲 157,189.255 元, 以各縣 (市) 地區來看, 其中最高的是台北市爲 1,222,457.780 元, 最低的是台東縣爲 612,178.900 元。

表 4: 零模型分析結果摘要表

固定效果	係數	標準誤	t-ratio	p-value
縣 (市) 平均住宅價格之總平均數 γ_{00}	5.9671**	0.0535	111.476	0.000
隨機效果	**變異數**	**自由度**	**Chi-square**	**p-value**
平均住宅價格 τ_{00}	0.0621**	22	572.2186	0.000
第一層組內 σ^2	0.2442			
離異數 (−2LL)	2,819.6221			
估計參數數目	2			

** 代表 $P < 0.05$, * 代表 $P < 0.1$。

4 階層線性模式之實證結果分析

本文採用 HLM 來進行實證分析, 並設計四個階層線性模型分別討論, 計分爲模型 1 (零模型)、模型 2 (以平均數爲結果的迴歸模型)、模型 3 (隨機係數迴歸模型)、模型 4 (以截距及斜率爲結果的迴歸模型), 最後並與模型 5 (傳統迴歸模型) 之分析結果作一比較。

4.1 模型 1: 零模型

零模型的目的在於分析縣 (市) 之間的平均住宅價格是否有所差異及住宅價格的總變異中有多少的變異是由於縣 (市) 地區間的差異所造成的, 其估計結果如表 4 所示。

由表 4 固定效果部分顯示, 所有縣 (市) 地區總平均住宅價格的加權最小平方法 (weighted least squares method, WLS) 估計值 γ_{00} 是 5.9671, 表示各縣 (市) 的總平均價格約爲 390.372 萬元 ($e^{5.9671} = 390.372$)。其次, 各縣 (市) 地區之平均住宅價格與所有縣 (市) 地區總平均住宅價格的差異 u_{0j} (組間變異) 之變異量 τ_{00}, 以限制最大概似 (restricted maximum likelihood) 估計的結果爲 0.0621, 其卡方值爲 572.2186, 自由度爲 22 (23 個縣 (市) 地區 −1), 達到 5% 顯著水準。代表這 23 個縣 (市) 之平均住宅價格具有顯著的差異性。

由縣 (市) 之間的變異 (τ_{00}) 和個體層次效果的組內變異 (σ^2), 可以算出組內相關係數 ρ 或 ICC $= \tau_{00}/(\tau_{00} + \sigma^2) = 0.0621/(0.0621 + 0.2442) = 0.2027$。根據 Cohen (1988) 的建議是屬於高度關連程度, 所以不可忽略縣 (市) 地區間 (組間) 之差異。意即需將住宅價格間的空間自我相關現象一併考量 (Goldstein, 1987)。顯示所有縣 (市) 地區住宅價格的總變異量有20.27%是由縣 (市) 特性差異所造成的。另外, 各縣 (市) 地區住宅價格平均數之信度 (reliability of the sample mean) 計算公式爲: $\lambda_j = \text{reliability}(\bar{Y}_{.j}) = \tau_{00}/[\tau_{00} + (\sigma^2/n_j)] = 0.943$。表示以各縣 (市) 地區的住宅價格平均數估計值作爲眞實縣 (市) 地區平均數指標時, 可信度非常高。

傳統迴歸分析對於零模型之參數估計, 大多以 22 個虛擬變數代表 23 個縣 (市) 地區投入迴歸模型中, 將截距項視爲固定效果, 並以 OLS 來估計各縣 (市) 地區平均住宅價格, 如式 (14):

$$Y_i = \sum_{j=1}^{22} \hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}} + r_i, \tag{14}$$

而 HLM 對於零模型之分析, 則是將各縣 (市) 地區平均住宅價格差異之組間變異數 τ_{00} 一併考量, 將截距項視爲隨機效果, 並以限制最大概似 (restricted maximum likelihood) 來估計各縣 (市) 地區平均住宅價格 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{EB}}$ 之貝氏估計值 (Bayes estimator)。OLS 與 HLM 分析結果如表 5 所示。

由分析結果可知 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}} - \hat{\beta}_{0j}^{\text{EB}}$ 之差異絕對值最大的爲雲林縣, 雲林縣固定效果之 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}}$ 估計值爲 5.67197, 隨機效果 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{EB}}$ 估計值爲 5.70178, 也就是利用貝氏估計使得雲林縣的 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}}$ 估計值 5.67197 縮動成 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{EB}}$ 估計值 5.70178。這是由於雲林縣的住宅樣本數 n_j 爲35, 是樣本數最少之縣 (市) 地區, 且其 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}}$ 估計值 5.67197 與表 4 之 23 個縣市平均價格之總平均數 γ_{00} 估計值爲 5.9671 相較之下, 其差距較大, 導致 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}} - \hat{\beta}_{0j}^{\text{EB}}$ 差異絕對值最大。台南縣雖僅有 39 個樣本, 但由於台南縣 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}}$ 估計值 5.94805 與表 4 之 23 個縣市平均價格之總平均數 γ_{00} 估計值爲 5.9671 相較之下, 其差距不大, 故 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}} - \hat{\beta}_{0j}^{\text{EB}}$ 之縮動變化不大。新竹縣與屏東縣樣本數 n_j 均爲 58, 兩者有相同的信度 λ_j 爲 0.93653, 但因爲新竹縣的 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}}$ 估計值 6.11979, 屏東縣的 $\hat{\beta}_{0j}^{\text{OLS}}$ 估計值 5.69167, 兩者估計值與表 4 的 γ_{00}

表 5: 零模型 OLS 與 HLM 對於縣 (市) 地區平均住宅價格分析結果摘要表

縣 (市) 地區	樣本數 (n_j)	信度 (λ_j)	平均住宅價格 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{OLS}}$	平均住宅價格 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}}$	$\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{OLS}} - \hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}}$	差異排序
台北縣	298	0.98697	6.18848	6.18560	0.00288	18
宜蘭縣	57	0.93554	6.02844	6.02448	0.00396	15
桃園縣	162	0.97627	6.10948	6.10610	0.00338	17
新竹縣	58	0.93653	6.11979	6.11010	0.00969	11
苗栗縣	53	0.93092	5.99984	5.99758	0.00226	19
台中縣	115	0.96700	6.00892	6.00754	0.00138	22
彰化縣	47	0.92276	5.91933	5.92302	−0.00369	16
南投縣	117	0.96745	5.69334	5.70225	−0.00891	12
雲林縣	35	0.89899	5.67197	5.70178	−0.02981	1
嘉義縣	41	0.91246	5.70520	5.72812	−0.02292	3
台南縣	39	0.90845	5.94805	5.94979	−0.00174	21
高雄縣	70	0.94681	6.11040	6.10278	0.00762	13
屏東縣	58	0.93653	5.69167	5.70915	−0.01748	7
台東縣	65	0.94293	5.45811	5.48716	−0.02905	2
花蓮縣	45	0.91962	5.79824	5.81181	−0.01357	9
澎湖縣	44	0.91798	5.74885	5.76675	−0.01790	6
基隆市	62	0.94036	5.94607	5.94732	−0.00125	23
新竹市	72	0.94825	6.04958	6.04531	0.00427	14
台中市	90	0.95820	6.24740	6.23568	0.01172	10
嘉義市	41	0.91246	5.80020	5.81481	−0.01461	8
台南市	56	0.93442	6.27241	6.25239	0.02002	4
台北市	141	0.97291	6.63908	6.62088	0.01820	5
高雄市	116	0.96730	6.02159	6.01981	0.00178	20

估計值 5.9671 相較之下, 屏東縣之差異較大, 故屏東縣 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{OLS}} - \hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}}$ 之縮動變化較爲明顯。屏東縣的 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{OLS}}$ 估計值 5.69167, 南投縣的 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{OLS}}$ 估計值 5.69334, 兩者估計值差異不大, 但是屏東縣樣本數 n_j 爲 58, 南投縣樣本數 n_j 爲 117, 故屏東縣 $\hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{OLS}} - \hat{\beta}_{0j}^{\mathrm{EB}}$ 之縮動變化與南投縣相較之下,

表 6: 以平均數爲結果的迴歸模型分析結果摘要表

固定效果	係數	標準誤	t-ratio	p-value
縣 (市) 平均住宅價格之總平均數 γ_{00}	5.9637**	0.0324	183.949	0.000
人口密度 γ_{01}	0.0182	0.0347	0.525	0.606
教育水平 γ_{02}	0.1691	0.1862	0.908	0.376
可支配所得 γ_{03}	0.7792**	0.0027	2.484	0.023
隨機效果	變異數	自由度	Chi-square	p-value
平均住宅價格 τ_{00}	0.0204**	19	153.7859	0.000
第一層組內 σ^2	0.2442			
離異數 (−2LL)	2, 804.4886			
估計參數數目	2			

** 代表 $P < 0.05$, * 代表 $P < 0.1$。

較爲明顯。

由以上可知, 縣 (市) 之間的平均住宅價格差異確實達到統計上的顯著水準, 縣 (市) 地區特性差異可以解釋所有縣 (市) 地區平均住宅價格的總變異量爲20.27%。縣 (市) 間的變異 τ_{00} 達到顯著水準, 因此是造成縣 (市) 間平均住宅價格的差異來源之一。接著, 進一步探討哪些縣 (市) 特性差異造成各縣 (市) 平均住宅價格之差異。

4.2 模型2: 以平均數為結果的迴歸模型

由零模型可知, 各縣 (市) 之間的平均住宅價格是有所差異的, 且有20.27%是由縣 (市) 地區之差異性所造成的。以平均數爲結果的迴歸模型目的即是探討有哪些縣 (市) 因素影響各縣 (市) 的平均住宅價格, 其估計結果如表6所示。

由表6顯示, 在固定效果部分, 總體層次變項「可支配所得」之估計值 γ_{03} 爲0.7792達到5%顯著水準, 表示「可支配所得」變項對各縣 (市) 平均住宅價格的影響是顯著的。亦即縣 (市) 特徵「可支配所得」越高, 則該縣 (市) 的平均住宅價格越高。在隨機效果的變異數檢定方面, 以平均數爲結

果的迴歸模型 γ_{00} 的變異數 τ_{00} 爲0.0204, 達到5%顯著水準, 意味著總體層次變項除了「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」之外, 當另有其它影響各縣 (市) 平均住宅價格之總體層次變項未被考量。

表4零模型 τ_{00} 爲0.0621, 而以平均數爲結果的迴歸模型 τ_{00} 爲0.0204, 降了67.15% ($R^2 = (0.0621 - 0.0204)/0.0621 = 67.15\%$), 表示引進總體層次變項「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」後, 可以減少各縣 (市) 地區間平均住宅價格 β_{0j} (組內平均數) 約67.15%的變異程度。在控制總體層次變項的影響後, 各縣 (市) 間對其平均住宅價格的相關性由零模型的0.2027變成爲0.0771 ($\rho = \tau_{00}/(\tau_{00} + \sigma^2) = 0.0204/(0.0204 + 0.2442) = 0.0771$), 估計值 ρ 在此是條件組內相關 (conditional intraclass correlation), 表示具有相同總體層次變項「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」的縣 (市), 其住宅樣本的相關程度。但是, 由於仍有重要的縣 (市) 特徵未被考量, 因此, 各縣 (市) 間的平均價格仍然存在著顯著差異。

4.3 模型3: 隨機係數迴歸模型

本模型所要探討的是23個縣 (市) 地區個體層次變項對住宅價格的影響爲何。也就是說各個縣 (市) 地區都有各自的迴歸方程式, 包括斜率項與截距項。藉由本模型檢測, 各個縣 (市) 地區的截距項與斜率項在縣 (市) 之間的變化程度。由於「用途」係數估計值 γ_{50} 的變異數 τ_{55} 未達5%顯著水準, 表示各縣 (市) 地區間「用途」對住宅價格的影響並無顯著的不同。因此不考量「用途」變項的隨機效果, 並重新分析結果如表7所示。

由表7的固定效果部分, 顯示個體層次變項「屋齡」變項之係數估計值 γ_{10} 爲 -0.0418、「面積」變項之係數估計值 γ_{20} 爲0.3823、「結構」變項之係數估計值 γ_{30} 爲0.2333, 對各個縣 (市) 地區之平均住宅價格的影響均達5%顯著水準。而「型態」變項之係數估計值 γ_{40} 爲 -0.1066、「用途」變項之係數估計值 γ_{50} 爲 -0.0573, 此兩者對各個縣 (市) 地區之平均住宅價格的影響達10%顯著水準。此一結果隱含著, 對各縣 (市) 地區而言, 個體層次「屋齡」、「面積」、「結構」、「型態」與「用途」變項是有效預測各縣 (市) 地區內住宅價格的變項。

表 7: 隨機係數迴歸模型分析結果摘要表

固定效果	係數	標準誤	t-ratio	p-value
縣 (市) 平均住宅價格之總平均數 γ_{00}	5.9428**	0.0604	98.236	0.000
屋齡 γ_{10}	−0.0418**	0.0174	−2.398	0.026
面積 γ_{20}	0.3823**	0.0357	10.698	0.000
結構 γ_{30}	0.2333**	0.0649	3.592	0.002
型態 γ_{40}	−0.1066*	0.0540	−1.972	0.061
用途 γ_{50}	−0.0573*	0.0341	−1.682	0.092
隨機效果	**變異數**	**自由度**	**Chi-square**	P**-value**
平均房價 τ_{00}	0.0803**	21	459.3608	0.000
屋齡 τ_{11}	0.0034**	21	43.5643	0.003
面積 τ_{22}	0.0163**	21	51.5912	0.000
結構 τ_{33}	0.0690**	21	79.2560	0.000
型態 τ_{44}	0.0432**	21	70.7495	0.000
第一層組內 σ^2	0.1689			
離異數 (−2LL)	2236.8782			
估計參數數目	16			

** 代表 $P < 0.05$, * 代表 $P < 0.1$。

表7的隨機效果部分顯示, 各縣 (市) 平均住宅價格 β_{0j} 的變異數 τ_{00} 爲0.0803達到5%顯著水準, 表示23個縣 (市) 地區在平均住宅價格上有顯著差異。此與隨機效果單因子共變數分析模型的結論一致。而「屋齡」變項係數估計值 γ_{10} 之變異數 τ_{11} 爲0.0034、「面積」變項係數估計值 γ_{20} 之變異數 τ_{22} 爲0.0163、「結構」變項係數估計值 γ_{30} 之變異數 τ_{33} 爲0.0690與「型態」變項係數估計值 γ_{40} 之變異數 τ_{44} 爲0.0432, 均達5%顯著水準, 表示「屋齡」、「面積」、「結構」與「型態」對住宅價格的影響, 在各縣 (市) 地區均有顯著的不同。此一結果也呼應了 Wolverton and Senteza (2000) 所指出的, 在忽略了區域特性的情況下, 縱使將住宅品質固定 (constant quality), 其房價估計係數仍會產生偏誤。也就是說, 住宅建物特徵對房價的影響在各地區間是有顯著差異的。

前文表4零模型中之 σ^2 爲0.2442, 而表7的隨機係數迴歸模型的 σ^2 爲0.1689, 減少了30.43%, ($R^2 = (0.2442 - 0.1689)/0.2442 = 30.43\%$), 表示引進個體層次變項 (「屋齡」、「面積」、「結構」、「型態」與「用途」) 可以減少各縣 (市) 地區內住宅價格約30.43%的變異程度。隨機係數迴歸模型與以平均數爲結果的迴歸模型相較之下, 表6以平均數爲結果的迴歸模型引進總體層次變項可解釋各縣 (市) 地區平均住宅價格之變異達67.15%, 而引進個體層次變項可解釋各縣 (市) 地區內住宅價格30.43%的變異程度。很明顯, 總體層次解釋變項的解釋作用, 比個體層次變項的解釋作用大, 隱含著住宅價格受縣 (市) 特性的影響, 比住宅建物特徵的影響大, 此說明了區域特性對住宅價格影響的重要性。而在現實社會中我們也可以發現, 在縣 (市) 間 (intercity) 的差異較縣 (市) 內 (intracity) 的差異大, 例如台北市平均一般住宅價格較其他縣 (市) 一般平均住宅價格高出甚多, 但在台北市內的一般平均住宅價格差異程度, 可能就小於其他縣 (市) 地區。

4.4 模型4: 以截距及斜率為結果的迴歸模型

由前面的分析過程中, 可以知道各縣 (市) 的平均住宅價格是有顯著差異的。因此, 利用本模型可以探討, 有哪些因素造成縣 (市) 地區的平均住宅價格較高, 同時由隨機係數迴歸模型亦顯示住宅建物特徵對房價的影響在各縣 (市) 地區之間是有顯著差異的, 那爲什麼有些縣 (市) 地區住宅建物特徵對房價的影響要高於其他縣 (市) 呢? 以截距及斜率爲結果的迴歸模型估計結果如表8所示。

由表8的固定效果部分, 顯示「可支配所得」係數估計值 γ_{03} 爲1.0034達到5%顯著水準, 表示「可支配所得」對各縣 (市) 地區平均住宅價格有顯著的影響效果。顯示,「可支配所得」對各縣 (市) 地區平均價格之平均數 γ_{00} 的變異有顯著的解釋能力。但「人口密度」係數估計值 γ_{01} 爲0.0320、「教育水平」係數估計值 γ_{02} 爲0.0552, 均未達5%顯著水準。表示「人口密度」及「教育水平」對各縣 (市) 地區平均住宅價格的影響並不顯著。個體層次解釋變項「屋齡」之係數估計值 γ_{10} 爲 -0.0443、「面積」之係數估計值 γ_{20} 爲0.3796、「結構」之係數估計值 γ_{30} 爲0.2320, 對於各縣 (市) 平均住宅價格的影響, 均達到5%顯著水準。表示, 屋齡每增加1年, 住宅價

表 8: 以截距及斜率爲結果的迴歸模型分析結果摘要表

固定效果	係數	標準誤	t-ratio	p-value
縣 (市) 平均住宅價格之總平均數 γ_{00}	5.9432**	0.0387	153.692	0.000
人口密度 γ_{01}	0.0320	0.0409	0.782	0.444
教育水平 γ_{02}	0.0552	0.2211	0.250	0.805
可支配所得 γ_{03}	1.0034**	0.3663	2.739	0.013
屋齡				
截距 γ_{10}	−0.0443**	0.0186	−2.379	0.028
人口密度 γ_{11}	0.0387*	0.0200	1.939	0.067
教育水平 γ_{12}	−0.1447	0.1037	−1.395	0.179
可支配所得 γ_{13}	−0.0054	0.1770	−0.031	0.976
面積				
截距 γ_{20}	0.3796**	0.0356	10.658	0.000
人口密度 γ_{21}	−0.0085	0.0380	−0.224	0.825
教育水平 γ_{22}	−0.0807	0.2012	−0.401	0.692
可支配所得 γ_{23}	0.4718	0.3543	1.332	0.199
結構				
截距 γ_{30}	0.2320**	0.0614	3.778	0.001
人口密度 γ_{31}	−0.1047	0.0637	−1.643	0.116
教育水平 γ_{32}	0.1498	0.3455	0.434	0.669
可支配所得 γ_{33}	−0.1740	0.6032	−0.288	0.776
型態				
截距 γ_{40}	−0.1034*	0.0590	−1.752	0.096
人口密度 γ_{41}	−0.0093	0.0624	−0.149	0.883
教育水平 γ_{42}	−0.3387	0.3385	−1.001	0.330
可支配所得 γ_{43}	0.5351	0.5364	0.998	0.331
用途				
截距 γ_{50}	−0.0527	0.0349	−1.510	0.131
人口密度 γ_{51}	−0.0307	0.0370	−0.833	0.405
教育水平 γ_{52}	0.0892	0.1862	0.479	0.631
可支配所得 γ_{53}	−0.2340	0.3651	−0.641	0.521

續接下頁

承接上頁

隨機效果	變異數	自由度	Chi-square	p-value
平均住宅價格 τ_{00}	0.0293**	18	192.2993	0.000
屋齡 τ_{11}	0.0042**	18	36.3464	0.007
面積 τ_{22}	0.0159**	18	43.0481	0.001
結構 τ_{33}	0.0581**	18	53.7330	0.000
型態 τ_{44}	0.0495**	18	62.9553	0.000
第一層組內 σ^2	0.1694			
離異數 (−2LL)	2,232.6713			
估計參數數目	16			

** 代表 $P < 0.05$, * 代表 $P < 0.1$。

格將會減少 2.135 萬元 (在總平均住宅價格 480.394 萬、總平均屋齡 9.97 年下計算); 面積每增加 1 坪, 則住宅價格將增加 4.003 萬元 (在總平均住宅價格 480.394 萬、總平均面積 45.55 坪下計算)。若以個別縣 (市) 地區來看, 以台北市爲例, 台北市之屋齡每增加 1 年, 則住宅價格將減少 2.362 萬元 (以台北市平均住宅價格 858.537 萬、平均屋齡 16.1 年下計算), 面積每增加 1 坪, 則住宅價格將增加 9.723 萬元 (以台北市平均住宅價格 858.537 萬、平均面積 33.52 坪下計算, 似乎有點低估, 推測此原因可能爲面積之係數受到第二層之變數調節所致, 另外由 τ_{22} 達到顯著水準可知, 面積係數變異仍有未被解釋的地方。)。若以台東縣爲例, 台東縣之屋齡每增加 1 年, 則住宅價格將減少 1.064 萬元 (以台東縣平均住宅價格 298.345 萬、平均屋齡 12.42 年下計算), 面積每增加 1 坪, 則住宅價格將增加 2.167 萬元 (以台東縣平均住宅價格 298.345 萬、平均面積 52.28 坪下計算)。「型態」之係數估計值 γ_{40} 爲 −0.1034, 對於各縣 (市) 地區住宅價格的影響, 達到 10% 顯著水準。表示住宅型態若爲集合式住宅 (公寓或大廈), 則住宅價格將比其他, 如獨棟式住宅、雙併式住宅、獨棟式住宅低 1.109 萬元 ($e^{0.1034}$);「用途」之係數估計值 γ_{50} 爲 −0.0527, 對於各縣 (市) 地區住宅價格的影響, 則未達到 10% 顯著水準。

總體層次變項「人口密度」對縣 (市) 平均住宅價格雖然沒有顯著的影響力, 但其具有跨層級的解釋變項交互作用 γ_{11} (人口密度 × 屋齡) 之係數

估計值爲0.0387, 達到10%的顯著水準, 表示總體層次「人口密度」變項會調節個體層次「屋齡」變項對各縣 (市) 地區平均住宅價格的影響。換句話說, 人口密度越高的地區, 則屋齡減損住宅價格的幅度將會越少。從迴歸係數的結果來說, 當其他條件不變下, 人口密度每增加一單位,「屋齡」對住宅價格影響之係數估計值 γ_{10} 原爲 -0.0443, 將會變成 -0.0056 ($-0.0443+0.0387$)。即屋齡每增加1年, 住宅價格將會減少2.135萬元, 但在總體層次人口密度每平方公里增加1,000人下, 住宅價格將只有減少0.270萬元。總體層次人口密度每平方公里增加1,000人, 對於住宅價格產生正向的調節效果爲1.865萬元。

若以個別縣 (市) 地區來看, 以台北市爲例, 台北市之屋齡每增加1年, 則住宅價格將減少2.362萬元, 而在人口密度每平方公里增加1,000人下, 住宅價格將只有減少0.299萬元。顯示總體層次人口密度每平方公里增加1,000人下, 對於住宅價格產生正向的調節效果爲2.063萬元。若以台東縣爲例, 台東縣之屋齡每增加1年, 則住宅價格將減少1.064萬元, 而在人口密度每平方公里增加1,000人下, 住宅價格將只有減少0.135萬元。顯示總體層次人口密度每平方公里增加1,000人下, 對於住宅價格產生正向的調節效果爲0.929萬元。

表8的隨機效果部分, τ_{11} 的估計值爲0.0042, τ_{22} 的估計值爲0.0159, τ_{33} 的估計值爲0.0581, τ_{44} 的估計值爲0.0495, 均達5%的顯著水準。表示在控制總體層次「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」變項後, 各縣 (市) 地區, 個體層次變項「屋齡」、「面積」、「結構」與「型態」對住宅價格的影響仍有顯著差異。但是表8的隨機效果部分, τ_{00} 的估計值爲0.0293比表7隨機係數迴歸模型的 τ_{00} 估計值爲0.0803小很多, 表示在控制總體層次「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」變項後, 可有效降低各縣 (市) 地區個體層次變項「屋齡」、「面積」、「結構」與「型態」對平均住宅價格的影響, 但即使控制總體層次變項「人口密度」、「教育水平」與「可支配所得」後, 各縣 (市) 地區之平均住宅價格仍有顯著之差異, 表示仍有仍有重要的總體解釋變項未被考量。

4.5 模型5: 傳統迴歸模型

假設將模型4之截距項及斜率項均設定爲固定效果, 表示在控制總體層次變項後, 同一地區內個體層次變項對住宅價格具有同樣的影響效果。此時, 本模型等同於一般傳統迴歸模型, 以22個虛擬變數代表23個縣 (市) 地區, 並在模型中設定建物特徵與區域特徵之交互作用項, 但不考量其異質變異效果, 如同註釋3式 (1) 至式 (3), 並以 OLS 分析結果如表9所示。

表9的固定效果部分, 縣 (市) 總平均價格之 γ_{00} 係數估計值爲5.9544較表8之 γ_{00} 係數估計值爲5.9432稍大。總體層次解釋變項「可支配所得」係數估計值 γ_{03} 爲1.1980較表8之 γ_{03} 係數估計值爲1.0034稍大, 且達到5%的顯著水準。「人口密度」與「教育水平」對於依變項「價格」仍未有顯著影響效果。個體層次解釋變項「屋齡」、「面積」與「結構」之係數估計值 γ_{10}、γ_{20} 與 γ_{30} 分別爲 −0.0390、0.3874 與 0.2612, 較表8之「屋齡」、「面積」與「結構」之係數估計值 γ_{10}、γ_{20} 與 γ_{30} 分別爲 −0.0443、0.3796與0.2320爲大, 且均達5%顯著水準。

表8具有跨層級的交互作用解釋變項 γ_{11} (人口密度 × 屋齡) 之係數估計值爲0.0387 (標準誤爲0.0200), 達到10%顯著水準。而在表9中爲0.0386 (標準誤爲0.0135), 達到5%顯著水準; 表9中 γ_{42} (教育水準 × 型態) 之係數估計值爲 −0.4399 (標準誤爲0.1844), 達到5%的顯著水準, 而表8中 γ_{42} 之係數估計值爲 −0.3387 (標準誤爲0.3385) 未達10%的顯著水準。表9中 γ_{43} (可支配所得 × 型態) 之係數估計值爲0.9022 (標準誤爲0.2559), 達到5%的顯著水準, 而表8中 γ_{43} 之係數估計值爲0.5351 (標準誤爲0.5364) 未達10%的顯著水準。

由上述交互作用解釋變項估計結果顯示, 以傳統迴歸模型估計住宅價格, 雖可用22個虛擬變數代表23個縣 (市) 地區, 並將住宅特徵與區域特徵之交互作用項一併考量。但因爲未將隨機效果一併考量, 從一般線性模式角度來看, 就是迴歸模式遺漏了重要解釋變項, 導致所估計出來的誤差項變異數被高估, 所估計的迴歸係數標準誤被低估的情況發生 (表9之交互作用項 γ_{11}、γ_{42}、γ_{43} 之標準誤與表8之標準誤相較之下, 均被低估)。使得在迴歸係數的假設檢定裡, 得到虛無假設容易被拒絕的檢定結果, 造成型 I 誤差膨脹的問題。亦即原本是不應該拒絕虛無假設的, 但是卻得到顯

表 9: 傳統迴歸模型分析估計結果摘要表

固定效果	係數	標準誤	t-ratio	p-value
縣 (市) 平均住宅價格之總平均數 γ_{00}	5.9544**	0.0386	154.448	0.000
人口密度 γ_{01}	0.0359	0.0409	0.877	0.392
教育水平 γ_{02}	−0.0485	0.2201	−0.220	0.828
可支配所得 γ_{03}	1.1980**	0.3663	3.271	0.004
屋齡				
截距 γ_{10}	−0.0390**	0.0123	−3.174	0.002
人口密度 γ_{11}	0.0386**	0.0135	2.870	0.005
教育水平 γ_{12}	−0.0810	0.0671	−1.207	0.228
可支配所得 γ_{13}	−0.1362	0.1125	−1.210	0.227
面積				
截距 γ_{20}	0.3874**	0.0232	16.730	0.000
人口密度 γ_{21}	−0.0138	0.0244	−0.568	0.570
教育水平 γ_{22}	0.0447	0.1264	0.354	0.723
可支配所得 γ_{23}	0.3516	0.2284	1.540	0.124
結構				
截距 γ_{30}	0.2612**	0.0340	7.673	0.000
人口密度 γ_{31}	−0.1083	0.0325	−3.335	0.001
教育水平 γ_{32}	0.1634	0.1734	0.942	0.347
可支配所得 γ_{33}	−0.5719	0.3257	−1.756	0.079
型態				
截距 γ_{40}	−0.0998**	0.0326	−3.062	0.003
人口密度 γ_{41}	−0.0150	0.0339	−0.441	0.659
教育水平 γ_{42}	−0.4399**	0.1844	−2.385	0.017
可支配所得 γ_{43}	0.9022**	0.2559	3.526	0.001
用途				
截距 γ_{50}	−0.0430	0.0356	−1.206	0.228
人口密度 γ_{51}	−0.0293	0.0377	−0.776	0.438
教育水平 γ_{52}	0.0262	0.1907	0.138	0.891
可支配所得 γ_{53}	−0.1095	0.3734	−0.293	0.769

續接下頁

承接上頁

隨機效果	變異數	自由度	Chi-square	p-value
平均住宅價格 τ_{00}	0.0298	19	338.0418	0.000
第一層組內 σ^2	0.1808			
離異數 (−2LL)	2,297.1754			
估計參數數目	2			

** 代表 $P < 0.05$, * 代表 $P < 0.1$。

著的結果, 做出虛無假設被拒絕的結論。

另外, 我們可應用差異卡方檢定來比較 OLS 與 HLM (以截距及斜率爲結果的迴歸模型爲例) 之配適度。如表 8 以截距及斜率爲結果的迴歸模型之離異數爲 2,232.6713, 表 9 傳統迴歸模型之離異數爲 2,297.1754, 兩者之差爲 64.5041, 其爲卡方統計量具有自由度爲 14。此達到 5% 顯著水準, 顯示以截距及斜率爲結果的迴歸模型, 其與資料之配適度較佳 ($\Delta\chi^2 = 64.5041, df = 14, p < 0.05$)。

綜合上述五種模型分析, 茲將重要結果歸納如下: 1. 各縣 (市) 地區平均住宅價格是有顯著差異的。各個縣 (市) 地區住宅價格的總變異量有 20.27% 是由縣 (市) 特性差異所造成的; 2. 就個體層次「屋齡」、「面積」、「結構」與「型態」變項而言, 對各縣 (市) 地區住宅價格的解釋, 已達到 5% 的顯著水準。並解釋各縣 (市) 地區住宅價格約 30.43% 的變異程度 (就隨機係數迴歸模型而言); 3.「屋齡」、「面積」、「結構」與「型態」變項對住宅價格的影響, 在各縣 (市) 地區有明顯之差異。換言之, 前述個體層次變項對住宅價格的預測力會因縣 (市) 地區不同而有所差異; 4. 在總體層次階層方面,「可支配所得」對各縣 (市) 平均住宅價格的預測達到 5% 的顯著水準。而總體層次變項並可解釋各縣 (市) 地區間平均住宅價格 β_{0j} (組內平均數) 約 67.15% 的變異程度。與個體層次變項可解釋變異爲 30.43% 相較之下, 總體層次變項對住宅價格的解釋量大於個體層次變項對住宅價格的解釋量。意味著住宅價格受縣 (市) 特性的影響, 比住宅建物特徵的影響大得多。此一說明了區域特徵對住宅價格影響的重要性; 5. 總體層次變項「人口密度」對縣 (市) 地區平均住宅價格雖然沒有顯著的影響力, 但是會調節個體層次「屋齡」變項對各縣 (市) 地區住宅價格的影響。換句話說,

人口密度越高的地區, 則屋齡減損住宅價格的幅度將會越少。

5 結論

本文利用階層線性模型, 實證結果顯示不同縣 (市) 地區的建物特徵對價格的影響的確有顯著差異, 且由於區域特徵的影響, 使得住宅建物特徵對住宅價格的影響有所差異, 亦即區域特徵對住宅價格的影響不僅有脈絡效果 (contextual effects), 亦會在住宅建物特徵與價格的關係中, 產生調節效果。利用階層線性模型, 不僅將住宅建物特徵與區域特徵之交互作用項一併納入考量, 並考量在區域特徵的影響下, 建物特徵與住宅價格間的隨機效果。實證結果並顯示, 傳統的迴歸分析因未將隨機效果一併考量, 從一般線性模式角度來看, 就是迴歸模式遺漏了重要解釋變項, 導致所估計出來的誤差項變異數被高估, 所估計的迴歸係數標準誤被低估的情況發生。使得在迴歸係數的假設檢定裡, 得到虛無假設容易被拒絕的檢定結果, 造成型 I 誤差膨脹的問題。亦即原本是不應該拒絕虛無假設的, 但是卻得到顯著的結果, 做出虛無假設被拒絕的結論。

多層次模型對於具有層級特性的屬性商品, 在方法學上提供了一種較爲適當的分析方法。一般傳統的特徵價格模型, 藉由多層次的設定, 使得區域特徵得以放置在適當的空間層級 (spatial scale), 而不是僅作單一層級考量; 並且也藉由較高層級的變項設定, 可將區域特徵對於價格之不同的影響程度一併考量, 而進一步估計不同地區所相對應的迴歸方程式。因此, 多層分析方法在分析住宅市場這種具有多元、多層次的資料結構特性的問題時具有很大的優勢。

人類社會組織屬性, 某方面來說是具有層級或內屬特性 (Moellering and Tobler, 1972)。若僅以單一階層來思考這種錯綜複雜的關係, 往往力有未逮, 且極容易犯了理論誤用與推論失焦, 而繼之對實務現象做出錯誤的瞭解。如同 Jones (1991) 所指出, 單一層級模型係假設資料並沒有層級的特性, 也就表示隨著時間或空間的變化, 所有的相關變異均產生在單一層級。這樣的模型設定否定了地理與歷史差異, 而認爲無論何時何地都是相同的。而多層次模型同時考量個體與總體層次, 這種更爲接近實際觀念的模型設定, 也正反映著現實生活的層級組織現象 (Orford, 2000)。

參考文獻

內政部營建署 (2007),《住宅調查統計報告》, 台北: 內政部。

林秋瑾・楊宗憲・張金鵬 (1996), "住宅價格指數之研究 — 以台北市爲例",《住宅學報》, 4, 1–30。

林秋瑾 (1996), "穩健性住宅租金模式之探討 — 異常點之分析",《住宅學報》, 4, 51–72。

林祖嘉・馬毓駿 (2007), "特徵方程式大量估價法在台灣不動產市場之應用",《住宅學報》, 16(2), 1–22。

林達榮・李家琪・李仁耀 (2007), "科技產業從業者房貸提前清償行爲差異化因素之分析",《中華民國科技管理學會年會暨論文研討會》, 169–176。

陳心怡・陳彥仲 (2002), "台北都會區住宅次市場之界定及其價格變動之觀察",《中華民國住宅學會第十一屆年會論文集》, 1–17。

章耀玲 (1997), "台南市住宅預售價格影響因素之研究", 碩士論文, 國立成功大學統計研究所。

彭建文・王佳于 (2005), "不同縣市住宅自有率差異原因分析",《臺灣土地研究》, 8(2), 1–20。

Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, New York: Springer.

——— (1989), "What is special about spatial data? Alternative perspectives on spatial data analysis", *NCGIA Technical Paper*, 89–94.

Basu, S. and Thibodeau, T. G. (1998), "Analysis of spatial autocorrelation in house prices", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 61–85.

Belsley, D. A., Kuh, E., and Welsch, R. E. (1980), *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, New York: John Wiley.

Bitter, C., Mulligan, G. F., and Dall'erba, S. (2007), "Incorporating spatial variation in housing attribute prices: A comparison of geographically weighted regression and the spatial expansion method", *Journal of Geographical Systems*, 9(1), 7–27.

Brown, K. H. and Uyar, B. (2004), "A hierarchical linear model approach

for assessing the effects of house and neighborhood characteristics on housing prices", *Journal of Real Estate Practice and Education*, 7(1), 15–23.

Bryk, A. S. and Raudenbush, S. W. (1992), *Hierarchical Linear Models*, Newbury Park, CA: Sage Publications.

Can, A. (1990), "The measurement of neighborhood dynamics in urban house prices", *Economic Geography*, 66(3), 254–272.

——— (1992), "Specification and estimation of hedonic housing price models", *Regional Science and Urban Economics*, 22(3), 453–474.

Carroll, T. M., Clauretie, T. M., and Jensen, J. (1996), "Living next to godliness: Residential property values and churches", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 12(3), 319–330.

Case, K. E. and Mayer, C. J. (1996), "Housing price dynamics within a metropolitan area", *Regional Science and Urban Economics*, 26, 387–407.

Casetti, E. (1972), "Generating models by the expansion method: Applications to geographical research", *Geographical Analysis*, 4(1), 81–91.

——— (1986), "The dual expansion method: An application for evaluating the effects of population growth on development", *IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics*, 16(1), 29–39.

——— (1991), "The investigation of parameter drift by expanded regressions: Generalities, and a family planning example", *Environment and Planning A*, 23(7), 1045–1061.

Cliff, A. D. and Ord, J. K. (1973), *Spatial Autocorrelation*, London: Pion.

Cohen, J. (1988), *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.

Cox, N. J. and Jones, K. (1981), "Exploratory data analysis", in N. Wrigley and R. J. Bennett (eds.), *Quantitative geography: A British view*, 135–143, London: London School of Economics.

Forrest, D. (1991), "An analysis of house price differentials between English regions", *Regional Studies*, 25(3), 231–238.

Foster, S. A. (1991), "The expansion method: Implications for geographic research", *The Professional Geographer*, 43(2), 131–142.

Fotheringham, S., Brunsdon, C., and Charlton, M. E. (1988), "Geographically weighted regression: A natural evolution of the expansion method for spatial data analysis", *Environment and Planning A*, 30, 1905–1927.

Frew, J. and Judd, G. D. (2003), "Estimating the value of apartment buildings", *Journal of Real Estate Research*, 23(1), 77–86.

Goldstein, H. (1987), "Multilevel models in educational and social research", London: Oxford University Press.

Goodman, A. C. and Thibodeau, T. G. (1998), "Housing market segmentation", *Journal of Housing Economics*, 7(2), 121–143.

Hofmann, D. and Gavin, M. (1998), "Centering decisions in hierarchical linear models: Implications for research in organizations", *Journal of Management*, 24(5), 623–641.

Jones, J. P. and Casetti, E. (1992), *Applications of the expansion method*, London: Routledge.

Jones, K. (1991), "Specifying and estimating multilevel models for geographical research", *Transactions of the Institute of British Geographers*, 16(2), 148–159.

Jones, K. and Bullen, N. (1994), "Contextual models of urban house prices: A comparison of fixed-and random-coefficient models developed by expansion", *Economic Geography*, 70(3), 252–272.

Kreft, I. and de Leeuw, J. (1998), *Introducing Multilevel Modeling*, London: Sage publications.

Lindley, D. V. and Smith, A. F. M. (1972), "Bayes estimates for the linear model", *Journal of the Royal Statistical Society*, 34(1), 1–41.

Maddison, D. (2000), "A hedonic analysis of agricultural land prices in England and Wales", *European Review of Agricultural Economics*, 27(4), 519–532.

Martins-Filho, C. and Bin, O. (2005), "Estimation of hedonic price functions via additive nonparametric regression", *Empirical Economics*, 30(1), 93–114.

Mathieu, J. and Taylor, S. (2007), "A framework for testing meso-mediational relationships in organizational behavior", *Journal of Organization Behavior*, 28, 141–172.

McGraw, K. O. and Wong, S. P. (1996), "Forming inferences about some intraclass correlation coefficients", *Psychological Methods*, 1(1), 30–46.

Moellering, H. and Tobler, W. (1972), "Geographical variances", *Geographical Analysis*, 4(1), 34–50.

Ohsfeldt, R. L. (1988), "Implicit markets and the demand for housing characteristics", *Regional Science and Urban Economic*, 18(3), 321–343.

Orford, S. (2000), "Modelling spatial structures in local housing market dynamics: A multilevel perspective", *Urban Studies*, 37(9), 1643–1671.

——— (2002), "Valuing locational externalities: A GIS and multilevel

modelling approach", *Environment and Planning B: Planning and Design*, 29, 105–127.

Quigley, J. M. (1985), "Consumer choice of dwelling, neighborhood and public services", *Regional Science and Urban Economics*, 15(1), 41–63.

Raudenbush, S. and Bryk, A. S. (1986), "A hierarchical model for studying school effects", *Sociology of Education*, 59(1), 1–17.

Raudenbush, S. W. and Bryk, A. S. (2002), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Rodriguez, M. and Sirmans, C. F. (1994), "Quantifying the value of a view in single-family housing markets", *Appraisal Journal*, 62, 600–603.

Silk, J. (1979), *Analysis of Covariance and Comparison of Regression Lines*, Concepts and Techniques in Modern Geography, No. 20, London: the Institute of British Geographers.

Skinner, C. J., Holt, D., and Smith, T. F. (1989), *Analysis of Data From Complex Surveys*, New York: John Wiley and Sons.

Tabachnick, B. and Fidell, L. (2007), *Using Multivariate Statistics*, Boston: Allyn and Bacon.

Wolverton, M. L. and Senteza, J. (2000), "Hedonic estimates of regional constant quality house prices", *Journal of Real Estate Research*, 19(3), 235–253.

Wooldridge, J. M. (1996), "Estimating systems of equations with different instruments for different equations", *Journal of Econometrics*, 74(2), 387–405.

投稿日期: 2008年8月29日, 接受日期: 2009年10月27日

Multilevel Analysis of a Housing Hedonic Price Model

Chun-Chang Lee

Department of Real Estate Management National Pingtung Institute of Commerce

Tso-Chun Ton

Department of Real Estate Management National Pingtung Institute of Commerce

A hierarchical linear model (HLM) is used to process a nested structure by hierarchical analysis and use random effects to estimate the intercept term and the slope term in a model. This study employs the housing statistics of 23 counties (cities) in Taiwan as the analysis sample to explore the impact of the characteristics of housing location and characteristics of housing structure on housing prices, and further to clarify the hierarchical structure of the analyzed data. The empirical results reveal that the relationship between characteristics of housing structure and housing prices significantly vary across different counties (cities), and characteristics of housing location not only have direct effect on housing prices but also have a mediating effect on the relationship between characteristics of housing structure and housing prices. Finally, the empirical results are compared with the results derived from a traditional regression models. It is found that since the traditional housing hedonic price model ignores the housing spatial effect, it may underestimate the standard error of coefficients, resulting in overestimation of the significance test and a larger Type I error.

Keywords: hierarchical linear model, random effect, mediate effect, hedonic price models
JEL classification: C52, R14, R31