台灣土地研究 民國一○三年五月 第十七卷 第一期 第1頁至第21頁 Journal of Taiwan Land Research Vol. 17, No.1 pp. 1~21

部分調整行為之估價平滑—以地價基準地重估價為例

游適銘*

論文收件日期:101年2月2日 論文接受日期:102年5月7日

摘 要

相較於以往探討估價平滑之文獻,多採總體層級(aggregate level)方式探討,藉估值指數變異數小於成交價格指數變異數進行平滑之研究;本文則以個體層級為出發點,蒐集全國各直轄市、縣(市)地價基準地之重估價資料,觀察估價平滑與部分調整行為之情形。首先參考Quan and Quigley(1991)提出之理性調整模型分析市場價格參考點與當期估值之關係,探討估價人員是否因信心不足採取較保守的部分調整更新策略,以至於估價平滑現象產生。研究結果發現,整體估價之信心參數為0.59,相對大於前次估值之權重0.399,具有部分調整現象。其次,就市場信心參數較低之臺中市,不同估價方法估值標準差之比例每增加1%,信心程度將減少0.11。估價年資每提高一年,信心程度將增加0.0219。代表基準地相較於一般基準地,信心程度增加0.74。

關鍵詞: 估價平滑、部分調整、重估價、地價基準地

TEL: (02) 27256274 , E-mail: shiminyou@gmail.com o

^{*} 主任秘書,臺北市政府財政局,臺北大學不動產與城鄉環境學系兼任助理教授,

Appraisal Smoothing of Partial Adjustment Behavior: Evidence from Revaluation of Land Value Benchmark

Shih-Ming You*

Abstract

Opposed to past literature studying the appraisal smoothing, which discussed the reduced volatility and/or lagging in the appraisal based index compared to a contemporaneous transaction based index from aggregate level, this paper observed the appraisal smoothing caused by partial adjustment from individual level using revaluation data on land value benchmark nationwide. By reference of rational adjustment model proposed by Quan and Quigley (1991) analyzing the relationship between the market transaction reference point and contemporaneous appraisal, this paper researched whether appraisal smoothing occur or not due to partial adjustment strategy for that valuers are lack of confidence and being conservative. The empirical results showed that the overall appraisal confidence factor is 0.59, which is greater than the weight, 0.399, of the prior appraisal. The partial adjustment behavior existed. Moreover, for Taichung city, whose market confidence parameter is lower, the confidence factor decreased 0.11 when the standard deviation ratio of different appraisal from approaches increased 1%. The confidence factor increased 0.0219 if the appraisal career increased one year. The confidence factor increased 0.74 from the representative land value benchmark opposed to the base, ordinary land value benchmark.

Keywords: Appraisal Smoothing, Partial Adjustment, Revaluation, Land Value Benchmark

^{*} Chief Secretary, Department of Finance, Taipei City Government, Assistant Professor, Department of Real Estate & Built Environment, National Taipei UniversityTEL: +886-2-27256274, E-mail: shiminyou@gmail.com.

一、前 言

鑒於以往對市場的實證結果有無法用傳統財務學解釋的情形,行為財務學適時提出市場參與者的非理性行為或心理偏誤,驗證造成偏離傳統財務學典範之原因。過去估價問題在學術上的探討,主要著墨於估價理論及估價技術層面,其目的在於提高估價精確度與可信度,使估值逼近市場價值。近年來,不動產估價領域亦加入行為財務學的研究,以我國不動產估價技術規則(以下簡稱估價規則)為例,第5條即指出不動產估價師應力求客觀公正,運用邏輯方法及經驗法則,進行調查、勘察、整理、比較、分析及調整等估價工作。衍生的意涵在於,估價作業係估價師透過市場資料以及執行業務之經驗,處理一連串的資訊,並指出勘估標的之市場價值適當地位(林英彥,2006:15)。此外,Diaz(2002)亦認為,為提供估價技術改進的基礎,在討論估價技術前,應該先了解估價行為,以及估價人員如何進行決策的課題。

學術研究於深入了解影響估價人員偏離規範程序的原因,將有助於對估價結果的應用。國內有關行為理論對估價人員行為之討論與研究,由於心理狀態與主觀認知資料難以獲得,就研究資料與研究方法多屬定性方面研究,如洪鴻智與張能政(2006)以深度訪談和問卷調查進行估價行為模式分析,然而以往研究多以實驗設計進行,並非以估價人員真正外顯行為檢視,如Yiu et al. (2006)曾指出估價行為學的範疇很難藉由實證而得可見一斑。

過去文獻對估價平滑(appraisal smoothing)定義為以估值為基礎之指數,其變異程度較交易資料為基礎之指數為小或落後之情形(Geltner, 1989a)。以往觀察估價平滑之研究,多以時間序列的總體資料層級(aggregate level)為主,以便針對兩種資料進行波動與落後程度之比較與檢驗。總體層級舉例而言,如平均個人所得、或估值指數等資料,以團體資料之平均數或標準差作為分析單元,係對團體的特徵與趨勢之描述;個體層級則為個人之屬性,觀察如個人就業或所得。當估價人員對於市場應有的變動未進行足夠的調整,此時價格部分調整,落後於市場之波動狀態,對市場變動反映不完全,在估值的表現上即呈現估價平滑現象。欲探究估價人員之心理認知與行為現象,僅以總體資料層級進行觀察可能有所侷限。雖過去總體研究認為估價平滑可能來自於估價人員信心不足,其受過去估計價值及成交價格影響,導致調整不足;惟僅以總體資料對估價人員行為之研究尚有進步空間,因此,本研究以個體層級資料作為研究對象。

我國自2004年起開始編制基準地選定及查估手冊及查估書表,由直轄市及縣

(市)政府先試辦五年,後正式辦理地價基準地查估,2013年完成1,567點。由於地價基準地之功能¹之一,於日本及中國應用上即在於編製地價指數,故可觀察地價基準地每年重估價之變化。連續幾年之重估成果,地價基準地之重估決定與市場價格之關聯為何?此外,於主管機關嘗試對各直轄市、縣(市)代表基準地²之地價層次高低順序排名過程中,臺中市雖以往公告土地現值反映市價之程度未如臺北市、新北市等首善之區,惟由於近年發展迅速,加上七期重劃區豪宅之地價屢傳新高效應,使得臺中市地價發展應屬名列前茅,但實際上該市評估地價卻非如此³,是以扮演改進公告土地現值之地價基準地,其查估結果格外受到重視,何種因素影響估價人員之部分調整行為?遂引發本文研究動機。

綜合上述研究動機,歸納本研究之研究問題如下:

- 1. 分析重估結果與前次估值和市場價格資訊之關連,探討估價人員是否具有部分調整行為。
- 2. 評估估價人員部分調整行為下,部分調整模型之落後期數。
- 3. 探討估價人員賦與新資訊權重之影響因素,以分析估價人員之行為傾向。

二、理論基礎與文獻回顧

(一)部分調整模型

Quan and Quigley(1991)認為基於賣方價格與買方價格之差異,成交價將為保留(reservation)價格與提供(offer)價格之加權平均。該文進而引用到估價師估價的觀點,估價時須蒐集比較標的(comparable properties),且因成交價格為真實價值加上噪音項,估價師欲探詢真實價值即需析離噪音。該文應用古典貝式更新準則(Bayesian updating rule)提出最適估價行為係當期及歷史資訊加權平均。其

^{1「}地價基準地選定及查估要點」第1點:「為建立地價之衡量基準,促進合理地價之形成,地 政機關得視地價變動情形,於一定範圍之地區內選定及查估基準地。」主管機關並持續研究以 該成果編制地價指數。

²依「地價基準地選定及查估要點」第15點,代表基準地為不同使用分區中地價最高之基準地。

³ 地價基準地2004年開始試辦時,臺中市公告現值占市價平均54%,低於當年全國平均67.49%; 2007年各直轄市、縣(市)商業區代表基準地地價,臺中市僅排第9名,與目前實務上臺中市 有標售出每坪三百多萬地價,僅次於台北市及新北市之情形顯有落差。此外,2010年底臺中 市與臺中縣合併升格直轄市,但合併之後臺中市最高宗地卻從新光O越所在地點變成豐原車站 對面,亦顯見原本臺中市地價有相對低估之情形。

以理論建構估價人員之部分調整模型(partial adjustment model),認為由於不動產實體特徵不變,估價人員在t期對不動產估值預期的改變,來自於市場外在環境之觀察。當次估值即以前次估值與市場交易價格訊息作為加權平均,並以市場價格資訊權重的多寡,代表估價人員信心或保守調整的程度。部分調整模型描述估價師重新估價時的更新行為和所接收資訊之關連,當期估值即為前次估值 $V*_{t-1}$ 與當次成交價V,之加權,計算式如下:

$$V_t^* = (1 - \alpha) \times V_{t-1}^* + \alpha \times V_t. \tag{1}$$

其中權重(α)決定於市場變異數(σ_{η}^2)與成交價變異數(σ_{ν}^2)之函數,其計算式為:

$$\alpha = \frac{\sigma_{\eta}^2}{\sigma_{\eta}^2 + \sigma_{\eta}^2} \tag{2}$$

上式分母之成交價變異數 σ_{ij}^2 ,隱含市場交易資訊和真實市場價格之分歧程度, 當市場交易案例的變異數 σ_{i}^{2} 越大,代表所觀察之買賣案例資訊越分歧,估價人員 越難以決定市場變動走勢,故估價人員信心越低,給予t期市場資訊權重(α)越 小。如成交價變異數 σ_i^2 過高, α 趨近於0,使得 $V_i^* = V^*_{i,j}$,將產生估價平滑。以上 所探討屬估價人員就個案個別估價,即使以往國內研究認為個別估價相對大量估 價之準確性較高(陳奉瑤與楊依蓁,2007;江穎慧,2009),但仍舊會造成估價 平滑。過去提及估價平滑的構成原因,可能因為估價師依賴先前成交價格或前期 估值(Geltner, 1989a),估價師在心理上受到過去估價結果的限制,導致估值指 數具有延遲的自我迴歸。理論上很難觀察到市場價值的存在,以準確性的角度去 衡量估價結果在本質上很困難,通常藉由市場交易價格作為潛在市場價值之判斷 (Gallimore, 2002) 。Quan and Quigley (1991) 認為估價平滑不見得是估價人員方 法誤用或能力不足,而是估價人員之理性行為(Rational Behavior),並指出發現 穩定之市場價值形成是估價人員的職責所在。估價平滑屬於定錨與調整不足之行為 發生,Kahneman and Tversky(1973)即認為行為人在進行數值量化決策時,傾向 找一個量化參考值作為評估基礎,由於已受定錨點影響,故通常會發生調整不足之 現象。Diaz and Wolverton (1998) 發現估價師確實受到前次估值定錨影響,且具 有調整不足之現象。Hansz (2004) 進一步比較專家估價師和非估價師是否有定錨 程度的差異,發現專家估價師之定錨程度較明顯。可能原因為「美國專業估價通 用準則」(USPAP)⁴注重估價師對形式文件呈現,所以估價師很難忽略過去的估

⁴ 美國專業估價通用準則(Uniform Standards of Professional Appraisal Practice),為美國估價基

值及交易價格。後續研究方面,Clayton, Geltner and Hamilton(2001)對33個不動產共202份重估價報告書進行實證,將調整權重(α)設定為估價人員對於資訊品質的信心函數,認為部分調整效果主要來自於市場萃取的資本化率。Clayton et al.(2001)認為估價人員運用直接資本化法時,以預期未來一年之淨收益,除以從市場萃取之綜合資本化率還原得到估值;當淨收益為一已知客觀資訊時,估價平滑的效果主要來自於資本化率。結果發現估價人員對市場資訊的信心程度因時而異,估價人員在不同的景氣循環階段下,面臨的市場環境複雜度不一,更新調整幅度亦不相同。陳奉瑤(2011)則以國內發行至2008年第二季之19棟辦公用94筆估值之不動產投資信託重估價研究。信心程度受到外在等複雜環境的影響,並非一個固定參數,而部分調整模型確實可以發現影響估價人員決定估值之因素。

前述當期估值為前次估值 V^*_{ι} ,與當次成交價 V_{ι} 之加權,當期權重 α 與前期權重 $1-\alpha$ 即呈現 $\alpha+(1-\alpha)=1$ 之關係。許多文獻以估價人員對當期權重 α 以信心參數 (K) 視之。本文整理以往文獻K值差異如下表。

7-2 10 M4 1 70 4 M 1 74 10 ELL 7 2							
文獻	實證地區	實證類型	參考點性質	市場信心參數 (權重)K			
Diaz (1997)	Atlanta	工業土地	其他估價師估值	0.88			
Diaz and Hansz (1997)	Atlanta	工業土地	其他估價師估值	0.54			
Diaz and Wolverton (1998)	Phoenix	公寓	估價師前次估值	0.70			
Clayton, Geltner,	Canada	商用不動產	其他估價師估值	0.87			
and Hamilton (2001)	Canada	間用小割座 	估價師前次估值	0.69			
Hansz (2004)	Danier de la constante de la c	丁类1.4 h	前次交易價格 (較低者)	0.66			
Hansz (2004)	Pennsylvania	上来工地	前次交易價格 (較高者)	0.48			
陳奉瑤(2011)	臺灣地區	不動產證券 化標的	前次估值	0.64			

表1 相關研究對當期估值權重K值表

資料來源: Hansz (2004) 及本文整理

(二)部分調整影響因素

對當期估值決定所反映當前市場資訊之信心程度方面,Edwards(1968)發現個人在更新前次之估值判斷時,時常低估新資訊的重要性,使得對新資訊進行調整趨緩,此稱為保守性偏誤(conservatism bias)。Diaz and Wolverton(1998)以縱貫(longitudinal)實驗進行重估價研究,發現估價人員確實受到前次估值影響而定錨,產生調整不足之現象。而估價師除了受自己所為前次估值影響外,亦可能對他人意見有所定錨(Diaz, 1997;Geltner et al., 2001)。

Quan and Quigley(1991)認為對分歧的市場資訊給予較小的權重符合理性行為,然而從心理學的角度而言,給予紛亂市場資訊較小的權重實屬一種模糊趨避現象。Graff and Young(1999)比較Diaz and Wolverton(1998)與Diaz(1997)之研究,發現估價師在較不熟悉之區域所導致的誤差較大,顯示對市場熟悉程度會影響信心程度與估價結果。模糊趨避可歸類於捷思驅動偏誤(heuristic-driven biases)之一,行為人通常會偏愛具確定性的效果(Kahneman and Tversky, 1979)。易言之,當資訊背後隱藏的不確定性因素越大,將使行為人對該資訊越嫌惡或迴避,越不重視該資訊。此外行為人對該資訊的信任態度或程度,亦會受到資訊的頻率、準確度與資訊來源影響(Fox and Tversky, 1995)。除了行為人對資訊的態度外,面對不確定情況仍會依據自我判斷作決策。如Clayton et al.(2001)發現自市場萃取之資本化率分散程度越大時,估價師對市場資訊賦與的權重較低。

三、研究設計與資料來源

(一)部分調整模型

依據研究目的,本研究以全國地價基準地重估價案例檢視估價人員部分調整 行為,並以行為影響變數檢驗對市場資訊權重之實證分析,以SAS軟體進行統計運 算。本研究建立二模型,其一為估價人員部分調整模型。模型二則探討對市場資訊 權重影響效果之變數。係參考Clayton et al. (2001) 文獻,採複迴歸分析為之,並 比照該文章對自變數以線性方程式處理。

據前述Quan and Quigley (1991)提出估價人員之部分調整模型,依該式(1)即可建構迴歸模型,以實證估價行為之部分調整模型如下:

$$V_t^* = c + \beta \times V_t + \omega \times V_{t-1}^* + \varepsilon_t$$
 (3)
其中c為常數項, β 即為信心因子 α , ω 則等同於(1- α)。對於無估價落後之虛

無假設,暗示參數之條件如下:

 $\beta=1$ $\perp \omega=0$ \circ

由於地價基準地之區位、分區、類型不一,以式(3)直接以樣本異質之混合 各類型不動產之不同價格水準估計並不合適。為克服可能之經濟規模、自我相關及 異質變異數等缺點,將上式(1)兩邊同除 V_{cl} ,即得比值形式如下:

$$\frac{V_{t}^{*}}{V_{t-1}^{*}} = (1 - \alpha) + \alpha \times \frac{V_{t}}{V_{t-1}^{*}}$$
(4)

故本文第一個模型即以當期估值除以前期估值為應變數,當期市場價格資訊除 以前期估值為自變數,進行迴歸分析,並以自變數之迴歸係數a作為對當期市場資 訊之信心指標。

(二)市場價值

有關市場價值之推估, Clayton et al. (2001) 設定市場資訊為淨收益除以市場 資本化率之平均值。該研究以估價師在進行估價時平均會使用6.86個比較標的進行 資本化率的萃取,其認為當估價師使用直接資本化法時,部分調整的原因即來自 於市場萃取的資本化率。陳奉瑤(2011)則以不動產投資信託重估價為研究對象, 就投資信託計畫之價值參考結果為基礎。該研究使用重估價時之比較價格與收益價 格之平均數作為市場價格資訊之替代變數。不同於Clayton et al. (2001)、陳奉瑤 (2011) 之實證對象皆以商用不動產為主,本文實證之地價基準地重估則以住宅區 為大宗,故不一定適用於收益價格之形成。另參考Pagourtzi et al. (2003)認為, 買賣實例比較法是最廣泛被接受的一個方法;國際評價準則委員會(International Valuation Standards Committee, 以下簡稱IVSC, 2007:174) 指出當資料是可取得 時,買賣實例比較法是估計價值最直接日具系統性的方法,而當資料不充足的情況 下,買賣實例比較法的適用性將有所侷限;林英彥(2006:163)亦指出市場比較 法是在瞭解與對象不動產相類似之不動產交易價格時,可以適用的方法,而且是以 市場實際之交易價格為評價基準,一般而言說服力較強,為普遍採用之重要估價方 法;游滴銘與張金鶚(2011)於研究試算價格加權平均亦以買賣實例比較法為實證 對象。因此,本文係以地價基準地各筆估價中,比較法之試算價格5平均值為市場 價格資訊之替代變數。

⁵ 試算價格依不動產估價技術規則,為比較法比較標的經過各項調整所得之估值。試算價格依規定須蒐集三件以上案例推估,更具市場性客觀代表。

(三)信心程度影響因素

參考Clayton et al. (2001) 對於信心參數所設定之程式為:

$$\alpha = \gamma_0 + \gamma_1 \text{ noise} + \gamma_2 \text{ appchg}...$$
 (5)

以式(5)代入式(4)推導後6,結果如下:

$$\alpha = \frac{V_t^* - V_{t-1}^*}{V_t - V_{t-1}^*} \tag{6}$$

因此本文對部分調整模型之信心參數影響因子,即以「當期估值-前次估值」除以「市場資訊-前次估值」為應變數。此外,相較Clayton et al.(2001),本文除相同估價人員與否、試算價格標準差之比例外,進一步以估價年資、不同估價方法估值標準差之比例及代表基準地與否做為自變數進行實證。析言之,如下所示:

1. 估價人員心理定錨效果(appchg)

Clayton et al. (2001)發現估價師較不信任其他估價師之估值,如前次為其他估價師所估,將正向地增加市場資訊的權重;反之,若為估價師自身所查估估值,則更可能過度依賴過去資訊而調整不足。本研究以虛擬變數區分當次重估是否為去年相同估價人員所查估,表示估價人員心理定錨效果。如是相同估價人員所查估,則虛擬變數值為1,否則為0。

6 以式(5)代入式(4)之變化式
$$\frac{V_{t}^{*}}{V_{t-1}^{*}} = 1 + \alpha \times (\frac{V_{t}}{V_{t-1}^{*}} - 1)$$
,得下式:
$$\frac{V_{t}^{*}}{V_{t-1}^{*}} = 1 + (\gamma_{0} + \gamma_{1} \text{noise} + \gamma_{2} \text{appchg}) \times (\frac{V_{t}}{V_{t-1}^{*}} - 1)$$

$$\Rightarrow \frac{V_{t}^{*}}{V_{t-1}^{*}} = 1 + \gamma_{0} \times (\frac{V_{t}}{V_{t-1}^{*}} - 1) + \gamma_{1} \text{noise} \times (\frac{V_{t}}{V_{t-1}^{*}} - 1) + \gamma_{2} \text{appchg} \times (\frac{V_{t}}{V_{t-1}^{*}} - 1)$$

$$\Rightarrow \frac{V_{t}^{*}}{V_{t-1}^{*}} = 1 + \gamma_{0} \times (\frac{V_{t} - V_{t-1}^{*}}{V_{t-1}^{*}}) + \gamma_{1} \text{noise} \times (\frac{V_{t} - V_{t-1}^{*}}{V_{t-1}^{*}}) + \gamma_{2} \text{appchg} \times (\frac{V_{t} - V_{t-1}^{*}}{V_{t-1}^{*}})$$

$$\pm \text{式兩邊同乘} \frac{V_{t}^{*}}{V_{t} - V_{t-1}^{*}} \times \frac{V_{t-1}^{*}}{V_{t} - V_{t-1}^{*}} = \frac{V_{t-1}^{*}}{V_{t} - V_{t-1}^{*}} + \gamma_{0} + \gamma_{1} \text{noise} + \gamma_{2} \text{appchg}$$

$$\Rightarrow \frac{V_{t}^{*}}{V_{t} - V_{t-1}^{*}} - \frac{V_{t-1}^{*}}{V_{t} - V_{t-1}^{*}} = \gamma_{0} + \gamma_{1} \text{noise} + \gamma_{2} \text{appchg}$$

$$\Rightarrow \frac{V_{t}^{*} - V_{t-1}^{*}}{V_{t} - V_{t-1}^{*}} = \gamma_{0} + \gamma_{1} \text{noise} + \gamma_{2} \text{appchg}$$

$$\Rightarrow \frac{V_{t}^{*} - V_{t-1}^{*}}{V_{t} - V_{t-1}^{*}} = \gamma_{0} + \gamma_{1} \text{noise} + \gamma_{2} \text{appchg}$$

2. 噪音 (noise)

市場資訊的分散程度代表市場資訊的無效率,估價人員無法從市場上找到非常相近比較標的萃取資訊,亦難以得知市場資訊的真實分配。有別於Clayton et al. (2001)、陳奉瑤(2011)之實證對象皆以商用不動產為主,對市場資訊不確定性,前者是以收益資本化率標準差,後者是以比較價格與收益價格平均數之差異率為對象。本研究以比較法試算價格之標準差來探討。當試算價格標準差越大,則會負向影響估價人員對市場資訊的權重。此外,因實證對象係依估價規則規定採取兩種以上方法,故不同估價方法估值標準差亦將影響估價人員信心程度。故本文對噪音(noise)綜合以試算價格之標準差(noise」)與估價方法估值之標準差(noise2)求取7。

為減少實證地區內之不同地段所查估地價之數值規模(scale)過大所導致的變異數異質問題,本研究將先對試算價格標準差除以市場價格資訊、不同方法估值標準差除以當年最終估值,以所得之比例值作為自變數,並就信心程度取自然對數,以避免數值規模過大所導致的問題。

四、實證與結果分析

(一)實證地區敘述統計

各直轄市、縣(市)歷年地價基準地估價,2004年開始試辦點數建置608點,2005年合計完成777點,2006年合計完成944點,2007年合計完成1,040點,2008年合計完成1,147點,2009年合計完成1,200點,2010年合計完成1,296點。各年查估點數趨勢變化如圖1所示:

 $SD2 = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (approach_i - conclusion)^2 / (n-1)}$,其中,approach_i表示估價人員推估方法估值、conclusion表示最終估值、n表示估價人員採用方法數。

⁷ noise1以試算價格之標準差(SD1)計算如下: $SD1 = \sqrt{\sum_{i=1}^{m} (indicant_i - indicant)^2/(m-1)}$,其中,indicanti表示估價人員推估之試算價格、indicant表示所有試算價格之平均值、m表示估價人員蒐集之試算價格件數。另由於大部分地價基準地係以三種方法估價,故以比較價格、收益價格及土地開發分析價格三種估值求取標準差;如僅用兩種方法之樣本,則以兩種估值求取標準差。因此,noise2以估價方法之標準差(SD2)計算如下:

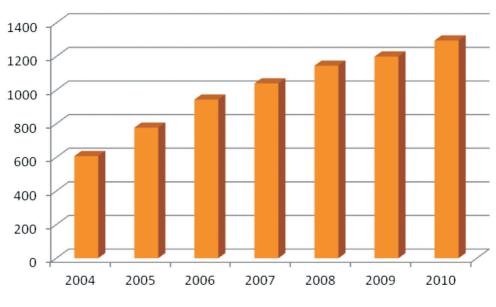


圖1 各年全國地價基準地查估點數圖

本文以過去七年中重估六年,合計有效值5,359筆,其基本資料如下表:

表2 全國地價基準地重估價資料變數平均值

估值 (元/m²)	平均數	標準差	最小值	最大值
當期估值 V_t^*	81,936	105,941	1,800	1,373,000
前期估值 V_{t-1}^*	81,665	99,570	1,800	1,208,000
市場資訊V _t	84,343	110,601	1,872	1,438,817

資料來源:本文整理

其中屬臺中市地價基準地之查估情形,如表3所示:

	秋5 至 中日 70 原 至 70 至 10 原 页 1							
		當期估值	相同估	估價	試算價格	不同估價方法	化 主甘淮州	
年度	樣本數	平均數	價人員	年資	標準差之	估值標準差之	代表基準地	
		(元/m²)	機率	(年)	比例	比例	機率	
2004	20	72 700	0	0.5556	0.0604	0.0457	0.0556	
(Y93)	20	73,700	0	8.5556	0.0604	0.0457	0.0556	
2005	21	01.050	0.8005	7 0571	0.0544	0.0202	0.0052	
(Y94)	21	81,959	0.8095	7.8571	0.0544	0.0393	0.0952	
2006	21	95 524	0.5714	7.0049	0.0607	0.0207	0.0052	
(Y95)	21	21	85,524	0.5714	7.9048	0.0607	0.0397	0.0952
2007	24	89,542	0.7500	7.4167	0.0560	0.0403	0.0833	
(Y96)	24	09,542	0.7500	7.4107	0.0300	0.0403	0.0633	
2008	28	89,246	0.6071	7.2857	0.0616	0.1017	0.0714	
(Y97)	20	69,240	0.0071	1.2631	0.0010	0.1017	0.0714	
2009	28	86,983	0.8667	7.7000	0.0560	0.0403	0.0667	
(Y98)	20	00,903	0.8007	7.7000	0.0300	0.0403	0.0007	
2010	29	95,297	0.8750	8.3824	0.0616	0.1017	0.0500	
(Y99)	29	93,491	0.8730	0.3624	0.0010	0.1017	0.0588	

表3 臺中市各年地價基準地重估價資料

資料來源:本文整理

上表可知臺中市2005年及2006年皆重估21點,2007年增加為24點,2008年、2010年分別增加為28、29點。前四年地價基準地當期估值呈現上升趨勢,2008及2009年可能因金融海嘯影響反呈回檔現象,2010年又大幅上揚。各年仍以相同估價人員估價之機率約占六至八成,因有人員異動或負責轄區替換致非同一人員估價情形。估價年資方面,各年皆維持7-8年。於代表基準地方面,因屬不同使用分區中最高地價基準地之點,各種使用分區均各僅一點。隨著查估點數之增加(2010年增至29點),屬於代表基準地之機率亦理所當然隨之下降。

其次,為觀察估價平滑與部分調整行為之情形,整理敘述統計如下表:

		平均數	標準差	最小值	最大值
重	前一年估值	86,212	47,080	15,000	306,000
出估	本年估值	87,161	52,194	15,000	338,000
	比較法估值	92,470	57,148	14,631	358,000
-1.1	比較標的試算價格1	92,502	57,075	14,686	352,316
比較法	比較標的試算價格2	93,012	58,499	14,590	364,259
法	比較標的試算價格3	92,040	56,629	14,598	359,006
	平均試算價格	92,518	57,082	14,625	350,692
	估價方法採用種類數	2.78977	0.40863	2	3
其他		83,226	550,072	14,965	308,000
方法	土地開發分析估值	83,256	48,223	15,000	296,000
	試算價格標準差	5,153	5,412	53	32,587
	不同估價方法估值標準差	6,608	10,660	25	71,668
噪音	試算價格標準差之比例	0.05347	0.04338	0.00177	0.24785
н	不同估價方法估值標準差 之比例	0.06831	0.08319	0.00067	0.61866
甘:	屬代表基準地機率	0.07386	0.26230	0	1
基本資料	為去年相同估價人員所估 (是1;否0)	0.67816	0.46853	0	1
料	估價年資(年)	7.8580	7.46016	0	30

表4 臺中市地價基準地重估價敘述統計表 (單位:元/m²)

資料來源:本文整理

備註:本表估值及價格之單位為元/m²。

臺中市地價基準地扣除2004年之資料,及新增點數無前一年估值資料,故有前一年估值資料納入實證者為143筆。估價人員平均估價年資7.86年。比較法皆採三件比較標的,符合估價規則第27條規定。估價方法採用種數平均為2.8種,顯示不僅符合估價規則第14條應兼採兩種以上方法估價之規定,亦大多兼採三種方法。相對於比較價格(平均92,470元/m²)而言,收益價格(平均83,226元/m²)及土地開發分析價格(平均83,256元/m²)相對較低。試算價格標準差之比例平均為5.35%,不同估價方法估值標準差之比例平均則為6.83%。

(二)部分調整模型實證結果

就全國地價基準地重估資料,以經過樣本資料處理⁸後之5,186筆分析,就表5分析結果,F值8,682、Adj R-Sq 達62%。市場資訊變數在1%之顯著水準下顯著,且與預期符號相符。條件指數CI值1,無共線性問題。Durbin-Watson D值則為1.455。

變數	代碼	預期 符號	估計係數	t 值	P值	標準化係數 (β值)
截距項	Intercept		0.3989	60.14	<.0001	0
市場資訊	indepent	+	0.5907	93.18	<.0001	0.7913
F值			8,682	R-Sc	luare	0.6261
CI值			1	Adj l	R-Sq	0.62

表5 全國地價基準地市場信心程度權重OLS表

註1: *表示在10%之顯著水準下顯著; **表示在5%之顯著水準下顯著; ***表示在1%之顯著水準下顯著。

註2:標準化 β 值是去除單位不同之影響,以變動一個標準差為基準,看影響被解釋變數的標準差大小。因此,比較標準化 β 值之大小,可比較解釋變數對被解釋變數影響之大小。

實證結果發現,平均而言不動產估價人員給與市場資訊之權重為0.5907,給與前次估值的權重為0.3989°。為探求是否可以拒絕完全調整之假說,而是呈現部分調整現象,本文進一步設定聯合檢定,聯合檢定之虛無假設為估價人員對市場上新資訊進行完全調整,並且不依賴前次估值:

 $H_0: \beta_1=0, \beta_2=1$ $H_1:$ 其他

聯合檢定F值為2,797顯著水準0.01下拒絕完全調整的虛無假設,可見無證據說明地價基準地重估具有完全調整行為。為進一步探討臺中市的表現,就該市重估結果進一步分析。就表6分析結果,F值123.12、Adj R-Sq達46.24%。市場資訊變數在

F (2.5184) =2.797***

⁸ 在資料樣本的處理方面,本研究針對離迴歸式較遠的樣本點作異常點刪除的動作,林秋瑾 (1996)經過實證顯示Dffits法之表現較R-student、Covratio、Cook'D等方法為佳,故本研究採用Dffits法做為異常點篩選的準則。

⁹ 若以式(3) $V_t^* = c + \beta \times V_t + \omega \times V_{t-1}^* + \varepsilon_t$ 直接估計,未考量經濟規模、自我相關及異質變異數等缺點轉換形式,結果當期市場資訊迴歸係數0.651,前期估值迴歸係數0.352。

1%之顯著水準下顯著,且皆與預期符號相符。條件指數CI值1,應無共線性問題。 Durbin-Watson D值則為1.592。

變數	代碼	預期 符號	估計係數	t 值	P值	標準化係數 (β值)
截距項	Intercept		0.5698	13.73	<.0001	0
市場資訊	indepent	+	0.4217	11.10	<.0001	0.6827
F值		123.12	R-Square		46.62%	
CI值		1	Adj R-Sq		46.24%	

表6 臺中市地價基準地市場信心程度權重OLS表

 $F(2.84) = 123.12^{***}$

註1:*表示在10%之顯著水準下顯著;**表示在5%之顯著水準下顯著;***表示在1%之顯著水準下顯著。

註2:標準化β值是去除單位不同之影響,以變動一個標準差為基準,看影響被解釋變數的標準差大小。因此,比較標準化β值之大小,可比較解釋變數對被解釋變數影響之大小。

實證結果發現,平均而言不動產估價人員給與市場資訊之權重為0.42,給與前次估值的權重為0.57。為探求是否可以拒絕完全調整之假說,而呈現部分調整現象,本文進一步設定聯合檢定,聯合檢定之虛無假設同樣為估價人員對市場上新資訊進行完全調整,並且不依賴前次估值。聯合檢定F值為221.07,在顯著水準0.01下拒絕完全調整的虛無假設,可見仍無證據說明臺中市地價基準地重估具有完全調整行為,但相較於全國表現之信心參數更低。

另為比較臺中市各年之重估價差異,本文將2005年至2010年六個年度,分別建立部分調整模型,如下表所示。市場資訊估計係數亦即市場資訊信心程度K值,對應該年之噪音替代變數,試算價格標準差之比例及不同估價方法估值標準差之比例,大致呈反向關係。印證外在市場資訊愈不確定時,估價人員賦予市場資訊權重愈低。由於地價基準地於2004年至2008年為試辦階段,2009年及2010年正式辦理,市場資訊信心程度於前半段較高、後半段較低,推論於試辦階段因估價結果僅供外界學術研究參考,估價人員於估價時完全不用擔心估價結果作為課稅等使用,較能反映估價行為之本質,因此於信心程度影響因素亦以2005年至2008年時期為實證對象。

次, 50人至 1 50人 1 1 3 1 5 1 5 1 5 1 5 1 5 1 5 1 5 1 5 1							
年度	調整後判定係數	市場資訊估計係數	聯合檢定 F值	噪音1: 試算價格標準 差之比例	噪音2: 不同估價方法 估值標準差之 比例		
2005 (Y94)	0.5491	0.56	22.16	5.44%	3.93%		
2006 (Y95)	0.9223	0.98	8.4	6.07%	3.97%		
2007 (Y96)	0.9131	0.84	22.81	5.60%	4.03%		
2008 (Y97)	0.5146	0.44	65.83	6.16%	10.17%		
2009 (Y98)	0.3031	0.22	125.52	4.48%	8.27%		
2010 (Y99)	0.4708	0.20	378.47	4.41%	9.54%		

表7 地價基準地分年市場信心程度權重OLS表

資料來源:本文整理

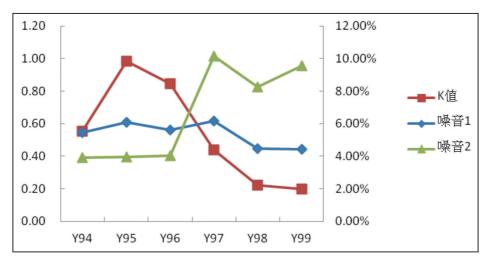


圖3 臺中市近年地價基準地K值與噪音比較圖

另外為推估全國及臺中市地價基準地重估,於市場價值變化之落後情形,本文參考Clayton et al. (2001)對部分調整模型之估價落後時間之計算方式為 (1/α)-1,以信心因子分別為0.5907與0.4217,求得落後期數分別為 (1/0.5907)-1=0.69與 (1/0.4217)-1=1.37.,分別為八個多月及一年多以上,可見臺中市反映市場資訊之變化之落差較全國大。

(三)部分調整模型

參考Clayton et al. (2001) 對於信心參數所設定之程式,依前述式(5)為:

 $\alpha = \gamma_0 + \gamma_1$ noise + γ_2 appchg

上式應變數為依據部分調整模型概念,估計不動產估價人員對市場新資訊之權重。自變數包含常數項、市場資訊噪音(noise)變數組與代表心理定錨效果(appchg)之虛擬變數。本文除如前述分別以試算價格標準差之比例、不同估價方法估值標準差之比例等兩變數為兩項噪音(noise)變數、相同估價人員與否為心理定錨效果(appchg)外,另以估價年資(exper)及代表基準地(represent)與否做為自變數進行實證。是以,本文之信心參數所設定程式如下:

 $\alpha = \gamma_0 + \gamma_1 \text{noise}_1 + \gamma_2 \text{noise}_2 + \gamma_3 \text{ appchg} + \gamma_4 \text{ exper } + \gamma_5 \text{ represent} \dots$ (7)

就表8分析結果,F值6.01、Adj R-Sq 達25.28%。市場資訊變數在1%之顯著水準下顯著,且皆與預期符號相符。條件指數CI值1.76,應無共線性問題。

變數	代碼	預期 符號	估計係數	t 值	標準化係數 (β值)
截距項	intercept		-0.17062	-0.6	0
相同估價人員	same	-	-0.19029	-0.86	-0.098
估價年資	exper	+	0.0219	1.97 **	0.21834
試算價格標準差之 比例	stdsalesratio	-	-0.75978	-0.41	-0.04145
不同估價方法估值 標準差之比例	stdapproachratio	-	-10.9269	-4.37 ***	-0.4794
代表基準地	represent	+	0.55234	1.96*	0.2056
F值		6.01	R-Sc	luare	0.3033
CI值		1.76	Adj l	R-Sq	0.2528

表8 臺中市地價基準地信心程度影響因素OLS表

註1: *表示在10%之顯著水準下顯著; **表示在5%之顯著水準下顯著; ***表示在1%之顯著水準下顯著。

註2:標準化β值是去除單位不同之影響,以變動一個標準差為基準,看影響被解釋變數的標準差大小。因此,比較標準化β值之大小,可比較解釋變數對被解釋變數影響之大小。

上表顯示顯著變數有三個:其中估價年資在5%之顯著水準下顯著,年資每提高一年,信心程度將增加0.0219,與預期符號相符。不同估價方法估值標準差之比例在1%之顯著水準下顯著,該數值每增加一單位,信心程度將減少10.93;相當於增加1%,信心程度將減少0.1093,與預期符號相符。試算價格標準差之比例雖不顯著,但與預期符號相符。地價基準地是否為代表基準地方面,在10%之顯著水準下顯著,代表基準地相較於一般非代表基準地,信心程度增加0.74¹⁰。推論代表基準地為不同使用分區中地價最高之基準地,須提送內政部召開學者專家會議審議。以2010年全國各縣市完成1,296點基準地為例,各縣市住宅及商業區各2點,合計44點需送請內政部審查,其他1,252點則無需送中央審議,因此地方政府格外重視44點代表基準地,且更注重其反映市場價值之程度,代表基準地多委請較具估價專業基礎之同仁或不動產估價師負責查估,故反映市場信心程度較高。

万、結 論

過去文獻對估價平滑定義為以估值為基礎之指數,其變異程度較交易資料為基礎之指數為小或落後之情形(Geltner, 1989a)。以往觀察估價平滑之研究,多以時間序列的總體資料層級為主,陳奉瑤(2011)則以國內發行至2008年第二季之94筆重估值研究。我國近年推動地價基準地漸具成效,蒐集累積多年之全國五千多筆重估價個體層級資料不易,不僅難得且作為探討部分調整現象更具代表性。而臺中市雖以往公告土地現值反映市價之程度未如臺北市、新北市等都會區,惟由於近年發展迅速,加上七期重劃區豪宅之地價屢傳新高效應,使得地價基準地之查估結果格外受到重視。本文分析重估結果與前次估值和市場價格資訊之關連,探討估價人員於地價基準地是否具有部分調整行為。另探討影響地價基準地估價人員賦與新資訊權重之因素,分析估價人員之行為傾向,以行為影響變數檢驗對市場資訊權重之實證分析。

實證結果發現,就全國而言,不動產估價人員給與市場價格資訊之權重為 0.59,給與前次估值的權重為 0.399。臺中市部分市場資訊之權重為 0.42,給與前次估值的權重為 0.57,兩種樣本模式所設定聯合檢定均顯示估價人員對市場上新資訊未進行完全調整。全國與臺中市地價基準地重估,於市場價格資訊變化之落後情形,相當於八個月餘及一年多。其次就臺中市進一步分析,不同估價方法估值標準 10 由於本項屬虛擬變數,該計算方式為exp(0.55234)-1=0.7373,相同估價人員與否之虛擬變數計算方式同。

差之比例每增加1%,信心程度將減少0.1093。估價年資每提高一年,信心程度將增加0.0219。代表基準地相較於一般基準地,信心程度增加0.74。

不動產經紀業管理條例、地政士法、平均地權條例配合實價登錄條文及土地徵收條例分別於2011年12月30日及2012年1月4日公布,使現行市場上價格資訊除公告土地現值及公告地價外,亦有「實價」登錄及「市價」補償,雖對於不動產市場更豐富了價格資訊,但可能亦有因多元而紛亂現象。地政機關近年所查估之地價基準地,以反映市價所查估供市場上一般正常交易價格參考之資訊愈顯重要。本文實證地價基準地重估價資料,期作為主管機關於後續規劃發揚基準地用途時之參考,喚起對此制度長久發展之重視程度,與實價登錄及市價補償新制相輔佐,以利政策目的之達成,引導房地產市場健全發展。

參考文獻

- 江穎慧,2009,不動產自動估價與估價師個別估價之比較-以比較法之案例選取、權重調整與估值三階段差異分析,住宅學報,第18卷,第1期,頁39-62。 林英彥,2006,不動產估價第十一版,臺北:文笙書局,頁15、163。
- 林秋瑾、楊宗憲、張金鶚,1996,住宅價格指數之研究-以臺北市為例,住宅學報, 第4卷,頁1-30。
- 洪鴻智、張能政,2006,不動產估價人員之價值探索過程:估價程序與參考點的選擇,建築與規劃學報,第7卷,第1期,頁71-90。
- 陳奉瑤,2011,不動產估價師理性行為之探討,住宅學報,第20卷,第2期,頁 47-60。
- 陳奉瑤、楊依蓁,2007,個別估價與大量估價之準確性分析,住宅學報,第 16 卷, 第 2 期,頁 67-84。
- 游適銘、張金鶚,2011,買賣實例比較法實例權重之分析與模式建立,都市與計劃,第 38 卷,第 2 期,頁 147-170。
- Clayton, J., D. Geltner, and S. W. Hamilton, 2001, Smoothing in Commercial Property Valuation: Evidence from Individual Appraisals, *Real Estate Economics*, 29(3), pp. 337-360.
- Diaz, J., 1997, An Investigation into the Impact of Previous Expert Value Estimate on Appraisal Judgment, *Journal of Real Estate Research*, 13(1), pp. 57-66.

- Diaz, J. and M. Wolverton, 1998, A Longitudinal Examination of the Appraisal Smoothing Hypothesis, *Real Estate Economics*, 26(2), pp. 349-358.
- Diaz, J., 2002, Behavioural Research in Appraisal and Some Perspectives on Implications for Practice, RICS Foundation Research Review Series, London: RICS Foundation.
- Edwards, W., 1968, Conservatism in human information processing, Edited by Kleimutz, B., Representation of Human Judgment, New York, pp. 17-52.
- Fox, C. R. and A. Tversky, 1995, Ambiguity Aversion and Comparative Ignorance, the Quarterly Journal of Economics, 110(3), pp. 585-603.
- Gallimore P., 2002, Real Estate Valuation Theory: The components of appraisal accuracy, US, Edited by K. Wang and M. Wolverton, Appraisal Institute and American Real Estate Society.
- Geltner, D., 1989a, Bias in Appraisal-Based Returns, Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, 17(3), pp. 338-352.
- Geltner, D., 1989b, Estimating Real Estate's Systematic Risk from Aggregate Level Appraisal-Based Returns, Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, 17(4), pp. 463-481.
- Geltner, D., R. A. Graff and M. Young, 1994, Random Disaggregate Appraisal Error in Commercial Property: Evidence from the Russell-NCREIF Database Journal of Real Estate Research, 9(4), pp. 403-420.
- Graff, R. and M. S. Young, 1999, The Magnitude of Random Appraisal Error in Commercial Real Estate Valuation, Journal of Real Estate Research, 17(2), pp. 33-54.
- Hansz, J. A., 2004, Prior Transaction Price Induced Smoothing: Testing and Calibrating the Quan-Quigley Model at the Disaggregate Level, Journal of Property Research, 21(4), pp. 321-336.
- International Valuation Standard Committee, 2007, International Valuation Standards, Eighth ed., London.
- Kahneman, D. and A. Tversky, 1973, On the Psychology of Prediction, Psychological Review, 80(4), pp. 237-251.
- Kahneman, D. and A. Tversky, 1979, Prospect theory: An analysis of decision under risk, Econometrica, 47(2), pp. 263-291.

- Pagourtzi, E., Assimakopoulos, V., Hatzichristos, T. and N. French, 2003. Real Estate Appraisal: A Review of Valuation Methods, Journal of Property Investment & Finance, 21(4), pp. 383-401.
- Quan, D. C., and J. M. Quigley, 1991, Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets, Journal of Real Estate Finance and Economics, 4, pp. 127-146.
- Yiu, C. Y., B. S. Tang, Y. H. Chiang, and L. H. Choy, 2006, Alternative Theories of Appraisal Bias, Journal of Real Estate Literature, 14(3), pp. 321-344.