

學術論著

再論土地增值稅與住宅價格之關係

The Relationship between Land Value Increment Taxation and Housing Price: Review

謝文盛*

Wen-Sheng Shieh*

摘 要

本文主要目的是採用共積、因果關係、及誤差修正VAR模型等方法，探討我國獨樹一幟的土地增值稅，與住宅價格間的關係。除檢驗政府藉由提高公告現值，以打擊房地產投機行為，穩定住宅價格的政策是否可行，整合長期以來各文獻的爭論外，公告現值調整與住宅價格變動間的動態影響型態及方式為何？公告現值調整機制是否會加深房地產衰退的趨勢等，亦是本文的研究重點。

根據共積檢定發現，住宅價格波動與公告現值調整，具有長期穩定共同成長的關係。因果關係(Granger-causality)檢定則發現，兩者僅存在單向因果關係，公告現值的調整的確會受住宅價格變動的影響，但公告現值調整卻不會影響住宅價格波動，因此政府欲利用調高公告現值增加土地增值稅賦，作為抑制房地產投機行為，穩定住宅價格的政策，其實是不可行的。再者，根據誤差修正VAR模型估計可知，公告現值的調整僅受前期住宅價格變動的影響，並不受前期公告現值調整及其他各期住宅價格波動與公告現值調整的影響，此一結果說明了我國土地公告現值的評定，可能僅以趕上土地市價變動為目標，而且根據估計係數皆小於一可知，此一目標亦無法達成。因此，公告現值僵固的調整機制，應該不會加重房產景氣衰退趨勢。

關鍵字：住宅價格，土地增值稅，因果關係

ABSTRACT

So far, lots of papers have studied the relationship between land value increment taxation (LVIT) and housing price, however, there are no agreed conclusions. By employing the co-integration test, the Granger-causality test, and the error correction VAR model, we empirically review this issue by using the annual data of three kinds housing prices and the declared land values of Taipei city from 1968 to 1994. According to the results of all tests, we find an agreed conclusion in the relationship between any kind housing price and LVIT. By Granger-causality test, this paper reveals that the causality leans one way- the change of housing price will influence the one of the declared land value. By using error correction VAR model, further empirical test has revealed that only last change of housing price will influence the declared land value.

Key words: housing price, land value increment taxation, Granger-causality

(本文於2001年9月24日收稿，2002年1月20日審查通過)

* 作者為景文技術學院財政稅務系副教授(arthur@jwit.edu.tw，TEL: 22116036EXT589)。作者感謝兩位匿名評審教授與簡錦漢、薛立敏兩位教授於「中華民國住宅學會暨區域科學學會2001年聯合年會」，所給予的寶貴意見。當然，作者必須對本文可能的錯誤負全部責任。

一、緒論

住宅價格的高低往往是影響家計單位對住宅需求及其消費型態的主要因素。影響住宅價格的因素除住宅的本身特徵、地理位置、座落地點、環境品質及公共設施外，租稅負擔，尤其是財產稅如地價稅、房屋稅及土地增值稅等，亦是主要因素。國內探討租稅與住宅關係的文獻並不多見。華昌宜(1994)從房屋稅及地價稅影響房地產價值的觀點，探討最適的房地產稅率；謝文盛及林素菁(2000)以probit及logit模型，估計房屋稅與地價稅對住宅消費型態的影響；其他文獻則探討土地增值稅對住宅價格的影響。

Riew(1987a, b)認為地價稅及土地增值稅對房地產的資本利得及價格均有負面影響，而且土地增值稅對房地產資本利得的影響幅度遠大於地價稅。因此，建議提高土地增值稅稅負，打擊房地產投機行為。此一方法乃成為近年來政府穩定房地產價格的主要手段之一(註1)。

林全(1989)使用吳德賢(1989)住宅價格資料及林元興(1989)土地公告現值資料，採用Wiener-Granger檢定方法，檢測土地公告現值與住宅價格間領先或落後關係。結果發現房地產價格波動會影響下一期土地公告現值，但前期公告現值的調整不會影響本期房地產價格，房地產價格與公告現值間，僅存在前者領先並影響後者的單向因果關係。故其認為藉由提高土地公告現值增加土地增值稅稅賦，以穩定房地產價格的政策是不可行的。

何宇明(1995)使用吳德賢(1989)、黃佩玲(1994)的住宅價格資料，以土地增值稅稅源及土地面積計算公告現值，採部分調整模型(partial adjust model)假說，以普通最小平方法(ordinary least squares; OLS)進行迴歸分析。結果指出公告現值會影響住宅價格，並認為公告現值變動會加深房地產價格波動幅度，並不能穩定房地產價格。

林元興及陳國智(1996)使用與林全(1989)相同的資料，及卓輝華(1994)的住宅價格，採用Wilcoxon符號等級檢定(signed rank test)法，發現公告現值的調整對住宅價格的漲跌有影響。

黃淑惠(1996)使用吳德賢(1989)住宅價格資料及林元興(1989)的土地公告現值資料，採用Granger因果檢定方法，檢測土地公告現值與住宅價格間領先或落後的關係。結果發現住宅價格波動與土地公告現值調整，並不存在任何因果關係，住宅價格波動與公告現值調整互不影響。

蔡吉源及林建次(1999)利用買方競標價格及賣方提供價格的設定，認為公告地價、公告現值、地價稅稅率及土地增值稅稅率為影響土地價格因素，公告現值的調漲，促使土地供給曲線及需求曲線均向上移動，造成地價上升，因此調整公告現值以增加土地增值稅收，將使房地產價格波動更劇。唯該文並未對公告現值與地價關係進行資料檢測，而係直接假設公告現值影響地價，進行正、負向影響的定性分析。

由上述可知，各文獻研究結果差異甚大，而其原因不外乎是資料及研究方法，請參見表一。值得注意的是，利用相似資料及研究方法，卻獲致完全不同結論者，如林全(1989)及黃淑惠(1996)。

因此為整合長期以來，學者對於此一重要議題的爭論，並為政府提供正確的政策建議，即成為本文的重要目的之一。本文實證將針對過去文獻進行三項修正：第一、同時使用相關研究中最常出現的三種住宅價格指數，並加長樣本數；第二、以晚近發展的誤差修正VAR模型估計，以更嚴謹的實證方法與其結果，整合長期以來各文獻的爭論；第三、說明公告現值與住宅價格間的動態影響機制(註2)，及其政策意涵。

表一 土地增值稅與房價關係之研究文獻

作者	林全 (1989)	何宇明 (1995)	林元興及陳國智 (1996)	黃淑惠 (1996)
住宅價格	吳德賢(1989)：57-77	吳德賢(1989)：57-62 黃佩玲(1994)：68-82 兩者比例平均：63-67	吳德賢(1989)：57-77 吳德賢提供：78-83 卓輝華(1994)：57-83	吳德賢(1989)：57-77 吳德賢提供：78-83 林元興(1987)：57-75
公告現值	林元興(1989)：57-77 作者自行估計：78	以土地增值稅稅源及土地面積計算	林元興(1989)：57-77 作者自行估計：78-83	作者自行估計：76-83
研究方法	未受限VAR模型因果關係檢定	OLS迴歸分析	Wilcoxon符號等級檢定	單根檢定及未受限VAR模型因果關係檢定
研究結論	(1) 前期房價波動會影響本期土地公告現值調整 (2) 前期公告現值調整不會影響本期房價 (3) 公告現值變動不會加深房價波動的幅度	(1) 前期房價會影響本期公告現值 (2) 本期公告現值會影響本期房價 (3) 公告現值變動會加深房價波動的幅度	(1) 公告現值與房價有關係 (2) 公告現值的調整對房價的漲跌有影響	(1) 公告現值僅受本身前期及土地增值稅收的影響 (2) 房價僅受本身前期的影響

本文的實證結果，一方面除檢視公告現值與住宅價格間是否存在長期穩定共同成長關係，驗證藉由提高公告現值，增加土地增值稅稅負，打擊房地產投機行為的政策是否可行？另一方面，並檢視兩者間的動態影響型態，釐清公告現值調整機制所產生的時間落差，是否會加重房地產景氣衰退的趨勢。

本文共分五節，第二節為現行土地增值稅制度之介紹，說明現行土地增值稅稅制與住宅價格間的互動關係；第三節為實證資料及方法，說明三種住宅價格指標的特性及採用的理由，並介紹實證方法；第四節為實證結果與分析，說明實證結果、經濟意義及政策涵意；最後為結論。

二、現行土地增值稅制度之介紹

根據現行土地稅法規定，土地增值稅之課徵是基於土地所有權移轉或設定典權時，依核定之申報移轉現值減除依物價指數調整之原規定地價或前次移轉之土地現值，及改良土地之全部費用，計算土地漲價總額；其次再根據漲價倍數分別適用40%、50%、及60%等三級稅率，以超額累進方式課稅。茲就與住宅價格密切相關之規定－優惠措施，稅率及稅基，分述如下。

為因應人民因遷徙或換屋需要，避免打擊納稅義務人以小屋換大屋等，稅法對自用住宅用地之移轉，有優惠措施之規定。如土地稅法第三十四條，土地所有權人出售(或交換，但不包括贈與及被徵收)其自用住宅用地時，在滿足土地面積、住宅用途及相關限制時，其土地增值稅可統就該部份之土地漲價總數額按10%徵收，但一人一生僅限一次。另外，重購退稅的優惠措施及

其限制，則規定於土地稅法第三十五條、第三十七條及所得稅法第十七條之二，當滿足如面積、土地用途、兩年內完成「先賣後買」或「先買後賣」、舊地新地為同一所有權人、重購土地五年內未再行移轉或改作其他用途、新、舊住宅均為自用住宅、以及新屋買價高於舊屋售價等，則可申請所得稅扣抵(tax credit)或退還，而且重購退稅申請次數不限。

因此，以是否適用優惠稅率而言，出售同質的自用住宅，第一次出售時若使用優惠稅率時，原持有者所需負擔之租稅或出售住宅最低願意接受價格，將遠較第二次及第二次以上出售時為低。在重購退稅方面，短期內換屋二次以上者，將因無法獲得重購退稅優惠，而需面對較高的實質租稅負擔，故其第二次出售住宅的最低願意接受價格亦較第一次出售住宅時為高。

其次，土地增值稅乃根據漲價倍數適用超額累進之三級稅率課徵。一般而言，適用稅率的高低，端視土地持有期間長短而定，持有期間越長者一般其漲價倍數越高，越可能適用較高邊際稅率，而產生急遽效果(bunching effect)。因此，即使持有期間較短者的資本利得遠高於持有期間較長者，但因其持有期間較短，公告現值變動較少，使得該土地之漲價倍數較低，而適用較低的邊際稅率。這種情況不但違反了量能原則，更可能鼓勵土地投機者炒作地皮，扭曲房地產之交易次數，造成房地產價格的波動。

最後，根據稅基計算方式規定可知，稅基大小完全視土地公告現值而定。理論上，土地增值稅應以實際交易價格做為計算基礎，但在稽徵實務上，礙於實際交易價格取得困難，稽徵機關難以掌握，故改以平均地權條例第四十六條，以每年七月一日公告之土地現值作為計算標準。此一課徵方式可能造成以下幾個問題。

首先，土地公告現值往往低於實際土地價格甚多，無法正確反應市場價格，造成稅基低估及實質稅率遠低於名目稅率的情形。其次，公告現值每年只調整一次(註3)，容易鼓勵投機者以短期持有方式規避稅負。最後，社會大眾會對土地公告現值公告日期及其調整的預期，可能影響實際房地產價格，在租稅轉嫁前提下，將產生稅上加稅逐步提高住宅價格，進而影響下一期的土地公告現值。

然而，在土地公告現值與市價成固定比例之假設下，因土地市價是隨市場價格機能連續性變動，而土地公告現值，卻是以公告日期(每年七月一日)前一年之地價動態所作人為跳躍(jump)式的變動。若此一調整僅以趕上土地市價為依歸，那麼公告現值的調整，便應該不會影響土地市價。更何況土地公告現值乃根據公告前一年內買賣或收益的土地價格，所「平均」「估計」的區段地價而來，當此段期間地價有明顯劇烈變動時，土地公告現值並無法完全反應(註4)。

根據上述分析可知，若僅就稅基—公告現值而言，土地增值稅的課徵，是否會透過公告現值調整及其調整期間與方式等，影響住宅價格，實有待釐清。

三、實證資料及方法

在實證資料上，本文除了使用林元興及陳國智(1996)的公告現值及住宅價格資料外，並採用卓輝華(1994)及張金鵬(1995)的住宅價格(註5)，分別探討三種住宅價格與公告現值的長期均衡、因果及動態調整等關係(註6)。

首先，從表二中發現三種住宅價格指標的平均數、標準差、峰態、與偏態係數均略有些差異。若以表三相關係數來看，則發現三指標具高度相關。

表二 房價指數的基本資料

基本統計量	卓輝華房價	吳德賢房價	張金鶚房價
平均數	1341.766	826.1019	408.7248
中位數	891.0255	509.5236	315.9555
最大值	4243.589	2476.189	1144.282
最小值	96.9230	79.3650	99.2363
標準差	1452.199	881.4557	325.9102
偏態	1.0668	1.0221	1.1420
峰態	2.492	2.338	2.8839
水準值之Jarque-Bera	5.411 (0.06)	5.193 (0.07)	5.0127 (0.08)
對數值之Jarque-Bera*	1.732 (0.42)	1.287 (0.52)	1.099 (0.57)
觀察值	27	27	23
樣本時間	1968-1994	1968-1994	1971-1993

註1：本文所有房價皆為房價指數。

註2：Jarque-Bera統計量所檢定之虛無假設為符合常態分配。

註3：除對數值之Jarque-Bera*為房價取自然對數後的統計量外，本表的房價變數均為水準值。故由對數值之Jarque-Bera*該列可知，當房價取對數值後，則三類房價皆符合常態分配。

表三 公告現值與三類房價之相關係數

	公告現值	卓輝華房價	吳德賢房價	張金鶚房價
公告現值	1.000	--	--	--
卓輝華房價	0.9615	1.000	--	--
吳德賢房價	0.9530	0.990	1.000	--
張金鶚房價	0.9776	0.9891	0.9786	1.000

註1：所有統計量皆為水準值進行分析。

為進一步確認三種住宅價格在分配上是否具有差異性，我們分別進行平均數、中位數與變異數的差異性檢定，結果參見表四。由表四可知卓輝華與吳德賢兩資料的平均數與中位數無差異，其統計量與Wicoxon-Mann-Whitney (W-M-W)統計量分別為1.577與1.384，均未達10%的顯著水準；但變異數檢定之F統計量為2.741，達1%顯著水準。因此，兩組住宅價格資料的分配應有不同。卓輝華與張金鶚、吳德賢與張金鶚兩組資料之平均數、中位數與變異數差異之檢定，均達10%的顯著水準，表示這兩組資料之分配也存在差異。最後根據三種住宅價格之聯合檢定，發現ANOVA統計量、Kruskal-Wallis (K-W)統計量、與Bartlett統計量分別為5.910、10.283、與35.238，均通過1%的顯著水準，表示三種資料均具差異性。因此，本文實證上為求嚴謹，故同時採用此三種住宅價格資料進行研究。

實證步驟分為四部份，首先透過單根檢定檢測變數的恆定性；其次以Johansen (1988)、

表四 三類房價指數的平均數、中位數、與變異數檢定

假設檢定	檢定項目	統計檢定量	統計值(P值)
卓輝華與吳德賢	平均數	t-test	1.577(0.12)
	中位數	W-M-W test	1.384(0.16)
	變異數	F-test	2.714(0.01)***
卓輝華與張金鶚	平均數	t-test	3.283(0.002)***
	中位數	W-M-W test	3.141(0.001)***
	變異數	F-test	17.861(0.000)***
吳德賢與張金鶚	平均數	t-test	2.339(0.02)**
	中位數	W-M-W test	1.735(0.08)*
	變異數	F-test	6.990(0.000)***
吳德賢、卓輝華 張金鶚	平均數	ANOVA F-statistic	5.910(0.004)***
	中位數	K-W test	10.283(0.005)***
	變異數	Bartlett statistic	35.238(0.000)***

註1：本表的房價為水準值。

Johansen與Juselius (1990, 1992)最大概似估計法(maximum likelihood estimation procedure)進行共積檢定，檢測變數間之長期均衡關係；再透過共積向量，計算誤差修正項(error correction term)，建構Granger與Weiss (1983)及Engle與Granger (1987)的誤差修正模型，透過F檢定釐清台北市土地公告現值與住宅價格間的因果關係(註7)；最後估計住宅價格變動與公告現值調整間的動態影響機制。

本文單根檢定採用ADF (Argument Dickey Fuller)，BS (Bayesian odds ratio test, tsquared)與PP (Phillips-Perron)三種統計量。

在因果關係檢定方面，如係針對恆定序列變數作檢定，則直接利用VAR模型以傳統Granger因果關係檢定；但若變數具有單根時，則不能以傳統檢定程序處理(註8)，應採Granger與Weiss (1983)及Engle與Granger (1987)建議之誤差修正模型進行檢定(註9)。

因此，在變數具單根的前提下，為建立誤差修正模型，首先需進行共積關係檢定。共積模型的決定，在精簡原則及有效檢定力雙重考量下，依Johansen與Juselius (1990)之建議，取殘差項滿足常態白噪音 $\mu_t \sim iidN(0, \sigma^2 I)$ 的最小落後期數，配合Pantula (1989)循序原則及跡(Trace)統計量檢定，找出最適模型(註10)。

其次，利用標準化後的共積參數矩陣，計算因果關係模型的誤差修正項。二元因果關係誤差修正模型可表示為：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_1} \alpha_{2j} \Delta x_{t-j} + C_1 ECM_{y,t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (1)$$

$$\Delta x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m_2} \beta_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_2} \beta_{2j} \Delta y_{t-j} + C_2 ECM_{x,t-1} + v_t \dots \dots \dots (2)$$

式(1)中 $ECM_{y,t-1}$ 為 $Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t$ 之殘差落後項，參數 β 為共積向量， μ_t 及 v_t 為平均數為零且

變異數固定的白噪音。當任何 α_{2j} 或 C_{1j} 顯著異於零時，則無法拒絕 X 不會影響 (causes) Y 的虛無假設。同理，如果任何 β_{2j} 或 C_{2j} 顯著異於零，則表示 Y 會影響 X 。因此，要拒絕虛無假設： X 不會影響 Y ，必須 X 之落後期數的係數不顯著，且誤差修正項係數也不顯著才能拒絕，兩條件只要一條件不成立，則接受解釋變數會影響被解釋變數的對立假設(註11)。

最後，動態調整模型的估計，則以誤差修正VAR模型估計之。

四、實證結果及分析

首先針對三類住宅價格及公告現值進行單根檢定，結果參見表五。由該表可知公告現值及

表五 單根檢定

統計量	WS	ADF	PP
水準值			
公告現值(57-83)	0.0263	-0.9220	-0.3480
房價指標一(57-83)	-0.0900	-1.3762	-0.5421
房價指標二(57-83)	-0.0961	-0.4684	-0.5363
房價指標三(60-82)	-0.0151	-0.1250	0.1585
一次差分			
公告現值(57-83)	-3.6352***	-3.5443***	-12.9379*
房價指標一(57-83)	-3.3237***	-3.2502**	-13.1766*
房價指標二(57-83)	-3.3765***	-3.1791**	-10.9634*
房價指標三(60-82)	-3.2474***	-2.9568**	-18.2567**

註1：指標一係採用卓輝華(1994)之住宅價格；指標二係吳德賢(1989)採用之住宅價格；指標三則為張金鶚(1995)所估計的標準住宅單位價格。

註2：*、**、***分別表示10%、5%與1%的顯著水準。

三類住宅價格，皆有單根，並為 $I(1)$ 序列變數。

經差分而恆定之數列，如欲檢定其因果關係，則應先檢視變數間是否具有共積關係。本文根據循序漸進原則，以跡檢定決定共積模型；同時模型之殘差項需滿足 $\mu_t \sim iidN(0, \sigma^2 I)$ (註12)，結果參見表六及表七。

由表六及表七可知，各類住宅價格指標最適模型分別為，指標一、指標二為落後一期及四期，且變數有線性趨勢，但共積關係內僅有截距項的模型。指標三則為落後二期，變數無確定趨勢，但共積關係有截距項的模型。

另外，以L-MAX與跡檢定發現，三種住宅價格與土地公告現值間皆存在長期穩定的共同成長關係，且僅存在一個共積向量，請參見表八。此與林全(1989)認為住宅價格與公告現值的波動間，並不具有穩定關係的結論有所不同。

再者，以誤差修正模型進行因果分析。由表九可知，不論是公告現值之落後項及模型誤差

表六 共積模型選定—Trace統計量

房價指標	落後期數	模型A	模型B	模型C
一	1	25.6022*	18.0292*	25.7459*
		8.4219*	0.8873	8.5773
二	4	29.4362*	18.33*	28.149*
		7.844*	0.5282	7.6709
三	2	23.9399*	16.366*	25.4981*
		4.4189	0.2592	8.8668
90%之Trace統計量臨界值		17.794	13.308	22.946
		7.503	2.706	10.588

註1：同表五註1。

註2：*表示達10%的顯著水準，劃線數值所對應的共積模型即代表未能通過顯著水準而需接受的模型。

表七 殘差項檢定

房價指標	自我相關檢定			常態分配檢定
	Ljung-Box	LM(1)	LM(4)	CHISQ
一	15.840(0.89)	2.090(0.72)	0.915(0.92)	4.922(0.30)
二	14.458(0.07)	4.596(0.33)	1.826(0.77)	6.868(0.14)
三	17.619(0.35)	6.652(0.16)	4.913(0.30)	7.720(0.11)

註1：同表五註1。

註2：Ljung-Box統計檢定，其對立假設為殘差項8階序列相關。

註3：LM(1)與LM(4)為拉式乘數檢定統計值，其對立假設分別為殘差項有1階與4階的序列相關，而前者的統計自由度為1的卡方分配，後者自由度為4。

註4： χ^2 為檢定常態分配統計值，虛無假設為常態分配。

註5：括號內為P-Value值。

表八 共積關係檢定

房價指標	虛無假設	對立假設	Eigen-Value	L-max	Trace	L-max90	Trace90
一	$\gamma=0$	$\gamma=1$	0.4963	17.14*	18.03*	12.07	13.33
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	0.0349	0.89	0.89	2.69	2.69
二	$\gamma=0$	$\gamma=1$	0.5548	17.8	18.33	12.07	13.33
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	0.0237	0.53	0.53	2.69	2.69
三	$\gamma=0$	$\gamma=1$	0.5303	15.87*	15.91*	12.07	13.33
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	0.0022	0.05	0.05	2.69	2.69

註1：同表五註1。

註2：*表示達10%的顯著水準。

註3：劃線數值表無法拒絕其所對應的虛無假設。

修正項的聯合檢定，或其個別檢定，皆無法拒絕係數(皆)為零的虛無假設，因此公告現值調整對於三種住宅價格變動之單向因果關係皆不存在。如下圖所示。



表九 因果關係檢定

房價指標	因果關係	$H_0: \beta_i = \beta_j = \alpha = 0$ $\forall i, j$	$H_0: \beta_i = \beta_j = 0$ $\forall i, j$	$H_0: \alpha = 0$
一	公告現值→住宅價格	1.0326	2.0149	0.0042
一	住宅價格→公告現值	48.4605***	23.9492***	2.5633
二	公告現值→住宅價格	0.4483	0.5151	0.0378
二	住宅價格→公告現值	6.2505***	0.2915	13.3056*
三	公告現值→住宅價格	0.7122	0.5125	0.8269
三	住宅價格→公告現值	6.4426***	5.3194**	0.1657

註1：同表五註1。

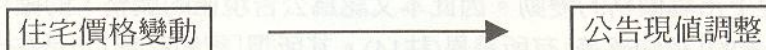
註2：表中「→」表因果關係。例如當公告現值對於住宅價格存在單向之因果關係時，則以公告現值→住宅價格表示；反之，若住宅價格對於公告現值存在單向之因果關係時，則以住宅價格→公告現值表示。

註3：為落後i期之係數；為誤差修正項係數。根據最適共積模型可知而指標一之i, j=1, 指標二之i, j=1, 2, 3, 4, 指標三之i, j=1, 2。第三欄為估計係數聯合檢定之F統計量；第四欄為所有聯合檢定之F統計量。

註4：各項數值為F統計量。*、**、***分別表示10%、5%與1%的顯著水準。

至於住宅價格變動對於公告現值調整之單向因果關係檢定，則皆呈現顯著的結果。如指標一之檢定，雖誤差修正項之F統計量為2.5633，無法拒絕係數(α)為零的虛無假設，但住宅價格落後項與誤差修正項之聯合檢定F統計量為48.4605，及住宅價格落後項係數(β_i)之個別檢定F值為23.9492，兩者皆達1%顯著水準，故可拒絕係數(皆)為零的虛無假設，因此，指標一的住宅價格變動對於公告現值調整存在單向因果關係。同理，指標二的檢定中，住宅價格落後項與誤差修正項之聯合檢定及誤差修正項之檢定，其F值分別為6.25051及13.3056，分別達到1%及10%的顯著水準，因此住宅價格變動對於公告現值調整亦存在單向之因果關係。最後，指標三與指標一之檢定結果相同，雖無法拒絕誤差修正項係數為零的虛無假設，但住宅價格落後項與誤差修正項之聯合檢定，及住宅價格落後項之個別檢定，分別達到1%及5%的顯著水準，故指標三之住宅價格變動對於公告現值調整也僅存在單向的因果關係。

由上分析可知，三種住宅價格變動對於公告現值調整均僅存在單向之因果關係。如下圖所示。



表六 共積模型選定—Trace統計量

房價指標	落後期數	模型A	模型B	模型C
一	1	25.6022*	18.0292*	25.7459*
		8.4219*	0.8873	8.5773
二	4	29.4362*	18.33*	28.149*
		7.844*	0.5282	7.6709
三	2	23.9399*	16.366*	25.4981*
		4.4189	0.2592	8.8668
90%之Trace統計量臨界值		17.794	13.308	22.946
		7.503	2.706	10.588

註1：同表五註1。

註2：*表示達10%的顯著水準，劃線數值所對應的共積模型即代表未能通過顯著水準而需接受的模型。

表七 殘差項檢定

房價指標	自我相關檢定			常態分配檢定
	Ljung-Box	LM(1)	LM(4)	CHISQ
一	15.840(0.89)	2.090(0.72)	0.915(0.92)	4.922(0.30)
二	14.458(0.07)	4.596(0.33)	1.826(0.77)	6.868(0.14)
三	17.619(0.35)	6.652(0.16)	4.913(0.30)	7.720(0.11)

註1：同表五註1。

註2：Ljung-Box統計檢定，其對立假設為殘差項8階序列相關。

註3：LM(1)與LM(4)為拉式乘數檢定統計值，其對立假設分別為殘差項有1階與4階的序列相關，而前者的統計自由度為1的卡方分配，後者自由度為4。

註4： χ^2 為檢定常態分配統計值，虛無假設為常態分配。

註5：括號內為P-Value值。

表八 共積關係檢定

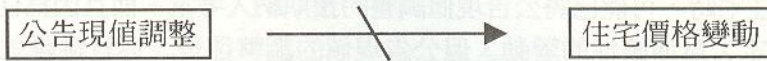
房價指標	虛無假設	對立假設	Eigen-Value	L-max	Trace	L-max90	Trace90
一	$\gamma=0$	$\gamma=1$	0.4963	17.14*	18.03*	12.07	13.33
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	0.0349	0.89	0.89	2.69	2.69
二	$\gamma=0$	$\gamma=1$	0.5548	17.8	18.33	12.07	13.33
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	0.0237	0.53	0.53	2.69	2.69
三	$\gamma=0$	$\gamma=1$	0.5303	15.87*	15.91*	12.07	13.33
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	0.0022	0.05	0.05	2.69	2.69

註1：同表五註1。

註2：*表示達10%的顯著水準。

註3：劃線數值表無法拒絕其所對應的虛無假設。

修正項的聯合檢定，或其個別檢定，皆無法拒絕係數(皆)為零的虛無假設，因此公告現值調整對於三種住宅價格變動之單向因果關係皆不存在。如下圖所示。



表九 因果關係檢定

房價指標	因果關係	$H_0: \beta_i = \beta_j = \alpha = 0$	$H_0: \beta_i = \beta_j = 0$	$H_0: \alpha = 0$
		$\forall i, j$	$\forall i, j$	
一	公告現值→住宅價格	1.0326	2.0149	0.0042
	住宅價格→公告現值	48.4605***	23.9492***	2.5633
二	公告現值→住宅價格	0.4483	0.5151	0.0378
	住宅價格→公告現值	6.2505***	0.2915	13.3056*
三	公告現值→住宅價格	0.7122	0.5125	0.8269
	住宅價格→公告現值	6.4426***	5.3194**	0.1657

註1：同表五註1。

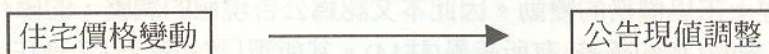
註2：表中「→」表因果關係。例如當公告現值對於住宅價格存在單向之因果關係時，則以公告現值→住宅價格表示；反之，若住宅價格對於公告現值存在單向之因果關係時，則以住宅價格→公告現值表示。

註3：為落後i期之係數；為誤差修正項係數。根據最適共積模型可知而指標一之 $i, j=1$ ，指標二之 $i, j=1, 2, 3, 4$ ，指標三之 $i, j=1, 2$ 。第三欄為估計係數聯合檢定之F統計量；第四欄為所有聯合檢定之F統計量。

註4：各項數值為F統計量。*、**、***分別表示10%、5%與1%的顯著水準。

至於住宅價格變動對於公告現值調整之單向因果關係檢定，則皆呈現顯著的結果。如指標一之檢定，雖誤差修正項之F統計量為2.5633，無法拒絕係數(α)為零的虛無假設，但住宅價格落後項與誤差修正項之聯合檢定F統計量為48.4605，及住宅價格落後項係數(β_j)之個別檢定F值為23.9492，兩者皆達1%顯著水準，故可拒絕係數(皆)為零的虛無假設，因此，指標一的住宅價格變動對於公告現值調整存在單向因果關係。同理，指標二的檢定中，住宅價格落後項與誤差修正項之聯合檢定及誤差修正項之檢定，其F值分別為6.25051及13.3056，分別達到1%及10%的顯著水準，因此住宅價格變動對於公告現值調整亦存在單向之因果關係。最後，指標三與指標一之檢定結果相同，雖無法拒絕誤差修正項係數為零的虛無假設，但住宅價格落後項與誤差修正項之聯合檢定，及住宅價格落後項之個別檢定，分別達到1%及5%的顯著水準，故指標三之住宅價格變動對於公告現值調整也僅存在單向的因果關係。

由上分析可知，三種住宅價格變動對於公告現值調整均僅存在單向之因果關係。如下圖所示。



由因果關係檢定結果可知，前期住宅價格的變動對於本期公告現值的調整存在單向因果關係。因此，本文認為政府若欲藉由提高公告現值，以打擊房地產投機行為，穩定住宅價格的政策是不可行的。此一結果主要乃導因於公告現值調整制度的僵化，由於公告現值調整的時間固定，社會大眾出售住宅時，可能已將公告現值調整的預期納入考量。而且因為住宅價格的變動，乃根據市場供需決定，為連續性的變動，但公告現值的調整卻是人為且跳躍式的，因此當每年調整一次的公告現值，其調整僅為趕上市場價格的變動時，則本期公告現值的調整當然不會影響下一期住宅價格的變動。

最後，為釐清住宅價格變動對於公告現值調整的動態影響機制，本文以誤差修正VAR模型估計之，以驗證影響公告現值調整之住宅價格變動的期數及其影響方向。模型設定解釋變數之最適落後期為一期(註13)，其餘之前各期的住宅價格變動或公告現值調整，皆不包含於本期公告現值調整的迴歸模型中，故迴歸模型方程式可表示為：

$$(DIX_t) = \alpha + \beta(DP_{t-1}) + \gamma(DIX_{t-1}) + \rho(ECM_{IX,t-1}) + \mu_t \dots\dots\dots (3)$$

由表十可知，三種住宅價格的實證結果皆顯示前一期住宅價格之變動(DP_{t-1})，對本期公告現值之調整(DIX_t)有顯著的影響，但公告現值前期之調整(DIX_{t-1})卻不顯著。此結果可說明每年公告現值的調整，的確僅以前一年之住宅價格動態變動為基礎，亦即本期公告現值的調整幅度，端視前一期住宅價格變動的幅度而定，並不會受兩期以前之各期住宅價格變動或公告現值調整的影響。同時亦印證作者認為現行公告現值之調整，僅僅以趕上市場價格變動為目標的想法。此與林全(1989)認為影響本期公告現值的因素，除包括前期住宅價格的變動外，以前各期住宅價格的波動(或以前各期公告現值調整)亦是因素之一的結論，有所不同。

表十 公告現值調整(DIX_t)之迴歸檢定

房價指標	截距項	DIX _{t-1}	DP _{t-1}	ECM _{IX,t-1}	F值	R ²
一	0.067877** (2.522)	0.051355 (0.553)	0.612761*** (4.894)	-0.175429 (-1.601)	39.212***	0.8269
二	0.078484* (1.930)	0.126794 (0.790)	0.467597** (2.242)	0.253777* (1.932)	9.258***	0.5079
三	- (1.616)	0.319116 (2.352)	0.859995** (1.530)	0.516113	15.158***	0.6588

註1：同表五註1。

註2：括弧內之數值為t值。*、**、***分別表示10%、5%與1%的顯著水準。

註3：IX，P，ECM分別表示公告現值、房價及誤差修正項。DIX及DP則分別表示取一次差分後之變數。

其次，由前一期住宅價格變動對於公告現值調整影響的迴歸係數皆小於1可知，公告現值的調整並無法完全趕上市場價格的變動。因此本文認為公告現值的調整，的確存在「認知誤差」。唯與林全(1989)定義的「認知落差」有所差異(註14)。其所謂「認知落差」乃是在土地市價變動與公告現值調整間具有分配性落後(distributed lag)的先驗假設下，估計而來，並認為此一認知誤差，大約落後住宅價格變動達三年之久。與本文未任意設定變數關係的估計方法及結果，截然不同。

最後，由本期公告現值調整僅受前期住宅價格變動影響，及迴歸係數小於1的結果可知，公告現值僵固性的調整機制，所產生調整的時間落差，並不會加重房地產景氣的衰退趨勢。

五、結論

租稅一般會透過市場供需條件，產生大小不一的轉嫁現象，進而影響該財貨市場價格，財產稅的課徵亦不例外。數十年來，台北市的住宅價格一直居於台灣地區之冠。因此，本文主要目的是利用相關文獻中，各類台北市的住宅價格，以晚近發展的計量方法，探討我國獨樹一幟的土地增值稅，與住宅價格間的關係。

文中除檢驗政府藉由提高公告現值，以打擊房地產投機行為，穩定住宅價格的政策是否可行，以整合長期以來各文獻的爭論外，公告現值調整與住宅價格變動間的動態影響型態及方式為何？公告現值調整機制是否會加深房地產衰退的趨勢等，亦是本文的研究重點。

本文以最大概似估計法進行共積檢定，檢測變數間之長期均衡關係；並建構誤差修正VAR模型，透過F檢定釐清台北市土地公告現值與住宅價格間的因果關係；最後再估計住宅價格變動與公告現值調整間的動態影響機制。

實證結果發現，住宅價格之波動與公告現值的調整具有長期穩定的關係，且兩者間僅存在前者會影響後者，反之，卻不單向因果關係。因此，本文認為政府欲利用公告現值的調整，增加土地增值稅賦，作為穩定住宅價格的政策是不可行且無效的。相信此一研究結果能整合長久以來學者間的爭論。據此結果，本文亦認為公告現值的調整，不該也不能成為政府干預房地產市場的政策工具。

根據誤差修正VAR模型估計結果可知，公告現值的調整僅受前期住宅價格變動的影響，但並不受前期公告現值調整及其他各期之住宅價格波動與公告現值調整的影響。此一結果說明了現行土地公告現值的評定，僅以趕上土地市價的變動為目標。而且根據估計係數皆小於一可知，土地公告現值的調整亦無法趕上市價的變動。因此，本文認為公告現值僵固性調整機制的時間落差，應該不是造成房地產衰退趨勢加深的原因。

本文雖克服以往文獻的研究限制，以更嚴謹的實證方法，整合了長期以來各文獻對於租稅土地政策的爭論，並說明土地公告現值調整與住宅價格變動的動態影響機制。但缺憾的是，以往相關文獻的主要限制，如實證研究樣本觀測值不足、土地及住宅實際交易價格資料取得困難，以及模型未可加入其他影響住宅價格的變數等，在今日仍是本文研究上的限制。其次，本文的研究範圍僅止於台北市，故所獲致之實證結果，是否可代表全國之一致性，仍有待進一步研究。

註 釋

- 註 1：林全(1989)，頁305；林全(1993)，頁8-9；何宇明(1995)，頁65；及蔡吉源及林建次(1999)，頁1，等文獻，皆亦有相同的觀察。
- 註 2：理論上，受土地增值稅直接影響的應為土地價格，然一則土地市價難以取得；二因林全(1989，頁321)曾利用估計之土地價格估計公告現值迴歸式，其配適結果並未較直接使用住宅價格來得好。故本文探討住宅價格與土地增值稅稅基--公告現值之關係時，並不利用土地價格，而直接使用住宅價格。
- 註 3：林全(1989)將每年調整一次公告現值之僵固性，使得公告現值相對於市價變動的時間落後情形，稱之為「技術落差」。
- 註 4：實際參與公告現值評估的人員亦有相同的看法，如譚國雄(1995)，頁35。
- 註 5：何宇明(1995)所使用的住宅價格(民國57~82年)，其礙於資料期間關係，民國57~62年取自吳德賢(1989)，民國68~82年取自黃佩玲(1994)，民國63~67年則為兩者的平均。其中黃佩玲(1994)純為預售屋價格。正如作者所言，此兩筆「資料有相當大的差異」(見何宇明(1995)頁68，註十三)，故本文不擬採用此一合併式的資料。吳德賢(1989)住宅價格資料，誠如林全(1989)所言「他們的資料無論就可靠度、時效性與觀察期的長度而言，都十分理想。」。卓輝華(1994)的資料則如林元興及陳國智(1996)所言「吳氏為執業建築師，其資料源自建築公會，而卓氏為土地估價專家，其住宅價格源自市場較多，兩者各有所長。」。張金鶚(1995)為經建會委託研究計畫，故較其他資料更具官方性質。此三類住宅價格皆為以民國60年為基期的住宅價格指數。
- 註 6：本文實證所使用資料，除特別說明者外，一律皆取對數值。
- 註 7：國內關於因果關係檢定之文獻，在檢定誤差修正項時，一般採用t檢定，然此犯了"generated regresses"的問題，較正確的方法需以F統計量或 χ^2 統計量檢定。請參閱Pagan(1984)。本文係採F統計量檢定之。
- 註 8：根據Granger(1983)互為顯示理論(representative theorem)：任何具有共積關係的變數間，必可建立一誤差修正模型，以展現變數間的動態關係。故檢定因果關係時，變數有單根且變數間具共積關係時，需以遞延一期共積向量迴歸式的殘差項做為修正項，建構誤差修正因果模型進行研究。
- 註 9：Granger(1988)及Miller and Russek(1990)曾指出傳統的因果關係檢定僅能檢定 $(x_t - x_{t-1})$ 是否會影響 y_t ，但卻無法檢定 x_{t-1} 是否會影響 y_t 。Granger與Newbold(1974)指出變數經過差分處理後將使該變數的長期訊息消失，故Granger(1986)及Engle與Granger(1987)認為若變數間具有相同級數的單根且存在共積時，應以誤差修正模型進行因果檢定。
- 註10：共積模型的決定與單根檢定一樣，選取的落後期數太短時，可能會產生殘差項有自我相關的情形，造成統計量的漸近分配含擾攘參數，無法得到準確的檢定臨界值；但若選取的落後期數太長時，估計又將會缺乏效率。一般而言較佳的選取落後期數為2-8期。
- 註11：當檢定多元因果關係時，若解釋變數皆不顯著，但誤差修正項卻顯著時，則並無法確定哪一個或哪幾個解釋變數對被解釋變數具有影響之因果關係。變通之法則可利用Hsiao(1979, 1981)建議之逐步搜尋程序(stepwise procedure)方式，進一步確定變數間的因果關

係。參見林祖嘉、林素菁、謝文盛(1998)。

- 註12：本文最適模型的選定程序參考Johansen與Juselius (1990)，逐次增加落後期數，直至殘差項為常態白噪音。程序如下：首先從最小落後期數開始，利用跡檢定及循序原則決定此一落後期數下的共積模型；其次再檢視該共積模型的殘差項(μ_t)是否為常態白噪音，若是，則該模型即為最適共積模型；若否，則需加長落後期數，再重複前述步驟檢定之。因此最適共積模型的決定，需模型形式與該模型下之殘差項為常態白噪音兩條件同時決定。
- 註13：模型二之共積模型為落後四期之誤差修正VAR模型，但落後四期、三期、及二期之解釋變數皆不顯著；模型三之最適共積模型為落後二期之誤差修正VAR模型，然落後二期之解釋變數亦不顯著。因此在自由度的考量下，本文將不顯著之落後變數剔除，再重新估計。
- 註14：林全(1989)以土地市價變動與公告現值調整間具有分配性落後(distributed lag)的假設為前提，說明「認知落差」。設 π_t 表第t年的公告現值變動率， φ_t 表第t年的土地市價增加率，則 $\pi_t = \alpha\varphi_{t-1} + \beta\pi_t$ ，其中 α 為落差調整係數。當 $\alpha = 1$ 且 $\beta = 0$ 時即表示前期土地市價的變動已完全反映於本期公告現值的調整；反之，若 $0 < \alpha < 1$ 則表示本期公告現值的調整並未完全反應前期土地市價的變動，因此，不同期之公告現值則有相關性存在，即 $0 < \beta < 1$ 。若為後者，則表示存在「認知落差」。若以此模型為基準，則本文估計結果為 $0 < \alpha < 1$ ，但 $\beta = 0$ ，與該文所定義之「認知落差」有所不同。

參考文獻

何宇明

1995 〈增值稅與房地產價格關係之研究〉《財稅研究》27(4):64-71。

林元興

1989 〈不動產價格指數編制方法之探討〉《國立政治大學學報》59:195-234。

林元興、陳國智

1996 〈公告現值指數的編製及其應用—以台北市為例〉《台北銀行月刊》26(11):55-62。

林全

1989 〈土地增值稅與房地產價格變動之關係〉《經濟論文叢刊》17(3):303-326。

1993 〈土地增值稅之改革芻議〉《財稅研究》25(1):7-12。

林祖嘉、林素菁、謝文盛

1998 〈台灣地區住宅價格波動因果關係之研究〉《台灣經濟學會年會論文集》345-368。

吳德賢

1989 《我國建築業景氣波動與住宅供給環境之研究》博士論文，文化大學實業計劃研究所工學組。

卓輝華

1994 《房地產市場景氣發展》，北星圖書公司。

黃佩玲

1994 《住宅價格與總體經濟變數關係之研究—以向量自我迴歸模式(VAR)進行實證》碩士論文，國立政治大學地政研究所。

黃淑惠

1996 〈我國土地增值稅的財政功能與政策功能〉《台灣土地金融季刊》33(1):173-194。

張金鶚

1995 《台灣地區住宅價格指數之研究》，經建會委託研究報告。

華昌宜

1994 〈最適房地價稅率在台灣政策應用之探討〉《人文社會科學集刊》6(2):63-77。

蔡吉源、林建次

1999 〈地價稅與土地增值稅對地價的影響〉，公共經濟學研討會，中央研究院經濟研究所，六月十一日。

謝文盛、林素菁

2000 〈租稅效果對住宅租買選擇影響之分析〉《住宅學報》9(1):1-17。

譚國雄

1995 〈公告土地現值作業之探討〉《臺灣地政》民國84年2月:26-28及33-38。

Engle, R. F., and G. W. J. Granger

1987 "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica*, 55(2): 251-276.

Granger, C. W. J.

- 1983 "Cointegration Variables and Error Correcting Models", UCSD Discussion Paper. 83-130.
- 1986 "Development in the Study of Cointegrated Economic Variables", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48(3): 213-228.
- 1988 "Some Recent Developments in a Concept of Causality", Journal of Econometrics, 39(1/2): 199-211.

Granger, C. W. J., and A. A. Weiss

- 1983 "Time Series Analysis of Error Correction Models", in Studies in Econometric Time-Series and Multivariate Statistics, 82-128. ed. S. Karlin, T. Amemiya, and L. A. Goodman, New York: Academic Press.

Granger, C. W. J., and P. Newbold

- 1974 "Spurious Regressions in Econometrics", Journal of Econometrics, 2(2): 110-120.

Hsiao, C.

- 1979 "Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data", Journal of American Statistical Association, 74: 553-560.
- 1981 "Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection", Journal of Monetary Economics, 7(1): 85-106.

Johansen, S.

- 1988 "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2): 251-254.

Johansen, S., and K. Juselius

- 1990 "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2): 169-210.
- 1992 "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", Journal of Econometrics, 53:211-244.

Miller, S. M. and F. S. Russek

- 1990 "Cointegration, Error-Correction Models: The Temporary Causality between Government Taxes and Spending", Southern Economic Journal, 57(1): 221-229.

Pagan, A.

- 1984 "Econometric Issue in the Analysis of Regression with Generated Regressor", International Economic Review, 25: 221-47.

Pantula, S. G.

- 1989 "Testing for Unit Roots in Time Series Data", Econometric Theory, 5: 256-271.

Riew, J.

- 1987a "Property Taxation in Taiwan: Merits, Issues and Option", Industry of Free China, 68(1): 7-28.
- 1987b "Property Taxation in Taiwan: Merits, Issues and Option", Industry of Free China, 68(2): 17-31.