台灣土地研究 民國九十年十一月 第三期 第19頁至第36頁 Journal of Taiwan Land Research Vol. 3, pp. 19~36

以地價稅調節土地開發利用之比較研究*

梁仁旭**

論文收件日期:九十年二月四日 論文接受日期:九十年七月十六日

摘 要

本研究探討不同稅率結構下,課徵地價稅對不同地區土地開發時機之影響;依 據理論推演與實證結果認為,於土地開發前後課徵相同稅率的地價稅,稅率變動效 果,將視土地所有權人對市場預期景氣情況而定。另於開發前後課徵不同稅率時, 提高開發前稅率,將加速土地開發;而提高開發後稅率,原則上將延緩開發,惟亦 受預期市場景氣情況影響。此外,就地區性之差異而言,都市發展程度越高地區, 地價稅對土地開發的影響強度越強。

是以,採取地價稅政策時,為達相同之政策效果,對於都市開發程度較低之地區,可採取較強烈的措施;而對於開發程度較高之地區,則應採取相對保守的手段。此外,從都市發展之歷程而言,隨著都市化程度的加深,以地價稅手段調節土地供給的功能將逐漸增加。是以,隨著都市的發展,應更加重視地價稅之政策功能。

關鍵詞:地價稅、土地開發、開發時機、中立性

^{*} 本文為國科會補助研究計畫(NSC 89-2415-H-004-025)之部分成果。 感謝本刊匿名審查人提供之寶貴意見,使本文之架構與內容更趨完整,惟文中有任何疏漏仍屬作者 之文責。

^{**} 崑山科技大學不動產經營系助理教授,台南縣永康市大灣路949號 TEL: (06)2710834轉22, E-mail: rsliang@mail.ksut.edu.tw

A study of applying land various tax to a adjust land development

Liang, Ren-Shiuh

Abstract

The object of this study is to discuss and compare the different effects and intensity on timing of land development between various discount rates. Empirical results for Taipei and Tainan shows that different urbanization district will have various land value tax effect. Higher urbanization district's effect is stronger than the smaller one. And real estate prosperity will influence the decision of development timing. Therefore the government should pay more attention to the levying effect of land value tax especially the coming of self-government.

Keywords: Land Value Tax, land development, the timing of land development, neutrality

一、前言

前(87)年底為舒緩營建業餘屋過多、資金積壓之困境,避免引發金融風暴,政府採取低利貸款補助民眾購買現屋之措施。此從需求面著手,以求去化建商現有餘屋之短期措施或許有效,惟對經濟體制之建立是否適宜,值得深思。

市場空屋過多,但仍有許多新住宅開發案進行中,顯然市場產生了嚴重失衡現象,在供需失調時,政府可採取干預措施。依土地法規定,對於私有空地,經限期強制使用,逾期未使用者,於使用前應加徵空地稅,藉以促進土地開發使用;顯然,在我國地價稅為推行土地政策之重要手段。以往於房地產市場價格高漲時期,為降低地主囤積居奇誘因,曾實施加徵空地稅之措施,以促進土地之開發使用,增加房地產供給量。目前房屋供給量過多、市場景氣低迷階段,卻未見政府採取類似之相關措施?是否地價稅對土地利用影響於不同景氣階段有所差異?以往空地稅之措施,是否真能促進土地之開發使用?而於房地產市場景氣低迷階段,則應採取如何之措施?從而引發本研究探討地價稅對土地開發影響之動機。

此外,土地法中明文規定,地價稅為地方稅,為配合地方稅收自主之趨勢,如 地價稅歸由地方政府自行規定時,為使各自治組織於規範上有所依循,並使土地稅 之課徵,得以引導土地開發,達成調節土地供需之政策效益,遂引發本文除分析課 徵地價稅對土地開發之影響外,擬進一步探討課徵地價稅對不同地區影響之動機, 以為未來各級地方政府使用課稅手段,調節土地開發、執行土地利用政策之參考。

有關地價稅課徵對土地開發時機影響之研究,近代相關文獻首推 Shoup(1970)一文。Shoup於土地所有權人追求土地折現值極大的假設下,藉由課稅前、後地價變動,引起土地所有權人最適開發時機之決策條件差異,說明地價稅的課徵將延緩土地開發,從而否定古典學派以來地價稅具中立性之觀點。其後 Owen and Thirsk (1974)、Skouras(1978)等,則分別提出課稅中立性等不同主張。而 Anderson(1986)則採比較靜態分析方式,探討開發前、後稅率變動對土地開發時機的影響;惟依其提高開發後稅率效果未能確定,需視開發前、後相對稅率大小而定之結果推論,稅率提高或降低至一定程度後,因開發前、後相對稅率大小狀態的改變,將使稅率變動效果產生逆轉現象,此將使地價稅作為調節土地資源配置的政策功能消失殆盡。是以,本文認為實有進一步探討稅率變動效果之必要。

全文共分五部份,除第一部份前言外,第二部份為地價稅課稅模型的建立,第 三部份中則探討地價稅稅率變動對土地開發時機之影響,第四部份分析不同地區差 異之課稅效果差異,第五部份為實證分析,最後為結論。

二、地價稅課稅模型之建立

於土地現值模型中,假設土地的現在價值可為未來無限年預期純收益的折現值 總合。於不課徵任何稅賦下,土地所有權人為追求土地折現價值 V極大化,將選擇 最適時機開發其土地。以數學式表示即為註::

$$\max_{D} V(0,D) = \int_{0}^{D} f(t)e^{-rt} dt + \int_{D} h(t,D)e^{-rt} dt - C e^{-rD}(1)$$

其中t為時間、D為土地最適開發期日 (D > 0)、f(t)為土地開發前t時之淨收益(f(t) 0)、h(t,D)為土地開發後t時之淨收益(h(t,D) > 0)、r為折現率。(1)式中包含開發前

註1.不同土地所有權人間,其f(t)、h(t,D)、r、C等均將不同,尤其折現率r的差異,明顯影響土地所有權人開發行為與課稅效果。惟本文主就地區總體性差異進行分析,因此,未討論上述差異之影響。

使用時各期淨收益流量之折現值總合 $_{_{O}}^{^{D}}f(t)e^{-r}$ dt、開發後各期使用淨收益流量之折現總合 $_{_{D}}h(t,D)e^{-r}$ dt,以及開發變更使用時支付之開發成本 C折現值 Ce^{-rD} 三部份。

另(1)式土地開發後之淨收益h(t,D)中,包含土地開發時機D之變數,表示土地的最適開發型態將隨時間的改變而有差異。一般而言,在經濟供給變動有限的情況下,由於需求的增加,土地越晚開發其開發強度越高,土地淨收益亦將越高;惟此亦可能發生相反情況。是以,h(t,D)對D的偏微分 $h_D(t,D)$ 可能 ≥ 0 ,將視土地所有權人對市場預期而定。當預期延後開發收益較高時, $h_D > 0$;而預期延後開發收益較低時,則 $h_D < 0$ 。

對土地所有權人土地課稅,假設在開發之前依土地之價值課以固定稅率 $T_a(0 < T_a < I)$ 之地價稅;而對開發後之價值課以固定稅率 $T_b(0 < T_b < I)$ 之地價稅,則土地所有權人的土地現值關係式變為:

$$V(0,D) = \int_{a}^{D} [f(t) - T_{a} V(t,D)] e^{-rt} dt + \int_{D} [h(t,D) - T_{b} V(t,D)] e^{-rt} dt - C e^{-rD} ...(2)$$

為說明課稅對土地開發時機影響,可採遞迴方法(recursive approach),將(2)式轉換成為以收益流量、折現率及稅率表示之函數型態,如下: 註2

$$V(0,D) = \int_{0}^{D} f(t)e^{-(r+T_a)t} dt + e^{-(r+T_a)D} \int_{D} h(t,D)e^{-(r+T_b)(t-D)} dt - C e^{-(r+T_a)D} \dots (3)$$

(3)式土地現值式中,已將地價稅課徵的資本化效果反映於折現率的變動之上。 依據(3)式所示,土地課稅後未來的收益將以較高的折現率 $(r + T_i, i = a, b)$ 折現為現在 價值,依此亦可推知課稅後土地的折現值將為之降低。

三、稅率變動對土地開發時機影響分析

為進一步探討稅率變動對土地所有權人的影響,將(3)式對D微分,依據萊布尼茲定律(Leibnitz's rule)求解,並令其等於零,可得一階必要條件式為:

$$\frac{\partial V}{\partial D} = \left[f(D) + (T_b - T_a) \right]_D h(t, D) e^{-(r+T_b)(t-D)} dt - h(D, D)
+ _D h_D(t, D) e^{-(r+T_b)(t-D)} dt + (r+T_a) C \right] e^{-(r+T_a)D} = 0(4)$$

註2. 轉換過程參見 Anderson, J. E.(1986), PP.485-487。

而V有極大值的二階條件式 $\frac{\partial^2 V}{\partial D^2}$ 則需小於0,亦即:

$$\frac{\partial^{2} V}{\partial D^{2}} = \left\{ f\left(D\right) + \left(T_{b} - T_{a}\right) \left[-h(D,D) + {}_{D} h_{D}(t,D) e^{-(r+T_{b})(t-D)} \right] dt + \left(r + T_{b}\right) {}_{D} h(t,D) e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt \right] \\
-2h\left(D,D\right) + {}_{D} h_{DD}(t,D) e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt + \left(r + T_{b}\right) {}_{D} h_{D}(t,D) e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt \right\} e^{-(r+T_{a})D} \\
-\left(r + T_{a}\right) \left[f(D) + \left(T_{b} - T_{a}\right) {}_{D} h(t,D) e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt - h(D,D) \right] \\
+ {}_{D} h_{D}(t,D) e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt + \left(r + T_{a}\right) C \left[e^{-(r+T_{a})D} < 0 \right] \\
-(5)$$

依據(4)式,(5)式可改寫為:

$$\frac{\partial^2 V}{\partial D^2} = \left\{ f\left(D\right) + \left(T_b - T_a\right) \left[-h(D,D) + {}_D h_D(t,D) e^{-(r+T_b)(t-D)} \right] dt + \left(r + T_b\right) {}_D h(t,D) e^{-(r+T_b)(t-D)} dt \right\}$$

$$-2h\left(D,D\right) + {_{D}h_{DD}(t,D)}e^{-(r+T_{b})(t-D)} \ dt + \left(r+T_{b}\right) {_{D}h_{D}(t,D)}e^{-(r+T_{b})(t-D)} \ dt \bigg\} e^{-(r+T_{a})D} \le 0....(6)$$

(4)式中,因為 $e^{-(r+Ta)D}$ 0,所以括號內之值為零,亦即:

$$f(D) + (T_b - T_a)_D h(t, D) e^{-(r+T_b)(t-D)} dt - h(D, D)$$

$$+ {}_{D}h_{D}(t,D)e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt + (r+T_{a})C = 0$$
 (7)

(7)式為 T_a , T_b , D , r , h(t,D)等變數間之隱函數 , 為探討稅率變動對土地最適開發時機的影響 , 可視(7)式為Ti(i=a,b)與D之函數式 , 令函數式為 (Ti,D,...)=0 , i=a,b , 亦即:

$$= f(D) + (T_b - T_a) D h(t,D) e^{-(r+T_b)(t-D)} dt - h(D,D)$$

$$+ {}_{D}h_{D}(t,D)e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt + (r+T_{a})C$$
(8)

利用隱函數定律(implicit-function rule) : $\frac{dD}{dT_i} = -\frac{T_i}{D}$, i = a,b , 可求得稅率變動對土地開發時機之影響。其中分母 。:

$$D_{D} = \left\{ f(D) + \left(T_{b} - T_{a} \right) \left[-h(D,D) + D_{D} h_{D}(t,D) e^{-(r+T_{b})(t-D)} \right] dt + \left(r + T_{b} \right) D_{D} h(t,D) e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt \right\}$$

$$-2h(D,D) + {}_{D}h_{DD}(t,D)e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt + (r+T_{b}) {}_{D}h_{D}(t,D)e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt$$
(9)

依據(6)式,因為 $e^{-(r+T_a)D}>0$ 可推知 $_{D}<0$ 。因此,稅率變動效果可視 $_{T_i}$ 值而定。當 $_{T_i}>0$ (=0,<0)時, $\frac{dD}{dT_i}>0$ (=0,<0),提高課稅稅率將延緩(中立,加速)土地所有權人土地開發時機。

首先,探討開發前稅率變動對土地開發時機的影響,由 對 Ta微分可得:

$$T_{Ta} = -\frac{1}{D}h(t,D)e^{-(r+T_b)(t-D)} dt + C < 0...$$
 (10)

因為 $_{D}h(t,D)e^{-(r+T_{b})(t-D)}$ dt > C,否則不開發,故 $_{Ta} < 0$ 。因此,提高(降低)開發前稅率,將加速(延緩)土地所有權人的土地開發時機。

其次,探討土地開發後稅率變動對土地開發時機的影響,由 對 T_{ϵ} 微分可得:

$$T_{D} = \int_{D} h(t, D)e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt - (T_{b} - T_{a}) \int_{D} (t-D) h(t, D)e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt$$
$$- \int_{D} (t-D) h_{D}(t, D)e^{-(r+T_{b})(t-D)} dt \dots (11)$$

$$-T_{b}(t-D)h(t,D)e^{-(r+T_{b})(t-D)}dt$$

$$= \frac{T_b}{r + T_b} \left\{ (t - D) \ h(t, D) e^{-(r + T_b)(t - D)} - \int_D e^{-(r + T_b)(t - D)} \left[h(t, D) + (t - D) \ h_t(t, D) \right] \ dt \right\} \dots (12)$$

故可將(11)式改寫為:

$$T_{a} = T_{a} (t - D) h(t, D) e^{-(r + T_{b})(t - D)} dt + \frac{T_{b}}{r + T_{b}} (t - D) h(t, D) e^{-(r + T_{b})(t - D)}$$

註3. $-T_{b_D}(t-D) h(t,D)e^{-(r+T_b)(t-D)} dt$ 利用分部積分法化解:

令
$$v = (t - D)$$
 . $h(t,D)$, 則 $dv = [h(t,D) + (t - D)$. $h_t(t,D)]$. dt

$$u = e^{-(r + Tb)(t-D)}$$
 . 則 $du = -(r + T_b)e^{-(r + Tb)(t-D)}$. dt

$$-T_b _D(t-D) h(t,D)e^{-(r + T_b)(t-D)} dt = \frac{-T_b}{-(r + T_b)} _D(t-D) h(t,D) - (r + T_b) e^{-(r + T_b)(t-D)} dt$$

$$= \frac{T_b}{r + T_b} \left\{ (t-D) h(t,D)e^{-(r + T_b)(t-D)} - e^{-(r + T_b)(t-D)} [h(t,D) + (t-D) h_t(t,D)] dt \right\}$$

$$+ 1 - \frac{T_b}{r + T_b} h(t, D) e^{-(r + T_b)(t - D)} dt$$

$$- \int_D (t - D) h_D(t, D) + \frac{T_b}{r + T_b} h_t(t, D) e^{-(r + T_b)(t - D)} dt \dots (13)$$

因為 $0 < T_a$ 、 $T_b < 1$,0 < r < 1 ,所以 $0 < \frac{T_b}{r + T_b} < 1$,且 t - D > 0 ,因此 , (13) 式等號 右邊前三項值均大於零,而 T_b 值由第四項值決定。是以:

- 2. $\dot{a}h_{r}h_{r} > 0$ 时 , $\underset{r \in \mathbb{Z}}{\sim} 0$, 故提高(降低)開發後稅率效果未定。

因此,開發後稅率變動效果需視土地所有權人對市場預期景氣情況而定。當土 地所有權人預期市場未來將穩定或衰退時,提高(降低)稅率將延緩(加速)開發;當 預期市場繁榮時,提高(降低)稅率則效果無法確定。

另外,當開發前、後課徵相同稅率的地價稅時 $(T_a = T_b = T)$,(7)式可簡化為:

$$f(D) - h(D,D) + {}_{D}h_{D}(t,D)e^{-(r+T)(t-D)} dt + (r+T) C = 0$$
(14)

而(8)式變為:

$$= f(D) - h(D, D) + {}_{D}h_{D}(t, D)e^{-(r+T)(t-D)} dt + (r+T) C \dots (15)$$

- 1. $\dot{\mathbf{g}} \mathbf{h}_{D} \mathbf{0}$ 0 時 , $\mathbf{r} > \mathbf{0} \mathbf{0} \mathbf{0}$, 故提高(降低)稅率將延緩(加速)開發。
- 2. $\dot{a}h_p > 0$ 時 , $_{r} \geq 0$, 故提高(降低) 稅率效果無法確定 , 可能延緩、中立或加速。

綜合上述分析可知,於開發前、後課徵相同稅率時,稅率變動效果,將視土地所有權人對市場預期景氣情況而定。當土地所有權人預期市場將衰退或穩定時,提高(降低)稅率將延緩(加速)開發;當預期市場將繁榮時,則提高(降低)稅率效果無法確定。另於開發前、後課徵不同稅率時,提高(降低)開發前稅率,將加速(延緩)土地開發;而提高(降低)開發後稅率,原則上將延緩(加速)開發,惟預期市場將繁榮時,由於市場景氣可促使土地所有權人提早開發,因此,提高效率效果無法確定,需視提高稅率的延緩效果與市場預期繁榮的加速效果,兩者正、反作用力之大小而定。

Anderson在其研究中,認為在 $h_D = 0$ 的特殊情況下,(11)式可簡化為:

 $_{T_b} = {}_{D}h(t)e^{-(r+T_b)(t-D)} \ dt - \left(T_b - T_a\right)_D(t-D) \ h(t)e^{-(r+T_b)(t-D)} \ dt$,雖然 $_{D}h(t)e^{-(r+T_b)(t-D)} \ dt$ > 0、 $_{D}(t-D) \ h(t)e^{-(r+T_b)(t-D)} \ dt$ > 0 ,惟可能 $(T_b - T_a)$ 大於、小於或等於零,致 $(T_b - T_a)_D(t-D) \ h(t)e^{-(r+T_b)(t-D)} \ dt$ 值未定,因此, $_{T_b}$ 可能為正、為負或等於零。是以,提高開發後稅率 (T_b) 的效果並不明確,需視開發前、後稅率相對大小而定。當開發後稅率小於或等於開發前稅率 $(T_b - T_a)$ 時, $_{T_b} > 0$,因此,提高(降低)開發後稅率將延緩(加速)開發;然於開發後稅率大於開發前稅率 $(T_a < T_b)$ 時,因為 $_{T_b}$ 可能為正或為負,因此,提高(降低)開發後稅率其效果未定。此開發後稅率變動效果,因開發前、後稅率相對大小不同,而有不同影響之分析結果,顯然有誤。本研究依循Anderson的推導,並作更進一步的推演,依據 (10) 式、 (13) 式及 (16) 式結果顯示,除開發前、後課徵不同稅率時,提高 (降低)開發前稅率將加速 (延緩) 土地開發外,開發後稅率變動效果以及開發前、後稅率相同時稅率變動效果,均只受土地所有權人對市場預期型態影響,並非如Anderson所述,將因開發前、後稅率相對大小不同而有差異。 (Anderson, (1986,489:490)

上述結果,綜合如表一所示:

	效果					
T_a T_b	T_a T_b T_a					
	T _b 預期市場景氣穩定或衰退		延緩			
		預期市場繁榮	不確定			
$T_a = T_b = T$	T	預期市場穩定或衰退	延緩			
		預期市場繁榮	加速			

表一 課徵地價稅對土地開發時機影響分析表

四、地區性差異稅率變動效果分析

稅率變動對土地所有權人土地開發時機之影響,如表一所示。為進一步探討稅 率變動對不同地區之影響差異,本文將就折現率探討地區性之差異。

折現率r就投資觀點一般視為報酬率,報酬率的決定包括無風險報酬率 (risk-free rate)與風險溢酬 (risk premium)。無風險報酬率可視為延後消費之補償;而風險溢酬則為投資過程中可能發生各種風險所需的利潤補償。一般而言,投資報酬率越高者,其投資風險越高;反之亦然。

不動產亦可做為投資的商品,因此其投資報酬率之決定亦與一般投資報酬率相似。惟不動產市場由於產品之異質性與區域性較為明顯,因此,不同類型、不同地區之不動產,其投資報酬率應有一定之差異。一般而言,商業化程度越高地區人口越聚集,對於不動產之需求越高;在供給限制下,投資風險相對較低。因此,其收益之報酬率應相對較低,是以,都市越發達地區其折現率理應相對較低。

依據(16)式 $_{T} = - _{D}(t-D)h_{D}(t,D)e^{-(r+T)(t-D)}$ dt+C所示 , $_{T}$ 數值由 $_{T} = - _{D}(t-D)h_{D}(t,D)e^{-(r+T)(t-D)}$ dt 及C值決定 , 假設開發成本 C各地區相同 , 則 $_{T}$ 由 $_{D}$ 及r值決定 , 當 h_{D} 絕對值越大時 , $_{T}$ 絕對值越大 , 稅率變動對土地開發期日 之影響越大 ; 當 r值越大時 , $_{T}$ 絕對值越小 , 稅率變動對土地開發期日之影響越小。就地區差異性之比較而言 , A、B兩個不同地區間 , 可能有四種不同情形:(1) $h_{DA} > h_{DB}$ 、 $r_{A} > r_{B}$ 、 $(2)h_{DA} > h_{DB}$ 、 $r_{A} < r_{B}$ 、 $(3)h_{D} < h_{DB}$ 、 $r_{A} > r_{B}$ 、 $(4)h_{DA} < h_{DB}$ 、 $r_{A} < r_{B}$ 。其中第二種組合 $_{TA} > _{TB}$ 、第四種組合 $_{TA} < _{TB}$;而第一、三種組合則不確定。

如上所述,都市越發達地區其折現率相對較低,是以,都市發展程度越高地區,其地價稅之課稅影響應該較高。為進行稅率變動對地區性影響之差異,以下進行實證研究之前。先行驗證資本化率之地區性差異,以作為分析稅率變動對地區性影響差異之基礎。

地區資本化率,可就不動產之收益與價格計算;惟於市場中一般不易取得同時存在真實收益與交易價格資料之不動產,因此,本文擬依據當地成交不動產之買賣交易價格及其特徵建立地區特徵價格方程式(hedonic equation)。其次,再就已存在租賃案例的價格特徵,推估該不動產之市場價格,以其與成交收益計算地區折現資本化率。

依據上述方式,本文取用台北市房屋仲介商業同業公會出版之「台灣地區不動產成交行情公報」第十五輯中,民國八十六年十一月至八十七年十一月間台北市文山區及台南市東區住宅的買賣成交案例資料內容,並利用該案例點位,以ArcView軟體計算該成交不動產距各項公共設施距離,以為該不動產之特性資料,據以建立台北市文山區及台南市東區之特徵價格方程式,分別如式(17)、(18)所示。

$$P = -25.6580 + 21.8770 \times X1 - 3.3120 \times X2 + 0.0713 \times X3 + 0.0315 \times X4$$
$$- 0.0984 \times X5 - .0894 \times X6 + 0.1320 \times X7 \dots (17)$$
$$P = -31.9000 + 0.5470 \times X1 - 0.0643 \times X2 + 0.0771 \times X3 + 0.1410 \times X4$$
$$- 0.0407 \times X5 - 0.0260 \times X6 - 0.0309 \times X7 - 0.0450 \times X \dots (18)$$

各變數之意義及其預估β值、t值及顯著性,如表二所示。

其次,取相同時間點之住宅租賃成交案例之房屋特性及其距各項公共設施距離資料,代入(17)、(18)迴歸式中推估各宗租賃案例之市場價格。惟台南市東區之住宅實例,由於「台灣地區不動產成交行情公報」中案例過少,因此,另行透過網路系統擷取「千采租屋網」中,台南地區歷史成交行情同一期間之案例,推估各筆租賃案例之市場價格。

其後,以各筆租賃案例12個月月租金額及利率5%之押金運用收入額合計為該租賃案例之年租金,再以年租金額除以相對應之市場價格資料,分別計算各筆不動產之折現資本化率;其後以各筆不動產之資本化率平均求得地區之資本化率。計算結果台北市文山區約為0.0396、台南市東區約為0.0619。

比較台北市文山區與台南市東區之折現資本化率可知,前者低於後者,此與本 文預測結果相符。是以,課稅對地區性之差異,本文依理論模型推論認為,都市越 發展地區其稅率變動對土地開發機率的影響應較大或不明確,應不致產生影響較小 之現象。下節中將採取迴歸統計方式,驗證台北地區的稅率變動量對土地開發機率

表二 不動產特性對價格影響分析表

台北市文山區				台南市東區			
變數	β值	T絕對值	顯著性	變數	β值	T絕對值	顯著性
(X ₀) 截距	-25.658	-0.092		(X ₀) 截距	-31.900	-3.823	***
(X ₁) 登記面積	21.8770	43.905	***	(X ₁) 房間數	0.5470	2.879	***
(X2) 屋齡	-3.3120	-5.034	***	(X2) 最近市場距離	-0.0643	3.621	***
(X ₃) 最近市場距離	0.0713	2.900	***	(X ₃) 火車站距離	0.0771	3.738	***
(X ₄) 最近醫院距離	0.0315	-3.582	***	(X ₄) 交流道距離	0.1410	5.439	***
(X ₅) 最近小學距離	-0.0984	-2.993	***	(X ₅) 最近公所距離	0.0407	3.265	***
(X ₆) 最近加油站距離	-0.0894	4.027	***	(X ₆) 最近公墓距離	-0.0260	-4.807	***
(X ₇) 最近公車站距離	0.1320	2.225	***	(X ₇) 最近國小距離	-0.0309	-2.571	***
				(X ₈) 最近變電所距離	-0.0450	-2.362	***
觀察樣本數		813		觀察樣本數	40		
F值	319.02			F值	8.496		
\mathbb{R}^2	0.735			R^2 0.687			
調整後R ²	(0.733		調整後R ²	調整後R ² 0.606		

註:***符合0.01顯著性水準

之影響係數值,是否符合理論推論,高於台南地區之係數值。

五、實證分析

(一)實證模型

依據地價稅課徵的實際情況,地價稅稅率的適用期間為一年。因此,相關資料的處理上,須配合稅率的適用期間以年為單位。是以,在實證方法上,本文採取迴歸分析方式,推估於其他條件不變下,第i筆土地於t年稅率變動量與某一年度土地開發之相關性,藉以驗證稅率變動量 X_u 對土地開發 D_u 之影響。土地開發行為以變數觀點而言,不為開發即為不開發,性質上屬質量變數。因此,推估上係推估在既定的稅率變動量 X_u 下,某一年度土地開發 D_u 的條件期望值 $E(D_u=1-X_u)$,其可視作 D_u 的條件機率 $P(D_u=1-X_u)$ 。

另本文探討每筆土地各年期之開發與否與稅率變動量之關係時,土地開發當年與先前未開發各年之稅率變動量等相關資料,均與土地開發與否具相關性。因此,土地開發當年及開發前各年之相關資料,均納入實證樣本之中;然而,土地開發以後之各年資料,由於土地已開發,其對土地開發與否並無相關性,因此,在實證模型中予以排除。是以,本文在實證上係推估未開發土地於不同稅率變動量 X_{it} 的土地開發機率 $P_{i.o.}$ 。此可以下式表示:

$$P_{it} = P(D_{it} = 1 \quad D_{i, t-j} = 0 \quad j > 0, X_{it})$$
 (19)

其中 P_{ii} 為土地開發之機率, D_{ii} 為開發與否之虛擬變數; X_{ii} 為稅率變動量。式中設定 $D_{i_i,i_j}=0$ j>0,即排除土地開發後之資料,不納入實證樣本中,而取實證期間未開發年期稅率變動量資料。當稅率變動量 X_{ii} 越大,土地開發機率 P_{ii} 時,稅率變動量與土地開發機率具正相關,提高稅率將加速土地開發。

就統計分析而言,實證之主要自變數為稅率變動量,因變數為質量變數的開發行為。因變數為質量變數的迴歸分析方法,可採 Probit或Logit方式轉變,惟 Probit Model之理論背景較為複雜且其常態性假設的理由並不充分,因此,在計量經濟學上的應用並不若Logit Model(石齊平、郭照常,1985)。因此,本文以下採用Logit Model進行實證分析,推估稅率變動對土地開發之影響。

(二)變數說明:

變數的選取,如前所述,因變數為開發與否之二分變數;而自變數部分為稅率之變動量。稅率變動量係指前、後時期稅率的增減情形。稅率的計算,本文採用實質稅率,亦即以實付稅額佔該土地價值的百分比計算;而單位土地的實際稅賦,則依土地當年的公告地價乘以基本稅率10%。核計,另對民國77年地價稅以八折計算部分,亦予以考慮。

至於計算實質稅率所需之土地價值部分,由於各筆土地各年度之市場價格資料不易取得,因此,以公告土地現值替代之;惟考慮公告現值之時間落差,故以次一年度之公告現值為準。。

另每筆土地稅率變動量計算部份,由於土地開發從引起動機至籌劃申請開發建築,約需一年左右的時間,是以,實質影響開發決策者,應為土地開發年之前一年度資料;而稅率的變動量則為土地開發年的前一年度與前二年度的稅率變動量差額。因此,本文首要之自變數為開發年期之前一年度實質稅率與前二年度實質稅率間的變動差額量。至其參數值符號,如為預期市場衰退時應為負;而如預期市場繁榮發展時為正。

(三)實證樣本

地價稅稅率變動對土地開發時機的影響,依前分析,於不同稅制下將有不同效果。實證研究部份,受限於實證資料性質,僅能驗證土地開發前、後課徵相同稅率時,稅率變動之影響。

至實證地區與期間,本文為降低稅率變動以外因素,如:基地大小、完整性、 臨街寬度等宗地因素影響,並配合民國75年重新規定地價與建築開發時期,選擇民 國七十二年間完成之台北市木柵三期與台南市五期兩個重劃地區,以民國七十六年 以來各筆土地之開發情形與稅率變動量資料進行實證分析。

台北市木柵三期重劃區實踐三小段共737筆土地,其中有建號之土地299筆;無建號土地438筆。有建號之299筆土地,刪除78年度以前建築之土地15筆,並將數筆土地合併建築者視為一建築案加以合併後,於79年度以後建築者共39筆。至於無建號之438筆土地,刪除道路等非建築用地後,可建而未建築之土地共111筆土地。合計79年度以後建築之39筆土地與可建而未建築之土地111筆土地,共計150筆土地為本研究實證之對象。而台南市第五期重劃區新南段共3779筆土地,其中有建號之土地共2193筆;無建號土地1586筆。有建號之2193筆土地,刪除78年度以前建築之土地135筆,並將數筆土地合併建築者視為一建築案加以合併後,於79年度以後建築者共233筆。至於無建號之1586筆土地,刪除道路、魚池等非建築用地後,可建

而未建築之土地共34筆土地。合計79年度以後建築之233筆土地與可建而未建築之土地34筆土地,共計267筆土地為本研究實證之對象。

如前所述,實證統計時將排除土地開發後之資料,不納入實證樣本中,僅取實證期間未開發年期稅率變動量資料。是以,各筆土地由於開發年度之不同,將提供不同數量的樣本數,愈晚開發之土地,其所提供之樣本數將愈多。換言之,各筆土地開發年期及其之前未開發之每年將產生一筆樣本。台北市木柵三期重劃區實踐三小段實證對象之150筆土地中,於實證期間未建築開發之111筆土地,將提供999個樣本;而在實證期間開發的39筆土地,則提供149個樣本,總計共有1148個樣本。而台南市第五期重劃區新南段實證對象之267筆土地中,於實證期間未建築開發之34筆土地,將提供306個樣本;而在實證期間開發的233筆土地,則提供940個樣本,總計共有1246個樣本。各年度之樣本數量如表三所示。

(四)實證結果:

1. 預期稅率變動對土地開發時機之影響

上述台北市木柵區第三期重劃區與台南市第五期市地重劃區資料,利用 Logit Model,以前二年度至前一年度之稅率變動量為自變數,迴歸推估的結果分別為:

表三	實證地區實證筆數與樣本數表
1X_	具。心吧具。是数尖脉冲数仪

	木柵	木柵區第三期重劃區			台南市第五期重劃區			
年度	未開發	開發	提供	未開發	開發	提供		
	土地筆數	土地筆數	資料數	土地筆數	土地筆數	資料數		
79	147	3	150	237	30	267		
80	135	12	147	201	36	237		
81	127	8	135	155	46	201		
82	123	4	127	123	32	155		
83	121	2	123	90	33	123		
84	117	4	121	77	13	90		
85	115	2	117	53	24	77		
86	113	2	115	43	10	53		
87	111	2	113	33	9	43		
樣本數		39	1148		233	1246		

(參見表四)

$$Logit(p) = -3.2504 + 0.8438 \times Rate_{Tap21}$$
 (20)

$$Logit(p) = -1.3672 + 0.2047 \times Rate_{Tan21}$$
....(21)

台北市木柵區第三期重劃區,其稅率變動量對土地開發機率影響之估計值為 0.8438,達0.01 顯著性水準。台南市第五期市地重劃區,其稅率變動對土地開發 機率影響之估計值為 0.2047,顯著性水準亦達 0.01。

上述兩區稅率變動量對土地開發機率之估計值均為正,亦即提高稅率將加速土 地開發。依據理論模型推估結果顯示,土地所有權人對市場未來預期仍持樂觀態 度,預期保留土地待未來開發,視未來土地開發收益將較目前提高。

2. 非預期稅率變動對土地開發時機之影響

上述台北市木柵區第三期重劃區與台南市第五期市地重劃區資料,以前一年度至當年度之稅率變動量為自變數,迴歸推估的結果分別為:(參見表五)

$$Logit(p) = -3.4206 + 1.2553 \times Rate_{Tap10}$$
 (22)

$$Logit(p) = -1.4300 + 0.1524 \times Rate_{Tan10}$$
....(23)

表四 前一年度稅率變動之模式校估結果表

推估值地區	木柵區第3	三期重劃區	台南市第五期重劃區		
變數	參數估計值 顯著水準		參數估計值	顯著水準	
截距項	-3.2504	0.0001 ***	-1.3672	0.0001 ***	
前一年稅率變動量	0.8438	0.0001 ***	0.2047	0.0001 ***	
觀察樣本數	1148		1246		
參數個數	1		1		
-2 LOG L的 X ² 值	17.435		6.989		
X ² 的df值	1		1		
P-值	0.0001		0.0082		

註:***符合0.01顯著水準

推估值 地區	木柵區第3	三期重劃區	台南市第五期重劃區		
變數	參數估計值	顯著水準	參數估計值	顯著水準	
截距項	-3.4206	0.0001 ***	-1.4300	0.0001 ***	
當年稅率變動量	1.2553	0.0001 ***	0.1524	0.0512 *	
觀察樣本數	1148		1246		
參數個數	1		1		
-2 LOG L的 X ² 值	18.675		3.844		
X ² 的df值	1		1		
P-值	0.0001		0.0499		

表五 當年度稅率變動之模式校估結果表

註: ***符合0.01顯著水準 *符合0.1顯著水準

台北市木柵區第三期重劃區,其稅率變動量對土地開發機率影響之估計值為 1.2553,其顯著性水準達 0.01。至於台南市第五期市地重劃區,其稅率變動對土 地開發機率影響之估計值為 0.1524,落在94%的信賴區間內,其顯著水準較台北市 之情形不明顯,此或可顯示不同地區開發者對稅率變化敏感度的差異。就當年度稅 率變動對土地開發之影響,依據本研究區資料實證結果顯示,非預期提高土地稅率亦將加速土地開發。

如合併前一年度稅率變化量與當年度稅率變化量,對土地開發項進行迴歸分析,兩區之推估結果分別為:(參見表六)

$$Logit(p) = -3.3224 + 0.8633 \times Rate_{Tap21} + 1.2777 \times Rate_{Tap10}$$
....(24)

$$Logit(p) = -1.3272 + 0.1995 \times Rate_{Tan21} + 0.1451 \times Rate_{Tan10}$$
....(25)

比較兩式之係數,就前一年度預期稅率變化量的迴歸係數而言,台北市之係數為0.8633;而台南市之係數為0.1995,比較兩者係數,顯然,台北市之係數較台南市之係數為大,顯示台北市預期稅率變化對土地開發的影響較台南市之影響大。

另就當年度非預期稅率變化量的迴歸係數而言,台北市之係數為1.2777;而台南市之係數為0.1451,台北市之係數亦顯較台南市之係數為大,是以,台北市非預期稅率變化對土地開發的影響亦較台南市之影響大。

农// FII 干及1// 干交到人1天1VIX II MI					
推估值 地區	木柵區第	三期重劃區	台南市第五期重劃區		
變數	參數估計值 顯著水準		參數估計值	顯著水準	
截距項	-3.3224	0.0001 ***	-1.3272	0.0001 ***	
前一年稅率變動量	0.8633	0.0001 ***	0.1995	0.0097 ***	
當年稅率變動量	1.2777	0.0001 ***	0.1451	0.0635 *	
觀察樣本數	1148		1246		
參數個數	2		2		
-2 LOG L的 X ² 值	38.628		10.668		
X ² 的df值	2		2		
P-值	0.0001		0.0048		

表六 兩年度稅率變動之模式校估結果表

註: ***符合0.01顯著水準 *符合0.1顯著水準

再就台北市之預期與非預期稅率變化而言,台北市預期稅率變化量的迴歸係數為0.8633,而非預期稅率變化量的迴歸係數為1.2777;預期稅率變化量的迴歸係數較非預期稅率變化量的迴歸係數低;然台南市預期稅率變化量的迴歸係數為0.1995,而非預期稅率變化量的迴歸係數為0.1451;預期稅率變化量的迴歸係數反較非預期稅率變化量的迴歸係數高,而與台北市之情形迴異。

3. 小結

土地開發前後課徵相同稅率地價稅時,稅率變動對不同土地開發建築機率之影響,依上述實證結果顯示,台北市木柵區第三期重劃區於近年來稅率變動,無論是預期或非預期之變動與土地開發機率均具正相關性,亦即稅率提高越高、土地開發之機率越高。是以,提高稅率將加速土地開發,另台南市第五期市地重劃區資料亦顯示相同結果。

其次,就地區性之差異而言,無論是預期稅率變動或非預期稅率變動,台北市 木柵區第三期重劃區受稅率變動之影響,均較台南市第五期市地重劃區大。

六、結論與建議

經由上述理論模型之分析與重劃地區資料實證結果可知,在重劃地區地價稅課

稅效果受預期市場景氣狀態影響,以往有關地價稅課徵具中立性或僅加速、延緩土地開發之結論,顯然並未慮及土地所有權人受預期市場景氣之影響。Anderson的研究中,雖考量了景氣循環影響,惟其推論結果有所誤失。地價稅的課稅影響,除受稅制(開發前、後稅率比重)與稅率調整方式(提高或降低開發前或開發後稅率)影響外,亦因預期市場景氣狀態而影響土地所有權人之行為。總體而言,提高開發前稅率將加速土地開發;提高開發後稅率將延緩土地開發,惟於預期市場景氣時、受預期景氣加速影響而使其延緩效果不確定。另於開發前、後課徵相同稅率時,調整稅率可視為同時調整開發前、後稅率,稅率變動之加速與延緩效果相互抵銷後,將視預期市場狀態而定。如預期市場景氣則加速開發;反之延緩開發;如預期市場穩定則具中立性。

另比較台南市與台北市之實證結果顯示,無論是預期稅率變動或非預期的稅率變動,台北市受影響的強度均較台南市高,顯示調整的政策性功能,對於較上述分析結果,可提供地方政府運用地價稅調節土地供需之參考。一般而言,課稅如延緩土地開發將減少都市土地及房屋的供給,致使都市土地及房屋價格上揚;反之,將增加都市土地與房屋的供給,降低都市土地與房屋之價格,並使更多較低度使用土地轉變為更高強度使用。地價稅作為政策手段,在土地可能過度開發地區,都市發展政策旨在消弭因過度發展而帶來之外部不經濟時,提高開發後稅率延緩土地開發,將可達成降低外部不經濟效果。反之,在新規劃發展區域,如藉由降低開後稅率或提高開發前稅率,將可加速土地開發,有效達成聚集經濟效果,提昇社會福利。惟此政策手段,尚需考量地區性之差異,越高度發展地區,影響效果越強,故其調整稅率幅度需較謹慎;反之,開發程度較低地區,為達政策效果,其所採用的稅率調整幅度,則相對需以較大之調幅。

此外,從都市發展之歷程而言,隨著都市化程度的加深,以地價稅手段調節土 地供給的功能逐漸增加。是以,隨著都市的發展,應更加重視土地稅之之政策功 能。

參考文獻

石齊平、郭照常(1995), 當代計量經濟學:台北,《三民書局》。

徐天平(1994), 土地稅之中立性研究—對土地開發時序之影響,《國立政治大學三 民主義研究所碩士論文》。

Anderson, J.E. (1986), "Property taxes and the timing of urban land development", Regional

- Science and Urban Economics, Vol.16, pp.483-492.
- Anderson, J.E. (1992), "Land development timing: effects of uncertainty in income and tax policy", *Papers in Regional Science*, Vol.71, No.1, pp.45-52.
- Bentick, B.L. (1979a), "The impact of taxation and valution practices on the timing and efficiency of land use", *Journal of Political Economy*, Vol.87, No.4, pp.859-868.
- Bentick, B.L. (1979b), "The capitalization of the property tax and idle land: comment", *Land Economics*, Vol.55, No.4, pp545-548.
- Noguchi, Y. (1982), "On the neutrality of the property tax", *Land Economics*, Vol.58, No. 3, pp.383-385.
- Owen, M.S. and Thirsk, W.R. (1974), "Land taxes and idle land: a case study of Houston", Land Economics (Aug.) 50, pp.251-260.
- Shoup, D.C. (1970), "The optimal timing of urban land development", *Papers of Regional Science Association* 25, pp.33-44.
- Skouras, A (1978), "The non-neutrality of land taxation", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol.33, No.1-2, pp.113-134.
- Thirsk, W.R. (1979), "The capitalization of the property tax and idle land: reply, *Land Economics*, Vol.55, No.4, pp.549-552.