

Taiwan
Economic
Forum

經建專論

THESIS

房地產租稅政策與 房市交易關連性分析

經建會綜合計劃處 張婷韻*

- 壹、政策背景與研究目的
- 貳、研究方法與計量模型設定
- 參、實證結果與分析
- 肆、研究結論與政策建議

摘要

有鑒於後金融海嘯時期政府採取低利率政策，以及國內房地產交易稅負偏低，致使近年國內房價不斷上漲，其漲幅已遠超過受薪族群經濟能力所能負擔。政府為健全房市並保障民衆「住」的基本需求，於 100 至 101 年推動多項房地產法令制度的變革，其中以「特種貨物及勞務稅」與「實價登錄制度」最受矚目。

* 作者為經建會綜合計劃處科員，本文獲本會 101 年度研究發展「財政金融」類特優獎；本研究為個人觀點，不代表本會意見。

為瞭解各類房地產租稅政策對房市交易的影響，本研究建立理論模型進行實證分析，探究未來房地產租稅政策適宜的調整方向。結果顯示，在實價的基礎上，對房地產市場課徵「資本利得稅」比課徵「交易稅」似更能抑制房價過度高漲，且二者均能顯著降低投機交易。此外，政府應秉持「擴大稅基、降低稅率」原則，方能在維護居住正義與租稅公平之際，兼顧經濟發展。

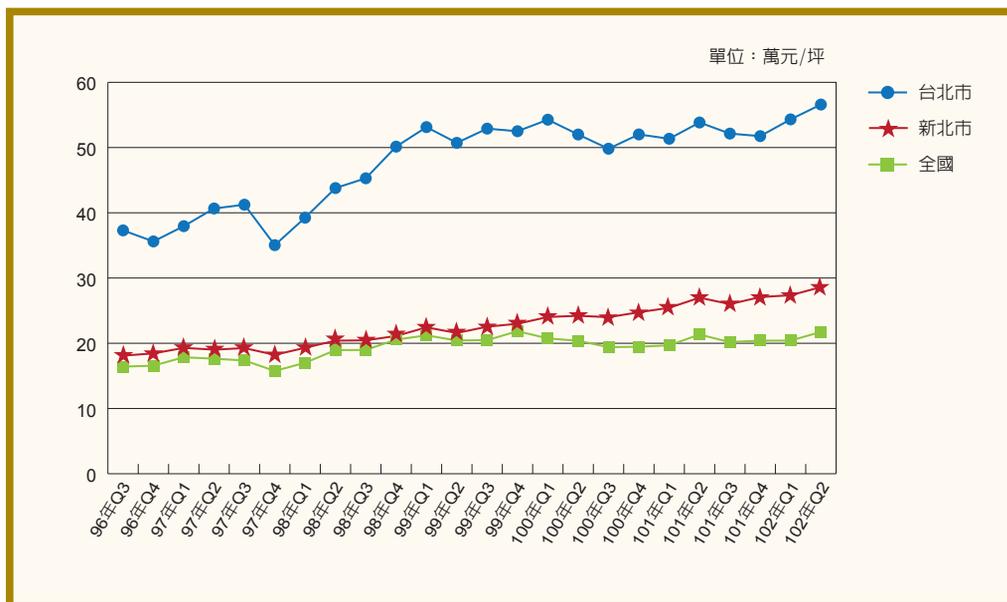
壹、政策背景與研究目的

自 2008 年國際金融海嘯以來，各國政府採取低利率政策，加以國內土地及房屋短期交易的移轉稅負偏低，導致大量資金流向房地產市場，使市場充斥投機交易行為，房價因此快速上漲。根據內政部營建署統計，民國 102 年第 2 季全國買賣契約價格平均單價較金融海嘯前（97 年第 2 季）增加 23%，而台北市及新北市增幅更分別高達 39% 及 50%（圖 1），此使多數年輕家庭無力負擔購屋貸款，尤以台北市房價所得比¹由金融海嘯前（97 年第 2 季）的 8.9 竄升至 102 年第 2 季的 12.4 最為嚴重（100 年第 3 季曾高達 15.1），此已嚴重影響人民「住」的基本需求，並導致貧富差距持續擴大。

為健全房屋市場並維護社會公平，政府於 99 年 4 月擬具「健全房屋市場方案」，針對台北都會區住宅供給與需求均衡等 6 項課題，提出 21 項處理原則及 41 項具體措施。此外，政府並於 100 年年初參考美國、新加坡、南韓及香港之立法例，擬具《特種貨物及勞務稅條例》（以下簡稱奢侈稅）草案，針對持有期間在 2 年以內之非自用房屋或土地交易課稅，其應納稅額為「銷售價格²」乘

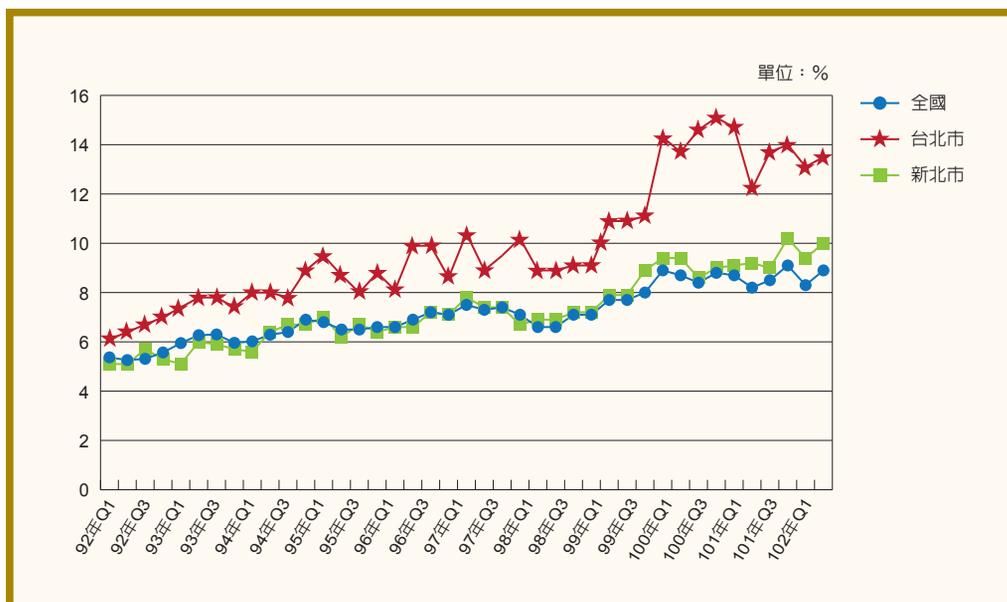
¹ 房價所得比 = 購買房屋總價 ÷ (家庭月所得 × 12 個月)。

² 銷售價格係指銷售時收取之全部代價，包括在價額外收取之一切費用。但本次銷售之特種貨物及勞務稅額不在其內。詳見《特種貨物及勞務稅條例》第 8 條條文。



資料來源：內政部不動產資訊平台。

圖1 買賣契約價格平均單價變動趨勢

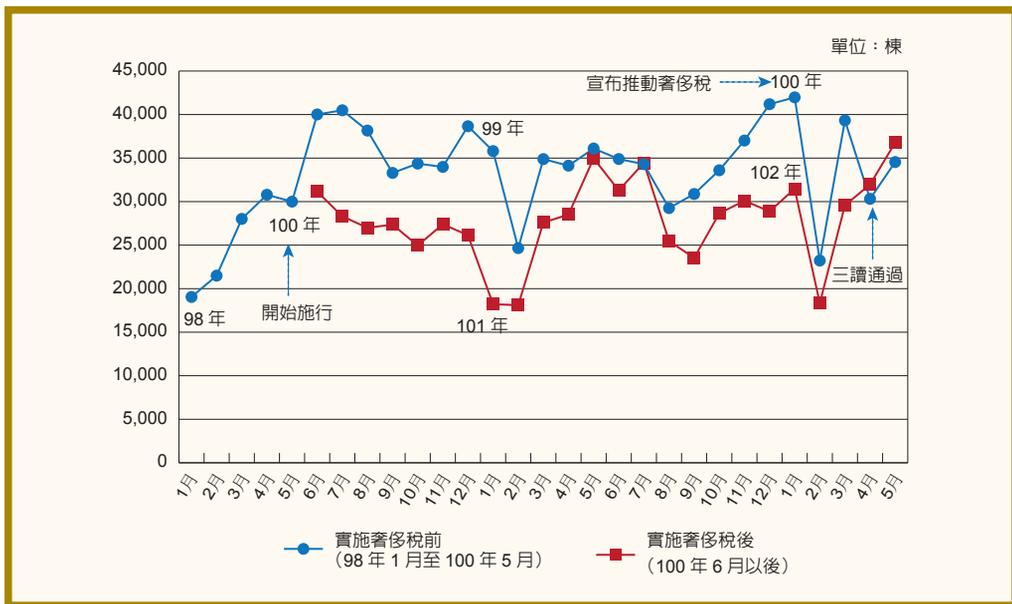


資料來源：內政部不動產資訊平台。

圖2 房價所得比變動趨勢

以 10%或 15%³，納稅義務人為原所有權人，所徵收之稅課收入，循預算程序用於社會福利支出。該草案於 100 年 4 月 15 日經立法院三讀通過，並於同年 6 月 1 日正式施行。

自 100 年 1 月政府宣布推動奢侈稅制後，同年 2 月全國建物買賣移轉棟數即由上個月的 4.2 萬棟驟降至 2.3 萬棟，於 3 月移轉棟數回升至 3.9 萬棟後，4 月立法院三讀通過，移轉棟數再次降至 3 萬棟，而 5 月微升至 3.5 萬棟，同年 6 月，奢侈稅正式施行，移轉棟數微降至 3.1 萬棟。此外，由圖 3 亦可看出，實施奢侈稅後，買賣移轉棟數幾乎較前 2 年度未實施時同月為低，顯示奢侈稅對房地產交易量似乎產生顯著負向影響。



資料來源：內政部統計處。

圖3 全國建物買賣移轉登記棟數變動趨勢

³ 持有期間超過 1 年且在 2 年以內者，稅率為 10%；持有期間在 1 年以內者，稅率為 15%。詳見《特種貨物及勞務稅條例》第 7 條條文。

在房價部分，根據內政部營建署統計，新屋及預售屋可能成交價格指數於前揭各相關時點，似未有顯著的變化，大體仍呈上揚走勢（圖 4）；中古屋部分，信義房價指數⁴亦自 100 年第 2 季的 218.72 持續走升（圖 5）。顯示奢侈稅在抑制房價方面似未有顯著效果。

此外，為防止不當哄抬價格，政府力推房地產交易價格公開透明，於 100 年 12 月 13 日修正通過實價登錄三法，即《平均地權條例》、《地政士法》及《不動產經紀業管理條例》等相關條文，並於 101 年 8 月 1 日正式施行，其中



資料來源：內政部不動產資訊平台。

圖4 預售屋、新屋可能成交價格指數變動趨勢

⁴ 信義房價指數是信義房屋仲介股份有限公司委託美國西維吉尼亞大學的華裔教授周昆，利用該公司之仲介成交資料庫，於 1994 年開始每季定期發布的中古屋價格指數。其特色是利用特徵價格法（Hedonic Price Theory）來衡量房屋價格變動，運用統計模型計算價格變動並固定房屋屬性，理論上可反映房價變動。

明定權利人、地政士或不動產經紀業者應於買賣案件辦竣所有權移轉登記 30 日內，向主管機關申報登錄土地及建物成交案件實際資訊，以促進不動產交易市場健全發展。

鑒於奢侈稅施行已屆滿 2 年，實價登錄制度亦已實施 1 年，面對國內居高不下的房價，未來房地產租稅政策究應如何調整，已引發社會多元思維與探討。是以，本研究將建立計量模型，以實證研究探討奢侈稅對抑制房價與投機交易的實施成效，並比較課徵交易稅與資本利得稅、實價課稅與非實價課稅，以及各種租稅政策對房市交易的影響。



資料來源：信義房屋不動產企劃研究室。

圖5 歷年信義房價指數變動趨勢

貳、研究方法與計量模型設定

本研究係以 Dijasquale and Wheaton (1994)⁵ 修正後的存量—流量模型為理論基礎，加入國內近年房地產租稅政策為解釋變數，以統計上之最小平方方法 (Ordinary Least Square, OLS) 為分析工具，探討政府課徵奢侈稅、空屋稅等租稅政策對新屋房市交易價量的影響，並比較課徵交易稅與資本利得稅、實價課稅與非實價課稅對抑制房價上漲的效果。

存量—流量模型為描繪房地產市場價量動態均衡過程的模型，傳統模型認為由於房屋建造曠日費時，在供給面具有時間落差，具備逐漸調整的性質，因此假設第 t 期住宅存量 (S_t) 係由模型變數的歷史資料所決定，為前期住宅存量 (S_{t-1}) 扣除折舊 (折舊率為 δ) 後再加上新建住宅數量 (C_t)，即

$$S_t = (1 - \delta) S_{t-1} + C_t \quad (1)$$

至於需求面，傳統模型假設每期房價為當期模型變數的函數，各期房市供需均為當期結清。然而，Dijasquale 和 Wheaton 認為，由於房地產具有產品異質性及不可移動性，購屋需求者基於房市資訊不對稱，亦需耗費相當時間進行決策，因此市場於當期結清並非合理。是以，Dijasquale and Wheaton (1994) 在傳統存量—流量模型加入價格調整機制，假設第 t 期實際房價 (P_t) 每期均以 τ 的速度收斂至長期均衡房價 (P_t^*)，亦即

$$P_t = P_{t-1} + \tau (P_t^* - P_{t-1}) \quad (2)$$

本研究沿用傳統存量—流量模型的假設，即住宅需求 (D_t) 為當期家戶數量 (H_t) 的比例，且為持有住宅每年所須負擔成本 (user cost, U_t) 的函數，並參考 Dijasquale and Wheaton (1994) 之模型，修正研究模型如下：

⁵ Dijasquale and Wheaton (1994), "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," Journal of Urban Economics, Vol. 35, pp.1-27.

一、需求函數

本模型假設新屋需求函數如第(3)式所示，各解釋變數代號之定義與預期對房價的影響方向如表1，均為外生變數，其下標代表期數。

$$D_t = H_t (\beta_0 + \beta_1 P_{t-1} + \beta_2 UNEM_t + \beta_3 OWN_t + \beta_4 IFDI_t + \beta_5 OFDI_t + \beta_6 U_t + \beta_7 V_t + \beta_8 LT_t) \quad (3)$$

表1 反需求函數中各解釋變數代號定義與預期影響方向

代號	定義	預期對房價的影響方向	原因
P_{t-1}	前期房價	+	由於實際房價會逐漸調整至均衡房價，故一般而言，前期房價越高，當期房價也會越高。
$\Delta S_t/H_t$	家計單位新屋住宅需求	-	家計單位的住宅需求越多，購屋的邊際效用越低，故邊際的最高願付價格（保留價格）越低，亦即在房屋為一般財的假設下，家計單位的住宅需求線為負斜率。
$UNEM_t$	失業率	-	失業率越高，代表景氣越差，消費者越不具購屋的經濟能力，故購屋需求越低，對消費者購屋保留價格應為負向影響。
OWN_t	自有住宅率 ⁶	-	自有住宅率越高，表示有越多家計單位擁有自用住宅，因此當期住宅需求應會越低，對消費者購屋保留價格的影響應為負向。
$IFDI_t$	來台直接投資	+	當越多資金由國外流入國內時，如投入房地產市場，將導致該市場需求增加，對消費者購屋保留價格的影響應為正向。
$OFDI_t$	對外直接投資	-	當越多國內資金外移時，如外移資金中有相當來源係自房地產市場，將使該市場需求減少，對消費者購屋保留價格應為負向影響。
U_t	住宅持有者持有住宅每年所須負擔成本	-	持有成本越高，購屋的淨利益越低，因而減少對房屋的需求，對消費者購屋保留價格應為負向影響。
i_t	購屋貸款年利率	-	貸款利率越高，購屋的成本越高，因而降低購屋的需求，對消費者購屋保留價格應為負向影響。

(續下頁)

⁶ 詳見本研究「叁、實證結果與分析」。

$E(\Delta P_t/P_t)$	預期未來1年房價上漲率	+	對未來房價越樂觀，表示預期購屋的淨利益越高，會增加購屋的誘因與需求，對消費者購屋保留價格應為正向影響。
V_t	課徵奢侈稅與否	-	此為虛擬變數： $V_t=1$ (0)表示已（未）施行奢侈稅制。 由於奢侈稅之施行會使購屋後兩年內出售房屋所獲得的淨利降低，因此該稅制的施行會降低購屋誘因與需求，對消費者購屋保留價格應為負向影響。
LT_t	土地增值稅減半與否	+	此為虛擬變數： $LT_t=1$ (0)表示土地增值稅（未）減半。 土地增值稅減半會使土地所有權人未來出售房地產的淨利益增加，因而提高購置房地產的誘因，故房地產的需求應會增加，對消費者購屋保留價格應為正向影響。

其中 $U_t = i_t - E(\Delta P_t/P_t)$ ， i_t 為第 t 期購屋貸款年利率， $E(\Delta P_t/P_t)$ 為第 t 期時預期未來 1 年房價上漲率。

至於新屋供給，本文參考邱國珍（2007）⁷ 之模型，以第 t 期新增住宅存量（ $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$ ）表示，故長期均衡時，新屋市場均衡如下：

$$D_t = \Delta S_t \quad (4)$$

將第（4）式代入第（3）式，得出長期均衡房價（ P_t^* ）如第（5）式：

$$P_t^* = 1/\beta_1 [\Delta S_t/H_t - \beta_0 - \beta_2 UNEM_t - \beta_3 OWN_t - \beta_4 IFDI_t - \beta_5 OFDI_t - \beta_6 U_t - \beta_7 V_t - \beta_8 LT_t] \quad (5)$$

由於市場為逐漸結清，為加入價格調整機制，將第（2）式代入第（5）式，得出當期房價（ P_t ）如第（6）式⁸，其中 τ 代表實際房價調整速度。

⁷ 邱國珍（2007），台商對大陸投資、外人直接投資與房地產市場，國立政治大學財政研究所碩士論文。

⁸ 由於遺贈稅調降新制係自 98 年 1 月起施行，奢侈稅係自 100 年 6 月起施行，故實證資料顯示各期虛擬變數交叉項（ $V_t \times T_t$ ）皆等於 V_t ，因此，第（6）式解釋變數不包含（ $V_t \times T_t$ ），以避免線性重合問題。

$$P_t = (1 - \pi)P_{t-1} + \pi / \beta_1 [\Delta S_t / H_t - \beta_0 - \beta_2 UNEM_t - \beta_3 OWN_t - \beta_4 IFDI_t - \beta_5 OFDI_t - \beta_6 U_t - \beta_7 V_t - \beta_8 LT_t] \quad (6)$$

基於第(6)式係將供給面 ΔS_t 視為外生變數所推算而得，因此，第(6)式之房價 P_t 實指房屋需求者的最高願付價格，亦即消費者的「保留價格(Reservation Price)」。是以，以下各解釋變數對實際房價影響的探討中，對於僅影響需求面之解釋變數（亦即僅列於需求函數而未列於供給函數之解釋變數），其對保留價格的影響方向與對實際房價的影響方向相同；至於同時影響需求面與供給面的解釋變數（亦即同時列於需求函數及供給函數之解釋變數），其對實際房價的影響方向則須一併考量供需兩面始能決定。

二、供給函數

由於新建住宅的供給具有時間落差，因此本文沿用 Dipasquale and Wheaton (1994) 供給函數之設定並修正如第(7)式：

$$C_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_t + \gamma_2 COST_{t-1} + \gamma_3 EMP_{t-1} + \gamma_4 r_{t-1} + \gamma_5 Z_t + \gamma_6 BL_t + \gamma_7 LM_{t-1} + \gamma_8 V_t + \gamma_9 S_{t-1} \quad (7)$$

其中 P_t 為第 $(t-1)$ 期時預期第 t 期之房價，蓋因市場供給面具有時間落差，即第 t 期之新建住宅數量(C_t)取決於建築業者於第 $(t-1)$ 期時預期未來(第 t 期)房價高低而定，如看好未來房價，則會增加新建住宅，反之則減少。各解釋變數代號之定義與對房價的預期影響方向如表2，均為外生變數，其下標代表期數。

本研究認為，住宅供給面具有時間落差的特性亦會反映在營造成本、營造業就業人數、利率，以及平均每筆建築貸款核貸金額等方面，因此，供給函數中該4項變數資料採用前一期〔第 $(t-1)$ 期〕資料。

此外，由於供給面具有逐漸調整的性質，因此解釋變數包含前期住宅存量 (S_{t-1})，其係數 (γ_9) 代表住宅存量調整的速度。

表2 供給函數中解釋變數代號定義與預期影響方向

代號	定義	預期對新建住宅供給的影響方向	原因
$COST_{t-1}$	營造工程物價指數	-	營造工程物價越高，代表房屋的建造成本越高，使淨利越低，故住宅供給應會減少，對供給量的影響應為負向。
EMP_{t-1}	營造業就業人數	+	勞動力為營造業的主要生產要素之一，因此當前期營造業就業人數越多，住宅供給應會越多，故對供給量的影響應為正向。
r_{t-1}	加權平均放款利率	-	放款利率越高，表示向金融業貸款的成本越高，降低房屋建造的淨利，故住宅供給應會減少，對供給量的影響應為負向。
Z_t	買賣契稅應納稅額 ⁹	-	買賣契稅的應納稅額越高，通常代表房屋交易越頻繁，當賣方認為有充足的潛在買方時，會提高售價以篩選出願付價格最高的買者，但由於住宅供給有時間落差，賣方提高售價的同時供給量卻未及增加，甚至短期可能寧願保有餘屋待價而沽，對供給量的影響應為負向。
BL_t	建築貸款餘額	+	貸款餘額係指至某一時點，借款人尚未歸還放款人的貸款總額。 建築貸款餘額越高，營建業應有更多資金提供更多住宅供給，對供給量的影響應為正向。
LM_{t-1}	上季末平均每筆建築貸款核貸金額	+	平均每筆建築貸款核貸金額越高，房屋建造的資金壓力越低，營建業應有更高誘因增加住宅供給，對供給量的影響應為正向。
V_t	課徵奢侈稅與否	-	此為虛擬變數： $V_t=1$ (0) 表示已 (未) 施行奢侈稅制。 由於奢侈稅之施行會衝擊市場買氣，營建業者可能會因售價過低而減少住宅供給，而對資金雄厚的業者，甚至寧願持有新建空屋待價而沽，對供給量的影響應為負向。
S_{t-1}	前期住宅存量	-	當住宅存量過多時，建商會減少新建住宅以消化多餘的存量，因此前期住宅存量對當期供給量的影響應為負向。

⁹ 詳見本研究「叁、實證結果與分析」。

三、投機交易比例函數

為瞭解各類租稅政策對抑制投機交易的效果，本研究以前揭模型為基礎，篩選經濟意涵上對房市投機交易較有影響力之解數變數，建構模型如第(8)式之投機交易比例函數，其中 SMP_t 為「新購住宅者購屋動機為賺取價差之比例」，各解釋變數代號定義與預期影響方向如表 3：

$$SMP_t = \omega_0 + \omega_1 P_{t-1} + \omega_2 OWN_t + \omega_3 U_t + \omega_4 V_t + \omega_5 C_t \quad (8)$$

表3 投機交易比例函數中各解釋變數代號定義與預期影響方向

代號	定義	預期對房價的影響方向	原因
P_{t-1}	前期房價	+	本研究認為前期房價越高，購屋者認為未來房價上漲的機率越高，因此提升投機交易的誘因，故對賺取價差比例之影響應為正向。
OWN_t	自有住宅率	+	自有住宅率越高，表示有越多家計單位擁有自用住宅。當社會於基本「住的需求」滿足後，始較有動機將房地產視為投資工具，故對賺取價差比例之影響應為正向。
U_t	住宅持有者持有住宅每年所須負擔成本	-	持有成本越高，購屋的淨利益越低，即賺取價差的誘因減少，故對賺取價差比例之影響應為負向。
V_t	課徵奢侈稅與否	-	此為虛擬變數： $V_t=1$ (0) 表示已(未)施行奢侈稅制。由於奢侈稅之施行會使購屋後兩年內出售房屋所獲得的淨利降低，因此該稅制的施行會降低投機者購屋誘因，故對賺取價差比例之影響應為負向。
C_t	新建住宅數量	+	新建住宅數量越多，投機者購屋的選擇越多，對賺取價差比例的影響應為正向。

參、實證結果與分析

一、反需求函數

為瞭解各解釋變數變動對當期房價 (P_t) 影響的顯著性，本研究以民國 91 年第 1 季至民國 101 年第 1 季之資料為樣本，共 41 組觀察值，以最小平方法 (OLS) 估計反需求函數〔即第 (6) 式〕，計算各係數的估計值並進行檢定。

表4 反需求函數中各變數的資料型態及來源

代號	定義	單位	原始資料型態	資料來源
P_t	當期房價	-	季資料	內政部營建署不動產價格 e 點通網站
$UNEM_t$	失業率	%	月資料	行政院主計總處網站
OWN_t	自有住宅率	%	年資料	中華民國統計資訊網
$IFDI_t$	來台直接投資	百萬美元	季資料	中華民國統計資訊網－國際收支簡表
$OFDI_t$	對外直接投資	百萬美元	季資料	中華民國統計資訊網－國際收支簡表
U_t	住宅持有者持有住宅每年所須負擔成本	%	以下分 i_t 與 $E(\Delta P_t/P_t)$ 兩部分說明	
i_t	購屋貸款年利率	%	月資料	中華民國統計資訊網－五大銀行新承作購屋貸款利率
$E(\Delta P_t/P_t)$	預期未來一年房價上漲率	%	季資料	本研究依內政部營建署住宅需求動向調查「房價未來趨勢分數」自行推估
V_t	課徵奢侈稅與否	-	季資料	虛擬變數： $V_t=1(0)$ 表表示已(未)施行奢侈稅制
LT_t	土地增值稅減半與否	-	季資料	虛擬變數： $LT_t=1(0)$ 表示土地增值稅(未)減半

說明：各變數之下標代表期數。

各變數之資料來源如表 4 說明。由於各變數資料型態不一，為統一以季資料進行分析，如變數資料屬於月資料型態，本研究則依資料類型將同季之月資

料進行平均或加總，如變數資料屬於年資料型態，則以平均插補法將資料轉換為季資料¹⁰。

以下將先說明本模型反需求函數中各變數之經濟意義或資料內容，再說明實證結果並予分析：

(一) 反需求函數中各變數之經濟意義與資料說明

1. 當期房價 (P_t)

當期房價 (P_t) 的資料來源，係以國泰建設與國立政治大學房地產研究中心合作發布之「預售屋新屋可能成交價格指數」為各季房價 (P_t) 的資料。該資料涵蓋台北都會區¹¹、台中都會區、台南都會區，以及高雄都會區之預售屋市場，將各分區個案開價平減議價空間後，固定標準住宅，進行拉氏指數編製，於每季定期發布。基期為民國 99 年。其資料如圖 6 所示。

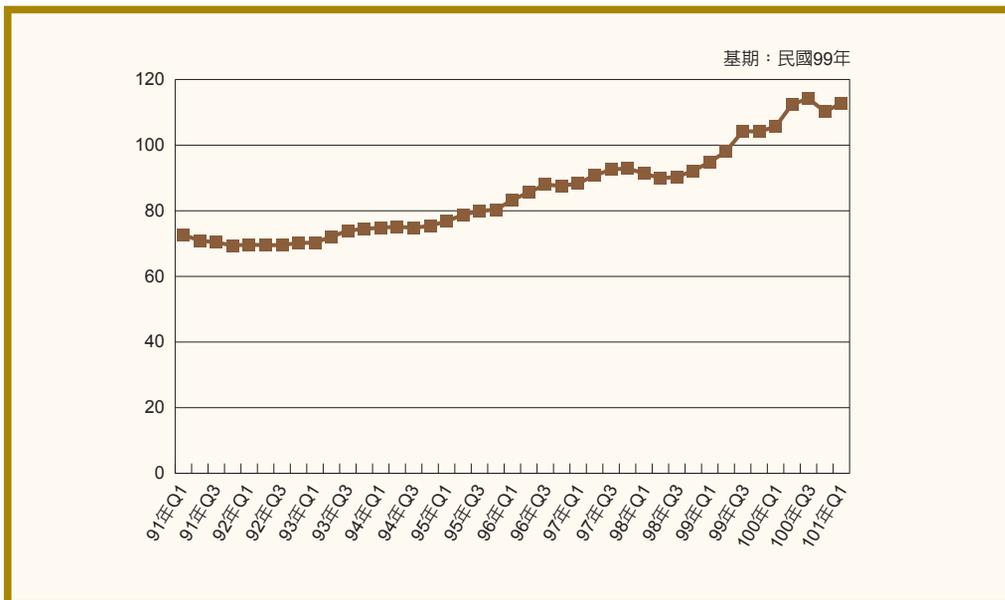
此外，依經濟學需求線之基本意義，需求面房價代表住宅需求者對新屋的最高願付價格（即消費者保留價格）。

2. 失業率 ($UNEM_t$)

「失業率」之定義為「失業人數」除以「勞動力」，其中「勞動力」係指「就業人數」加「失業人數」，亦即年齡介於 15 歲至 65 歲、有工作能力，且正在工作（就業）或正積極尋找工作（失業）者。歷年失業率變動如圖 7。

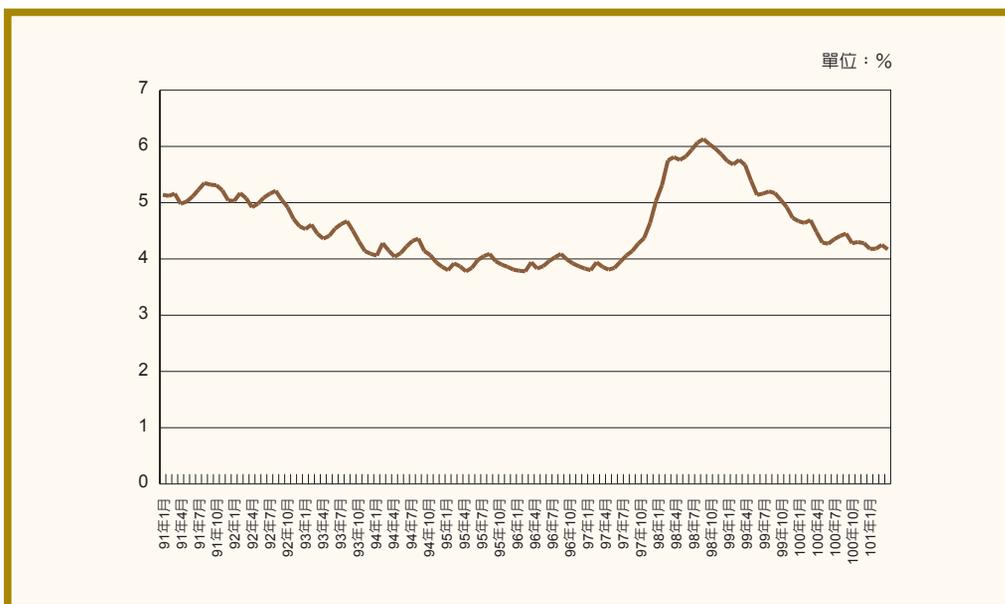
¹⁰ 因自有住宅率為年資料，本研究係將該原始資料作為各年度第 2 季之資料，再以平均插補法估計各季的資料。至於民國 100 年第 3 季至民國 101 年第 1 季資料缺漏部分，則以民國 100 年第 2 季資料代替。

¹¹ 包括台北市、新北市、基隆、桃園、中壢與新竹地區。



資料來源：內政部營建署不動產價格 e 點通網站。

圖6 新屋、預售屋可能成交價格指數 (P_t) 變動趨勢

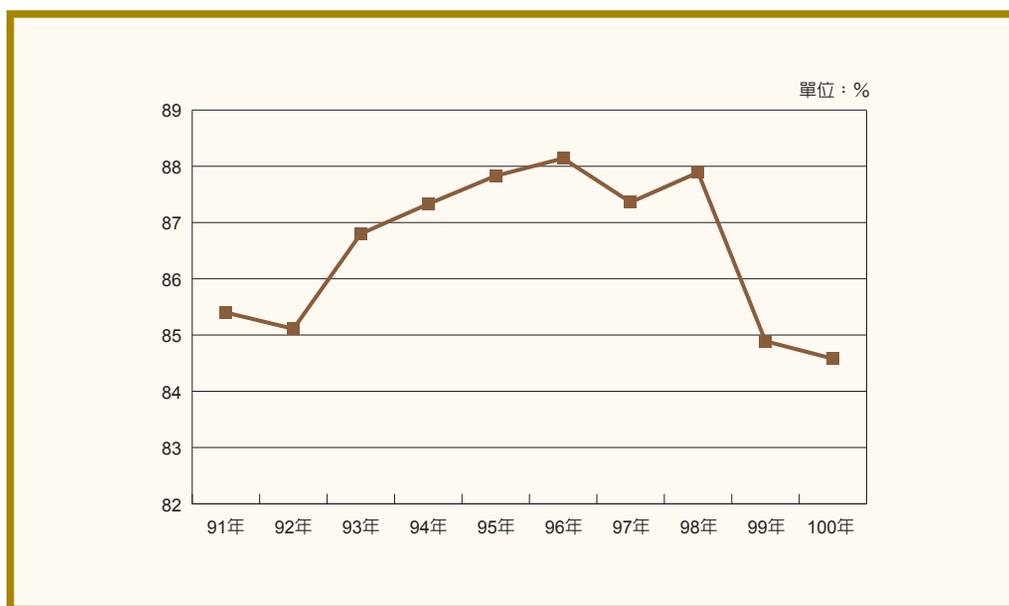


資料來源：行政院主計總處網站。

圖7 失業率 ($UNEM_t$) 變動趨勢

3. 自有住宅率 (OWN_t)

98年以前「自有住宅率」之定義為「現住房屋所有權屬戶內成員之任何一人或其直系親屬者占總戶數之比率」。99年起配合最新人口及住宅普查定義，修改為「戶內經常居住成員所擁有占總戶數之比率」。歷年自有住宅率變動如圖8。



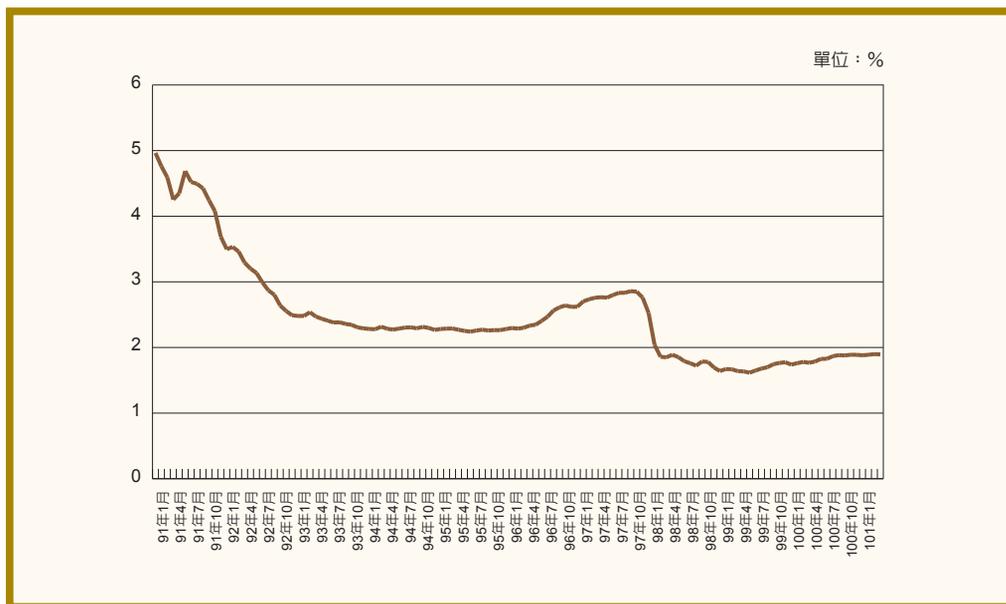
資料來源：中華民國統計資訊網網站。

圖8 自有住宅率 (OWN_t) 變動趨勢

4. 住宅持有者持有住宅每年所須負擔成本 (U_t)

該變數係由 i_t 及 $E(\Delta P_t / P_t)$ 組成，此乃因欲購屋者於進行購屋決策時，除考慮購屋貸款利率 (i_t) 外，也會預測該房屋未來增值情形 ($E(\Delta P_t / P_t)$)，進行成本效益分析，如效益大於成本，始有正向購屋

誘因。因此，本研究假設 $U_t = i_t - E(\Delta P_t / P_t)$ ，其中 i_t 採用台灣銀行、合作金庫銀行、第一銀行、華南銀行及彰化銀行等 5 大銀行新承作購屋貸款利率為資料。



資料來源：中華民國統計資訊網網站。

圖9 五大銀行新承作購屋貸款利率 (i_t) 變動趨勢

至於 $E(\Delta P_t / P_t)$ 部分，由於國內並未針對欲購屋者之預期未來房價上漲率進行調查，僅內政部營建署之「住宅需求動向調查」季報會於每季公布欲購屋者之「房價未來趨勢分數」，該分數係營建署每季針對台北市、新北市、桃竹縣市、台中市、台南市及高雄市等地區之潛在購屋需求者預期未來 1 年房價會大幅或小幅漲跌進行問卷調查，各季有效問卷數均達 1,300 份以上，勾選項目包括「大幅下跌 (X_1)」、「小幅下跌 (X_2)」、「持

平 (X_3)」、「小幅上漲 (X_4)」及「大幅上漲 (X_5)」¹² 等 5 個選項，並將各選項之次數分配百分比分別給予 (-100%)、(-50%)、0%、(+50%) 及 (+100%) 不等之權重，計算公式如第 (9) 式¹³，其分數介於 0 至 200 分之間，100 分代表看漲與看跌者比例相同，高於 100 分代表看漲者比例多於看跌者，低於 100 分則代表看跌者比例多於看漲者。

$$\begin{aligned} \text{房價未來趨勢分數} = & 100 + \{ [X_1 \times (-100\%)] + [X_2 \times (-50\%)] \\ & + [X_3 \times 0\%] + [X_4 \times 50\%] + [X_5 \times 100\%] \} \end{aligned} \quad (9)$$

因此，本研究擬以「房價未來趨勢分數」推估欲購屋者對未來一年房價上漲率的主觀期望值，推估方式如下：

$$E(\Delta P_t/P_t) = (\text{房價未來趨勢分數} - 100) / 1,000 \quad (10)$$

此法雖可能與實際主觀預期上漲率有所誤差，惟依據「房價未來趨勢分數」的定義，該分數高（低）於 100 時，代表看漲者比例多（少）於看跌者，透過第 (10) 式的轉換， $E(\Delta P_t/P_t)$ 會大（小）於 0，如第 (11) 式所示。

$$\text{房價未來趨勢分數} \geq 100 \Leftrightarrow E(\Delta P_t/P_t) \geq 0 \quad (11)$$

此外，第 (10) 式亦顯示當趨勢分數越高（即看漲者比例相對看跌者比例越高）， $E(\Delta P_t/P_t)$ 也會越高，符合一般市場情形。因此，此轉換方式雖可能無法精確推估 $E(\Delta P_t/P_t)$ ，但藉由觀察「房價未來趨勢分數」升降變動的趨勢，仍可反映欲購住宅者主觀預期未來房價漲跌的變動情形，故仍具有相當之代表意義。

¹² 括弧內代號代表次數分配百分比。

¹³ 該分數係參考國立中央大學台灣經濟發展研究中心之「台灣消費者信心分數」及美國經濟諮商局「消費者信心分數」的編製方式。

5. 實施奢侈稅制與否 (V_t)

鑒於後金融海嘯時期房地產市場充斥投機行為，致使房價大幅上漲，其漲幅遠超過受薪族群經濟能力所能負荷，政府為維護居住正義，於 100 年 6 月起實施奢侈稅制，針對持有期間在 2 年以內之房屋及其座落基地或依法得核發建造執照之都市土地，課徵「銷售價格」之 10 ~ 15% 的奢侈稅，期發揮以價制量的效果。因此，本研究模型加入一虛擬變數 (V_t)：實施奢侈稅制以前 (100 年第 2 季以前)， $V_t=0$ ，實施奢侈稅制以後 (100 年第 3 季以後)， $V_t=1$ 。

6. 土地增值稅減半與否 (LT_t)

為促進經濟發展，政府於 91 年 2 月 1 日起至 94 年 1 月 31 日實施土地增值稅減徵 50%。是以，本研究將土地增值稅減半與否作為一虛擬變數 (LT_t)，土地增值稅減半期間 (91 年第 1 季至 93 年第 4 季)， $LT_t=1$ ，而非減半期間 (94 年第 1 季以後)， $LT_t=0$ 。

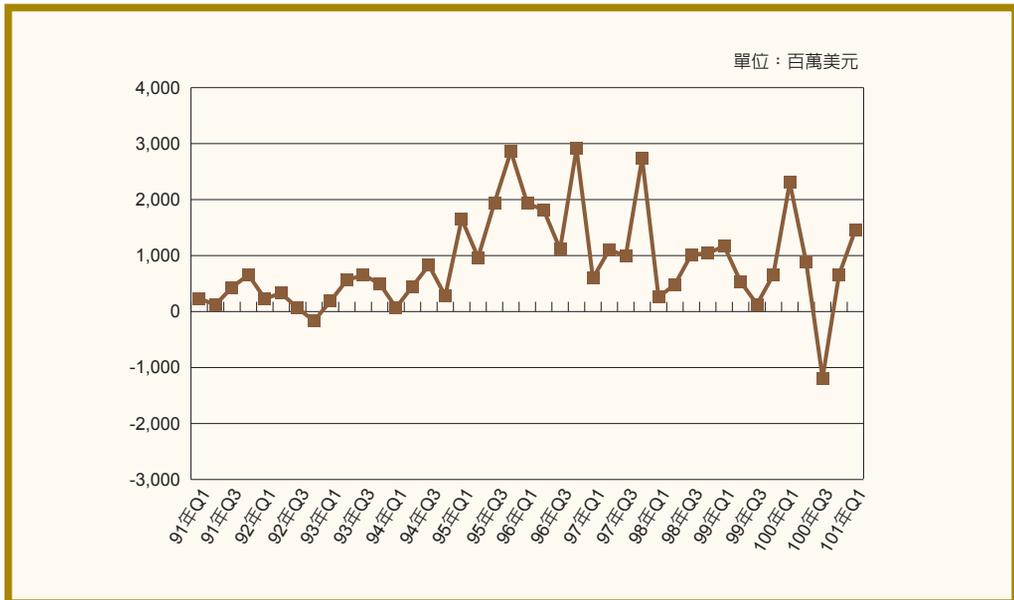
7. 來台直接投資 ($IFDI_t$)

「直接投資」係指投資者的投資係著眼於長久性利益之投資，有別於著眼在短期價差、利息或股利的「證券投資」。因此，直接投資通常指直接到他國設立公司或設廠。

外國人來本國直接投資，會使本國負債增加，產生資本流入，為國際收支平衡表金融帳貸方的增加。歷年來台直接投資變動趨勢如圖 10。

8. 對外直接投資 ($OFDI_t$)

如前所述，「直接投資」意指投資者將直接影響或控制某一企業。根據聯合國貿易暨發展會議 (UNCTAD) 的定義，對外直接投資係指投資主體在境外設立獨資、合資企業或投資境外公司並獲得 10% 以上股份的行為，



資料來源：中華民國統計資訊網網站。

圖10 來台直接投資 (IFDI_t) 變動趨勢

或是以非股權 (Non-equity) 的外包契約、管理契約、特許經營、租賃及產量共享等方式來取得對境外企業的控制權。

簡言之，本國人對外直接投資會增加本國資產，造成資本流出，為國際收支平衡表金融帳借方的增加。歷年對外直接投資變動趨勢如圖 11。

(二) 實證結果與分析

反需求函數實證結果如表 5 所示，調整後判定係數 (Adjusted R-squared) 為 0.9892。各解釋變數對消費者最高願付房價 (P_t) 的實證影響方向均與表 1 的預期影響方向一致，尤以其中前期房價 (P_{t-1})、家計單位新屋住宅需求 ($\Delta S_t/H_t$)、失業率 ($UNEM_t$)、持有住宅每年所須負擔成本 (U_t)，以及課徵奢侈稅與否 (V_t) 之顯著水準達 1% 最為顯著，其次為自有住宅率 (OWN_t) 之顯著水準達 5%，另來台直接投資 (IFDI_t)



資料來源：中華民國統計資訊網網站。

圖11 對外直接投資 (OFDI_t) 變動趨勢

之顯著水準達 10%。其中家計單位新屋住宅需求 ($\Delta S_t/H_t$) 對當期房價 (P_t) 之實證影響方向為負向且顯著水準達 1%，顯示此需求線符合經濟學原理所述一般需求線為負斜率之情形。

以上實證結果雖顯示課徵奢侈稅會使需求面房價（即消費者的最高願付價格）下降，然而奢侈稅之課徵也會影響房市供給面，因此，其對實際房價的最終影響將於綜合考量供需兩面後再行確定。

此外，在「對外直接投資 (OFDI_t)」部分，其對需求面的影響為負向，惟並不顯著，此可能係因外移資金主要非源自房地產市場，因此房市需求並未明顯下降。至於「土地增值稅減半與否 (LT_t)」，實證結果顯示該項解釋變數極不顯著 (p 值為 0.8546 \gg 10%之顯著水準)¹⁴，顯示減半政策似未顯著提振房市需求。

¹⁴ 本研究實證結果顯示土地增值稅減半對房市需求的影響為負向，與預期方向相反，此應為該項解釋變數對房市需求的影響極不顯著（其係數趨近於 0）所致。

表5 反需求函數各解釋變數的係數估計與檢定

· 被解釋變數：當期房價 (P_t)
 · 樣本數：41組 (民國91年第1季至民國101年第1季)

變數 (Variable)	係數 (Coefficient)	標準誤 (Standard Error)	t 值 (t-Statistic)	p 值 (p-Value)	實證 影響 方向	預期 影響 方向
常數項 (C)	80.0948	31.7579	2.5220	0.0170 **	+	
前期房價 (P_{t-1})	1.1140	0.0552	20.1815	0.0000 ***	+	+
家計單位新屋 住宅需求 ($\Delta S/H_t$)	-245.1627	75.2651	-3.2573	0.0027 ***	-	-
失業率 ($UNEM_t$)	-2.1489	0.5823	-3.6904	0.0009 ***	-	-
自有住宅率 (OWN_t)	-0.8731	0.3389	-2.5761	0.0150 **	-	-
來台直接投資 ($IFDI_t$)	0.0006	0.0003	1.9279	0.0631 *	+	+
對外直接投資 ($OFDI_t$)	-0.0007	0.0006	-1.2441	0.2228	-	-
持有住宅每年 所須負擔成本 (U_t)	-0.4036	0.1318	-3.0626	0.0045 ***	-	-
課徵奢侈稅與否 (V_t)	-6.7390	1.4103	-4.7784	0.0000 ***	-	-
土地增值稅 減半與否 (LT_t)	-0.2071	1.1210	-0.1848	0.8546	-	+
被解釋變數 (P_t) 平均值：85.3385		調整後判定係數 (Adjusted R-squared)：0.9892				
被解釋變數 (P_t) 標準差：13.8493		Durbin-Watson 檢定值：2.2728				

註：p 值 (p-value) 欄位中*、** 及 *** 分別代表該項變數達 10%、5%及 1%的顯著水準。

二、供給函數與反供給函數

由於市場交易係由供需雙方決定，因此本研究將以 Dipasquale and Wheaton (1994) 修正後之存量－流量模型為基礎，建構供給函數，以民國 96 年第 2 季至民國 101 年第 1 季之資料為樣本，共 20 組觀察值，以最小平方法

(OLS) 分別估計供給函數〔即第(7)式〕及反供給函數，計算各係數的估計值並進行檢定。各變數之資料來源如表6，如變數資料為月資料，則視資料類型以同季之月資料進行平均或加總，轉換為季資料，以利進行供給函數之估計及檢定。

表6 供給函數中各解釋變數的定義、資料型態及來源

代號	定義	單位	原始資料型態	資料來源
C_t	新建住宅數量	宅數	季資料	內政部營建署住宅資訊統計網
$COST_{t-1}$	營造工程物價指數	-	月資料	行政院主計總處網站
EMP_{t-1}	營造業就業人數	千人	月資料	行政院主計總處網站
r_{t-1}	加權平均放款利率	%	季資料	中華民國統計資訊網
Z_t	買賣契稅應納稅額	新台幣萬元	季資料	內政部營建署住宅資訊統計網
BL_t	建築貸款餘額	新台幣百萬元	月資料	中華民國統計資訊網
LM_{t-1}	平均每筆建築貸款核貸金額	新台幣百萬元	季資料	內政部營建署住宅資訊統計網
S_{t-1}	住宅存量	宅數	季資料	內政部營建署住宅資訊統計網

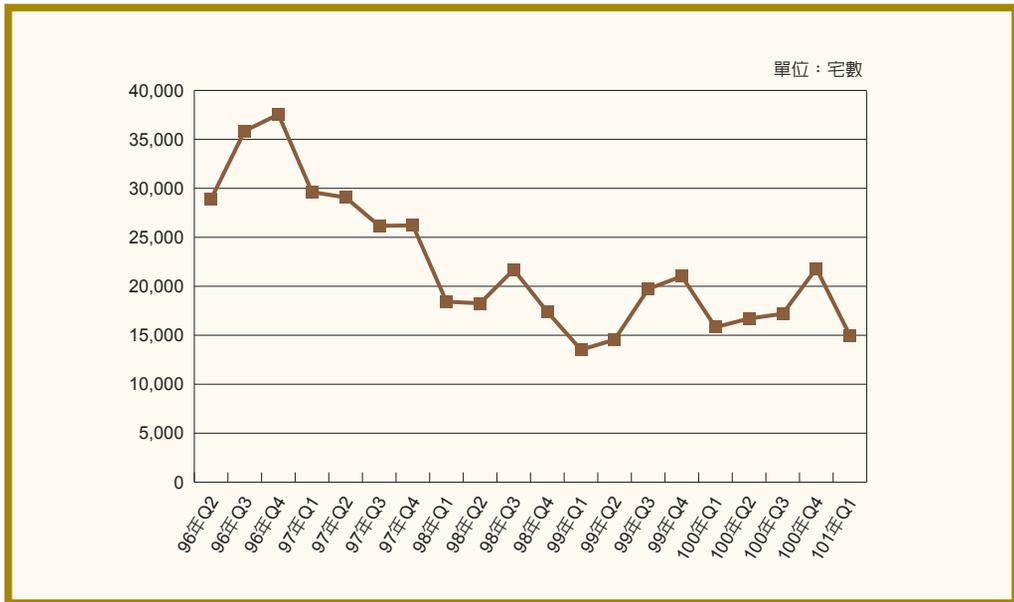
說明：各變數之下標代表期數。

以下將先說明供給函數中各變數之經濟意義或資料內容，再說明實證結果並予分析：

(一) 供給函數中各變數之經濟意義與資料說明

1. 新建住宅數量 (C_t)

供給函數之被解釋變數為新屋供給量，即新建住宅數量。本研究以核發使用執照宅數為其資料。



資料來源：內政部營建署住宅資訊統計網網站。

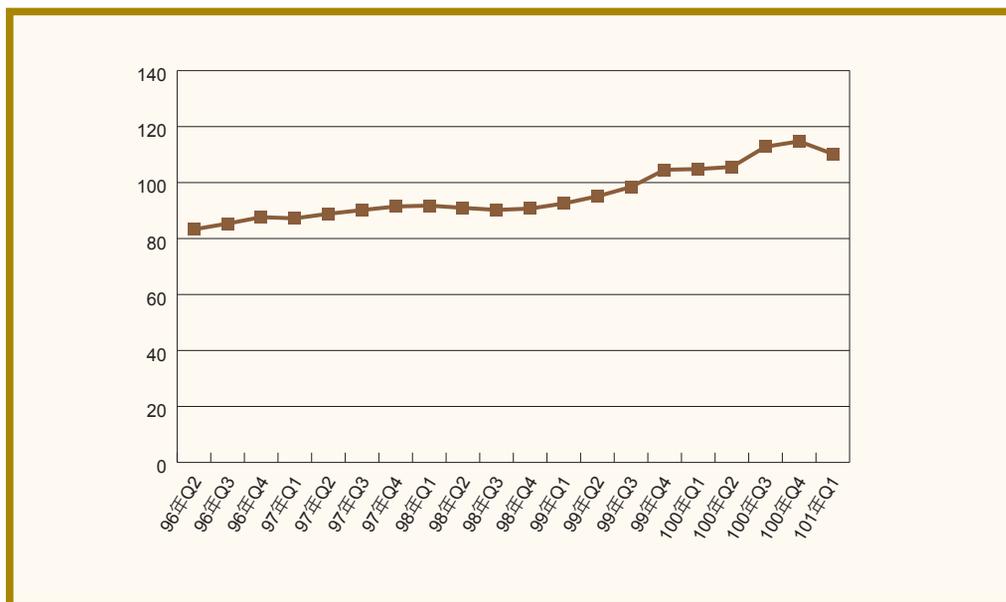
圖12 新建住宅數量 (C_t) 變動趨勢

2. 當期房價 (P_t)

本項資料係藉由「房價未來趨勢分數」的轉換，即透過第 (10) 式估算各季預期末來 1 年房價上漲率 $E(\Delta P_t/P_t)$ ，再利用下列第 (12) 式估算本項資料，其中 $[E(\Delta P_{t-1})/P_{t-1}]/4$ 為第 (t-1) 期時預期下季 (第 期) 之房價上漲率：

$$\text{供給面房價} = P_{t-1} \times \{1 + [E(\Delta P_{t-1})/P_{t-1}]/4\} \quad (12)$$

依經濟學供給線之基本經濟意義，上式供給面房價代表住宅供給者所要求的最低銷售房價。



資料來源：本研究推估。

圖13 上季預期本季房價指數變動趨勢

3. 上季營造工程物價指數 ($COST_{t-1}$)

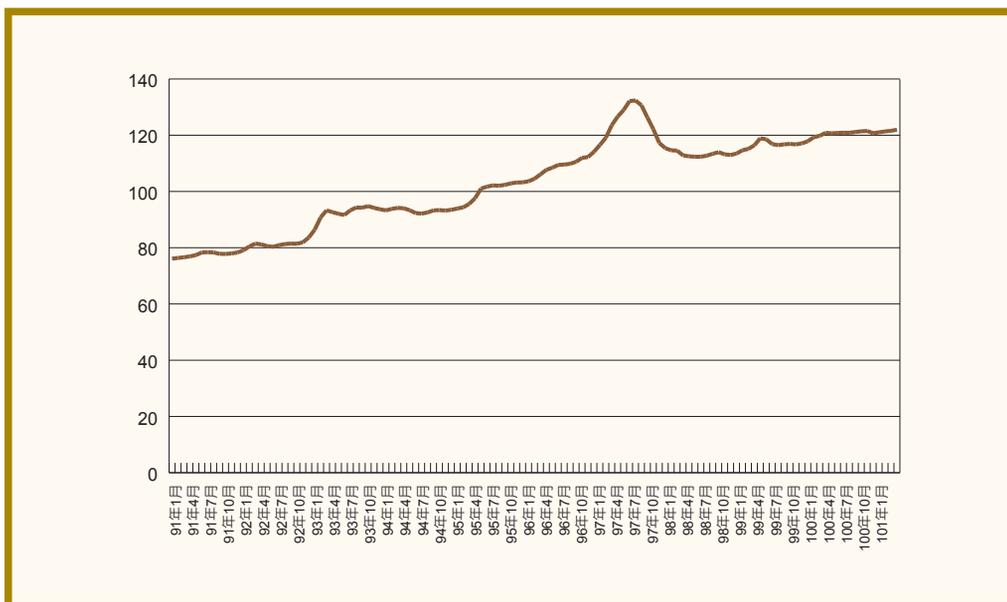
該指數係以民國 95 年為基期，為包括水泥及其製品類、砂石及級配類、磚瓦瓷類、金屬製品類、木材及其製品類、塑膠製品類、油漆塗裝類、電梯與電器用品類、瀝青及其製品類、雜項材料類、工資類，以及機具設備租金類等之加權物價指數。

4. 上季營造業就業人數 (EMP_{t-1})

為年齡介於 15 至 65 歲、有工作能力且正從事營造業工作者。

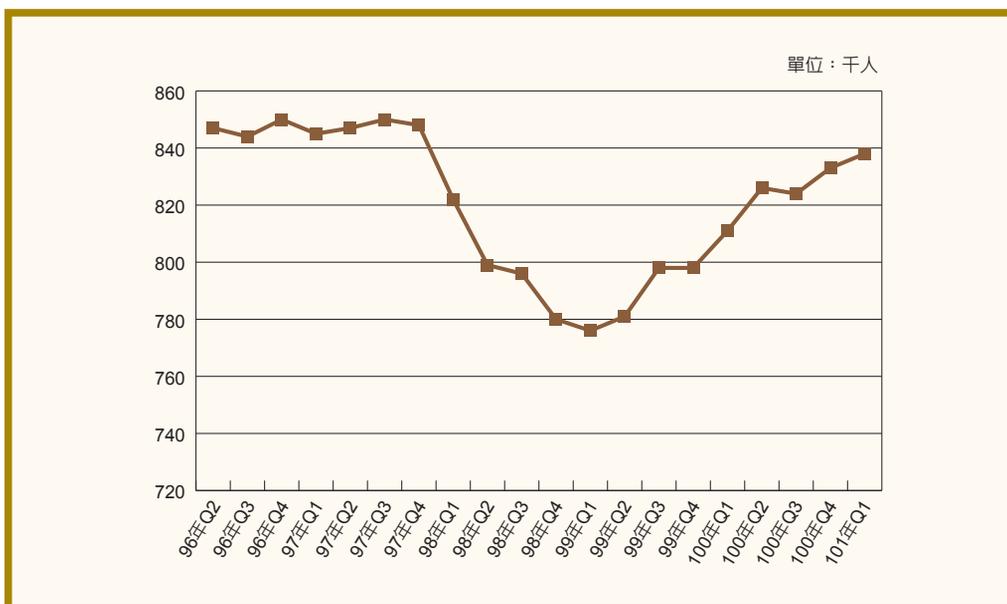
5. 上季加權平均放款利率 (r_{t-1})

本項資料採本國銀行加權平均放款利率，係依各金融機構放款科目之估息資料調查統計而得，非逐戶計算之實際利率。



資料來源：行政院主計總處網站。

圖14 營造工程物價指數 (COST_{t-1}) 變動趨勢



資料來源：行政院主計總處網站。

圖15 上季營造業就業人數 (EMP_{t-1}) 變動趨勢



資料來源：中華民國統計資訊網網站。

圖16 上季末加權平均放款利率 (r_{t-1}) 變動趨勢

6. 買賣契稅應納稅額 (Z_t)

依《契稅條例》規定，因不動產之買賣而取得所有權者，應申報繳納契稅，其應納稅額為契價的 6%，而契價通常是依當地「不動產評價委員會」評定的標準價格。

7. 建築貸款餘額 (BL_t)

此為各縣市各建築貸款案尚未到期之本金餘額（不含逾放、轉催收金額及轉呆帳金額），指以借款人（公司行號或個人戶），包含對建築業、其他企業及個人戶等對象之購地融資、建築融資及興建住宅相關之貸款。



資料來源：內政部營建署住宅資訊統計網網站。

圖17 買賣契稅應納稅額 (Z_t) 變動趨勢



資料來源：中華民國統計資訊網。

圖18 建築貸款餘額 (BL_t) 變動趨勢

8. 上季平均每筆建築貸款核貸金額 (LM_{t-1})

首次動用額度之建築貸款案平均每筆核准總金額，即「建築貸款核准金額」除以「建築貸款核准筆數」，其「貸款核准」是以案件貸款日發生於統計期間為準，若貸款案有分次動用額度的情況以第一次貸款日認定。此外，「核准筆數」以借款人歸戶認定，不以銀行帳號計數筆數，且僅於第一次核貸時統計，爾後之動用額度不再提報筆數。

9. 實施奢侈稅制與否 (V_t)

如先前需求函數部分說明，不再贅述。

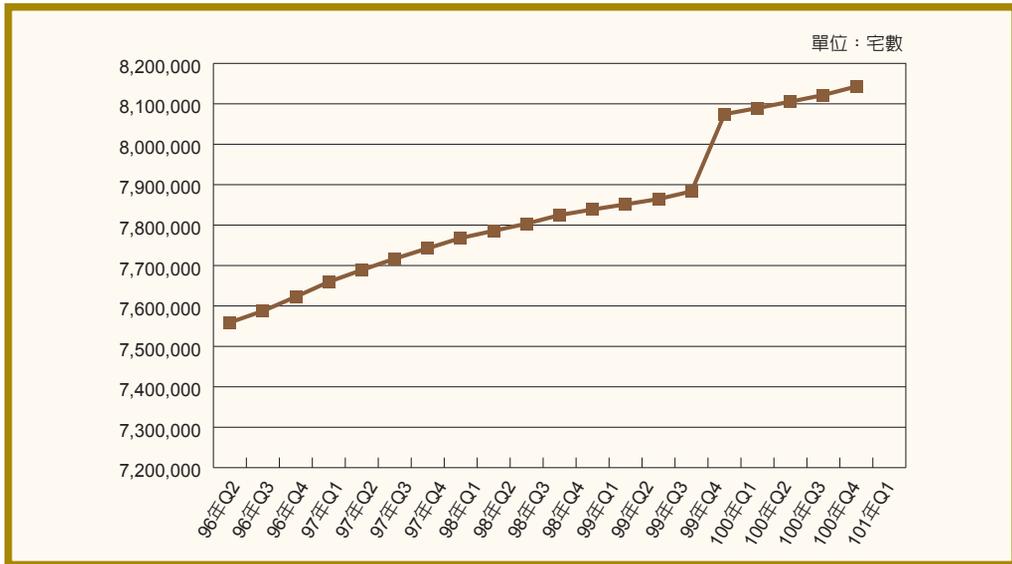
10. 前期住宅存量 (S_{t-1})

為最近一期（民國 89 年）戶口及住宅普查中所統計之住宅存量加上從該期到上季所累計之住宅類使用執照核發宅數，再扣除從該期到上季所累計之住宅類拆除執照宅數。



資料來源：內政部營建署住宅資訊統計網網站。

圖19 上季平均每筆建築貸款核貸金額 (LM_{t-1}) 變動趨勢



資料來源：內政部營建署住宅資訊統計網網站。

圖20 前期住宅存量 (S_{t-1}) 變動趨勢

(二) 實證結果與分析

新屋房市「反供給函數」實證結果如表 7。由於供給面房價 (P_t) 為住宅供給者所要求的最低銷售價格，故若解釋變數對房價的影響為正向，表示該解釋變數增加將使供給減少，反之若為負向，則表示該解釋變數增加將使供給增加。

由表 7 結果可知，除建築貸款餘額外，各解釋變數對當期房價 (P_t) 的實證影響方向均與表 2 的預期影響方向一致，尤以新建住宅數量 (C_t)、前期營造業就業人數 (EMP_{t-1})、實施奢侈稅制與否 (V_t) 之顯著水準達 1% 最為顯著。此外，前期營造工程物價指數 ($COST_{t-1}$)、買賣契稅應納稅額 (Z_t) 之顯著水準亦達 5%，而前期加權平均放款利率 (r_{t-1}) 及前期住宅存量 (S_{t-1}) 顯著水準達 10%。而新建住宅數量 (C_t) 對當期房價 (P_t) 之

實證影響方向為正向且顯著水準達 1%，顯示此供給線符合經濟學原理所述一般供給線為正斜率之情形。

表7 反供給函數各解釋變數的係數估計與檢定

變數 (Variable)	係數 (Coefficient)	標準誤 (Standard Error)	t 值 (t-Statistic)	p 值 (p-Value)	實證 影響 方向	預期 影響 方向
常數項 (C)	27.9124	64.8341	0.4305	0.6759	+	
新建住宅數量 (C_t)	0.0006	0.0002	3.5805	0.0050 ***	+	+
營造工程 物價指數 ($COST_{t-1}$)	0.3371	0.1103	3.0561	0.0121 **	+	+
營造業就業人數 (EMP_{t-1})	-0.2839	0.0746	-3.8047	0.0035 ***	-	-
加權平均 放款利率 (r_{t-1})	5.6949	2.8916	1.9695	0.0772 *	+	+
買賣契稅 應納稅額 (Z_t)	0.0000	0.0000	2.7190	0.0216 **	+	+
建築貸款餘額 (BL_t)	0.0001	0.0000	6.7150	0.0001 ***	+	-
平均每筆建築 貸款核貸金額 (LM_{t-1})	-0.0171	0.0200	-0.8540	0.4131	-	-
課徵奢侈稅與否 (V_t)	4.6329	1.3264	3.4930	0.0058 ***	+	+
前期住宅存量 (S_{t-1})	0.0000	0.0000	2.0377	0.0689 *	+	+
被解釋變數 (C_t) 平均值：95.8255 被解釋變數 (C_t) 標準差：9.5471			調整後判定係數 (R-squared)：0.9836 Durbin-Watson 檢定值：1.7769			

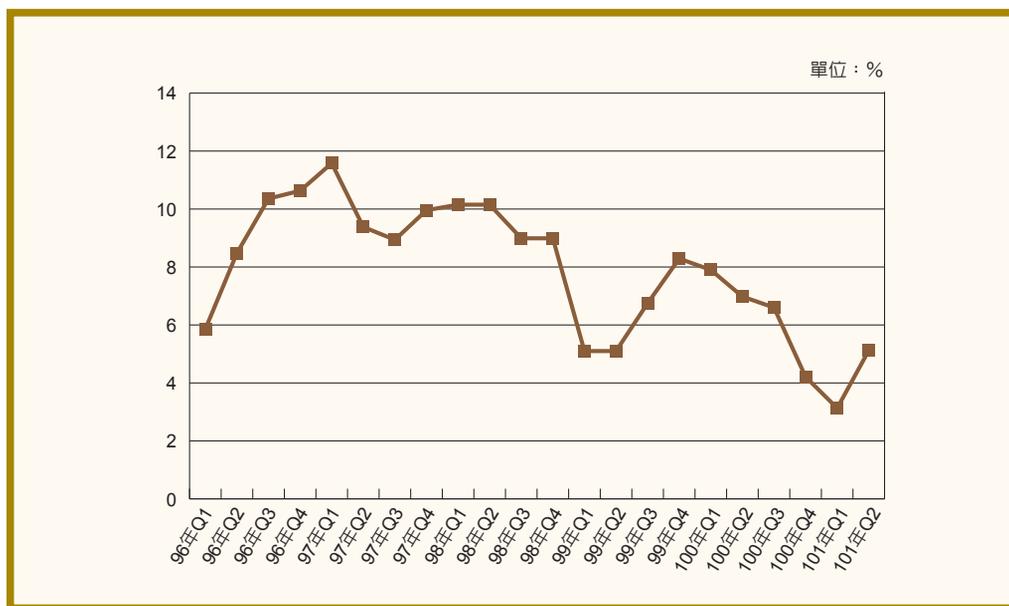
註：p 值 (p-value) 欄位中 *、** 及 *** 分別代表該項變數達 10%、5% 及 1% 的顯著水準。

建築貸款餘額 (BL_t) 之實證影響方向與預期相反，可能表示近年新屋多傾向豪宅設計，即建商投入較多成本於外觀設計與內裝，故即使建築貸款餘額增加，新屋住宅供給量也未必提高，甚至下降。

此模型調整後的判定係數 (Adjusted R-squared) 為 0.9836，Durbin-Watson 檢定值為 1.7769，在 1% 的顯著水準下顯示該模型無自我相關 (Auto Correlation)。

三、投機交易比例函數

本研究「投機交易比例」數據係以「新購住宅者購屋動機為投資需求之比例」乘以「新購住宅投資者購屋主因為賺取價差之比例」，其變動趨勢如圖 21。資料來源為內政部營建署「住宅需求動向調查」季報。



資料來源：內政部營建署住宅需求動向調查季報。

圖 21 新購住宅者購屋動機為賺取價差比例 (SMP_t) 變動趨勢

表8 投機交易比例函數中各解釋變數的係數估計與檢定

變數 (Variable)	係數 (Coefficient)	標準誤 (Standard Error)	t 值 (t-Statistic)	p 值 (p-Value)	實證影 響方向	預期影 響方向
常數項 (ω_0)	-2.1058	0.4478	-4.7024	0.0002 ***	-	
前期房價 (P_{t-1})	0.0033	0.0008	4.2734	0.0006 ***	+	+
自有住宅率 (OWN_t)	0.0215	0.0045	4.7540	0.0002 ***	+	+
持有住宅每年 所須負擔成本 (U_t)	-0.0025	0.0014	-1.8290	0.0861 *	-	-
課徵奢侈稅與否 (V_t)	-0.0575	0.0114	-5.0640	0.0001 ***	-	-
新建住宅數量 (C_t)	0.0000	0.0000	2.2238	0.0409 **	+	+
被解釋變數 (P_t) 平均值：7.8476%			調整後判定係數 (Adjusted R-squared)：0.7740			
被解釋變數 (P_t) 標準差：0.023415			Durbin-Watson 檢定值：2.0752			

註：p 值 (p-value) 欄位中 *、** 及 *** 分別代表該項變數達 10%、5% 及 1% 的顯著水準。

為瞭解各解釋變數變動對「新購住宅者購屋動機為賺取價差之比例 (SMP_t)」影響的顯著性，本研究以民國 96 年第 1 季至 101 年第 2 季之資料為樣本，共 22 組觀察值，以最小平方方法 (OLS) 估計第 (8) 式之投機交易比例函數，計算各係數的估計值並進行檢定如表 8。

表 8 實證結果顯示，各解釋變數對賺取價差比例 (SMP_t) 的實證影響方向與表 3 的預期影響方向均一致，其中前期房價 (P_{t-1})、自有住宅率 (OWN_t)，以及課徵奢侈稅與否 (V_t) 為非常顯著，顯著水準達 1%，其次為新建住宅數量 (C_t)，顯著水準達 5%，另住宅持有成本 (U_t) 顯著水準達 10%。本模型調整後判定係數 (Adjusted R-squared) 為 0.7740，Durbin-Watson 檢定值為 2.0752，在 1% 的顯著水準下顯示該模型無自我相關 (Auto Correlation)。

肆、研究結論與政策建議

一、研究結論

為瞭解房地產租稅政策與房價的關連性，以下即以前揭實證結果探討課徵奢侈稅、空屋稅、採實價課稅，以及課徵交易稅或資本利得稅等租稅政策對抑制房價與投機交易的效果。

(一) 課徵奢侈稅

依據表 5 所推估的反需求函數及表 7 推估的反供給函數，顯示奢侈稅之課徵顯著降低房市需求（其他條件不變下，消費者最高願付價格下降 6.7390 個單位，顯著水準達 1%），但也顯著降低房市供給（其他條件不變下，營建業者所要求的最低售價增加 4.6329 個單位，顯著水準亦達 1%），因此，課徵奢侈稅對房市需求線與供給線的移動方式如圖 22。假設初始時均衡點為 E_0 ，課徵奢侈稅使需求線由 D 下移至 D' （下移幅度為 6.7390 個單位），而供給線由 S 上移至 S' （上移幅度為 4.6329 個單位），使均衡點由 E_0 移至 E_1 ，此時交易量大幅減少（由 Q_0 降至 Q_1 ，因需求線和供給線左移皆使交易量減少），但成交價卻因供給減少而僅小幅下跌（由 P_0 降至 P_1 ），此與奢侈稅施行後之情況似有相符。此外，由該圖推論，如稅制使供給線過度左移（如 S'' ），則均衡房價甚至可能上升，如均衡點 E_2 所示。

上述課徵奢侈稅會使住宅供給減少，係因該稅會使市場需求大幅下降，當消費者的願付價格過低，營建業者會降低住宅供給，或基於房地產具有保值的特性，寧願持有新建空屋（或延後預售），等待較好的售價出現再行銷售，因此，市場上實質住宅供給量會下滑，導致房價下跌幅度不如預期，甚至上升。

在抑制投機交易方面，由表 8 的實證結果顯示，課徵奢侈稅對新購住宅者賺取價差比例為負向影響，且顯著水準高達 0.1%，可見奢侈稅已高度發揮抑制投機交易的效果。由圖 23 可看出自 100 年下半年實施奢侈稅制以來，各季新購住宅者賺取價差比例幾乎為 96 年以來最低（除 101 年第 2 季較 99 年第 2 季略高以外）。

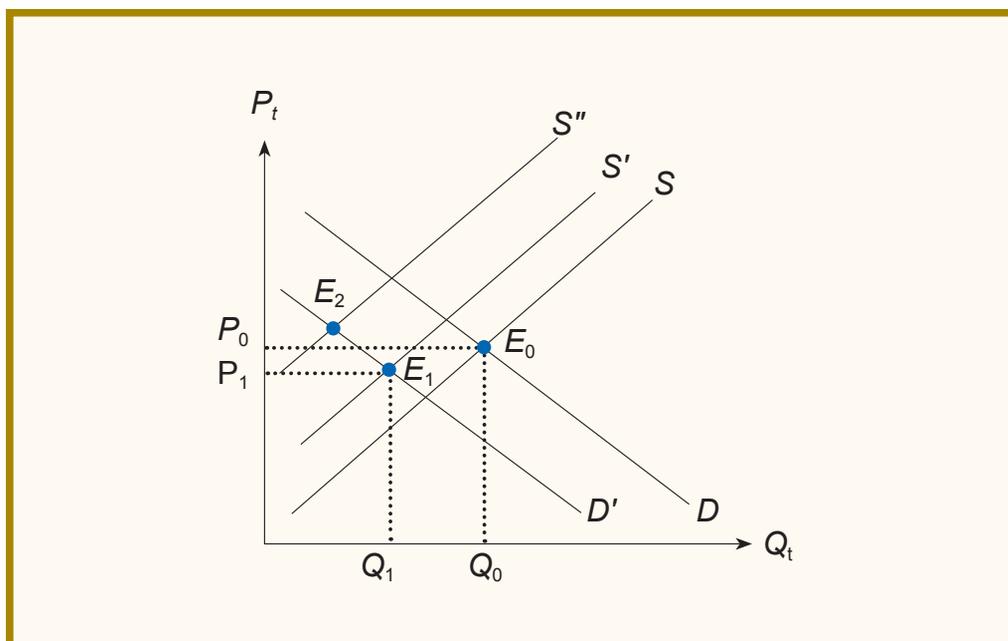
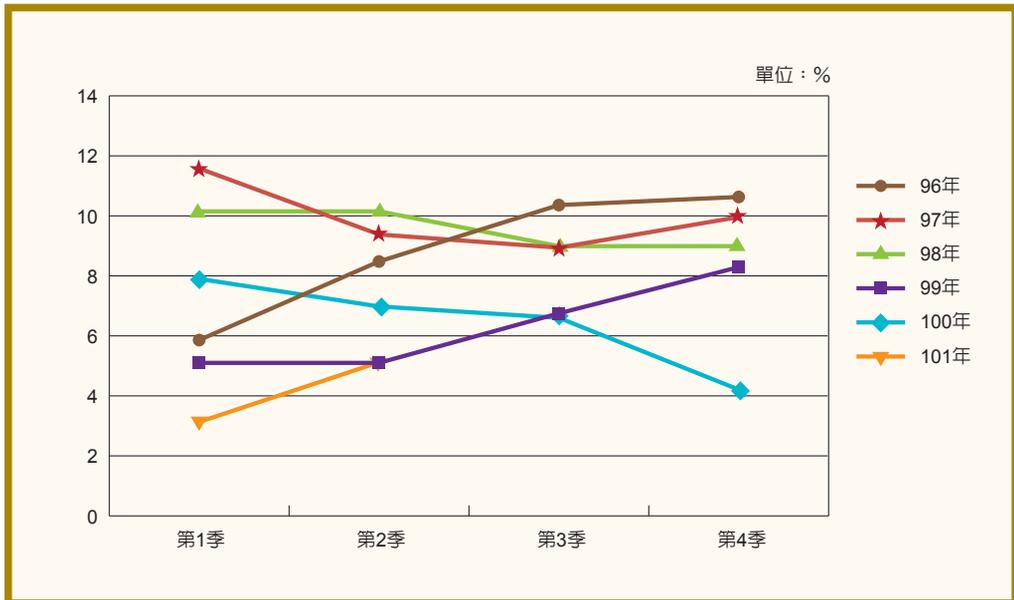


圖22 課徵奢侈稅對房市供需的影響

(二) 課徵交易稅或資本利得稅

依《特種貨物及勞務稅條例》第 11 條規定，特種貨物及勞務稅之應納稅額為「銷售價格」乘以 10% 或 15% 的稅率，亦即不論初始時房屋購入價格為何，均以房屋出售時的售價為稅基。因此，奢侈稅係屬稅基為實價的



資料來源：內政部營建署住宅需求動向調查季報。

註：101年第3季以後因項目分類有異動，故該季以後數據未納入。

圖23 近年新購住宅者購屋動機為賺取價差比例之比較

交易稅。經本研究實證結果顯示，由於課徵奢侈稅會同時使房市需求及供給減少，雖可減少投機交易量，但對抑制房價上漲的效果卻未必顯著。

由於國內未針對房地產課徵資本利得稅，因此無相關資料可進行資本利得稅對房價影響的實證研究。然而，本研究第(6)式反需求函數中，解釋變數 $U_t = i_t - E(\Delta P_t / P_t)$ ，其中 ΔP_t 即為資本利得，是以，如課徵資本利得稅，將使 ΔP_t 下降，進而提高持有住宅每年所須負擔成本 (U_t)，又依表 5 之實證結果，解釋變數 U_t 對當期房價 (P_t) 的影響為負向且達 0.32% 之顯著水準；另在投機交易方面，依表 8 之實證結果， U_t 對賺取價差比例 (SMP_t) 的影響為負向，顯著水準達 8.61%。因此，本研究推測，在 U_t 的樣本資料值域內，針對房地產課徵資本利得稅，或可有效抑制房價過度上漲，並降低投機交易。

（三）實價課稅與否

我國土地交易須由賣方繳納土地增值稅¹⁵，而房屋交易則須由買方繳納契稅¹⁶，前者稅基為土地公告現值¹⁷之漲價總數額¹⁸，後者稅基為各地「不動產評價委員會」評定的標準價格，其稅基均非實價。

有鑒於本研究樣本資料期間（91年第1季至101年第1季）契稅稅率均未調整，故無法就課徵契稅與否或調整契稅稅率對房市需求的影響進行實證分析。惟土地增值稅部分，政府於91年2月至94年1月期間將土地增值稅減半，故本研究僅以土地增值稅為代表，比較同為資本利得稅下，稅基採「實價增益」與「非實價（如現值）增益」對抑制房價的效果。

依表5反需求函數實證結果顯示，土地增值稅（非實價課稅）減半政策並未顯著提升潛在購屋者的最高願付價格，因此，對刺激經濟的效果有限，亦即非實價課稅之稅制對房價的影響並不顯著；然而，如以實價課徵資本利得稅，將相對提高持有住宅者每年所須負擔成本（ U_t ），進而顯著降低欲購住宅者的最高願付價格，依表5結果推測，房價將因需求減少而明顯下跌（顯著水準達0.32%）。

在抑制投機交易方面，礙於96年以後「新購住宅者賺取價差比例」始有較完整資料，而土地增值稅減半政策係在91年2月至94年1月期間，因此無法就土地增值稅對投機交易的影響進行實證分析。

¹⁵ 依《土地稅法》第28條規定，已規定地價之土地，於土地所有權移轉時，應按其土地漲價總數額徵收土地增值稅。

¹⁶ 依《契稅條例》第2條規定，不動產之買賣、承典、交換、贈與、分割或因占有而取得所有權者，均應申報繳納契稅。但在開徵土地增值稅區域之土地，免徵契稅。

¹⁷ 依《土地稅法》第12條規定，公告現值係指直轄市及縣（市）政府依平均地權條例公告之土地現值。

¹⁸ 依《土地稅法》第31條規定，一般而言漲價總數額為該土地所有權移轉時「經核定之申報移轉現值」減除「前次移轉現值」。

以上實證結果雖顯示實價課稅相較於非實價課稅或可顯著降低房價，然因目前公告現值明顯低於實價，如採實價課稅，將大幅增加稅基，在稅率不變下，應納稅額會大幅增加，可能遠超過納稅義務人所能負荷，造成交易停滯而有礙經濟發展，甚且使經濟體處於拉弗曲線（Laffer Curve）隨稅率增加而總稅收減少的階段（如圖 24 第二階段），因此，本研究建議對房地產市場改採實價課稅，惟稅基擴大後，應降低稅率，一方面維護經濟穩定發展，另方面減少租稅造成經濟行為的扭曲，將社會的無謂損失減至最低。

（四）課徵空屋稅

由於房地產具有保值的特性，課徵奢侈稅可能會導致營建業或房地產持有者持有空屋不願出售，因此，如欲促使空屋加入房市供給，可透過租稅增加房地產持有成本，課徵空屋稅即為方式之一。

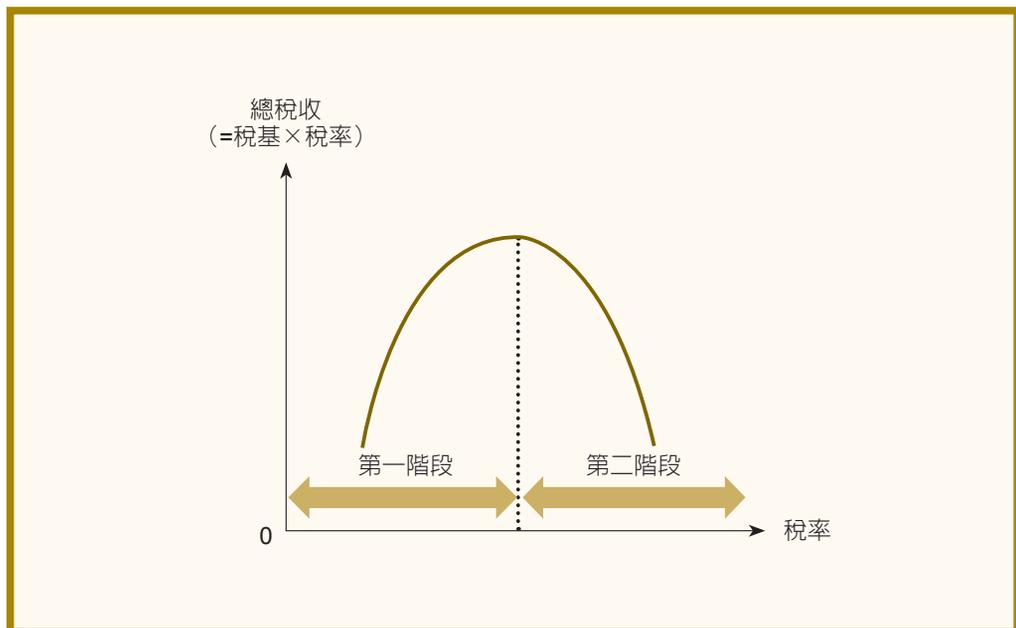


圖24 拉弗曲線示意圖

依本研究反需求函數之實證結果，持有住宅每年所須負擔成本 (U_t) 對房價的影響為負向且達 0.32% 之顯著水準，另表 8 之實證結果亦顯示 U_t 對賺取價差比例 (SMP_t) 的影響為負向，且顯著水準達 8.61%。而基於 $U_t = i_t - E(\Delta P_t / P_t)$ ，是以，如以實價為稅基，每年課徵一定比率 (如 θ) 之空屋稅，使 $U_t = (i_t + \theta) - E(\Delta P_t / P_t)$ ，其效果就如同增加購屋貸款年利率。因此，本研究推測，在 U_t 的樣本資料值域內，課徵空屋稅或可有效抑制房價大幅上漲，並抑制投機交易。

二、政策建議

綜合上述研究結論，本文提出以下幾點政策建議：

(一) 建議對「資本利得」課稅，而非對「交易行為」課稅

依本研究實證結果推論，「資本利得稅」抑制房價上漲的效果似優於「交易稅」(奢侈稅之課徵方式即為交易稅)，且前者對抑制投機交易亦有顯著效果；另就租稅理論面而言，「資本利得稅」更符合量能課稅原則及租稅中立性¹⁹，亦即較能符合垂直公平原則²⁰並避免市場經濟行為的扭曲與脫離經濟體最適資源配置，造成社會無謂損失 (Deadweight Loss) 或超額負擔 (Excess Burden)。

¹⁹ 所謂租稅中立性 (tax neutrality)，係指租稅的課徵應以不干擾市場經濟最適資源配置為原則，避免發生政府所收到租稅的貨幣價值，低於人民因繳納租稅所產生不悅的貨幣價值，而發生租稅的無謂損失 (deadweight loss) 或超額負擔 (excess burden)。任一租稅的課徵，若發生此種損失，則該租稅不具租稅中立性。

²⁰ 此係相對於水平公平原則，意指具不同經濟地位的人，應負擔不同的稅負，或凡具有不等納稅條件者，應負擔不同的租稅。

(二) 資本利得稅之稅基應採「實價」之增益，而非「現值」的增益

本研究實證結果顯示，稅基為「公告現值」增益的土地增值稅，其稅額減半並未顯著影響房價；反之，如以實價衡量的資本利得 (ΔP_t) 下降，則可顯著降低房市需求，進而促使房價下跌。因此，本研究建議資本利得稅之稅基應採「實價」之增益，而非「現值」的增益，或將「現值」調高至接近實價。而欲落實「實價課稅」，必須透過「實價登錄」建置完整的交易資料庫，目前政府已修訂《平均地權條例》、《地政士法》及《不動產經紀業管理條例》相關條文，賦予權利人、地政士或不動產經紀業者實價登錄之義務，建立實價登錄制度，並於 101 年 8 月 1 日正式施行，以建立房地產交易資訊透明的環境。

然而，為避免實價課稅使稅基大幅擴大導致稅負過重，進而侵蝕稅本，並阻礙經濟發展，於稅基擴大後，稅率應調降，以符合租稅理論的樹果原則。

(三) 增加空屋持有成本

依行政院主計總處住宅普查結果顯示，截至 99 年底，全台空閒住宅²¹ 總數高達 156 萬戶，空間率²² 達 19.3%。為使社會資源有效配置，減少閒置空屋與增加投機交易成本，政府可考慮增加空屋持有成本，課徵空屋稅即為方式之一。依本研究之實證結果，如每年針對閒置空屋課徵比率稅，或可有效降低房市需求，進而抑制房價上漲與減少投機交易。

²¹ 「空閒住宅」之定義為無人經常居住且未供其他用途住宅，包括待租、待售、已售或已租，尚無人經常居住住宅、有第二棟以上未經常居住住宅、因工作等原因居住他處而無人經常居住住宅等。

²² 空間率係指空屋數占整體住宅數的比率。

(四) 控制資金流向，避免過多資金流入房市

資金流入國內本應有助於刺激國內景氣，帶動經濟成長，惟若流入資金多投入房市從事投機交易，則可能產生房市泡沫化，反而不利經濟發展。又依表 5 實證結果顯示，來台直接投資（ $IFDI_t$ ）可顯著提升房市需求，進而提高房價。因此，政府應透過租稅或其他政策避免過多資金流入房市進行炒作，有效控管資金流向。

(五) 奢侈稅應為過渡稅制，未來可持續強化相關稅制，增進租稅公平

奢侈稅雖已明顯減少短期投機交易，惟在抑制房價上漲方面，效果似未顯著，究其原因，主要係房地產具有保值特性，對資金雄厚的投機客而言，只要撐過兩年，即可出售標的賺取價差且被排除於奢侈稅課徵對象外，故其寧願持有房地產暫不出售，待兩年後再尋找適當時機銷售，此使房市實質供給減少，進而抵銷奢侈稅使需求減少造成房價下跌的效果，導致房屋跌價效果不顯著，甚至可能上漲，此即課稅造成的經濟行為扭曲，不符租稅中立性，造成社會無謂損失。至於稅收部分，則因投機交易量減少，使奢侈稅總稅收不如預期。因此，未來政府可在奢侈稅既有基礎上，持續改善相關稅制，以促進租稅公平與居住正義。

簡言之，在實價課稅的基礎上，政府應建立一套完整革新稅制，取代目前繁複的土地公告地價、公告現值、房屋評定現值與公告現值，以免除多重稅制的困擾。而在擴大稅基的同時，應降低稅率，以避免民間增稅的疑慮與降低逃稅或避稅的誘因。如此，政府稅收應會因繳稅件數與額度增加而增加；而房地產經紀業者在房地產交易資訊透明化下，亦較能獲取買賣雙方顧客的信任。如此，始能在維護居住正義下兼顧經濟發展，並符合租稅中立性，共創政府、消費者與房產業者三贏的局面。🏠

一、中文部分

1. 鄭美幸、康信鴻（2002），「台商赴大陸投資與重大非經濟事件對我國房地產景氣的影響」，《住宅學報》，第 11 卷第 2 期，民國 91 年 8 月，p.101 ~ 119。
2. 邱國珍（2007），「台商對大陸投資、外人直接投資與房地產市場」，國立政治大學財政研究所碩士論文。
3. 張誌文（2011），「影響房地產價格之總體經濟因素分析」，國立台灣大學經濟學研究所碩士論文。
4. 李同榮（2011），「房地產交易『實價課稅』到底可不可行？」，2011 年 10 月 18 日聯合新聞網網頁。
5. 彭建文（2012），「2011 年總體經濟與房地產關聯分析」，《2012 台灣地區房地產年鑑》，政治大學商學院信義不動產研究發展中心編著，p.2 ~ 23。
6. 花敬群（2012），「2011 年政策與房地產關聯分析」，《2012 台灣地區房地產年鑑》，政治大學商學院信義不動產研究發展中心編著，p.24 ~ 40。
7. 黃耀輝（2012），「特種貨物及勞務稅條例的效果與影響」，《2012 台灣地區房地產年鑑》，政治大學商學院信義不動產研究發展中心編著，p.476 ~ 488。
8. 謝瑞明（2012），「奢侈稅與房價政策之檢討」，國家政策研究基金會，101 年 6 月 27 日。

9. 陳建宏 (2012), 「不動產實價登錄後對稅負之影響」, 工商時報勤業眾信稅務專欄, 101 年 9 月 4 日。
10. 林建甫 (2012), 「新房地產稅, 大陸能, 我們不能?」, 工商時報, 101 年 9 月 25 日。
11. 內政部營建署 (2005 ~ 2012), 住宅需求動向調查季報, 94 年第 1 季至 101 年第 2 季。
12. 信義房屋不動產企劃研究室 (2011 ~ 2012), 信義不動產月報, 2011 年 7 月至 2012 年 6 月。

二、英文部分

1. Chen, M.C. and P. Kanak (1998), "House Price Dynamics and Granger Causality: an Analysis of Taipei New Dwelling Market," Journal of The Asian Real Estate Society, Vol. 1, pp.101-126.
2. Chen, M.C. and P. Kanak (2002), "An Empirical Analysis of Determination of Housing Prices in the Taipei Area," Taiwan Economic Review, Vol. 30, pp.563-595.
3. Chen, M.C. (2003), "Time-Series Properties and Modeling of House Prices in Taipei Area: An Application of the Structural Time-Series," Journal of Housing Studies, Vol. 12, pp.69-90.

4. Dipasquale and Wheaton (1994), "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, Vol.35, pp.1-27.
5. Glaeser, Gyourko and Saiz (2008), "Housing Supply and housing bubbles," *Journal of Urban Economics*, Vol.64, pp.198-217.
6. Lin, C.C. and Y.F. Lai (2003), "Housing Prices, Mortgage Payments and Savings Behavior in Taiwan: A Time Series Analysis," *Asian Economic Journal*, Vol. 17, pp.407-425.
7. Phang, S.Y. (2004), "House Prices and Aggregate Consumption: Do They Move Together? Evidence from Singapore," *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, pp.101-119.
8. Schwab, R. M. (1982), "Expected Inflation and Housing: Tax and Cash Flow Considerations," *Southern Economic Journal*, Vol. 49, pp.1162-1168.