

Taiwan
Economic
Forum

經建專論

THESIS

特種貨物及勞務稅對台灣 主要都會區房市交易之影響

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

自 2008 年國際金融海嘯以來，各國政府採取低利率政策，加以國內房地產交易稅負偏低，致使房市充斥投機交易行為，房價明顯高漲，其漲幅遠超過多數受薪家庭經濟能力所能負擔。政府為維護居住正義，於 2011 年 6 月正式實施「特種貨物及勞務稅」（簡稱特銷稅）。此外，為使房地產交易資訊更加透明，政府於 2012 年 8 月正式實施「不動產實價登錄制度」。

* 作者為國家發展委員會前科員。本文獲本會 102 年度研究發展「財金政策」類特優獎；本研究為個人觀點，不代表本會意見。

註：本文轉載自財政部「財稅研究」第 43 卷第 2 期，103 年 3 月，P.54-95，惟因篇幅限制，內容較為精簡。

為瞭解特銷稅制與實價登錄制度對房市交易之影響，本研究建立理論模型，除探討前開政策對房價之影響，並將美國實施量化寬鬆（QE）政策、國內縣市改制及 2003 年 SARS 風暴等因素納入模型一併研析。結果顯示，特銷稅雖可明顯減少投機交易，但對抑制房價上漲之效果卻不明確，而若改採以實價增益為稅基的資本利得稅（即實價課稅），則相對有效抑制房價過度高漲，且較符合租稅公平原則。此外，政府應秉持「擴大稅基、降低稅率」原則，並有效引導資金流向有益國家發展的實體經濟，同時提升受薪族群購屋經濟能力與縮小貧富差距，方能兼顧居住正義、租稅公平與經濟發展。

壹、政策背景與研究目的

為維護居住正義、健全房屋市場並穩定社會經濟，政府於 2010 年 4 月擬具「健全房屋市場方案」，並於 2011 年初擬具「特種貨物及勞務稅條例」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¹」乘以 10% 或 15%²，納稅義務人為原所有權人。該草案於 2011 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。此外，為防止市場不當哄抬房價，政府於 2011 年 12 月 13 日修正通過實價登錄三法，即所謂實價登錄制度，期透過房地產交易價格公開透明化，促進不動產交易市場健全發展。

自 2011 年 6 月實施特銷稅制以來，全國建物買賣移轉件數明顯下滑，對房地產交易量似乎產生顯著負向影響。然而，在房價方面，特銷稅實施後對房價的影響似未顯著。

有鑒於此，如何建立符合租稅公平的房地產租稅制度，並維護居住正義、健全房屋市場，同時兼顧經濟發展，是政府當前重要的課題。是以，本研究建立計量模型，除探討特銷稅與實價登錄制度對我國房市交易的影響外，並將 2010 年 12 月

¹ 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。

² 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。

縣市改制³及自 2008 年 11 月起美國推行共 3 次之 QE 政策因素納入模型，併同分析其對房市的影響力。

貳、研究方法與計量模型設定

本研究係以 Dipasquale 和 Wheaton (1994)⁴ 修正後的存量—流量模型為理論基礎，加入國內近年可能影響房價之政策因素為解釋變數，以最小平方法 (Ordinary Least Square, OLS)，分析政府課徵特銷稅及實施實價登錄制度對全國及各主要都會區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，及實價增益稅與現值增益稅對抑制房價上漲的效果。此外，針對 2010 年縣市改制與近年美國 QE 政策對我國房市的影響，亦將一併探討。

上述存量—流量模型為描繪房地產市場價量動態均衡過程的模型，傳統模型考量房屋建造曠日費時，認為房市供給面有時間落差 (time lag)，具有逐期調整性質，故假設第 t 期住宅存量 (S_t) 係由模型變數的歷史資料決定，為前期住宅存量 (S_{t-1}) 扣除折舊 (折舊率為 δ) 後再加新建住宅數量 (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係由當期變數所決定，各期房市供需均於當期結清。然而，Dipasquale 和 Wheaton 認為，由於房地產具有不可移動性與產品異質性，購屋需求者基於房市資訊不對稱，亦需耗費相當時間進行購屋決策，因此市場於當期結清並非合理。故 Dipasquale 和 Wheaton (1994) 在傳統存量—流量模型加入價格調整機制，假設 P_t 每期均以 τ 的速度收斂至長期均衡房價 (P_t^*)，亦即

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

³ 自 2010 年 12 月 25 日起，原台北縣改制為「新北市」，原台中縣與台中市合併為「台中市」，原高雄縣與高雄市整合為「高雄市」，原台南縣與台南市亦合併為「台南市」。

⁴ D. DiPasquale and W. C. Wheaton, "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics* 35 (1994) : p. 1-27.

本研究沿用傳統存量—流量模型，即住宅需求 (D_t) 為當期家計單位數量 (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 Dipasquale 和 Wheaton (1994) 之價格調整模型設定，修正研究模型如下：

一、需求函數

本研究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對需求面房價的預期影響方向如表 1，均為外生變數，其下標代表期數。

$$D_t = H_t(\alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 UE_t + \alpha_3 OH_t + \alpha_4 DIT_t + \alpha_5 DIA_t + \alpha_6 U_t + \alpha_7 V_t + \alpha_8 RP_t + \alpha_9 CITY_t + \alpha_{10} QE_t + \alpha_{11} QE_t V_t + \alpha_{12} LT_t + \alpha_{13} SARS_t) \quad (3)$$

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。

在新屋供給方面，本文參考邱國珍 (2007)⁵ 之模型，以第 t 期新增住宅存量 ($\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$) 為新屋供給量，故新屋市場長期均衡條件如下：

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

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	對需求面房價的 預期影響方向	原因
P_{t-1}	前期房價	+	由於房價具有逐期調整性質，故前期房價越高，購屋者對未來房價應越樂觀，購置意願因而提高，購屋保留價格亦應會越高。
$\Delta S_t / H_t$	個別家計單位之 新屋住宅需求	-	個別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，亦即在新屋為一般財的假設下，個別家計單位的住宅需求線為負斜率。
UE_t	失業率	-	失業率越高，表示景氣越差，欲購屋者越不具購屋的經濟能力，故購屋需求越低，對買方購屋保留價格應為負向影響。
OH_t	自有住宅率 ⁶	-	自有住宅率越高，表示有越多個別家計單位擁有自用住宅，故購置住宅需求應越低，對買方購屋保留價格應為負向影響。

⁵ 邱國珍，〈台商對大陸投資、外人直接投資與房地產市場〉（台北：國立政治大學研究所碩士論文，2007年6月）。

⁶ 詳見第參章說明。

代號	定義	對需求面房價的 預期影響方向	原因
DIT_t	來台直接投資	+	當越多資金由國外流入國內時，投資房市的資金可能就越多，使房市需求增加，因而提高買方購屋保留價格，故影響應為正向。
DIA_t	對外直接投資	-	當越多國內資金外移時，若其中包含相當之房地產資金，房市需求將因此減少，使買方購屋保留價格降低，故影響應為負向。
U_t	住宅擁有人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，因而降低買方購屋意願，對買方購屋保留價格應為負向影響。本模型假設 $U_t = i_t - E(\Delta P_t / P_t)$ 。
i_t	購屋貸款年利率	-	貸款利率越高，購屋成本越高，購屋意願因此越低，對買方購屋保留價格應為負向影響。
$E(\Delta P_t / P_t)$	預期未來一年房價上漲率	+	預期未來一年房價上漲率越高，表示預期購屋的淨利益越高，購屋誘因與需求因此增加，對買方購屋保留價格的影響應為正向。
V_t	課徵特銷稅與否	-	此為虛擬變數； $V_t = 1(0)$ 表示已（未）實施特銷稅制。 由於特銷稅之施行會使買方購屋後 2 年內售屋的淨利降低，因而減少購屋誘因與需求，故實施特銷稅對買方購屋保留價格應為負向影響。
RP_t	實施不動產實價登錄制度與否	-	此為虛擬變數； $RP_t = 1(0)$ 表示已（未）實施不動產實價登錄制度。 本制度實施後，使不動產交易資訊更加公開透明化，有助防止市場不當哄抬價格，故對買方購屋保留價格應為負向影響。
$CITY_t$	縣市改制與否	+	此為虛擬變數； $CITY_t = 1(0)$ 表示縣市已（未）改制。 縣市改制後，直轄市由原台北市、高雄市等 2 都增為台北市、新北市、台中市、台南市及高雄市等 5 都，有助各區域均衡發展，提升新設直轄市之生活水準。因此，縣市改制對該縣市買方購屋保留價格應為正向影響。
QE_t	美國實施量化寬鬆（QE）政策與否	+	此為虛擬變數； $QE_t = 1(0)$ 表示屬美國實施量化寬鬆（QE）政策期間。 2008 年國際金融海嘯後，美國已實施 3 次 QE 政策，由聯準會（Fed）大規模購買證券及債券，增加貨幣供給以提振經濟。因此，QE 政策實施大幅增加市場資金，如該等資金流入我國房市，可能增加我國房市需求，對買方購屋保留價格應為正向影響。

代號	定義	對需求面房價的 預期影響方向	原因
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誘因，故房地產需求應會增加，對買方購屋保留價格應為正向影響。
$SARS_t$	發生「嚴重急性呼吸道症候群(SARS)」風暴與否	-	此為虛擬變數； $SARS_t = 1(0)$ 表示發生 SARS 風暴。 SARS 風暴期間，國內景氣不佳，市場對房市未來預期亦轉趨悲觀，故對買方購屋保留價格影響應為負向。

將第 (4) 式代入第 (6) 式，得出長期均衡房價 (P_t^*)，並考慮市場為逐漸結清，得出當期房價 (P_t) 如第 (5) 式⁷，其中 τ 代表實際房價調整速度，此即本研究模型之反需求函數。

$$\begin{aligned}
P_t = & (1 - \tau)P_{t-1} + \tau/\alpha_1[\Delta S_t/H_t - \alpha_0 - \alpha_2UE_t - \alpha_3OH_t \\
& - \alpha_4DIT_t - \alpha_5DIA_t - \alpha_6U_t - \alpha_7V_t - \alpha_8RP_t - \alpha_9CITY_t \\
& - \alpha_{10}QE_t - \alpha_{11}QE_tV_t - \alpha_{12}LT_t - \alpha_{13}SARS_t] \quad (5)
\end{aligned}$$

由於第 (5) 式係將供給面 ΔS_t 視為外生變數，故第 (5) 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)」。因此，於以下探討反需求函數中各解釋變數對房價 (P_t) 的影響時，如該解釋變數僅為反需求函數中之解釋變數，而非反供給函數之解釋變數，則該變數對消費者保留價格的影響方向即為對實際房價的影響方向。而若該解釋變數同時為反需求函數與反供給函數之解釋變數 (例如本研究之 V_t)，則該解釋變數對實際房價的影響方向則須一併考量供需兩面始能決定。

⁷ 第 (5) 式之各虛擬變數交叉項僅 ($QE_t \times V_t$) 不會造成模型顯著線性重合問題，故其餘虛擬變數之交叉項未納入第 (5) 式之解釋變數。

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 和 Wheaton (1994) 供給函數之設定並修正如第 (6) 式：

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 PC_{t-1} + \beta_3 EC_{t-1} + \beta_4 r_{t-1} + \beta_5 S_{t-1} + \beta_6 V_t \quad (6)$$

其中 P_t 為第 $(t-1)$ 期時預期第 t 期之房價，此外，上述住宅供給面具有時間落差的特性亦會反映在營造工程物價、營造業就業人數，以及利率等方面，因此，供給函數中該 3 項解釋變數資料採用前一期（第 $(t-1)$ 期）資料。此外，由於供給面具有逐期調整性質，因此解釋變數包含前期住宅存量 (S_{t-1}) ，其係數 (β_5) 代表住宅存量調整的速度。

是以，本研究以最小平方法 (OLS) 估計反供給函數如第 (7) 式：

$$P_t = \gamma_0 + \gamma_1 C_t + \gamma_2 PC_{t-1} + \gamma_3 EC_{t-1} + \gamma_4 r_{t-1} + \gamma_5 S_{t-1} + \gamma_6 V_t \quad (7)$$

其中各解釋變數代號之定義與對供給面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。

表2 反供給函數中解釋變數代號定義與預期影響方向

代號	定義	預期對供給面房價的影響方向	原因
C_t	新建住宅數量	+	營建業者新建住宅數量（供給量）越多，建造的邊際成本越高，所要求的邊際最低售價也會越高，故新建住宅數量對供給面房價的影響應為正向，亦即供給線為正斜率。
PC_{t-1}	前期營造工程物價指數	+	由於供給面具有時間落差，故前期營造工程物價越高，代表房屋建造成本越高，營建業者所要求的邊際最低售價也應會越高，對供給面房價的影響應為正向。
EC_{t-1}	前期營造業就業人數	-	勞動力為營造業重要生產要素之一，故前期營造業就業人數越多，表示營建業者勞動要素運用彈性越大，建造意願應會提升，故所能接受的邊際最低售價應會越低，對供給面房價的影響應為負向。
r_{t-1}	前期加權平均放款利率	+	貸款利息為營建業者成本之一，因此，前期放款利率越高，表示營建業者於前期向金融業貸款的成本越高，營建業者所要求的邊際最低售價也應會越高，對供給面房價的影響應為正向。

代號	定義	預期對供給面房價的影響方向	原因
S_{t-1}	前期住宅存量	+	當住宅存量過多時，營建業者會減少新建住宅以消化多餘的存量，亦即營建業者建造意願應會降低，所要求的邊際最低售價應會越高，故對供給面房價的影響應為正向。
V_t	課徵特銷稅與否	+	此為虛擬變數： $V_t = 1$ (0) 表示已（未）實施特銷稅制。 由於特銷稅之實施可能會大幅降低買方願付價格，如買氣過低將使資金雄厚的業者寧願持有新建空屋待價而沽（或延後預售），換言之，營建業者所要求的邊際最低售價應會越高，對供給面房價的影響應為正向。

叁、實證結果與分析

一、反需求函數

為瞭解各解釋變數變動對全國及各主要都會區當期房價 (P_t) 影響的顯著性，本研究分就全國、台北市、新北市、桃竹地區、台中市、台南市及高雄市，以最小平方法 (OLS) 分別估計其反需求函數 (即第 (5) 式)，計算各係數的估計值並進行檢定，俾瞭解各解釋變數對房價的影響力，同時比較不同縣市間之差異性。其中，全國樣本資料係採用 2002 年第 1 季至 2013 年第 1 季之數據，共 45 組觀察值，而五都 (台北市、新北市、台中市、台南市及高雄市) 及桃竹地區之樣本資料，則採用 2003 年第 1 季至 2013 年第 1 季之數據，共 41 組觀察值⁸。

以下僅針對模型反需求函數中當前房價 (P_t) 與住宅擁有者持有住宅每年所須負擔成本 (U_t) 之經濟意義或資料內容進行說明，再就實證結果進行分析：

(一) 反需求函數中變數之經濟意義與資料說明

1. 當期房價 (P_t)：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)。

⁸ 五都及桃竹地區樣本數少於全國樣本數，係因部分解釋變數於 2002 年無分區統計資料。

2. 住宅擁有者持有住宅每年所須負擔成本 (U_t)

本研究假設 $U_t = i_t - E(\Delta P_t/P_t)$ ，其中 i_t 為購屋貸款利率，為預期未來 1 年房價上漲率。由於住宅擁有者每年除須負擔購屋貸款利息外，若房屋增值，增值部分可相對減輕購屋之利息負擔，反之則相對增加利息負擔。換言之，欲購屋者進行購屋決策時，將就 i_t 與 $E(\Delta P_t/P_t)$ 進行成本效益分析，如效益大於成本，始有正向購屋誘因。

至於 $E(\Delta P_t/P_t)$ 部分，經參考內政部營建署之「住宅需求動向調查」季報於每季公布欲購屋者之「房價未來趨勢分數」計算方式，推估欲購屋者對未來一年房價上漲率的主觀期望值如下：

$$E(\Delta P_t/P_t) = (\text{房價未來趨勢分數} - 100) / 1,000 \quad (8)^9$$

此計算方式雖可能與實際主觀預期上漲率有所落差，惟依據「房價未來趨勢分數」的定義，若該分數高（低）於 100，代表看漲者比例多（少）於看跌者，透過第（8）式的轉換，會大（小）於 0，如第（9）式所示。

$$\text{房價未來趨勢分數} \geq 100 \Leftrightarrow E(\Delta P_t/P_t) \geq 0 \quad (9)$$

此外，第（8）式之未來趨勢分數越高（即看漲者比例相對看跌者比例越高），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，但藉由觀察「房價未來趨勢分數」升降變化趨勢，仍可反映欲購住宅者主觀預期未來房價漲跌的變動情形，故仍具相當之代表性。

（二）實證結果與分析

反需求函數（第（5）式）全國及各主要都會區實證結果如表 3 所示，其中調整後的判定係數（Adjusted R-squared）除台中市與高雄市分別為 0.79 及 0.84 外，其餘均在 0.95 以上，另全國與各主要都會區之 Durbin-Watson 檢定值在 5% 的顯著水準下，均顯示該模型無自我相關（Auto Correlation）。

⁹ 為使資料期間內 $E(\Delta P_t/P_t)$ 推估值之數值範圍與「預售屋、新屋可能成交價指數 (P_t)」所計算之 $(\Delta P_t/P_t)$ 數值範圍相近，故分母以 1,000 計算之。

在全國方面，各解釋變數對買方最高願付房價 (P_t) 的實證影響方向與表 1 的預期影響方向大致相同，尤以其中前期房價 (P_{t-1}) 與實施不動產實價登錄制度與否 (RP_t) 之顯著水準達 1% 最為顯著。而個別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，顯示全國需求線符合經濟學原理所述一般財之需求線為負斜率之情形。至於美國實施 QE 政策與否 (QE_t) 及土地增值稅減半與否 (LT_t) 之實證方向與預期方向雖不一致，惟並不顯著。

表3 反需求函數 (第 (5) 式) 各解釋變數的係數估計與檢定

◆ 被解釋變數：當期需求面房價 (P_t)

變數	區域	預期影響方向	實證結果						
			全國	台北市	新北市	桃竹地區	台中市	台南市	高雄市
常數項 (C)			59.99	-84.59	118.90	30.45	61.81	-71.94	105.25
			(64.48)	(81.59)	(69.38)	(37.60)	(129.30)	(46.82)	(124.03)
前期房價 (P_{t-1})	+		1.18***	0.89***	0.83***	0.89***	0.59***	0.67***	0.16
			(0.08)	(0.07)	(0.12)	(0.09)	(0.17)	(0.18)	(0.20)
個別家計單位 新屋住宅需求 ($\Delta S_t/H_t$)	-		-102.23	-254.54	758.03**	-149.71*	-48.92	75.57	390.34
			(146.24)	(190.07)	(302.08)	(82.24)	(374.54)	(144.54)	(501.63)
失業率 (UE_t)	-		-1.72	1.37	1.83	-0.79	-1.73	4.06*	5.09
			(1.72)	(1.28)	(2.50)	(0.99)	(5.06)	(2.03)	(4.37)
自有住宅率 (OH_t)	-		-0.71	1.03	-1.33*	-0.18	-0.19	1.03*	-0.65
			(0.67)	(1.01)	(0.75)	(0.39)	(1.36)	(0.54)	(1.20)
來台直接投資 (DIT_t)	+		0.0006	-0.0003	-0.0002	-0.0007	-0.0006	0.0001	-0.0006
			(0.0004)	(0.0006)	(0.0008)	(0.0005)	(0.0015)	(0.0006)	(0.0013)
對外直接投資 (DIA_t)	-		-0.0016**	0.0028***	0	0.0018**	0.0009	-0.0005	0.0023
			(0.0007)	(0.0009)	(0.0014)	(0.0008)	(0.0019)	(0.0008)	(0.0016)
持有住宅每年 所須負擔成本 (u_t)	-		-0.47**	0.27	-0.08	-0.40*	0.06	-1.98**	-0.85
			(0.19)	(0.29)	(0.34)	(0.24)	(0.69)	(0.91)	(0.56)
課徵特銷稅與否 (V_t)	-		-6.43*	-1.11	-8.49*	-4.49*	9.57	-6.76	-8.73
			(3.25)	(2.68)	(4.80)	(2.47)	(8.39)	(4.23)	(7.79)

變數	區域	預期 影響 方向	實證結果						
			全國	台北市	新北市	桃竹 地區	台中市	台南市	高雄市
實施不動產實價 登錄制度與否 (RP_t)		-	-7.82*** (2.19)	-3.04 (3.21)	-17.14*** (3.99)	9.07*** (2.62)	-0.34 (7.34)	1.73 (3.42)	1.48 (6.36)
縣市改制與否 ($CITY_t$)		+	0.60 (3.96)	...	13.76** (6.63)	...	-1.70 (11.47)	11.60** (4.73)	18.97** (8.52)
美國實施 QE政策與否 (QE_t)		+	-2.10 (2.54)	-0.42 (2.24)	-3.43 (3.61)	-1.11 (1.72)	2.62 (7.01)	-4.24 (2.51)	-3.78 (5.50)
虛擬變數交叉項 ($V_t \times QE_t$)		無預設 立場	12.97*** (3.72)	4.10 (4.03)	31.50*** (5.48)	-2.07 (3.04)	2.23 (11.17)	3.10 (4.18)	7.43 (8.68)
土地增值稅 減半與否 (LT)		+	-0.01 (1.47)	-0.91 (1.95)	-6.22* (3.07)	-3.50** (1.51)	-4.23 (4.20)	-3.72 (2.26)	-15.53*** (4.75)
被列為SARS 疫區與否 ($SARS_t$)		-	-0.36 (2.04)	-0.18 (3.48)	-2.39 (4.15)	-2.64 (2.44)	-6.53 (7.04)	-3.72 (2.84)	-4.20 (6.22)
樣本數			45	41	41	41	41	41	41
調整後判定係數 (Adjusted R^2)			0.9875	0.9855	0.9808	0.9804	0.7863	0.9524	0.8428
Durbin-Watson 檢定值			2.0443***	2.1806***	2.5545**	2.3528**	1.7218***	2.2550***	2.0138***

註1：*、**及***分別代表該項變數達10%、5%及1%的顯著水準。

註2：（）內數字為標準誤（standard error）。

註3：為方便讀者閱讀，達10%以下顯著水準且對當期房價（ P_t ）影響方向符合預期者，以深底■表示；不符合預期者，以淺底■表示，不符預期方向之理由將於表5說明。

二、反供給函數

本函數全國模型係以2002年第1季至2013年第1季之資料為樣本，共45組觀察值；至於各主要都會區部分，除台南市因部分解釋變數歷史資料缺漏，可採樣本數僅13組，故不予估計供給迴歸式外，其餘都會區（台北市、新北市、桃竹地區、台中市及高雄市）均以2006年第1季至2013年第1季之資料為樣本，共29組觀察值。

以下將先就供給函數中當期新建住宅數量 (C_t) 與當期房價 (P_t) 之經濟意義或資料內容進行說明，再就實證結果進行分析：

(一) 反供給函數中變數之經濟意義與資料說明

1. 當期新建住宅數量 (C_t)：新建住宅數量即新屋供給量，為供給函數之被解釋變數。本研究以核發住宅使用執照宅數為其資料。
2. 當期房價 (P_t)

此為第 ($t-1$) 期時預期第 t 期之房價，由於市場供給面具有時間落差，故第 t 期新建住宅數量 (C_t) 取決於營建業者於第 ($t-1$) 期時預期末來 (第 t 期) 房價高低而定。因此，本項資料係藉由「房價未來趨勢分數」的轉換，即透過第 (8) 式估算各季預期末來一年房價上漲率 $E(\Delta P_t/P_t)$ ，再利用下列第 (10) 式估算本項資料，其中 $[E(\Delta P_{t-1}/P_{t-1})/4]$ 代表第 ($t-1$) 期時預期末季 (第 t 期) 房價上漲率：

$$\text{供給面房價} = P_{t-1} \times \{1 + [E(\Delta P_{t-1}/P_{t-1})/4]\} \quad (10)$$

依經濟學供給線之基本經濟意義，上式供給面房價 (及住宅供給者所要求的最低房價) 代表住宅供給者所要求的最低售價。

(二) 實證結果與分析

反供給函數 (第 (7) 式) 之被解釋變數 (P_t) 係指新屋供給者於邊際供給時所要求之最低售價，故當供給線為正斜率，如某解釋變數對 P_t 影響為正向，表示該解釋變數增加將使供給線上移 (左移)，即供給減少；反之，如為負向，表示該解釋變數增加將使供給線下移 (右移)，即供給增加。第 (7) 式估計結果如表 4，其中調整後的判定係數 (Adjusted R-squared) 除台中市與高雄市分別為 0.79 及 0.71 外，其餘均在 0.95 以上。

表4 反供給函數（第（7）式）各解釋變數的係數估計與檢定

◆ 被解釋變數：當期供給面房價（ P_t ）

變數	區域	預期 影響 方向	實證結果					
			全國	台北市	新北市	桃竹 地區	台中市	高雄市
常數項 (C_t)		無預設 立場	-305.32*** (35.41)	-480.52*** (107.79)	-465.88*** (84.92)	-163.23*** (41.87)	-497.07*** (141.33)	-112.84 (187.50)
新建住宅數量 (C_t)		+	0.0001 (0.0001)	0.0010 (0.0012)	-0.0004 (0.0005)	0.0010** (0.0005)	0.0048*** (0.0014)	0.0024** (0.0046)
營造工程物價指數 (PC_{t-1})		+	0.0077 (0.0863)	0.44* (0.22)	0.01 (0.25)	-0.13 (0.14)	-0.56 (0.33)	0.66 (1.74)
營造業就業人數 (EC_{t-1})		-	-0.06*** (0.02)	-0.42 (0.34)	-0.44** (0.18)	0.17 (0.41)	-0.90* (0.52)	0.24 (3.55)
加權平均放款利率 (r_{t-1})		+	4.01*** (0.88)	2.24 (2.35)	10.73*** (3.15)	1.33 (1.79)	12.27** (4.92)	34.76 (73.69)
住宅存量 (S_{t-1})		+	0.0001*** (0.0000)	0.0006*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.0002*** (0.0000)	0.0008*** (0.0002)	0.0001 (0.0006)
課徵特銷稅與否 (V_t)		+	4.67*** (1.70)	3.75 (3.28)	8.95** (3.54)	0.90 (2.54)	3.50 (4.96)	-2.44 (11.36)
樣本數			45	29	29	29	29	29
調整後判定係數 (Adjusted R^2)			0.9805	0.9609	0.9668	0.9500	0.7921	0.7136
Durbin-Watson 檢定值			1.6289	1.5393	2.2432	1.6116	2.1425	1.8984

註：為方便讀者閱讀，顯著水準達 10% 以下者以灰底表示。

在全國方面，各解釋變數對供給面房價（ P_t ）的實證影響方向與表 2 的預期影響方向均相同，尤以其中前期營造業就業人數（ EC_{t-1} ）、前期加權平均放款利率（ r_{t-1} ）、前期住宅存量（ S_{t-1} ）及課徵特銷稅與否（ V_t ）最為顯著，顯著水準達 1%。

肆、研究結論與政策建議

一、研究結論

為瞭解各項房地產相關政策或事件與房價之關連性，以下即以前揭實證結果探討政府課徵特銷稅、實施不動產實價登錄制度、縣市改制等重大政策對房價的影響，茲分述如下：

(一) 課徵特銷稅

特銷稅除可能衝擊房市需求面外，亦可能衝擊供給面。此係因房地產具有保值的特性，而依現行法令規定，資金雄厚之房市投機者可能寧願持有超過 2 年後再行出售，營建業者亦可能因買方願付價格過低，寧願持有新屋待價而沽或延後預售，致使整體房市供給減少。有鑒於此，本研究將「課徵特銷稅與否」同時列為需求與供給面之解釋變數，就全國與各主要都會區分別說明如下：

- 在全國部分，由表 3 之需求面實證結果可知，課徵特銷稅雖使買方最高願付價格顯著減少 6.43 個單位（即需求減少，如圖 18 需求線由 D 左移至 D' ），顯著水準達 10%，惟表 4 之供給面實證結果亦顯示賣方所要求的最低售價顯著增加 4.67 個單位（即供給減少，如圖 1 供給線由 S 左移至 S' ），顯著水準更達 1%。

故在供需同時減少下，房市交易將明顯量縮（成交量由 Q_0 減至 Q_1 ），惟抑制房價過度上漲之效果卻不明確，需視供需減少相對幅度而定（均衡點可能由 E_0 移至 E_1 或 E_2 ，即均衡房價可能上漲或下跌）。

- 在各主要都會區部分，新北市與全國情況類似，課徵特銷稅使其房市需求與供給均顯著下降，顯著水準分別達 10% 及 5%，此將造成房市交易明顯量縮，房價卻未必下跌。此外，台北市、台中市及高雄市則在需求面與供給面均未有顯著效果。顯示政府課徵特銷稅雖可能使投機交易明顯減少，惟欲使房價降至一般受薪族群經濟能力所能負擔之效果則不明顯。

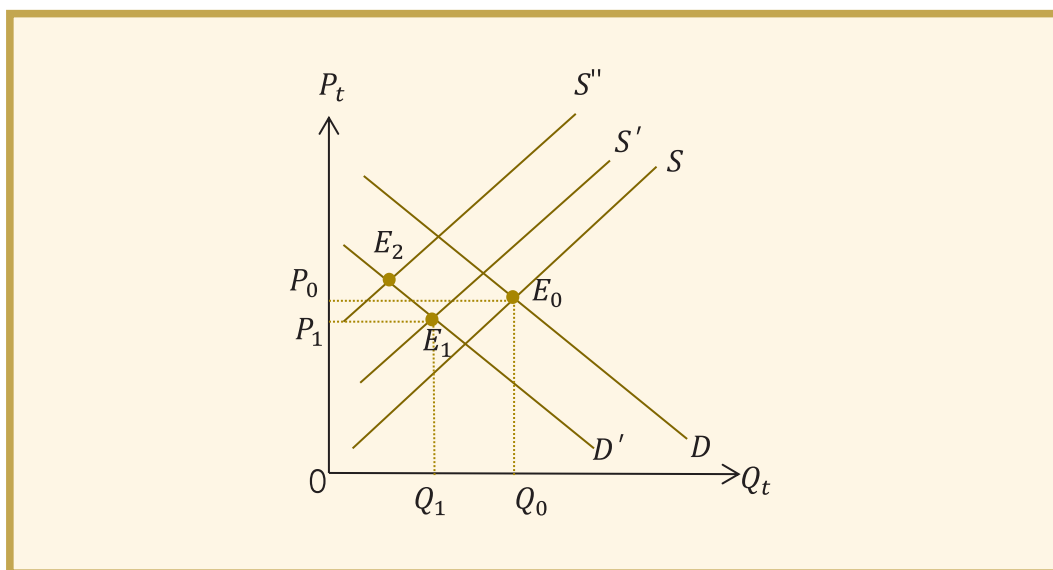


圖1 課徵特銷稅對房市供需可能的影響

(二) 實價課稅

政府雖未針對房地產交易進行實價課稅，亦即以房地產購置與出售兩者實際價格之「價差」（即實價增益）為稅基予以課稅，惟本研究模型中，反需求函數「持有住宅每年所需負擔成本（ U_t ）」解釋變數似可用以說明實價課稅可能之效果，蓋因本模型定義持有住宅成本 U_t 為 $[i_t - E(\Delta P_t / P_t)]$ ，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，解釋變數 U_t 因此提高。此外，若實價課稅之稅制未如特銷稅訂定持有期間門檻，即相對無延緩出售之誘因，故實價課稅對房市交易價量的影響應由需求面單方決定。茲就表 3 之實證結果說明如下：

- 在全國部分，依變數 U_t 對房價 P_t 影響的實證結果顯示，若實價課稅，對房價的影響應為負向，顯著水準達 5%。
- 在各主要都會區部分，顯示若實價課稅，對桃竹地區與台南市房價的影響應為負向，顯著水準分別達 10% 及 5%。

以全國而言，儘管特銷稅顯著降低房市需求，亦顯著減少房市供給，故無法確認其對抑制房價上漲的效果；如改採實價課稅，在反需求函數解釋變數 U_t

的樣本資料值域內，顯示實價課稅或可顯著降低房市需求，且由於本研究認為實價課稅對供給面較無扭曲經濟行為之誘因，故推論實價課稅相較特銷稅或可有效抑制房價過度高漲。

（三）實施不動產實價登錄制度

政府於 2012 年 8 月正式實施不動產實價登錄制度，表 3 實證結果如下：

- 在全國部分，實施實價登錄制度對房價的影響方向為負向，且顯著水準達 1%。
- 在各主要都會部分，新北市影響方向為負向，且顯著水準達 1%。其餘各地之影響方向則正負參半，大體呈現台北市、新北市為負向，桃竹以南為正向之局面，究其原因，可能係因不動產實價登錄制度實施後，各地房價更加公開透明，在台北市、新北市房價已高的情況下，獲利空間相對為小，故投資者轉至與雙北市鄰近之桃竹地區投資，或逕至相對低價之台南市與高雄市購屋，以圖更大獲利空間，此即所謂「炒房南移」現象。此外，購屋自住者亦可能因無法負擔雙北市高房價，而改購置鄰近北部市中心之桃竹地區，或逕行遷居南部，致使該等區域房市需求增加。

（四）土地增值稅減半

政府為因應 2001 年國內外經濟景氣欠佳，於 2002 年 2 月至 2005 年 1 月將土地增值稅¹⁰減半。由於土地增值稅係以「土地公告現值¹¹之漲價總數額¹²」為稅基，故土地增值稅相當於以「現值增益」（而非實價增益）為稅基課徵之資本增益稅，故該變數對房價之實證結果可用以比較同為資本增益稅下，採實價增益稅與現值增益稅對抑制房價過度上漲的效果。茲就實證結果說明如下：

¹⁰ 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。

¹¹ 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。

¹² 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」。

— 在全國部分，土地增值稅減半對房價為負向影響，顯示減半似未帶動房市需求。

— 在各主要都會區部分，減半對各都會區房價之影響均為負向，其中，新北市、桃竹地區與高雄市之顯著水準分別達 10%、5% 及 1%，顯示以「現值」為稅基之資本增益稅減稅不僅無法顯著增加房市需求¹³，甚至在當時國內外景氣低迷時，房市需求仍然不振；換言之，以「現值」為稅基之資本增益稅如增稅，亦無法顯著減少房市需求，進而抑制房價過度上漲。

(五) 縣市改制

2010 年 12 月五都成形後，對房價的影響說明如下：

- 全國部分，縣市改制對全國整體房價的影響為正向，惟未顯著，可能係因縣市改制僅對經改制之縣市有顯著影響，而對其他未經改制之縣市則較無影響。
- 各主要都會區部分，新北市、台南市及高雄市改制後對其房價之影響均為正向，且顯著水準均達 5%，顯示縣市改制後，獲中央分配的資源增加，有助各地方均衡發展，提高生活水準，故縣市改制顯著提升其房市需求，進而提高區域房價。

(六) 美國實施 QE 政策

自 2008 年 11 月起至今，美國已推行共 3 次 QE 政策，對我國房價影響之實證結果說明如下：

- 全國部分，美國 QE 政策對我國房價為負向影響，惟未顯著。
- 各主要都會區部分，影響方向亦多為負向，但皆不顯著。

市場普遍認為近年房價高漲之主因之一為美國實施 QE 政策釋放大量資金，在游資充斥下，我國房價因而飆漲。然而，依本研究實證結果，美國 QE 政策並未顯著增加我國房市需求，甚至影響方向為負向，分析可能原因如下：

¹³ 由於「現值」與「實際價格」往往有相當落差，故以此為稅基將稅額減半，對房市需求的影響可能並不顯著。

¹⁴ 紅色子房，〈QE 退場，台灣房價跌不跌？〉，《商業週刊》，2013 年，〈<http://www.businessweekly.com.tw/KBlogArticle.aspx?ID=3987>〉（2013 年 7 月 1 日）。

—美國之所以採行 QE 政策，係因受金融海嘯衝擊，導致經濟成長力道不足，失業率居高不下。而台灣為小型開放經濟體，在國際大環境景氣不佳影響下，國內經濟亦受波及，因此，美國採行 QE 政策，我國房市需求是否因此增加，在正反因素交錯下，似難定論。

—部分不動產專家甚至認為，美國 QE 政策雖釋放大規模資金，惟該等資金似未顯著投入我國房市，以經濟部投資審議委員會 2013 年 8 月統計資料觀察，2012 年政府核准華僑及外國人投資不動產業之金額相當於新台幣 52.5 億元，僅占該年度三大都會區總推案量 1.26 兆元之 0.42%，可見投資我國房地產者為多為國人，亦即我國房地產投資國際化程度相當有限¹⁴。

因此，在近期美國釋出 QE 政策可能退場之訊息下，國內房市多有「QE 退場，房市變盤」之預期。而依本實證結果之反向解釋可推論，如美國 QE 政策退場，我國房價應不會顯著下跌。

(七) 台灣被列為 SARS 疫區

2003 年 4 月中至 7 月初，我國因爆發 SARS 病例，經世界衛生組織 (WHO) 列為 SARS 疫區，其對房價影響說明如下：

- 在全國部分，對我國房價的影響為負向，但不顯著。
- 在各主要都會區部分，對我國房價影響亦均為負向，但皆不顯著。

二、政策建議

綜合上述研究結論，提出以下幾點政策建議：

(一) 政府應朝實價課稅方向調整稅制

特銷稅係稅基為實價的「交易稅」，即不論房屋購入價格為何，均以房屋出售時之售價為稅基。經實證結果顯示，以全國而言，課徵特銷稅將使房市供

¹⁴ 紅色子房，〈QE 退場，台灣房價跌不跌？〉，《商業週刊》，2013 年，〈<http://www.businessweekly.com.tw/KBlogArticle.aspx?ID=3987>〉（2013 年 7 月 1 日）。

需均顯著減少，對抑制房價過度上漲的效果未必顯著¹⁵；而若改以「實價增益」為稅基（即「實價課稅」），將顯著減少房市需求，進而抑制房價過度高漲。因此，本研究建議對「資本利得」課稅，而非對「交易行為」課稅。

此外，對「資本利得」課稅方面，儘管我國土地交易賣方須繳納土地增值稅，惟稅基為「土地公告現值之漲價總數額」，此並非實價，且往往遠低於實價。實證顯示，稅基為「現值增益」之土地增值稅，其若增稅對抑制房價上漲效果並不顯著。故政府如針對房地產課徵資本利得稅，稅基應採「實價」之增益，而非「現值」的增益。

因此，政府如欲減緩房市充斥投機行為，應朝以「實價增益」為稅基的「實價課稅」（即資本利得稅）方向調整稅制，或將「現值」調高至接近實價；另就租稅理論面而言，「實價課稅」更符合量能課稅原則及租稅中立性，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）。

然而，為避免實價課稅使稅基擴大導致稅負過重，進而侵蝕稅基，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，故稅基擴大後，相應稅率應予調降，以利整體經濟發展，並符合租稅理論的樹果原則。

（二）增加空間住宅¹⁶持有成本

假設政府針對空間住宅每年課徵一定比率（如 θ ）之空屋稅，使持有住宅每年所須負擔成本（ U_t ）由原 $[i_t - E(\Delta P_t/P_t)]$ 改為 $[(i_t + \theta) - E(\Delta P_t/P_t)]$ ，其效果如同增加購屋貸款年利率。依本研究實證結果， U_t 對房價的影響為負向且顯著水準達 5%。故本研究推測，在 U_t 的樣本資料值域內，課徵空屋稅或可有效降低購屋投機需求，進而抑制市場不當哄抬房價。

¹⁵ 由於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特銷稅課徵對象外，故其可能有延緩出售誘因，此使房市實質供給減少，進而抵銷特銷稅使需求減少造成房價下跌的效果，致使房屋跌價效果不顯著，甚至可能上漲。

¹⁶ 「空間住宅」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。

(三) 打擊與疏導投資性需求應雙管齊下，有效引導資金流向

由於房價高漲的地區往往屬人口密集、生活機能相對完善且不動產供給彈性較小的都市地區，故政府如欲避免渠等地區房價過高，應從抑制房市投機交易著手。然而，「打擊」與「疏導」投資性需求應雙管齊下，一味以政策機制打擊投資需求，仍是治標不治本的短期應變措施。長期下，政府應朝健全國內投資環境，強化房市以外之其他投資工具，引導資金流向有利國家發展之實體經濟，方能避免過多資金流入房市進行炒作，同時有助國家經濟長遠發展。

(四) 改善整體實質薪資，提升受薪族群購屋經濟能力

政府抑制房價高漲主要目的，應為防止過多投機交易造成房市泡沫化，進而引發金融等層面之經濟危機。然而，當房市充斥投機交易情況業經由各項政策調整獲得相當和緩後，受薪族群與中低收入戶購屋經濟能力不足問題，應由改善國內整體實質薪資著手¹⁷。近年國內整體薪資增加速度相對物價上漲速度遲緩，為民衆購屋能力不足的主因之一，因此，加速國內經濟發展，縮短城鄉與貧富差距，方為政府維護居住正義的根本之道。

簡言之，未來政府應朝實價課稅方向調整稅制，並建立完整配套措施，促進不動產交易資訊公開透明。而在擴大稅基時，應降低稅率，以避免民衆增稅疑慮與降低逃稅或避稅誘因。如此，在民間依法繳稅件數增加下，政府稅收應可增加，而房產業者在資訊公開透明下，亦能降低因資訊不對稱造成之交易成本，促使房屋交易市場更加健全。此外，政府除打擊投機交易外，亦應疏導投資性需求，強化房市以外之其他投資工具，並提升受薪族群購屋經濟能力，如此，方能兼顧居住正義、租稅公平與經濟發展，為政府、消費者與房產業者創造三贏空間。🌱

¹⁶ 「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。

¹⁷ 由於房地產有經濟火車頭之稱，其涉及建材、水泥、鋼鐵、裝潢、運輸、金融、仲介、土地登記代理等行業之榮枯，如一味打擊房價致影響房市正常交易量，亦將引發新一波經濟危機。

中文部分

1. 林秋謹、李青瑋，〈政策與房地產關聯分析〉，《2013 台灣地區房地產年鑑》，台北：政大商學院信義不動產研究發展中心，2013 年 7 月：頁 22-59。
2. 林建甫，〈新房地產稅，大陸能，我們不能？〉，《工商時報》（2012 年 9 月 25 日），A6 版。
3. 花敬群，〈2011 年政策與房地產關聯分析〉，《2012 台灣地區房地產年鑑》，台北：政大商學院信義不動產研究發展中心，2012 年 7 月：頁 24-40。
4. 花敬群，〈實價登錄推行成效與改善建議〉，《2013 台灣地區房地產年鑑》，台北：政大商學院信義不動產研究發展中心，2013 年 7 月：頁 516-523。
5. 張婷韻，〈房地產租稅政策與房市交易關連性分析〉，《綜合規劃研究 101 年》，台北：行政院經濟建設委員會，2013 年 2 月：頁 55-97。
6. 彭建文，〈2011 年總體經濟與房地產關聯分析〉，《2012 台灣地區房地產年鑑》，台北：政大商學院信義不動產研究發展中心，2012 年 7 月：頁 2-23。
7. 彭建文，〈亞洲主要城市房市比較〉，《2013 台灣地區房地產年鑑》，台北：政大商學院信義不動產研究發展中心，2013 年 7 月：頁 474-502。
8. 彭建文，〈總體經濟與房地產關聯分析〉，《2013 台灣地區房地產年鑑》，台北：政大商學院信義不動產研究發展中心，2013 年 7 月：頁 2-21。
9. 邱國珍，〈台商對大陸投資、外人直接投資與房地產市場〉，台北：國立政治大學研究所碩士論文，2007 年 6 月。
10. 黃耀輝，〈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》，台北：政大商學院信義不動產研究發展中心，2012 年 7 月：頁 476-488。
11. 陳建宏，〈不動產實價登錄後對稅負之影響〉，《工商時報》（2012 年 9 月 4 日），A16 版。

12. 鄭美幸、康信鴻，〈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，台北：中華民國住宅學會，2002 年 8 月：頁 101-119。

英文部分

1. DiPasquale, D. and Wheaton, W. C. "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices." *Journal of Urban Economics* 35, 1994: pp. 1-27.

電子資源

1. 太平洋房屋，〈QE 退場，房市變盤？〉，2013 年，〈<http://www.pacific.com.tw/news.aspx?ID=586>〉（2013 年 7 月 11 日）。
2. 中央銀行，〈美、日量化寬鬆政策比較〉簡報，2013 年，〈<http://homepage.ntu.edu.tw/~ntut019/Modern/QE-USJapan.pdf>〉（2013 年 1 月 28 日）。
3. 李同榮，〈房產交易《實價課稅》到底可不可行？〉，《聯合理財網》，2011 年，〈http://money.udn.com/house/storypage.jsp?f_MAIN_ID=419&f_SUB_ID=4131&f_ART_ID=248857〉（2011 年 10 月 18 日）。
4. 紅色子房，〈QE 退場，台灣房價跌不跌？〉，《商業週刊》，2013 年，〈<http://www.businessweekly.com.tw/KBlogArticle.aspx?ID=3987>〉（2013 年 7 月 1 日）。
6. 衛生福利部疾病管制署，〈嚴重急性呼吸道症候群 SARS〉防治核心教材簡報，2013 年，〈<http://www.cdc.gov.tw/diseaseinfo.aspx?treeid=8d54c504e820735b&nowtreeid=dec84a2f0c6fac5b&tid=3687AF99CCB7AABA>〉（2013 年 7 月 22 日）。
7. 謝瑞明，〈奢侈稅與房價政策之檢討〉，《國政研究報告》，2012 年，〈<http://www.npf.org.tw/post/2/10956>〉（2012 年 6 月 27 日）。