

房地產景氣對生產時間落差之影響

彭建文·張金鵬·林恩從*

摘 要

生產時間落差會影響房地產景氣循環；反之，房地產景氣是否會影響生產時間落差的長短？而在政府政策衝擊下，其影響又是如何？本文以建造執照面積與使用執照面積兩者數量上的波動關係，來衡量生產時間落差現象。研究結果指出，使照面積與建照面積間存在穩定的長期關係，但建照可能因景氣不佳而取消，使得長期建照面積可能大於使照面積。而建商會視房地產景氣變動而調整興建速度。當房地產景氣時，興建速度較快，不景氣時興建速度較慢，使得生產時間落差會因房地產景氣變動而有所不同。另外，建照面積與使照面積間的關係會因政府相關政策的改變而產生衝擊，此亦將改變生產時間落差的長短。

關鍵字：生產時間落差、房地產景氣、建照面積、使照面積、共積檢定

JEL 分類代號：R31, R38

*作者分別為國立政治大學地政系博士候選人、國立政治大學地政系教授、與 Business School, Lawrence Technological University, Vancouver 副教授。本文之研究承行政院國家科學委員會專題研究計畫 (NSC97-2415-H-004-008) 補助。另外，吳中書、林建甫、沈中華、林金龍、林秋瑾、梁志明等教授以及兩位匿名評審所提供的寶貴意見，對本文的修繕具有相當大的幫助，謹在此致上衷心的謝意。惟文中若有任何疏誤，當由作者負完全責任。

1 前言

住宅有諸多異於一般商品的特質，除耐久性、不可移動性、異質性以及需求的消費兼投資性外，對生產者而言，影響最大的莫過於住宅供給具有相當長的生產時間落差（construction lags），使得建商無法隨著市場需求的變化而迅速調整本身的供給，並必須面對生產期間房地產景氣變動的各種不確定性。

在生產時間落差長且市場資訊不完全之環境下，建商往往憑藉著過去的經驗及有限的資訊對未來市場景氣做預測，此常導致錯誤的決策，並進而造成房地產景氣的循環。¹Grenadier(1995)指出，在美國不論是學術界或實務界，大都認為生產時間落差是造成房地產景氣循環的兩大原因之一。²並認為生產時間落差的存在，加以需求的不確定性與龐大的調整成本（adjustment cost），使得屋主在面對租屋需求的巨大改變時，仍不願調整居住水準，而生產者在面對高空屋率下，仍不斷興建住宅，形成房地產景氣的持續性（persistence）。

國內住宅市場與國外最大不同處在於有預售制度的存在，建商可於取得建造執照後即展開銷售，³縮短生產到銷售期間的時間落差，使供給對需求變動的調整速度加快。因此而引發有趣且值得深思議題是，生產時間落差會影響房地產景氣循環；反之，房地產景氣是否會影響生產時間落差的長短？也就是除受到建築物本身設計與施工技術影響外，在建商利潤與資金週轉的考量下，生產時間落差是否會隨著景氣變動而有所不同？當房地產景氣好時，房屋銷售率高，建商資金充沛，是否會積極興建，使得生產的時間落差較短？當房地產景氣不好時，房屋銷售率差，建商為避免資金的投入過多，造成本身財務週轉的困難，是否將減緩施工的速度，使得生產時間落差較長？

Wheaton (1987), Grenadier (1995), DiPasquale and Wheaton (1996), Chinloy (1996) 在探討房地產景氣循環時，均曾考量生產時間落差之影響，但他們並未衡量生產時間落差的長短對房地產景氣之影響是否不同，且未考量房地產景氣亦可能影響生產時間落差的長短，兩者間應具有互動的關係。

受囿於國內建商個體資料的不易取得，且在預售制度下，生產時間落差對景氣的影響相對較小。因此，關於生產時間落差對房地產景氣循環影響之部分，

¹ 在經濟循環理論中的心理學說，特別強調在市場資訊不完全下，人們因對實際現象做錯誤判斷，產生未來錯誤的預期，進而影響經濟體系的波動。通常是在目前景氣繁榮時，對未來景氣產生極度樂觀（extreme optimism）預期，投資意願大幅增加，強化經濟體系上升擺動（upswing）的力道；而當發現預期與現實有差距時，又跟隨著極度悲觀（extreme pessimism）的預期，投資意願大幅衰減，加速經濟體系下降擺動（downswing）的趨勢。

² 另一是銀行非追索式借款（nonrecourse lending），詳見 Grenadier (1995)。

³ 根據公寓大廈管理條例第 45 條規定，建商需於取得建照之後方能展開銷售。但在公寓大廈管理條例實施之前，僅有行政命令對建商需取得建照始得銷售做規範，仍有一些建商未取得建照即先銷售之情形發生。

本文暫不討論。相對地，本文以目前相關文獻尚未探討有關景氣變動對生產時間落差的影響，為本文之研究重點。依據獲得的資料，透過共積檢定 (coin-tegration) 與誤差修正模型 (error correction model) 之運用，對建造執照(以下簡稱建照)與使用執照(以下簡稱使照)之關係進行探討。進而以建照面積與使照面積數量上之波動關係，來反映住宅生產的時間落差，並分析房地產景氣對生產時間落差之影響。如此可瞭解在房地產景氣變動下，建商如何調整其生產行為，此對於建照與使照關係之澄清，以及預測未來房地產景氣變動對建照與使照的影響均有所助益。

以下本文概分 6 節。第 2 節就生產時間落差與房地產景氣關係進行分析，主要探討生產時間落差之衡量，以及房地產景氣對生產時間落差之影響。第 3 節則探討景氣變動下，建照面積與使照面積數量波動之關係。第 4 節為資料說明與現況分析。第 5 節呈現實證方法與結果。最後是結論。

2 房地產景氣對生產時間落差之影響

2.1 生產時落差的衡量

雖然生產時間落差是長久存在之事實，且其對房地產景氣的影響已普遍為一般人所接受，但如何衡量生產時間落差則未被清楚探討。就一典型的建商供給行為而言，可分為下列五個階段：首先，建商將視整體房地產景氣的狀況，做投資可行性分析，決定是否投資；其次是簽約購買土地或與地主合建；第三步驟是規劃設計及申請建照；第四則是於取得建照後，展開銷售作業，並擇期開工興建；最後，於興建完工，經建管單位勘驗後，申請核發使照，進行買賣移轉及交屋進住手續。

對於住宅市場的供給者、需求者或政府相關決策單位而言，建照面積與使照面積隱含許多影響決策的重要訊息與意涵。從建商投資角度出發，取得建照後即可開始興建，並展開銷售作業。取得建照可說是認定建商是否有生產能力，提供住宅供給的先決條件；對購屋者而言，建照亦是購屋的基本參考要件。從住宅市場運作過程來看，建照可說是未來成屋供給的領先指標，應可據以預測未來住宅供給的數量。而使照則是建商生產行為的結束，一旦取得使照即可辦理交屋作業，並取得客戶的銀行貸款，使照數量也可說是實際完工進入住宅市場的當期住宅流量。使照對購屋者而言，意涵房貸與折舊的開始，然而取得產權、辦理交屋及遷入居住，則是理想實踐的表徵。

取得建照與使照是所有合法房屋所必須經歷的兩個關鍵步驟，且建照面積與使照面積亦是反映住宅供給狀況最重要的兩項指標，與房地產景氣息息相關。在國內住宅預售制度存在下，建照面積與使照面積更分別代表預售屋與新成屋等兩

種不同類型的住宅供給數量。⁴上述前三階段所需花費的時間會因建商個別情況不同而有所差異，⁵且非屬於生產時間落差部份。因此，本研究以取得建照與使照的時間來反映生產時間落差之長短，而在不易取得建商的實際個案資料下，本文將以總體建照面積與總體使照面積數量上的波動關係予以替代。

2.2 無預售制度下景氣對生產時間落差之影響

國外一般開發商或國內資本雄厚的建商，⁶在無預售制度下，土地開發、規劃設計及興建階段均須有大量資金投入。當建築完工，⁷取得使照，並展開銷售後，才有現金流入。建商在此開發、興建及銷售過程中必須承擔相當高的資金風險。

由於房地產生產的時間落差長，生產期間房地產景氣的變動往往不是建商所能掌握。為能提高利潤、降低資金營運週轉的風險，建商取得建照後，除依據市場景氣決定開工日期外，亦依據市場景氣狀況來調整工程興建速度，以便控制資金的投入量。當市場景氣好時，建商會加快完工速度，以便儘快進入市場展開銷售，回收資金，故此時生產時間落差將較短；反之，當市場景氣低迷時，建商為避免資金投入過多與過久，將減緩施工速度，生產期間因而拉長。

2.3 預售制度下景氣對生產時間落差之影響

國內一般預售制度下，建商的資金來源除於施工期間的預售款外（約為房屋總價的 20%-40%），⁸主要為取得使照，辦理交屋時的購屋銀行貸款（約為房屋總價的 60%-80%），⁹能收取多少的自備款與銀行貸款，將視銷售率而決定。除少數特殊個案外，大多數個案的銷售率將受市場景氣的影響。本文將預售制度下的生產時間落差區分以下三個階段討論：（參閱圖 1）

2.3.1 取得建照到開工階段

一般而言，建商取得建照後並不馬上動工興建，而是先展開銷售作業，銷售一定

⁴ 建商取得使用執照後仍未售出的房屋稱為新成屋或簡稱為餘屋。

⁵ 以第一階段與第二階段而言，在國內土地持有成本低而預期利得高的情況下，許多財團均會囤積一些土地，即所謂的「養地」，以等待最佳開發時機，此時的時間落差不易衡量。

⁶ 雖然預售乃國內通行的銷售方式，但仍有部份大型建商採取先建後售的方式，如太子建設。

⁷ 建築物只要主結構與相關消防設施完成即可提出申請使照，故本文中所稱之完工與實際交屋之完工不同。

⁸ 一般預售款可含訂金、簽約金、開工款及工程期款，總合為自備款。有關貸款成數之討論詳見張金鵬（1992）我國住宅金融制度之研究，p214。

⁹ 銀行為降低貸款的風險，避免建商倒閉而形成呆帳，通常貸款成數會視銷售狀況而有所不同。

比例後，方開始動工興建。¹⁰亦就是建商取得建照後，何時開工將視實際銷售率而決定。當市場景氣好時，銷售率高，建商將儘早開工，此將使生產時間落差較短；反之，則生產時間落差較長。

2.3.2 開工到完工階段

建商開工後的興建期間主要受到建物本身規劃設計(建物型式、構造、高度)、施工技術以及興建速度的影響。建物規劃與施工技術通常於開工前即決定，而興建速度則視銷售率而決定。當市場景氣好時，銷售率高，建商收取的自備款較多，資金不虞匱乏，建商將積極興建以儘速取得使照，如此可有充足的資金再開發新的個案，此將使得生產時間落差較短。當市場不景氣時，銷售率低，建商所收的自備款較少，為節省工程款的支付，避免資金投入過多導致財務危機，以及過早完工所帶來的龐大餘屋壓力與利息負擔，建商將減緩施工的速度，生產時間落差因而延長。

2.3.3 興建完工至取得使照階段

由於購屋者於購買預售屋當時，無法完全瞭解買賣契約的內容，往往容易造成實際狀況與購屋者認知間的差距。¹¹預售屋的買賣糾紛本就較成屋為高，若購屋者於房地產景氣時購買預售屋，興建完成時適逢房地產不景氣，常會造成購屋者的龐大資金損失。此更加容易導致購屋糾紛，使得建商無法順利取得使照，造成生產時間落差更為拉長。

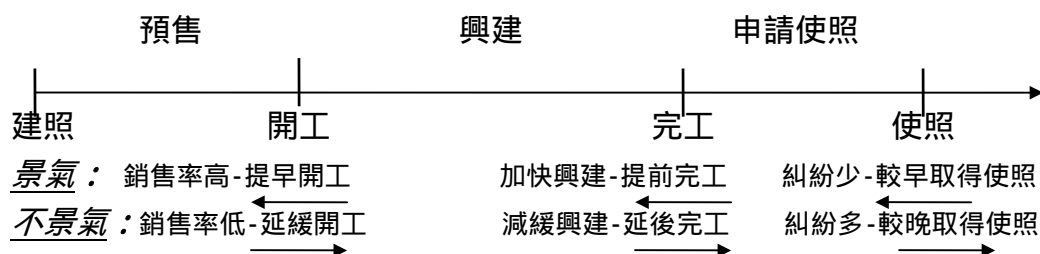


圖 1 有預售制度下之房地產生產與銷售行為

從上述分析可知，由於生產期間市場景氣的變動對於建商的財務狀況有相當大的影響，無論預售制度是否存在，建商均可透過興建速度的調整來增加利潤或降低資金週轉風險，導致市場景氣時，生產時間落差較短，當不景氣時，生產時

¹⁰ 依據建築法第 54 條規定，起造人取得建照後需於六個月內開工，因故無法於期限內開工時可申請展期一次，展期不得超過六個月，逾期執照作廢。

¹¹ 依據消基會每年申訴案件的統計，預售屋糾紛一直高居申訴案件的前幾名，而最容易產生糾紛的項目，包括面積誤差、公共設施負擔比例與方式、稅賦負擔方式、施工品質、相關設備的品牌與品質等。

間落差較長。

3 景氣變動下建照面積與使照面積之波動關係

3.1 生產時間落差固定

為提供分析比較之基礎，首先假設建商的興建速度不會隨景氣變動而調整，且住宅的建照面積不會因不景氣而減少，經過一定生產技術的時間落差，將有等量的使照面積產生。換言之，生產時間落差固定。茲將此情況下房地產景氣變動對建照面積與使照面積波動關係的影響分析如下：(參閱圖 2)

(1) 景氣谷底至復甦階段 (E1-E2)

當到達房地產景氣的谷底，意謂此時的房價已能為自住型購屋者所認同，房價的下跌趨勢已近穩定。此時建照面積處於最低水準，隨著市場餘屋的逐步消化，房價開始回升，少數能掌握景氣復甦的建商開始申請建照與推案，建照面積數量開始增加。由於生產具時間落差，當經過最短興建時間後其使照面積才會小幅出現，此階段中所出現的使照面積多為前期下滑景氣階段所興建，在此階段建照面積與使照面積呈反向變動。

(2) 景氣復甦至高峰階段 (E2-E3)

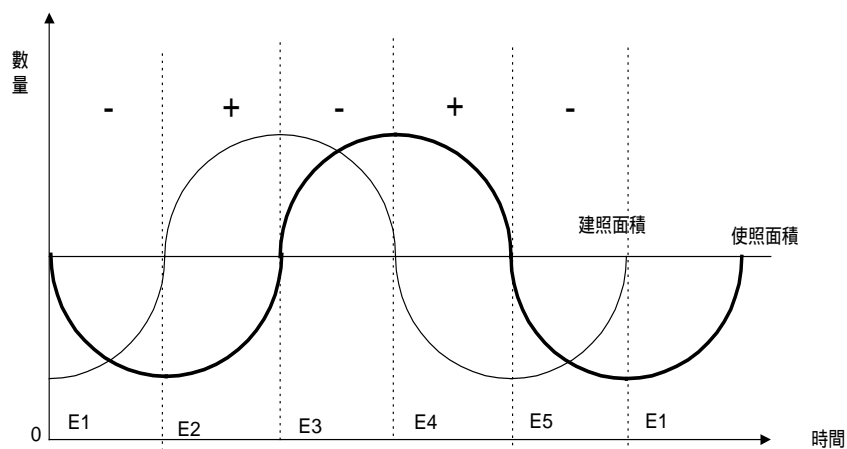
景氣由谷底至復甦階段，建商短期所增加的供給有限，景氣的明顯復甦，促使投資需求的增加，房價因供不應求而上漲。此時建商普遍感受復甦的訊息，在景氣將持續上升的預期心理下，建照面積大量增加。而前一階段的建照面積陸續興建完工，使得此階段使照面積小幅增加，建照面積與使照面積呈同向變動。

(3) 景氣高峰至衰退階段 (E3-E4)

房價的持續上升，更提高建商的供給意願，當景氣達到高峰的同時，建照面積數量亦達高峰。然當超額需求漸被新增的供給所滿足時，房價將呈現停滯。此時投資性需求將減少，景氣開始向下滑動，少數掌握景氣的建商開始減少供給，使得建照面積開始減少。然前一階段所興建的住宅大量完工，反而使得此階段使照面積巨幅增加，兩者呈現反向關係。

(4) 景氣衰退至谷底(E4-E5)

當景氣衰退的趨勢確定，不但投資性需求大幅減少，自住性購屋者亦延緩購屋。在供給遠超過需求下，房價持續下跌，使得建商投資意願低落，建照面積大量減少。但使照面積則可能於此時達到高峰後開始逐漸減少，建照面積與使照面積逐漸呈同方向變動。



註：“-”代表建照面積與使照面積呈反向變動，“+”代表兩者呈同向變動。

圖 2 生產時間落差固定下之建照面積與使照面積的波動關係

3.2 生產時間落差變動

3.2.1 無政策衝擊¹² (參閱圖 3)

假設建商會視市場景氣而調整興建速度，且建照可能會因不景氣而彈性取消。於此架構下，圖 3 顯示，當景氣處於上升階段，由谷底到復甦以至於高峰(E1 E2 E3)，建照面積會逐漸增加，而在景氣愈趨繁榮之際，建商的興建速度會較快，使得生產時間落差較短。相較於圖 2 的景氣階段，此時使照面積的斜率將較大，且使照高峰將提早出現。而當景氣由高峰下滑，由高峰至衰退以至於谷底(E3 E4 E5)，建商將減緩興建的速度，此時使照面積的斜率將較圖 2 的不景氣階段為平緩，使照面積的谷底延緩出現，生產時間落差將逐漸增長。

就建照面積與使照面積的波動趨勢而言，在景氣谷底到復甦階段(E1 E2)兩者呈反向變動，衰退至谷底階段(E4 E5)兩者呈同向變動，而在復甦至高峰階段(E2 E3)以及高峰至衰退階段(E3 E4)，兩者均先呈反向而後呈同向變動。

¹²嚴格而言，政策影響可區分為兩大類，若該影響為短暫性，影響後不改變原有的波動趨勢則稱之為衝擊(shock)。若使原有的波動趨勢產生永久性改變，則稱為結構性變遷(structure change)。

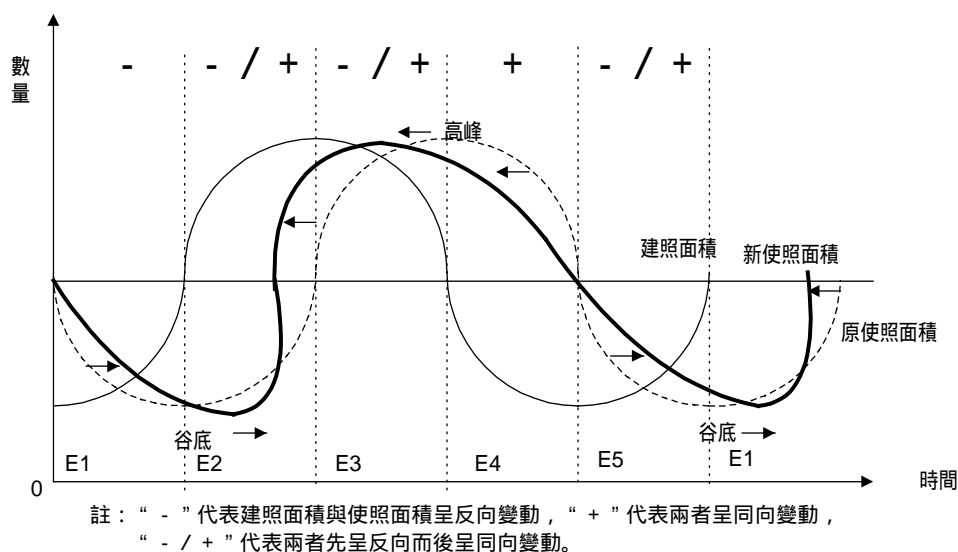
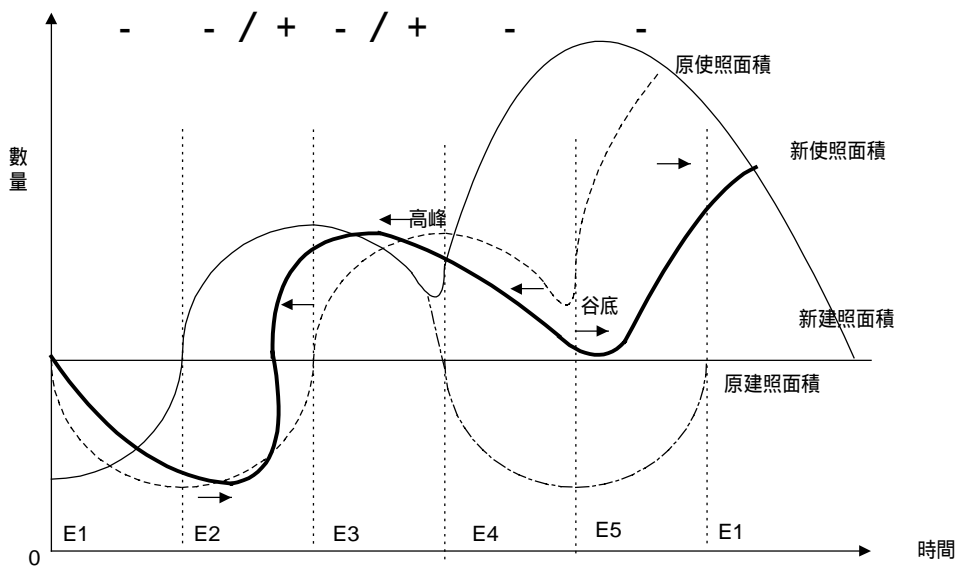


圖 3 生產時間落差變動下之建照面積與使照面積波動圖-無政策衝擊

3.2.2 政策衝擊存在 (參閱圖 4)

假設建商會因景氣變動而調整興建速度，且政府政策衝擊存在，譬如容積率管制的實施。圖 4 顯示，在景氣階段(E1 E3)時，建照與使照變化趨勢與圖 3 雷同，相異之處在於當景氣從高峰向下滑動(E3 E4)時，因受政策的改變，使市場結構受到衝擊。此時雖面臨房地產不景氣，但建商卻大量興建，遂使原本隨景氣下滑而減少的建照面積又開始大量增加，且增加幅度遠大於一般景氣的數量。使照面積亦由原本的減少趨勢轉為增加，但建商在不景氣下會延緩施工速度，使得使照的增加速度較為緩慢，生產時間落差較一般不景氣時更長。

就兩者波動趨勢而言，在景氣谷底到復甦階段(E1 E2)與衰退至谷底階段(E4 E5)兩者均呈反向變動，而在復甦至高峰階段(E2 E3)以及高峰至衰退階段(E3 E4)，兩者均先呈反向而後則同向變動。



註：同圖 3。

圖 4 生產時間落差變動下之建照面積與使照面積波動圖-政策衝擊存在

綜前所述，使照面積 (UP) 除受到前幾期建照面積 (BP) 的影響外¹³，亦會受到房地產景氣 (Cy) 與政策衝擊 (Pc) 的影響，且三者對使照面積的影響均為正向關係，其關係如下：

$$UP_t = f(BP_{t-i}, Cy, Pc) \quad (1)$$

而依據上述關係，可得以下基本假說：

1. 使照面積與建照面積間存在穩定的長期關係，但建照可能因景氣不佳而取消，使得建照面積減少，換言之長期建照面積可能大於使照面積。
2. 建商會視房地產景氣變動而調整興建速度。當房地產景氣時，興建速度較快，不景氣時興建速度較慢，使得生產時間落差會因房地產景氣變動而有所不同。
3. 建照面積與使照面積間的關係會因政府相關政策的改變而產生衝擊，此亦將改變生產時間落差的長短。

¹³ 一般而言，建築物的生產時間落差約在 1.5 至 3 年之間。

4 資料與現況

本文所使用的資料，包括住宅的建照面積與使照面積，¹⁴兩者均取自營建署出版的《營建統計年報》，而有關房地產景氣及政策衝擊則依其影響時期以虛擬變數 (0-1 dummy variables) 替代。¹⁵資料期間涵蓋 1981 年 1 月至 1995 年 12 月，共 180 筆月資料。

圖 5 呈現歷年建照面積與使照面積的變動趨勢。建照面積與使照面積兩者的變化大致呈現相同的趨勢，但存在顯著的時間落差。概約之，建照面積於 1992 年中達到歷史高峰，而後呈鋸尺狀下降，且一波比一波為低。使照面積則於 1994 年中達到頂峰，落後建照面積高峰約 2 年。另者，依據建照面積的長期趨勢，大致可區分為三階段，1981 年 1 月至 1986 年 6 月、1986 年 7 月至 1990 年 12 月、以及 1991 年 1 月至 1995 年 12 月。在前兩階段中，建照面積的變化與一般所認為的房地產景氣循環呈現約略相同的走勢，此亦與先前景氣變動下建照面積與使照面積波動圖形分析中之假設相符。而在第三階段，房地產景氣雖然開始走下坡，但建照面積卻大量增加，此乃受到政府即將實施容積率管制之影響。

從圖 6 每期建照面積與使照面積的差額關係來看，在 1986 年 6 月以前，每期的建照面積與使照面積兩者在數量上約略相等，但自 1986 年 7 月開始，兩者的差距則有逐漸擴大之趨勢，尤其是在 1991 年至 1994 年的政策衝擊期間更是如此。另外，在生產時間落差下，當期建照面積減使照面積之差似乎隨景氣變動而改變，隱含建照面積與使照面積之差或也可反映房地產景氣變動。當房地產不景氣時，兩者之差為負之機率大增，而當房地產景氣時，兩者之差為正之可能性則較高，兩者差額正負間的轉折蘊涵景氣的更替。

另且，政府即將實施容積率管制所造成的搶建風潮，使不景氣階段下的建照面積超過使照面積。兩者間的關係因政策衝擊而發生改變，且相較於前兩階段，建照面積的斜率明顯大於使照面積的斜率，亦即使照面積的數量雖有增加，但增加之幅度明顯少於建照面積，此也初步印證假設，不景氣加上政策衝擊下

¹⁴ 本文捨棄「戶數」而採用「建照面積」與「使照面積」數量來衡量住宅的供給。主要是因為早期戶數定義並不明確，統計上有以住宅單元 (housing unit) 為一戶，也有以整個開發案或一整棟大樓為一戶的情形，且早期許多戶數資料是靠推估求得，請參閱張金鶚 (1987) 之討論。

¹⁵ 關於房地產景氣，曾嘗試分別以房價與空屋數替代，但所得之結果並不佳，可能是資料本身的問題。以房價為例，應以房價上漲率或水準值來代表房地產景氣亦有爭議。由於房地產景氣內涵相當複雜，如何定義眾說紛紜，詳細討論請參閱張金鶚 (1995)。本文之目的在於解釋房地產景氣對時間落差形成之差異，因此採一般慣用的虛擬變數 (景氣時為 1，不景氣時為 0) 的方式設定。而依據林秋瑾、王健安與張金鶚 (1997, p.42) 指出，自 1970 年以來台灣房地產景氣有三個高峰期。依景氣綜合指標所計算出的高峰轉折約在 1974 年、1980 年底至 1981 年、以及 1988 年。本文取 1980 年 11 月至 1981 年 12 月與 1988 年 1 月至 12 月為高峰期 (1974 年未涵概於研究期間)，設定為 1，其餘則定為 0。

的興建速度將較緩慢，並使得生產時間落差拉長。

值得特別注意的是，在資料期間，除於 1981-1986 年的不景氣以及 1994 年 3 月後，使照面積短暫而小幅超過建照面積數量外，大部份的時間中建照面積數量均遠超過使照面積的數量，此印證先前假說，建商會因面臨不景氣而取消建照，或調整生產速度，形成使照面積減少。

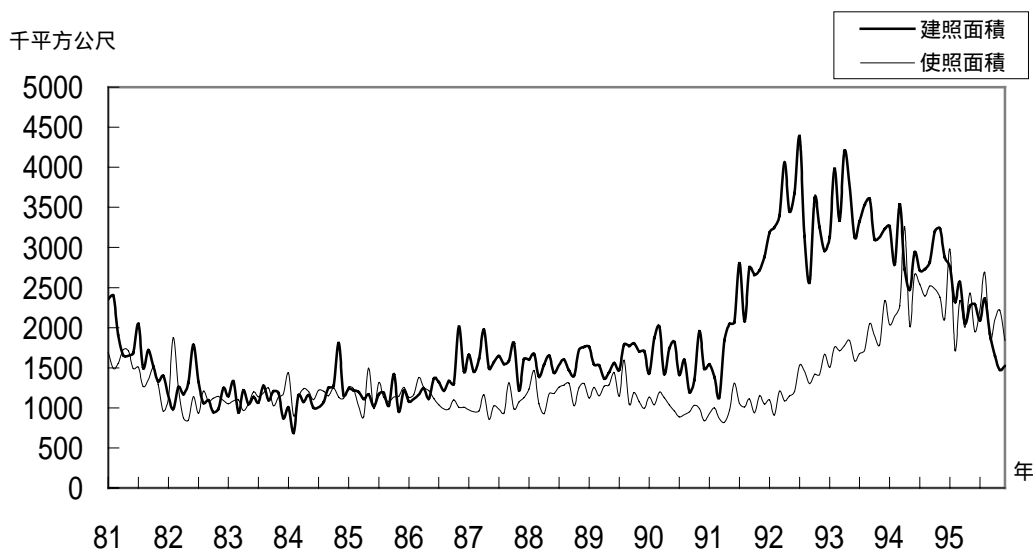


圖 5 歷年台灣地區建築執照面積與使用執照面積

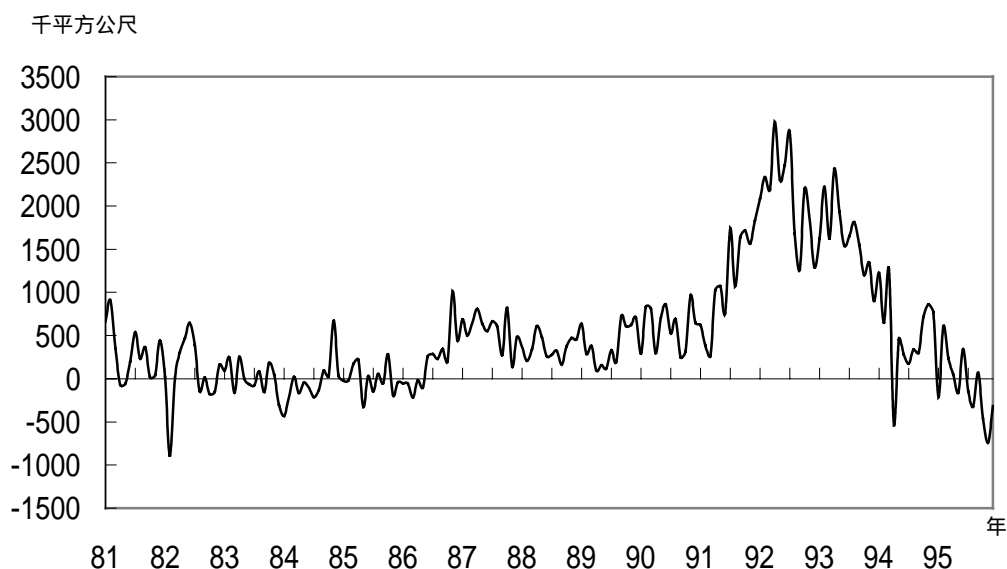


圖 6：台灣地區建照面積減使照面積圖

5 實證方法與結果

5.1 實證方法

由於採用時間數列資料，若以傳統迴歸分析方法進行估計與檢定，適用之先決條件為所探討的相關變數必須具備平穩 (stationary) 的特性，否則容易產生假性迴歸 (spurious regression) 的現象。針對此問題，傳統 Box-Jenkins 方式建議先對變數取差分，但此種作法常產生過度差分，進而扭曲變數間的關係，所估計的模型結果亦無法用來推估可能存在的長期穩定關係。故本研究先以單根檢定法 (unit root test) 檢定所研究的變數是否為平穩狀態，再以共積檢定分析彼此間是否具有長期穩定均衡關係。繼而，再以誤差修正模型來檢視變數之短期動態關係。¹⁶

首先檢定時間數列之隨機漫步成份，若一個時間數列包含了一個隨機漫步成份或單根，能以一階差分方式獲得平穩狀態，則稱此數列的整合級次為 1 (integrated order 1)，以 $I(1)$ 表示。一般而言，相同整合階數的時間數列所構成的線性組合，會屬於同一整合階數的數列。若 X_t 與 Y_t 為兩組非定態的時間數列，其線性組合為

$$X_t - Y_t = \epsilon_t \quad (2)$$

亦將為非定態，然而，若存在一向量 μ 使

$$X_t - Y_t = \mu_t \quad (3)$$

呈定態穩定，則 X_t 與 Y_t 因共積向量而共積，(3) 式可稱為共積或均衡迴歸式，且可視為一個長期或均衡關係， μ_t 則為偏離程度。若 X_t 與 Y_t 共積且去除均值的情況下， μ_t 通常沿著零基準線 (zero line) 上下波動，很少偏離零，若 X_t 與 Y_t 未共積，表示 ϵ_t 將激烈波動且甚少經過零基準線，因此均衡無法發生。

在進行共積檢定之前須先對各變數做單根檢定，本研究採用 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定法，其以單一時間數列之自我迴歸模式來進行，檢定其迴歸係數是否趨近於零，若迴歸係數為零則為單根數列，亦即非平穩的時間數列。

為解決時間序列的非平穩性，Engle and Granger (1987) 建議兩階段迴歸分析法，由於這些方法易於計算，因而於早期被普遍的使用。但其缺點是在小樣

¹⁶ 本文曾嘗試以多項式遞延落差迴歸 (polynomial distributed lag regression) 進行實證分析，但因序列為月資料，如此將減少許多觀察值，且容易產生共線性問題。另本文亦曾以逐步迴歸 (stepwise regression) 方式進行實證，雖可以解決共線性問題，然同樣損失過多觀察值。

本下，參數估計之偏誤相當嚴重，而當變數超過二個以上時，變數間可能存在多個共積關係，無法找到所有可能之共積向量，且其實證結果不易解釋。Johansen (1988,1991) 即針對上述問題提出最大概式估計 maximum likelihood estimation (MLE) 法，由於 Gonzalo (1989) 利用模擬分析所獲結果顯示，Johansen 共積檢定力優於 Engle and Granger 之方法。因此，本文將以 Johansen 之 MLE 估計方法進行共積的估計與相關檢定。¹⁷

共積應用於短期動態模式之建立，源於 Granger 的代表定理 (Granger Representation Theorem) 之應用，此乃敘述若一組變數為共積，例如： $X_t \sim I(1)$ ， $Z_t = X_t - I(0)$ ；則一定存在一個誤差修正代表來敘述此短期動態的關係，其一般模式為：¹⁸

$$X_t = -\alpha Z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t \quad (4)$$

公式中 α 為參數向量， β_i 為配合差分變數之係數，而 ϵ_t 為穩定隨機殘差向量。式(4)中之誤差修正代表 Z_{t-1} 之參數向量 “ $-\alpha$ ” 表示變數間長期調整之相互關係， β_i 則呈現短期動態關係。

5.2 實證結果

5.2.1 單根檢定

表1 為各項變數之原序列與一階差分之單根檢定結果。數據顯示變數之原序列，不論模型是否包含時間趨勢，皆具有單根。然而，變數之一階差分皆通過 5% 的顯著水準，拒絕各變數之一階差分具單根之虛無假設，也就是各變數之一階差分為穩定之序列，整合級次為 $I(1)$ 。

表 1 ADF 單根檢定

¹⁷ Johansen 共積檢定法的另外優點是可對共積向量部份進行各種檢定，如(1) 共積向量中某一係數為 0 或 1，前者稱為 long-run exclusion test；(2) 針對誤差修正係數進行檢定，及一般稱微弱外生檢定。若某一變數經檢定為弱外生變數，則可將原 VAR 模型分離為條件迴歸與邊際迴歸式，研究者若只分析條件模型，放棄邊際模型，不會損失任何有用訊息。

¹⁸ 在二變數 VAR 架構下，亦可以傳統的 Granger Causality Test 檢定因果關係。然 Lin and Swanson (1993) 與 Miller and Russek (1990) 均指出，誤差修正模型比 Granger Causality Test 更適於檢定變數的預期關係，因其具有檢定另一種型態因果關係的功能。因此，本研究直接運用誤差修正模型，而不以 Granger Causality Test 作驗證估算。

原序列

變數 檢定值	建照面積 (BP)	使照面積 (UP)
Tu	-1.8947	-0.9559
Tt	-3.2713	-2.2319

一階差分

變數 檢定值	建照面積 (BP)	使照面積 (UP)
Tu	-13.6081**	-13.5211**
Tt	-13.5682**	-13.6823**

- 註：1. Tu 與 Tt 為 ADF 統計檢定值，其中 Tu 包括常數項，Tt 則同時包括常數項與時間趨勢。
 2. “**”代表在 1% 的顯著水準下棄卻單根之虛無假設。
 3. 上述所列各變數值均通過白噪音檢定。

5.2.2 共積檢定

由單根檢定得知建照面積與使照面積均為非穩態之時間數列，且其整合階次為 $I(1)$ ，是以不能以傳統迴歸分析方法進行估計與檢定。本文運用 Johansen 的最大特性根檢定 ($\lambda \max$) 與跡 (trace test) 檢定驗視共整合向量個數。而進行共積檢定前，須先決定變數向量自我迴歸模型中的滯延階數 (k) 以及模式中是否具時間趨勢。本文的選擇標準為模型估計之殘差值不具序列相關以及異質變異等要件。經一系列估算後，最適模型為滯延期數 $k=4$ ，且不具時間趨勢。但在此研究中，除考慮房地產景氣與不景氣的影響外，亦考量政府實施容積率管制所造成的衝擊，兩者分別以虛擬變數加入模型中。另外，因本研究所使用的資料為月資料，為克服資料中的季節性因素，亦以季節虛擬變數處理。¹⁹

在決定滯延階數後，接著進行最大特定根檢定與跡檢定，由表 2 之數據顯示，虛無假設 $H_0: r=0$ 其統計量均通過 1% 的顯著水準，然而， $H_0: r=1$ 則未通過 1% 的顯著水準，顯示建照面積與使照面積間至多存在一個共積向量，證明建照面積與使照面積間確實存在穩定的長期關係。依據變數間的理論關係與符號預期，共積式為：

$$UP_t = 0.451 + 0.905 BP_t$$

$$(\chi^2 = 8.325)$$

¹⁹ 一般通以 X_{11} 處理季節性問題，但因 X_{11} 將季節因素視為雜訊 (noise)，並假設此雜訊與資料中有用的訊息分離。此種假設可能嚴重扭曲資料的動態聯繫，因而本文採季節虛擬變數處理，但此處的季節虛擬變數與一般常用的虛擬變數不同，請參閱 Johansen and Juselius (1990)。

BP_t的係數值為 0.905，1%顯著，由此共積式可知，就長期而言，建照面積增加，使照面積也隨之增加，但增加之幅度僅為建照面積的九成，此印證之前假說，當建商申請建照後，會因景氣不佳而放棄興建，使得使照面積長期均少於建照面積。

表 2 Johansen 共積檢定

Ho: rank = r	trace test	lambda max test
r = 0	47.21**	41.92**
r = 1	5.29	5.29

** :顯著水準值 1%

註：由於本文使用季節變數，並加入政策衝擊與景氣變數，因此 Osterwald-Lenum (1992) 之值並不適用。因而此處臨界值乃仿照 Osterwald-Lenum (1992) 之蒙地卡羅模擬法 (Monte Carlo simulation)，以本文模型為架構，加入集中趨勢的月虛擬變數 (centered seasonal dummies)，運用 RATS 軟體進行 6000 次模擬，當 rank=0，最大特定根檢定與跡檢定的 1% 顯著值分別為 16.7540 與 17.3251。

5.2.3 誤差修正模型

肯定了建照面積與使照面積間具有長期均衡關係後，續而架構誤差修正模式，以檢定兩者間的相互調整速率，及短期互動影響力。由於誤差項修正項之係數代表均衡誤差對應變數調整之校正百分比，由此可以檢定其顯著性及瞭解調整速率。理論上，調整係數值為負，代表當期內生變數值高於其長期均衡值時，將使得下一期該內生變數的變動率趨小。

表 3 呈現以使照為應變數，而建照為自變數之誤差修正模型的估計結果及相關檢定。關於模型中滯延階數之選取，依據 Akaike Information Criterion (AIC)，最適滯延階次為 3 在診斷檢定上，以 Ljung Box 的 Q 統計量及 Breusch 與 Goldfrey 之 LM 統計量來檢測模型之殘差項是否具有序列相關，同時以 Engle 之 Lagrange Multiplier 來檢測估計之殘差值是否具有條件異質 (conditional heteroscedasticity) 之現象，由檢測之結果發現，模型之迴歸殘差皆不存有序列相關與條件異質的現象。

從表 3 可發現建照面積為應變數時，估算之誤差調整值為-0.092，其 t 值則為-2.213，1% 顯著。顯示使照面積在均衡誤差不為零時，有消弭均衡誤差之調整能力，此亦與本文中建商將因景氣變化而調整生產量的假設相符。

另外，可從代表房地產景氣與政府實施容積管制的虛擬變數 Cy 與 Pc 來

看，Cy 的係數值為 0.084，t 值為 2.87，1% 顯著，意涵著房地產景氣時，使照面積明顯較不景氣時增加，此也意謂房地產景氣時的生產時間落差可能較不景氣時為短。而 Pc 的係數值為 0.332，t 值為 6.52，亦是 1% 顯著，代表政府預計實施容積率管制的確使得使照面積大量增加，且增加的幅度遠大於景氣時，對整個市場產生嚴重的衝擊，此也將改變建照與使照的波動關係，進而影響生產時間落差。另外，BP 的三個滯延項對 UP 之衝擊影響為負，與理論預期不符，其原因可能是受到房地產景氣與政府實施容積管制政策的強烈影響力。²⁰

表 3：使照面積之誤差修正迴歸
(使照為應變數)

變數	係數值	T 值
EC _{t-1}	-0.092	-2.213**
UP _{t-1}	0.027	0.331
UP _{t-2}	-0.064	-0.716
UP _{t-3}	-0.038	-0.512
BP _{t-1}	-0.419	-5.360**
BP _{t-2}	-0.122	-1.500
BP _{t-3}	0.051	0.733
Cy	0.084	2.873**
Pc	0.331	6.524**
ARCH(4)	4.402	
R^2	0.616	
Q(44)	153.83/0.78	
LM(1)	3.06/0.55	
LM(4)	7.19/0.13	

註：1.ARCH(4)為 Engle 之四階自相關條件異質檢定統計量，呈 $\chi^2(4)$ 分配。

2.Q(44)為 Ljung-Box 統計量，呈 $\chi^2(44)$ 分配。

3.LM 為 Breusch-Goldfrey 之 LM 統計量。

4.上述診斷統計量，斜線下為其 P 值。

5.** 為 1% 顯著

²⁰ 因為 Pc 的係數值為 0.332，遠大於 Cy 的係數值 0.084，使得原先建照與使照之長期共積正關係減弱，僅有建照滯延一期 (BP_{t-1}) 變數顯現重要性，且 BP_{t-1} 與 BP_{t-2} 係數均為負。

表 4：建照面積之誤差修正迴歸
(建照為應變數)

變數	係數值	T 值
EC _{t-1}	-0.312	-6.667**
UP _{t-1}	-0.725	-9.404**
UP _{t-2}	-0.474	-5.541**
UP _{t-3}	-0.294	-4.159**
BP _{t-1}	-0.050	-0.674
BP _{t-2}	-0.011	-0.141
BP _{t-3}	0.017	0.262
Cy	0.003	0.124
Pc	0.110	2.273**
ARCH(4)	5.522	
R ²	0.615	
Q(44)	153.83/0.78	
LM(1)	3.06/0.55	
LM(4)	7.19/0.13	

註：同表 3。

表 4 呈現以建照為應變數，而使照為自變數之誤差修正模型的估計結果。²¹ 估算之誤差調整值為-0.312，消弭均衡誤差之調整能力獲得顯著肯定。三個使照滯延變數對建照均有強烈影響力，且關係為負向，蘊涵新近完成之住宅量會影響建商對未來推案量之決策行為。而代表政府政策的虛擬變數 Pc 達到 1%的顯著水準，說明了這一段研究期間中住宅政策對建商的強烈影響力。

6 結論

生產時間落差的存在，使得房地產市場的分析相較一般商品更為複雜。不論是房地產的供給者、需求者或是相關政府單位均必須對生產期間所可能產生的景氣變動做預測，此也是一般人將生產時間落差視為造成房地產景氣循環的主要原因之

²¹ 使照面積可說是一定建照面積經過實際興建完工後進入住宅市場的結果，加以使照面積中並無法區分是否已經銷售。理論上，使照面積不會影響建照面積的數量，或是使照面積對於住宅市場以及建照面積的影響並不明確。然而，實證結果發現使照面積對於建照面積有顯著的負向影響，隱含許多使照面積並未售出，造成市場出現大量的餘屋，從而影響建商的供給意願，惟此說法仍待後續研究加以澄清。

一。雖然生產時間落差的探討對於目前市場現象的澄清以及未來可能變化提供相當多的有益資訊，但在目前相關文獻中，並無法有效將生產時間落差及其與房地產景氣的關係予以衡量與分析。

本文在假說中認為，建照面積與使照面積具有長期穩定關係存在，但建照面積可能會因景氣不佳而取消，此論點由兩者的波動現況與 Johansen 的共積檢定中初步獲得證實。就長期而言，建照面積增加 1%，使照面積僅增加 0.9%，有部份的建照面積消失，此可說明過去建照面積大部份時間領先使照面積的現象。

其次，房地產景氣會影響生產時間落差的長短，且除景氣外，政府相關政策的改變，亦會對建照面積與使照面積的關係產生衝擊，進而改變生產時間落差，此假說透過圖形分析、資料現況與誤差修正模型約略可獲證實。實證顯示使照面積的調整係數值相當顯著，亦即當均衡誤差不為零時，將以逐月調整 9.2% 的速度來消弭衡誤差。另且，從代表房地產景氣與政府實施容積管制的虛擬變數可看出，房地產景氣與政府實施容積率管制對使照面積有顯著之影響，此也將影響生產時間落差的長短。實證結果亦顯示使照對建商之未來推案量，有不可忽略之影響力，現今過多的使照核發，會促使建商重新評估未來供給。

本文的相關實證分析大致符合假說，此可澄清目前房地產生產面的現況，並提供相關決策者做為未來決策的參考。而更最重要的是，本文提供一個以往文獻未曾深入思考與研究的領域，此對未來進一步探討房地產景氣的成因與影響有相當的助益。尤其是本文中提到的生產時間落差與房地產景氣間應具有雙向、互動之關係，雖在相關資料受限制的前提下，無法探討此兩者之關連性，但將來在資料許可下，應可針對此部份做深入探討，並對房地產市場動態調整過程作更進一步的澄清。

參考文獻

- 林秋瑾,王健安,與張金鶚 (1997),房地產景氣與總體經濟景氣於時間上領先、同時、落後關係之探討,《國家科學委員會研究彙刊;人文及社會科學》,7:1,35-56。
- 張金鶚 (1987),台灣地區住宅投資長期與短期分析,內政部營建署建築研究所籌備小組。
- 張金鶚 (1992),我國住宅金融制度之研究,內政部營建署。
- 張金鶚 (1995),房地產景氣與總體經濟景氣關係之研究,行政院國科會。
- Barras, R. (1994), Property and the economic cycle: cycles revisited, *Journal of Property Research*, 11, 183-197
- Chinloy, P. (1996), Real estate cycles: Theory and empirical evidence, *Journal of Housing Research*, 7:2, 173-190.
- DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1996), *Urban Economics and Real Estate Market*, New Jersey: Prentice-Hall.
- Engle, R. and C. W. J. Granger, (1987), Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrics*, 55, 251-276.
- Gonzalo, J. (1989), Comparison of five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships, Discussion Paper #89-55, University of California, San Diego.
- Grenadier, S. R. (1995), The persistence of real estate cycles, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 10, 95-119.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector regression models, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Lin, A. and P. E. Swanson (1993), Measuring global money market interrelationships: An investigation of five major world currencies, *Journal of Banking and Finance*, 17, 609-628.
- Miller, S. M. and F. S. Russek (1990), Co-integration and error correction models: The temporal causality between government taxes and spending, *Southern Economic Journal*, 57, 121-129.
- Osterwald-Lenum, M (1992), A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- Wheaton, W.C. (1987), The cyclic behavior of the national office market, *AREUEA Journal*, 5:4, 281-299.

The Impact of Real Estate Cycles on Construction Lags

Chien-Wen Peng, Chin-Oh Chang, and Antsong Lin

Department of Land Economic, National Chengchi University

and

Business School, Lawrence Technological University, Vancouver

.

This paper explores the influence of the real estate cycles on construction lags by analyzing the fluctuations of total floor areas of building permits and usage permits as a reflection of construction lags. Results support that a long-run equilibrium is existing between them; however, building permits may be dropped during a downswing market. In addition, the duration of construction lags is affected by changes in the real estate cycles and by the impacts of policies. During a time of strong market, the duration of construction lags is cut shorter and is extended when the market is depressed.

Keywords: construction lags, real estate cycles, building permits, usage permits, cointegration tests

JEL classification: R31, R38