

# 住宅市場價量波動之研究

## Housing Fluctuation Patterns Between Transaction Price & Volume

花敬群\*\* 張金鵬\*\*\*

Ching-Chun Hua\*\*, Chin-Oh Chang\*\*\*

### 摘 要

住宅市場的研究中，交易量一直是被忽略的市場指標。雖然價格與交易量在經濟理論中是同時決定的，但因為住宅市場的投資特性，使得住宅市場研究不應侷限在價格領域，而應共同分析交易量與價格才能完整描述市場狀況。以台灣地區的住宅市場而言，近年來在 80% 住宅自有率下仍出現價格高漲現象，顯示住宅的投資行為已對市場產生重要的影響。另外，在股票市場的研究中發現，交易量波動具有領先價格波動的情形，而同樣具部份投資財特性的住宅市場，其價量之間是否具有相似情況，是本研究探討的重點之一。

關於前述課題的分析，本研究先分析住宅市場的特性，探討住宅價格與交易量在預期住宅市場景氣下的波動情形；其次經由台北市民國 60 年至 82 年的價量資料進行檢定分析。初步分析結果發現，住宅市場具有交易量波動領先價格波動的情況，而價格與交易量的長期波動趨勢是呈現逆時針旋轉的情況。

### ABSTRACT

Owing to the consumption-investment dual characteristic of housing in Taiwan, its price has risen under a condition of 80% owned-occupied rate in recent years. Some stock market studies indicate that the fluctuation of transaction volume causes the price to fluctuate. In this paper, we analyze the relationship between price and volume in the housing market, and find a counter-clock fluctuation pattern of housing price and volume. An empirical test implied that, in the long run, the fluctuation of transaction volume causes the price to fluctuate in housing market.

---

\* 本文乃接受行政院國科會補助研究，( NSC 86-2415-H-004-024 ) 特以致謝。

\*\* 國立政治大學地政學系博士班研究生

\*\*\* 國立政治大學地政學系教授

## 壹、前言

價格與交易量是描述市場狀況最重要的兩項指標，且為市場均衡下所同時決定，但因價格含有成本或收益的意義，且對供需雙方均形成直接影響，故「價格機能」便成為決定市場資源分派的基本原則。但另一方面，市場交易量表現著市場活動力的強弱，以及當期價格被市場參與者接受的程度，然而，交易量在研究上卻很少被討論。台灣地區的住宅市場，這些年來在住宅自有率超過 80% 的情況下，仍創造高額漲價幅度，顯示住宅在提供居住消費需求外，住宅的投資財意義已相當濃厚。以台北市住宅市場為例，住宅價格自民國 76 年開始上漲，標準住宅〔註一〕價格由民國 75 年每戶 268 萬元，漲至 76 年的 312 萬元，其後 77 年為 393 萬元、78 年為 613 萬元，79 年跌至 601 萬元，80 年時為 649 萬元、81 年與 82 年均為 700 萬元左右，其後價格趨於穩定而後出現下跌現象。〔註二〕

同時間的住宅交易量情況，在民國 75 年的交易量為 57,522 戶，而 76 年則增為 76,733 戶，77 年微幅增至 77,361 戶，其後隨著價格上漲而交易量則開始減少（78 年 55,351 戶、79 年 50,444 戶、80 年 47,099 戶），而在民國 81 年市場又行另一波短期景氣回升時，住宅交易量亦提昇至 51,241 戶。〔註三〕此相對於民國 60 年代，台北市人口大量移入階段，當時平均每年住宅交易量為三萬戶左右，近幾年的市場狀況顯示，投資性的住宅需求已成為住宅市場上相當重要的部份。〔註四〕

住宅市場之供給者有建商與一般售屋者，需求則有投資需求與消費需求，使得住宅市場同時具有投資財市場與消費財市場的意義，此特性亦使住宅市場價量波動的探討，需要針對不同供需者的特性加以分析，以了解其分別對價格與交易量產生的影響。除了住宅供需特性之外，市場中其他變數亦對價格與交易量形成影響，關於此項課題，本文著重預期住宅市場景氣變動對住宅價格與交易量影響之分析。〔註五〕

在股票市場研究中發現，市場交易量波動具有領先價格波動的情形（陳立國, 1993），且在實際市場操作上亦將交易量的波動視為價格波動的領先指標，但住宅市場的研究目前仍缺少對此項課題的研究。

然而，股市與住宅市場存在著相當的差異。從產品特性而言，住宅的異質性使市場價格以區間(range)方式表現〔註六〕，且住宅的消費財功能亦使交易量受消費需求所影響；從市場特性而言，住宅缺乏集中交易市場且交易過程費時，加上交易量規模較小，使得市場資訊無法快速反應在價格與交易量上。此現象使得住宅市場價量分析僅能以中長期資料作為分析基礎(如年資料)，而股票市場之價量分析則是種短期關係的研究(數小時至數日)。

本文基於前述說明，首先探討住宅供需特性對價量之影響，其次加入預期景氣波動的討論，以推論住宅市場價量的長期軌跡，以及價量的領先落後關係。接著對台北市 1971 年 1993 年的住宅市場價量波動過程予以說明，再將此資料進行實證分析，以瞭解現實住宅市場的價量領先落後關係。

## 貳、住宅市場特性與價量波動關係

住宅市場在一般討論中，多強調其生產期間長、產品具異質性、不可移動性、投資 - 消

費雙重性等特性。〔註七〕而台灣地區又因地狹人稠，以及有土斯有財觀念的深植，加上住宅投資預期的高額資本利得等因素，使得住宅市場呈現高度複雜性；然而，影響住宅價格與交易量的因素，最直接的仍是供給與需求。

## 一、住宅需求特性對價量之影響

由於住宅需求具有投資 - 消費特性，且此兩種特性具有相互轉換的功能〔註八〕，使得個別交易的需求動機不易區分，僅能就影響消費需求之變數與影響投資需求變數予以討論，以分析整體市場的需求傾向。

住宅之消費性需求大致可分為首次購屋與換屋，首次購屋需求的增加對價格與交易量均有提升的作用，而換屋需求者因已經擁有住宅，故在價格過高時會延遲購屋，所以換屋者的增加對價格的影響較小，但因為一買一賣的結果，故對交易量的影響較首次購屋者大。基本上消費需求是市場存在的基礎，所以在市場狀況波動下，消費需求的波動較投資需求波動緩和，故對交易量波動影響亦相對較小。住宅之投資需求動機為追求利潤，故市場景氣是十分重要的指標，而不同景氣預期的情況下，住宅市場上投資需求的數量有著極大差距，對交易量的波動產生較大的影響。

綜合而言，住宅市場需求特性對價格與交易量的影響，以投資需求的影響較大，而投資需求又受到預期景氣所決定，故住宅價量波動分析便需從預期住宅市場景氣變動著手。

## 二、住宅供給特性對價量關係之影響

住宅市場供給面的特性，主要是產品生產期間較長，容易造成供需間的時間落差，而此特性是否使住宅市場的供需變動，呈現如蛛網理論(cobweb theory)所描述的狀況，則有待澄清。〔註九〕以台灣的預售制度而言，在景氣上升階段因生產不及所形成的供不應求，可經由預售屋的推出而減緩當期供需落差，但過多投資需求所形成的交易量，在面對住宅完工時期的景氣持平或衰退，則易造成供過於求的結果；此價量同向上升與下滑的現象，與所謂蛛網現象約略相似。而理論上對市場不易發生蛛網現象的重要原因是經驗學習，但因為短期利益的追求（或可稱為投機），投資者為求短期獲利，忽略長期可能產生的負面影響，或者對景氣的掌握缺乏足夠資訊，使得經驗學習的實質意義減低。

住宅供給者大致可分為初級供給者(primary supplier)與次級供給者(secondary supplier)，前者指住宅生產者（建商），後者為一般售屋者。〔註十〕雖然建商的供給量僅佔市場交易量的少數，〔註十一〕但由於其生產決策過程經過市場分析，且為整批住宅的形式推出，故對價格有較強的指標性作用；而一般售屋者因為個別握有的供給量有限，對價格較無影響力，但因供給量佔市場較大比例，故對交易量有較大影響。

從景氣循環過程觀察，當景氣復甦階段，著手進行推案之建商增多，但因受到生產期間影響，所增者應是預售屋交易量；而對一般投資者而言，雖然預期景氣上升使得價格上漲，但因對更高價格的期望，故初期仍有所謂惜售情形出現，而使交易量增加有限。在預期景氣下滑階段，建商應是減少推案量，而一般售屋者則出售手中持有住宅，但因住宅價格的下跌過程在一定程度上具有僵固性，〔註十二〕而使得價格下跌較慢。

由前述討論得知，不同預期景氣和不同的供給者與需求者，對未來價格或景氣有著各種判斷與對應方式，並對價量產生不同程度的影響。

&lt;表一&gt; 各類住宅供需對價量之影響

	對景氣之反應	對價格之影響	對交易量之影響
建設公司	同步反應景氣	影響較大	影響較小
一般售屋者	延遲反應景氣	影響較小	影響較大
投資需求者	同步反應景氣	影響較大	影響較大
消費需求者	延遲反應景氣	影響較小	影響較小

### 三、住宅市場特性與蛛網現象

住宅因生產過程包括土地取得、建築執照申請與施工過程等，而過長的生產期間使得短期供需不易達成均衡。若蛛網現象出現於住宅市場，表示在價格上漲階段時建商是過度反應的，使得下期的市場供給大增，亦即前期價格影響了當期供給量，而且前期的生產行為影響著當期的市場價格。〔註十三〕

以台北市的住宅市場而言，住宅興建數量往往連續數年大增，其後數年大量減少（如民國 72 年至 76 年平均每年約 25,000 戶，而 77 年至 82 年平均增不到 15,000 戶，以 82 年以後建築執照核發數觀察，可預知近幾年內住宅供給將進入另一次高峰期）；而住宅供給增加階段多為景氣下滑時期，供給較少階段則為景氣上昇時期，顯然在供給數量變動方面，台北市的住宅市場具有蛛網現象的可能。

解釋台北市住宅供給的蛛網現象，預售制度是重要因素，而投資大眾過度熱衷住宅投資亦是主因。亦即在市場景氣階段為求取投資利得而過度增加的供給，雖然解決部份投資需求，但此種短期需求所造成的實質供給，對景氣下跌時會加強供過於求的問題。

## 參、預期景氣變動下住宅價量波動情形

供需曲線的移動決定著價格與交易量的波動關係，而影響供需曲線移動的因素頗多，如政策法令的更動會使得市場出現較大反應（如實施容積管制對民國 70 年代初期的台北市，以及對民國 80 年代的台灣省之住宅供給，均造成供給短期內大量增加的結果）。本文為簡化變數，本文從景氣復甦、景氣高峰、景氣衰退與景氣谷底等四個階段分別討論價格與交易量的波動狀況。

### 一、景氣復甦至高峰階段之住宅市場價量波動

1. 景氣復甦階段(後期)：當預期景氣上昇確定，投資需求增加，而建商短期內無法增加供給使得價格上漲，交易量則因前期供給剩餘的出清而增加，使得價格與交易量均成長。
2. 景氣高峰階段(前期)：在景氣確定持續上升之際，因預期效果而促成價格上漲，同時投資需求仍持續出現，且部份消費需求者唯恐未來價格過高而提前購屋。同時，建商亦於此時推出預售案，而住宅投資者則依個別對景氣之預期，形成部份售出手中持屋而獲利終結、部份則惜售期待更高價格，使得價格上漲逐漸受到供給增加的抑制；相對於前期因市場上尚有餘屋情況而言，本期交易量以預售屋較多，而成屋交易量較不易超越前期，而形成持平甚至減少的狀況。

## 二、景氣高峰至衰退階段

- 1.景氣高峰階段(後期)：此階段為價格高峰期，亦是投資人拋售的最佳時機，故一般售屋者的供給增加而投資需求減少；同時預售屋的供給亦達到高峰，但成屋價格因為供給逐漸增加而呈現停滯，同時因投資需求減少使得交易量下滑。
- 2.景氣衰退階段(前期)：當預期景氣衰退發生，建築業減少新建住宅，使得預售市場對成屋市場的影響降低，同時成屋供給則因投資者的脫手而增加，但需求因為房價過高而減少，使得交易量下滑；同時因住宅價格下降過程較為複雜的特性，使得短期內的降幅相當有限，而呈現價格停滯或議價空間加大的狀態。

## 三、景氣衰退至谷底階段

- 1.景氣衰退階段(後期)：當價格上漲的預期消失，且交易量出現萎縮，住宅市場之投資需求者轉變為供給者，而新建住宅亦不再領導價格，市場價格出現較不穩定的現象，於是議價空間更為擴大，使得價格下跌的事實在個別交易中逐漸實現，同時交易量因為需求不足而更加減少。
- 2.景氣谷底階段(前期)：當景氣持續看壞，市場價格在缺乏需求面的支撐下繼續下跌，而交易量的形成主要依賴消費需求的維持，但此時因前期推案之住宅逐漸完工，市場供給大量增加，使得價格下跌壓力更為擴大，而交易量則因投資需求的缺乏以及消費者預期價格下跌而持續萎縮。

## 四、景氣谷底至復甦階段

- 1.景氣谷底階段(後期)：此時價格已下滑相當時間，消費需求者因逢低買進，使交易量逐漸增多，但在供給量仍舊很多的情況下，價格在交易量開始增加時仍舊呈現下跌狀況。
- 2.景氣復甦階段(前期)：此階段為價格自谷底開始上漲之始，交易量的大量增加是種前兆，表示消費需求已經接受目前市場價格，而經過長期等待的投資人亦開始進入市場，加上市場上待售之住宅仍多，供過於求的落差開始縮小。此時交易量因需求面的支持而增加，價格則因供給仍多而無法立即上升。

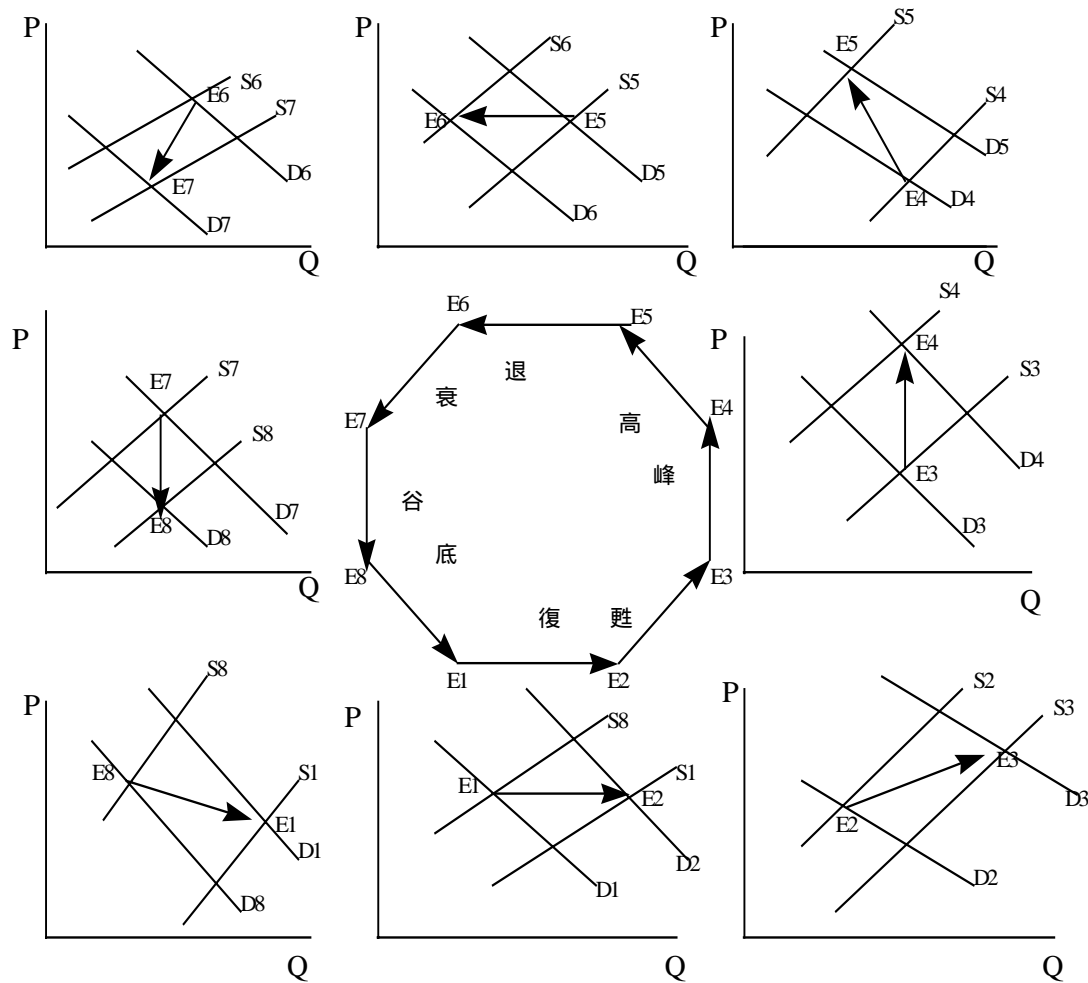
綜合前述，預期景氣變動下住宅市場價量波動，各類供需者在不同市場環境下決策行為的差異歸納如[表二]，而價量波動長期關係則如[圖一]〔註十四〕所示。

<表二> 預期景氣變動對各類供需及價格與交易量之影響

	投資需求	消費需求	新屋供給	成屋供給	總供給	總需求	價格	交易量
E1~E2	0/+	+/0	0	+	+	+	0	+
E2~E3	+	0	0/-	+	+	+	+	+
E3~E4	+/0	0/-	-	0/-	-	+	+	0
E4~E5	+/0	-	+	-	-	-	+	-
E5~E6	0/-	-/0	+	-	-	-	0	-
E6~E7	-	0	+	+	+	-	-	-
E7~E8	-/0	0	+/0	+/0	+	-	-	0
E8~E1	0/+	+	+/0	+/0	+	+	-	+

[註]:+表示增加，+|0 為增加到持平，0 為持平，- 為減少，-|0 為減少到持平。

<圖一> 預期景氣變動下住宅市場價量波動圖



從圖一中可瞭解，在預期景氣變動下，長期而言住宅市場價量波動具有逆時針循環的趨勢。其中 E1 到 E3 是景氣復甦的過程，價量關係是價格持平交易量上升到價量俱漲；而 E3 到 E5 是景氣高峰階段，價量關係是價漲量持平到價量俱跌；而 E5 到 E7 是景氣衰退階段，價量關係是量跌價持平到價量俱跌；景氣谷底階段為 E7 到 E1 的過程，價量關係是價跌量持平到價跌量增，其後景氣重新進入另一波循環過程。

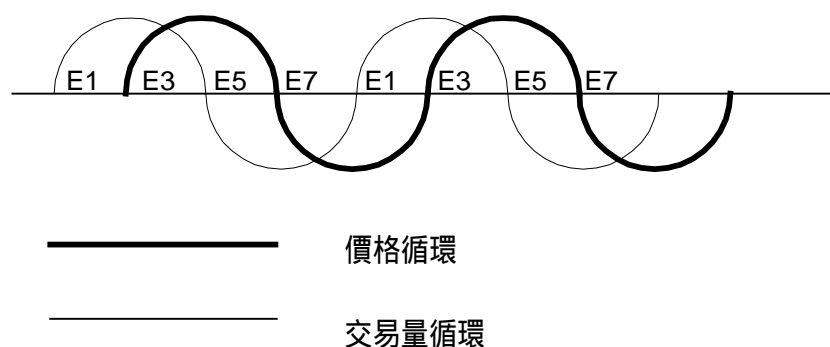
從住宅投資-消費特性而言，基本上消費財市場的價量關係是反向波動的，亦即在價格上升時，因消費需求減少使得交易量因而下跌；對投資財市場而言，因需求者追求價格上漲所產生的利潤，故價量關係是同向波動。此特性在[圖一]中則是當住宅市場景氣高峰與谷底後期(E4~E5、E8~E1)，價量之間為反向波動，顯示此階段投資需求比例相對較少；而在住宅市場景氣上升與衰退階段後期(E2~E3、E6~E7)，價量之間為同向波動，顯示此階段是投資需求出現與離開的時機。

從價量相互波動幅度而言，[圖一]僅顯示其逆時針波動的趨勢，並不表示整體波動軌機會回到 E1，亦即各階段價量波動幅度影響著長期軌跡的收斂或發散。在價量同向波動階段(景氣上升或衰退階段)，若價格的波動幅度相對較大，則長期軌跡有收斂的趨勢，表示在投資

需求相對較多的情況下，若投資者對價格上升(下跌)反應在交易量的增加(減少)較小(亦即需求彈性小於一)，則市場波動情況會較緩和；反之，當投資者的對價格上升所反應的需求量較高，則市場價量長期趨勢會向外發散。在價量反向波動階段(景氣高峰與谷底)，若價格波動幅度小於交易量，則長期趨勢是收斂的，表示在住宅消費需求的價格彈性大於一時，價格波動因受交易量的抑制，使得市場波動較容易穩定；反之則市場波動程度較強烈。

此外，從價格與交易量個別的循環觀察，價格的高峰在  $E_5$  谷底為  $E_1$ ，而轉折點分別是  $E_7$  與  $E_3$ ；交易量的高峰在  $E_3$  谷底為  $E_7$ ，轉折點為  $E_5$  與  $E_1$ 。此顯示價量之間具有交易量波動領先價格波動兩個階段，或價格領先六個階段；然而每個階段所持續的時間並不一定，故只能說明階段關係而非時間長短關係。

<圖二> 住宅市場價格與交易量循環圖



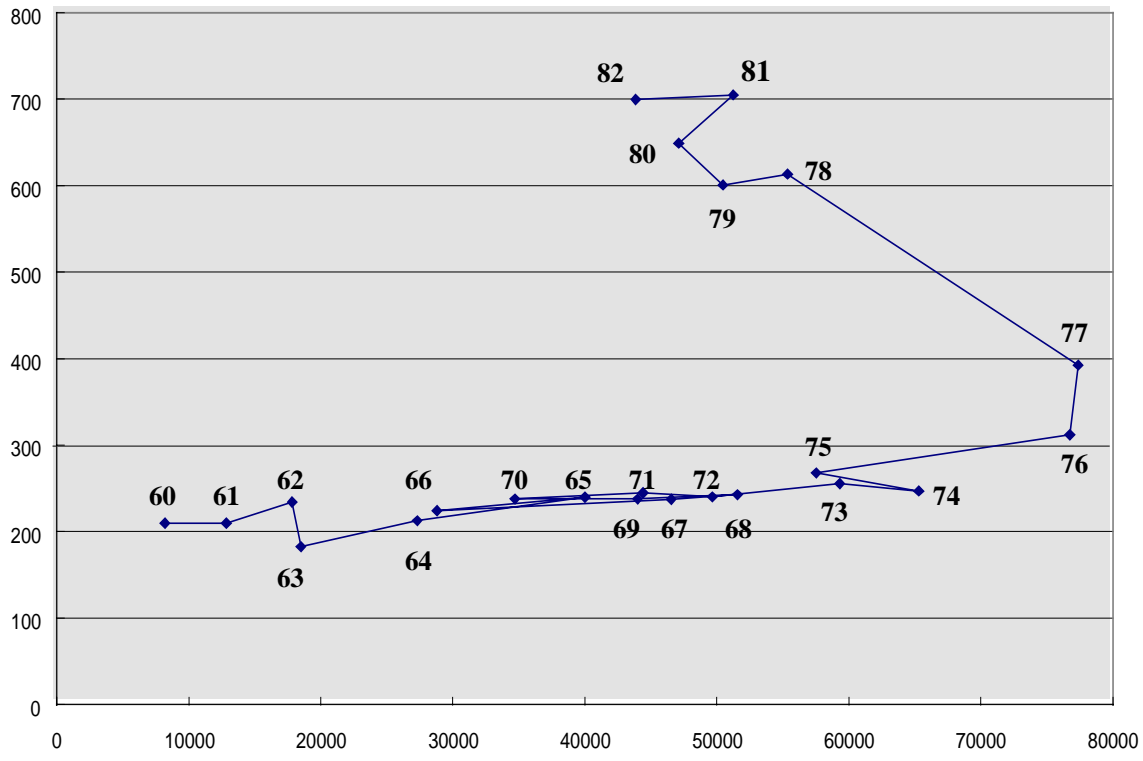
此推論模式是假設市場上無其他外在變數干擾，僅考量預期景氣變動下，住宅供需的調整對價格與交易量波動會出現前述結果。在此過程中亦發現，投資需求在景氣復甦時出現，景氣衰退時退出，而消費需求以景氣谷底時相對較多。此特性亦說明住宅市場景氣變動的預測，可經由各時期需求者特性做為判斷的指標，亦即對景氣復甦的認定，可從投資者是否進場做為標準，而對景氣是否達到谷底，可視消費需求者是否明顯增加來判斷。

## 肆、台北市住宅市場價量波動過程

民國 60 年以後的台北市住宅市場，其價量波動形式可分為三階段說明。第一階段為民國 60 年至民國 64 年，交易量持續增加而價格略有起伏，顯示市場的成長過程；第二階段為民國 64 年至 74 年，價量呈現類似蛛網現象的鋸齒狀波動，顯示市場供需的時間落差可能具有重要影響；民國 74 年以後，市場價量關係呈現逆時針波動的趨勢，顯示投資性需求對市場的影響力逐漸明顯。〔註十五〕

<圖三> 台北市住宅市場價量波動圖(民國 60 年~82 年)

住宅價格 (萬元)



交易戶數

### 一、民國六十年代初期台北市住宅市場價量波動狀況

此時城市移民增加快速，住宅的消費性需求殷切，同時因石油危機造成購買住宅保值的行為，而促成住宅的投資性需求。交易面景氣則在民國 62 年 7 月達到高峰〔註十六〕，此時價格亦在最高點(234 萬)，而市場交易量在此階段是一路攀升的，但價格則是先漲後跌。綜合而言，此次景氣循環過程中，價量波動是呈現價量俱漲，然後價跌量漲的情形，此種價量波動形態，因受到消費需求持續上升的影響，所以景氣變動僅對價格波動產生效用。

### 二、民國六十四年至七十四年之價量波動狀況

此階段住宅市場受到許多外在變數的干擾，例如中美斷交、第二次石油危機、蔣公逝世、空地限建以及台北市實施容積管制，使得市場上出現投資性格明顯的價量波動關係，亦即在 64 年至 71 年持續出現價量俱漲和價量俱跌的循環波動，而民國 71 年以後則是價格漲跌互見，交易量則是持續上升的情況。

交易面的景氣循環於 68 年初達到高峰(當年交易量為 51,570 戶、價格為 243 萬元)，70 年初進入谷底(當年交易量為 34,691 戶、價格為 238 萬元)，顯示住宅市場景氣的波動，在價格與交易量波動中無時差地反應出來，亦即，71 年以前的市場變數對刺激投資性需求較明顯，故市場價量關係呈現同向波動的結果，而 72 年以後因實施容積管制的影響，供給大增使得交易量持續增加。



### 三、民國七十四年以後之價量波動狀況

民國 74 年是住宅市場景氣進入下一波高峰的轉折期，住宅價格自此一路攀升，至 81 年為止價格上漲約兩倍(74 年為 247 萬元，81 年則為 705 萬元)，交易量則在五萬戶至七萬七千戶中波動(前一階段中交易量約四萬多戶左右)；而交易量波動先是大量增加，其後維持穩定，然後急速減少的過程。此時價量波動過程配合景氣波動的情況，與前文對預期景氣變動下住宅市場價量波動的模式相符合。亦即，在民國 75 年與 76 年景氣逐漸復甦，住宅價格略為上漲，而交易量則大量增加；民國 77 年置 79 年市場景氣到達高峰，價格呈現大幅成長，而交易量則呈現停滯然後萎縮。而民國 81 年市場價格曾出現短期上漲現象，但是整體景氣趨勢仍是朝谷底變動，於是交易量仍是呈減少狀況。然而，市場價格在交易量減少下並未明顯下跌，而是以議價空間加大的方式出現，表示住宅市場價格下跌趨勢並非立即反應在價格上，而是先經過議價空間加大的階段，逐漸累積成較明確的價格下跌。

綜合前述情況，可以發現台北市住宅市場發展過程中，從早期因住宅存量不足，以及城市移民的結果，住宅市場基本上仍是以消費需求為主，造成價格波動下交易量仍舊持續增加；其後住宅市場進入投資性格強烈的年代，加上外在變數不斷，使得價格與交易量同向波動；當民國 70 年代後期，市場化、自由化的觀念逐漸成形，投資理財廣為民眾所接受，市場外在變數的影響減輕，住宅市場的發展受投資需求的影響逐漸加大。

## 伍、台北市住宅市場價量關係之檢定

從股票市場研究結果中得知，其市場價量間具有交易量波動領先價格波動的情形，關於此問題本文經由單根檢定(unit root test)與共積檢定(cointegrate test)〔註十七〕，對民國 60 年至 82 年台北市住宅價格與交易量之關係予以討論，以探討前文之推論與實際市場狀況是否一致。

### 一、單根檢定

單根檢定之目的在於測試資料的穩定性(stationary)，本研究分別以 Bayesian Unit Root Test、Phillips & Perron Unit Root Test 以及 Dickey Fuller Test，將價格與交易量間之領先落後關係予以探討。初步對住宅價量資料分析，發現此兩種時間數列均呈現不穩定(non-stationary)現象，亦即數列具有單根，使得價量間的長期關係無法在單根檢定中得知。其次將變數之時間數列以一階差分進行檢定，得到  $I(1)$  數列符合穩定性的結果，此表示住宅市場價量之間具有短期關係，若要進行長期關係的討論，則須經由共積檢定來完成。

<表三> 台北市住宅市場價量之單根檢定

檢定值 變數	MA(0)	MA(1)	MA(2)	PP(0)	PP(1)	PP(2)	DF(0)	DF(1)	DF(2)
價格	0.5019	0.5019	0.5094	2.303	2.345	2.365	2.303	2.227	2.163
交易量	0.1899	0.1899	0.1822	-4.604	-4.447	-4.041	-4.604	-4.766	-4.116
價格 I(1)	0.001	0.001	0.0528	-17.235	-17.029	-17.636	-17.235	-11.763	-7.941
交易量 I(1)	0	0	0.0004	-21.672	-21.430	-19.841	-21.672	-33.787	-23.108

〔註〕：MA(1)為 Bayesian unit root 時差一年之檢定值，其通過檢定對照值為  $Q < 0.005$ ；PP(1)與 DF(1)為 Phillips & Perron 檢以及 Dickey Fuller 檢定，其檢定值約在絕對值 3 以上時具有 90% 的顯著水準，。檢定值為 4 則顯著水準約為 95%。

## 二、共積檢定

共積檢定之目的在於分析價格與交易量之長期波動是否具有共同的趨勢，亦即，當市場環境變遷，使得一項變數產生波動之後，另一項變數是否會跟隨調整，使得其長期趨於穩定關係。以台北市民國 60 年至 82 年資料進行共積檢定，得到結果如[表四][表五]所示。

<表四> 價格對交易量之共積檢定

時差 檢定方式	lag(0)	lag(1)	lag(2)	lag(3)	lag(4)
P.P.	1.154	0.807	0.560	0.223	0.106
ADF	1.154	0.119	-1.735	8.824*	7.923*
Sims	0.5926	0.5926	0.5526	0.4628	0.0601

[註]\*表示該檢定值在共積檢定下具有 95%的顯著水準

<表五> 交易量對價格之共積檢定

時差 檢定方式	lag(0)	lag(1)	lag(2)	lag(3)	lag(4)
P.P.	-5.477*	-5.648*	-5.428*	-5.489*	-5.351*
ADF	-5.477*	-6.654*	-6.809*	-13.018*	-12.867*
Sims	0.1640	0.1640	0.1481	0.1577	0.1024

[註]表示該檢定值在共積檢定下具有 95%的顯著水準

由[表四]得知，在價格對交易量的共積檢定下，僅時差三年與四年的 ADF 符合檢定水準；而[表五]則說明交易量對價格的共積檢定，在 P.P.與 ADF 方式下均符合檢定水準；但住宅價量之間具有共積現象，則需兩項檢定均具有顯著性，以台北市住宅市場價格與交易量檢定結果而言，在 ADF 共積檢定下，時差三年與四年的檢定值，均符合檢定標準，但因其他檢定方式與時差則未能通過檢定，顯示台北市住宅市場的價量之間雖具有共積現象，但整體而言此種關係較嫌薄弱。

## 三、價量領先落後關係與相互調整速率

共積檢定的結果，雖然無法完全認定住宅市場價量之間具有共積現象，本研究為進一步檢驗價量關係，故先接受價量之間具有共積現象，再採用 ECM(error correction mechanism)〔註十八〕檢定，分析價量的領先落後關係與調整速率。ECM 檢定是分析具有長期關係的時間數列短期波動之相互調整過程，分析方式是將價格與交易量互為內生變數的兩條迴歸式之殘差值，與價格和交易量的變動率進行迴歸分析，以分析價量之間的相互調整狀況。由於價格與交易量在股票市場的波動，具有交易量領先價格的情況，本研究亦對住宅市場的價量，採用不同時差分別予以檢定，其檢定結果可由[表六][表七]說明。

&lt;表六&gt; 交易量對價格之 ECM 檢定

	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
Constant	-69.40410804	33.53477851	-2.069616	0.05403851
Z1{1}	(0.01772437)	0.00597845	2.964709	0.00868347*

\*當檢定值小於 0.05 時表示具有 95% 以上的顯著水準

&lt;表七&gt; 價格對交易量之 ECM 檢定

	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
Constant	15749.47257	6901.29376	2.282104	0.03563609*
Z2{1}	(-0.28056)	0.13108	-2.140347	0.04711897*

\* 表示檢定值符合 95% 顯著水準

從 ECM 檢定結果得知，在將價量經由各種時差下的檢定，僅時差一年情況下的顯著水準通過檢定，但是再經過殘差值的係數觀察，僅價格對交易量的關係通過檢定；亦即，透過 ECM 的檢定得到住宅市場具有交易量波動領先價格波動一年的結果；同時由殘差值的係數顯示，當交易量脫離長期均衡值時會在次年價格產生反應，使次年的交易量向長期均衡值修正，此修正幅度為實際交易量與長期均衡交易量差距的 28%（亦即表七中 Z2{1} 的係數）。

然而，此實證分析僅能視為初步結果，主要是因為在分析方法上僅能確定資料無自我相關，但對異質變異則尚未檢測；而整個檢定結果亦未能完全滿足所有通過檢定得條件，故對此結論本研究仍需表示保留的態度。

關於檢定結果未能完全符合前述理論，原因可能是交易量資料品質不佳〔註十九〕，或因為住宅的投資-消費特性，使得需求者對價格反應的組合與單純的投資財市場有所不同，亦即股票市場研究結果可作為分析住宅市場的參考，而在過去對住宅市場價量關係缺乏實證經驗的前提下，本文所分析的理論模式與實證結果，將是後續研究的基礎。

從價量實證分析的結果，與前面對預期景氣變動下的價量波動分析，基本上交易量波動具有領先價格波動的趨勢，此對住宅投資而言，投資者可經由交易量波動的分析，作為預測價格波動的參考；對住宅經濟政策而言，應加強交易量資料的整理，並分析投資需求與消費需求的狀況，如此將可對住宅市場有更為精確的掌握。

## 陸、結論

一、住宅供給者可分為建設公司與一般售屋者，需求者則有消費需求與投資需求，此四者對預期景氣波動的反應，以及對價格與交易量的影響，從供需原理與市場經驗顯示：

1. 建設公司對市場景氣較為敏銳，且因個別推案戶數相對較多，對價格影響力較大；整體而言，其供給占成屋市場比率較低，故對交易量影響較小。
2. 一般售屋者因市場資訊的獲取有限，故對景氣反應較為遲緩，而此類供給者眾多但多為價格接受者，故對交易量影響較大而對價格影響較小。
3. 投資需求者因強調成本與獲利，故受景氣波動影響較大；對交易量的影響因投資需求

與景氣變動有明顯關係，在景氣復甦需求大增而在景氣衰退時退出市場，使交易量形成較明顯的波動。

4. 消費需求因屬生活所須，故受景氣與價格影響相對較小，其行為基本上仍是依據需求法則，但同時受到投資需求增減所影響，故其需求量之增減幅度較小，對交易量波動亦較無影響，對價格的影響亦因資訊有限而較無影響力。

## 二、從供需原理推論出，在景氣循環過程中，住宅市場價格與交易量波動具有逆時針旋轉的趨勢，而對台北市住宅市場的實證結果初步發現，交易量波動具有領先價格波動一年的情形。

經由單根檢定與共積檢定，發現台北市住宅市場價量之間，具有交易量波動領先價格波動一年的情況，且對交易量脫離長期均衡時會經由次年價格反應產生調整的功能，此結果與理論模式推估的結論相同；然而，本文實證資料仍有不完整之處，加上影響住宅市場價格與交易量的因素或市場結構變遷尚未完整討論，故本研究結果僅能視為初步結論。

## 註 釋

- 註 一：標準住宅是一種概念性的住宅典型，指某特定時間、地區與類型之住宅市場所成交住宅的各項住宅屬性的平均數量所構成的一種概念性住宅，目的是表達該住宅市場之住宅品質水準。
- 註 二：價格資料為張金鶚、林秋瑾與楊宗憲(1995)“台灣地區住宅價格指數之研究”中經過CPI平減的標準住宅價格。
- 註 三：住宅交易量可由總成交金額、交易面積或交易戶數表示，但市場總成交金額受到價格水準的影響，且資料取得困難，而交易面積與交易戶數各有其優劣，本研究先以台北市統計要覽中之房屋買賣交易件數(戶數)代表交易量；此外，預售屋交易是在興建完成後才進行登記，故會對當期交易量產生時間落差的影響，本研究為簡化變數故暫時不對此問題予以處理。
- 註 四：Lin & Lin (1994)對台灣住宅市場研究中，發現投資需求佔種需求比例的65%，消費需求為35%。
- 註 五：本文所稱之景氣變動單指住宅市場而非總體經濟景氣，此二者雖有關聯，但分析之變數與波動狀況仍有相當差異，依據張金鶚(1995)研究顯示，房地產景氣波動落後於總體經濟景氣。
- 註 六：此狀況在理論分析中是屬於核心理論(The Core)與價格分散(Price Dispersion)所探討的課題，本文暫不分析。
- 註 七：參考張金鶚(1990)“房地產的世界”。
- 註 八：例如原為購屋自住，但因市場價格上漲，故出售該住宅以獲得利潤，此為消費需求轉為投資需求的狀況；而原始購屋動機為投資，但因市價下跌或其他原因，而改為自行使用，則為投資轉消費的情況。基本上，在住宅價格上漲階段，前項情形會較多，而價格下跌時則後者較多。
- 註 九：在Hekman, J.S.(1985)的研究中，對美國十四個城市的辦公室市場租金與興建數量予以分析，發現其中並無蛛網現象存在，原因在於需求的出現並非依市場供給來決定，而是隨機的。此外，供給者亦經由過去經驗的學習，修正其反應市場價格的適當供給量。
- 註 十：Jassen, J.等(1994)對住宅供給亦做類似分類，但其所指之secondary supply 是指換屋行為下所提供的供給量；但以台灣的情況下，投資客轉手的住宅供給應是較重要的項目。
- 註十一：以台北市民國八十年前後資料而言，市場每年新建住宅約一萬戶，但交易量約在五萬戶左右。
- 註十二：股市交易資訊是立即且公開，而且單一交易價格即會成為該時間點的市場指標；但是住宅交易資訊較為封閉，且產品具異質性，加上市場指標多以建設公司之表價為基礎，且建設公司因握有較多資源或基於其他因素，使得降價的過程是經過議價空間加大以及較優惠的付款方式替代，然後才逐漸反應到實際交易價的下跌。
- 註十三：由於預售制度的關係，住宅市場蛛網現象在供過於求階段的供給量並非全然由建商所提供，而是部份經由前期投資需求所供給。
- 註十四：(圖一)的表現形式主要參考Jassen, Kruijt, Needham (1994)所提出的“Honeycomb Cycle”，該文將住宅市場價量波動分為六個階段，且將供給分為新屋供給(primary supply)與中古屋供給(secondary supply)，需求則有首次購屋(primary demand)與換屋(secondary demand)之分；本文所做之修改則是將供給者分為建商與一般售

屋者，需求者則分為投資需求與消費需求，以符合台灣住宅市場的實際狀況，另將推導階段改為八個階段，以對應習慣上對市場景氣的區分（復甦、高峰、衰退、谷底）。

註十五：本文以民國60年以後為研究期間，主要是因為之前的住宅價格資料取得不易，其次則是當時住宅市場尚未成熟，住宅供需仍有相當部份未經過市場而是地主興建自住，此問題涉及市場結構轉變，本文暫時不做處理。

註十六：參照張金鵬(1995)“房地產景氣與總體經濟景氣關係之研究”p84

註十七：單根檢定與共積檢定之說明可參閱 Gajarati, D.N. (1995)“BASIC ECONOMETRICS”3<sup>rd</sup> Edition

註十八：同前註第21章

註十九：因預售制度的影響，使得住宅交易登記件數中包含前幾年的預售屋交易數量，卻不包含當年預售數量，使得交易量資料本身產生時間落差現象而影響資料的正確性。

## 參考文獻

台北市政府

1995 《台北市統計要覽》

張金鶚

1995 《台灣地區住宅價格指數之研究》，行政院經建會委託研究

張金鶚

1995 《房地產景氣與總體經濟景氣關係之研究》，國科會專案研究

張金鶚

1990 《房地產的世界》，遠流出版社

陳立國

1993 《台灣股市價量關係之研究》，台灣大學財務金融研究所碩士論文

Gujarati,D.N.

1995 BASIC ECONOMETRICS 3<sup>rd</sup> Edition, Mc Graw-Hill Books: New York.

Hekman,J.S.

1985,"Rental Price Adjustment and Investment in The office Market",AREUA, Vol 13.pp.32-47.

Jassen, J., et. al.

1994,"The Honeycomb Cycle in Real Estate",The Journal of Real Estate Research, Vol 9,No.2,237-251.

Lin & Lin

1994,"An Estimation of Elasticities of Consumption Demand and Investment Demand for Owner-Occupied Housing in Taiwan", 中華民國住宅學會第三屆年會發表論文

## 作者回應

首先感謝三位評論人對本文之指正，對於第一位評論人所述關於誤將「供給者」視為「供給」部份，以及參考文獻中關於作者的書寫格式等，均已於文中修正。第二位評論人指出原有「結論」中，部份結果僅為相關經濟理論之申論，而並未經過實證，對此問題以於文中加以說明，並刪除部份語氣過為肯定的內容。另外，本文第四段曾說明民國 60 年以後的台北市住宅市場結構可分為三個階段，並分別說明其背景因素與價量波動關係，然而，本文第二段所建構的理論模型，是假設在住宅的投資財特性較為成熟的市場環境下的推論結果，故與實證資料期間(民國 60 年至 82 年)的市場環境略有差異，以使得實證結果與理論模型之間，未能得到完全的一致性，而第三位評論人對此問題，建議對民國 76 年以前，以及 77 年至 82 年的資料分別進行實證，從實證的意義而言有其必要性，但受到住宅市場價格僅有年資料的限制，使得分段實證方式在資料筆數過少的情況下無法獲得較正確的結果；關於建議修改本文題目之「波動」，以避免讀者誤認為是分別討論價格與交易量的波動狀況，而與本文所探討的重心產生差異，對此作者認為本文主要內容均以說明價量波動為主，而實證部份雖然受到資料的限制，但其結果在相當程度上仍可認定是「價量波動」的分析。