

中山管理評論 1997年9月
第五卷第三期 pp.657-676

住宅需求與經濟及金融變數 之長期整合關係

—以大台北地區為例

Long-Term Relationships between Housing Demand and
Economic and Financial Developments—The Case of
Taipei Metropolitan

林恩從 *Antsong Lin*

國立中山大學

National Sun Yat-Sen University

李盛芳 *Sheng F. Li*

國立中山大學

National Sun Yat-Sen University

摘要

在游資泛濫，泡沫經濟及短期房價利多刺激下，促使建商大幅增加供給。因忽視實際需求成長，民國八十一年起，住宅市場開始出現巨幅超額供給。繼而經濟不景氣、股市停滯不前及非經濟因素影響下，不動產成交量急劇萎縮，這種過度重視供給而忽略需求，是造成房市巨幅震盪的主因。本研究之主要目的，乃探討住宅需求和總體經濟及金融變數之長期整合關係，以了解我國不動產市場影響需求面之潛在因素及因果關係。研究方法乃是以定態及共整為基礎，進而架構誤差修正模型進行分析。主要結論為：(1)住宅需求和部份經濟及金融變數確實存在長期關係，而此種關係是錯綜複雜，並非單一政策可解釋房地產困境；(2)誤差修正模型顯示，和住宅需求具有共整關係之經濟及金融變數，對住宅需求確實存在短期影響力，金融變數影響較快，總體經濟變數影響較慢，滯延期數較長；(3)但總合一起時，在多變量誤差修正模型下則呈不顯著，顯示經濟體系並無單一變數對住宅需求具有絕對影響力。

關鍵詞：住宅需求，共整，誤差修正模型，大台北地區

Abstract

This study examines the long-term relationships between housing demand in Taipei Metropolitan and economic and financial developments. A relatively new methodology, which combines the cointegration concept and the error correction model, is employed. Several important findings are concluded. First, empirical evidence support the existence of cointegration relationships between housing demand and some of economic and financial variables. However, these connections are rather sophisticated. Second, the impacts from the changes of financial developments on housing demand are more immediate, but those from the economic side are lagging. Third, in the multivariate context, none of the included variables shows significant influential power. Policy implications of findings are also discussed thoroughly.

Key words: housing demand, cointegration, error correction model, Taipei metropolitan

壹、緒論

國內房地產市場從民國六十二年至民國七十九年共經歷了三次景氣循環¹，然而三次的狂濤巨浪並未導正國內的房地產市場。就在投資與投機風氣的助長下，民間不斷請領建築執照，政府公共部門大量興建國民住宅，使住宅供給不斷的成長。在未考慮實際需求面的生產動機下，民國八一年開始出現了超額供給。此時，恰逢國內經濟不景氣，股價停滯不前，造成不動產市場成交量急劇萎縮，空屋量大增。在大量餘屋無法及時銷售的困窘下，許多建商出現資金週轉不靈，甚而倒閉，其中尤以資本較為薄弱的建築商為甚，且在一波又一波的不景氣預期心理環繞下，營建業股價指數連連下滑，更締造了史無前例的低迷景氣。

民國八十四年，政府為重建房市景氣低迷不振的情況，由中央銀行釋出郵

¹ 根據吳森田（1994），就房價的變動而言，三次景氣循環分別為，民國六十二年至民國六十七年，而其高峰在民國六十二、三年間，民國六十七年至民國七十六年則為第二次景氣循，高峰期在六十七年至六十九年，民國七十六年至目前則是第三次，高峰期在民國七十八、九年。前兩次是因原油價格導致物價上漲，進而刺激不動產市場，第三次則為貨幣供給因素。

政儲金 800 億資金挹注房市，其中 500 億供作無自用住宅者購屋貸款，300 億供作建築業專案融資。雖在這一連串刺激景氣需求面的利多環境下，不動產市場至民國八十四年底，仍未出現好轉的跡象。究其因，大眾購屋意願遲緩，關鍵因素除房價太貴、民眾預期因素外，尚包含一些非經濟因素，如政治不安、戰爭危機意識等，所導致的遲緩購買行為。另外，在住宅供給面，政府為了達到平抑房價，採擴大供給因應措施：包括農地釋出、廣建國宅、低價勞工住宅及最近對民間建築業者造成嚴重排擠效果的台糖住宅。而這些增加供給的政策，在目前房市景氣疲乏中，其成效尚有待觀察。

事實上，根據調查，國內目前無自用住宅的潛在購屋者，約相當於目前空屋數量²。純就經濟學角度而言，似應無供給過剩的問題，而為何這些潛在購屋者沒有對房市產生平衡作用呢？其關鍵在早期住宅供需不平衡，使得房價產生非理性波動。從我國房價屢創新高，這種跳躍式漲幅，給予建商利多機會，促而大幅擴張供給。置此之際，不論政府、學界及產業界又從房市的供給面做相對因應措施，這種過度重視供給面的發展，至最近房市持續低迷時，才轉而重視需求面。

早期國內研究以住宅需求所得彈性、價格彈性估計為主要方向，但因彼此的研究定義不同，而得到分歧的結果，無法窺知住宅需求的長期均衡關係。有鑑於此，本研究從另一角度來探討住宅需求和總體經濟變數間之關係，利用計量經濟學應用在時間序列滯延期數之定態(Stationarity)、共整(Cointegration)模型和誤差修正模型>Error Correction Model)，來探討住宅需求量和總體經濟變數間的長短期因果關係。最後本研究之主要目的為導正政府、學術界及產業界過度重視住宅供給的觀念，促進市場供需平衡的發展。俾能對政府政策、建築業界推案策略擬定及一般購屋大眾之購買行為有所助益。

貳、文獻回顧

住宅型貌乃人類文明所累積的結果。然而文明因時因地而有所不同，住宅水準之特性、品質亦因地區不同與時代之演進迭有更異。住宅除提供人類庇護所（Shelter）之用外，尚滿足人類基本需要--安全、舒適與次級需要--自信、

² 根據營建署統計資料，目前約有一百萬戶無自用住宅的潛在購屋者。資料來源：工商時報第三版，民國八十四年九月。

自足、自我表現及維護個人或家庭等團體之私密性等社會性功能，同時住宅亦能塑造社會印象。

住宅需求和住宅需要（Housing Need）二者的定義有別，對住宅政策及住宅建設更具不同意義。住宅需求係指一地區居民，在各種不同的住宅價格水準下，對各種不同水準之住宅產生購或租之意願；換言之，可能會進入住宅市場發生實際的購買或租屋的意願。住宅需要係指基於達成理想住宅或居住目標之觀點，對需要之住宅單位數作預估，它是理想與現實間的差距³。

傳統的住宅需求（Housing Demand）文獻大部份在探討住宅需求之所得彈性和估算價格彈性。但因住宅具有異質性，會因區位、建材和其他相關總體經濟因素不同而有所差異。因此，在各文獻所用的所得和住宅價格定義及取樣不盡相同下，所估計的彈性自然呈現分歧。例如吳森田（1981）、賈宜鳳（1984）及楊重信與陳春益（1987）等，因住宅的型式、格局、位置、屋齡等之不同，住宅所提供的服務無法以單一標準的「實物單位」來衡量，因此乃以居住支出（房租支出和設算租金）來衡量需求。利用居住支出為對住宅服務需求，來進行所得彈性和價格彈性之估計。

新近之研究，則著重於不動產市場之發展或價格與經濟及金融發展之長期關係，並運用較新的計量工具，如向量自我迴歸、共整與誤差修正等。譬如，Drake（1993）利用 Johansen（1988）和 Johansen & Juselius（1990）提出最大概似法理論，來表示英國房價長期均衡，並建立一個多變量不同共整向量，這種長期均衡關係被用來估計一英國房價縮減的（Parsimonious）動態模型。研究結果就長期而言，個人實質可支配所得是導致英國房價波動背後之推動力，在短期上，私有部門開工件數和英國房價指數滯延期數之變動為短期房價波動的主要趨動力，然而在誤差修正項係數則較低，故解釋變數間的調整極為緩慢。

Johns（1991）在其一篇以小島型經濟之房價為主題的研究中，指出應用共整合技術估計長期方程式，可解釋房價移動平均。研究結果指出了許多小島型經濟的特殊狀況：1.此種經濟隔離了鄰近經濟性因素之干擾；2.漸近式衝擊和創新的住宅政策或有其實質效果；3.島上人口突然且顯著的波動會形成住宅需求上顯著的變動。在此種經濟型態下，人口測量比經濟變數對房價的影響更

³ 陳麗春（1986）“淺談住宅需求”台灣土地金融季刊，23（3），pp.270-290。

具重要性。

Lee (1992) 應用多變量共整理論，探討美國房屋建築之存量 (Stock) 和流量 (Flow) 間的關係。實證結果清楚的驗證存量和流量具連結關係，在考慮誤差修正模型長短期關係後，可改善不動產序列複雜之預測能力，並證明多變量共整合可應用到其他的時間序列。

國外有關不動產之類似研究，尚包括 McCue & Kling (1994) 利用向量自我迴歸模型，分析不動產報酬率和總體經濟變數間之關聯性。Wheeler & Chowdhury (1993) 探討美國不動產市場、總體經濟活動與財務創新間的關係。Tegene & Kuchler (1991) 則運用誤差修正模型，建立美國五州穀物生產地帶的農地價格模式。

本土研究方面，黃佩玲 (1994) 利用聯立向量自我迴歸模式，探討住宅價格與總體變數間的關係。結果顯示，住宅價格與總體經濟市場中之利率、物價、股價等變數，存在著顯著互動關係，且發現物價與貨幣供給對住宅價格有直接或間接的遞延落差。

李建裕 (1991) 以大高雄地區預售屋為研究對象，從總體經濟變數觀點出發，探討總體因素與住宅價格之關係。研究中透過聯立方程式的結構，建立一計量經濟模式。實證結果顯示，貨幣供給與利率為影響房價的主要因素，且房價與股價兩者不僅呈現高度相關，且兩者互為影響頗為顯著。另外，吳文傑 (1990) 則在考慮不確定因素下，建立跨時選擇模型，探討考慮價格風險下的房屋需求。實證結果指出，自有房屋需求主要取決於祖先的遺贈金額、預期使用成本及預期售出的房價。若無考慮個人遺贈行為，且個人預期未來房價及房租會上升，則因財富效果大於成本效果，所以自有房屋的需求會上升。

參、研究方法

本研究擬以一新的角度，從長期均衡關係中，探討大台北地區不動產需求面與總體經濟及金融的互動脈息。模型運用乃是以定態 (stationarity) 及共整 (cointegration) 為基礎，進而架構誤差修正模型 (error correction model) 進行市場整合分析。此模型考慮了長短期調整過程，而此種模型的整合過程，事

實上已被證實為適當的評估模型⁴。

定態是時間序列相對於差分的觀念，若一數列 Y_t 的聯合條件機率未隨時間的改變而變化，則該隨機過程為定態，以 I(0) 表之，即 integration order = 0。若 Y_t 為非定態數列，則 $Y_t \sim I(1)$ ，表示經一階差分後呈定態；即 Dickey & Fuller (1979) 所稱的「單根」。定態序列特徵為當一序列受到不可預期之外生變數所影響時，其在序列上的反應僅具有短期的衝擊，亦即其為振幅與短期效果之反應，最終會回歸均衡值。若序列為非定態時，當受到一不可預期的外生變數影響時，會偏離均衡值而產生永久持續的影響，不會隨著時間經過而消失。

有關定態測試，主要是運用單根檢定 (unit root test)。一般測試單根之方法是應用 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 迴歸測試：

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k r_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

此處滯延項(k)之選擇乃為了使誤差項 ε_t 近似於白噪音，以去除自我相關。若虛無假設為序列 Y_t 包含一單根，則估計係數 ρ 將會趨於零，序列 Y_t 為非定態。在傳統的檢定上，利用 t 統計量進行估計係數之測試，而此時其 t 統計量臨界值乃是根據 Fuller (1976) 之數值表決定。式(1)中 T 為時間變數，用以去除時間因素所造成之潛在影響。至於殘差項白噪音檢定，則利用服從卡方分配的 Box-Pierce Q 統計量，並考量 24 滯延項。

共整是 Engle & Granger (1987) 所推導出的統計觀念，其檢定的先決條件為各變數皆有相同階次 (Order) 的非定態數列。因此，若序列資料 (Level) 為非定態，然經一階差分 (1st-differencing) 後為定態，則為 I(1) 之序列型態，即只有一個單根存在，滿足進一步進行共整測試之條件。假設存在一個向量 d，使兩組非定態但同階之時間序列 X_t 與 Y_t 之線性組合

$$X_t - dY_t = u_t \quad (2)$$

呈定態穩定，則 X_t 與 Y_t 因共整向量 d 而共整，則上式稱為均衡迴歸式。若 X_t 與 Y_t 分別代表住宅需求與經濟變數(或金融變數)，且證實共整關係存在，則表示住宅需求和經濟(或金融)變數存在長期均衡關係，具融合性，彼此不過度偏離均衡值，且可能存在因果關係。

⁴ 請參閱 Lin & Swanson (1993)。

本研究採用 Johansen (1988) 及 Johansen & Juselius (1990) 利用最大概似法所推導出的 Trace Test 。此檢定方法從下列向量自我迴歸(VAR)模型出發

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Z_t 包含模型中所有 n 個經過一階差分所組成的矩陣，即 $n \times 1$ 的 I(1) 數列， ε_t 是一隨機誤差向量，服從 i.i.d 常態分配 $Np \sim (0, \Omega)$ 。再令 L 為落後運算元 (Lag Operator)， $\Delta = 1-L$ 為差分運算因子，則式(3)能改寫成⁵：

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中， $\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i \quad i=1, 2, \dots, k-1$ ，I 是單位矩陣；
 $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$

Johansen 指出 Π 包含了所有隱含在 Z_t 的相關共整訊息，而此一矩陣 Π 的秩 (Rank)，決定模型中共整向量個數。當矩陣 Π 的秩 r 等於 n 時，則 Π 為滿矩 (Full Rank)，暗示 Z_t 為定態數列，即 $Z_t \sim I(0)$ ；當 $\text{Rank}(\Pi) = r$ ，且 $0 < r < n$ 時，則 Z_t 序列存在 r 個共整向量，暗示存在一個或多個共整向量；當 $\text{Rank}(\Pi) = 0$ ，則表示序列間無長期關係存在⁶。

Engle & Granger (1987) 證明共整序列可以誤差修正模型來表示，其表示理論 (Granger Representation Theorem) 已導出此一結果。因此，若兩序列 X_t 、 Y_t 是非定態且可以共整向量 d 形成共整合，則可以下式來表示誤差修正模型：

$$\Delta X_t = a + b[X_{t-1} - d Y_{t-1}] + \sum_{i=1}^n c_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=0}^m f_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (5)$$

誤差修正模型為住宅需求市場整合提供了極佳的測試基礎。假設上式 X_t 為住宅需求，則住宅需求序列之變化(等式左邊)可由上期均衡誤差、其他經濟或

⁵ 詳細推導過程參見 Johansen & Juselius (1990) 。

⁶ Johansen Trace test 共分四步驟，詳細導引過程及計算請參閱 Charemza & Deadman(1992) 。

金融序列 Y_t 目前與滯延期數變化與 X_t 本身過去變化所解釋。誤差修正項 $[X_{t-1} - dY_{t-1}]$ 為序列前期實際值和長期均衡之差所組成，表示對過去不均衡之長期調整。而誤差修正項係數 b ，乃是衡量前期 ΔX 偏離均衡部份可以反應在本期 X_t 之變化能力，當此係數是統計上顯著且為負數，則蘊涵存在長期均衡調整。若存在 f_j 在統計上顯著，則序列 ΔX 目前之變可由另一序列 Y_t 之過去變化所解釋，蘊涵因果關係及影響力之存在⁷。

誤差修正模型最適落後期數的選擇(n 與 m)，一般以 Hsiao (1981) 所提出的 Akaike 的最小最終預測誤差 (Final Prediction Error ; FPE) 為準則，根據 Hsiao , FPE 公式如下：

$$FPE = \left[\frac{(T+g+1)}{(T-g-1)} \right] \cdot \left(\frac{SSE}{T} \right) \quad (6)$$

其中 T 為觀察值個數， $g=n+m$ 為滯延項之總合。

當以滯延之因變數做為自變數進行迴歸分析時，傳統之最小平方法 (Ordinary Least Square Estimates) 可能會產生偏誤。因此本研究亦應用 Wald 統計量於迴歸方程解釋力之比較。Wald 統計量計算式如下：

$$w = n \left(\sigma_r^2 - \sigma_u^2 \right) / \sigma_u^2 \quad (7)$$

其中， σ_r^2 表示限制模型下誤差變異數之最大概似估計，而 σ_u^2 表示無限制模型下誤差修正模型誤差變異數之最大概似估計，n 在此表示觀察值個數。Wald 統計量服從卡方分配，其自由度為無限制模型中限制之個數，而滯延項決定，仍運用最小最後預測誤差準則。

肆、資料與實證結果

在資料方面，由於國內目前並無有關住宅需求之完整資料，且本研究探討的主題為住宅需求面和總體經濟變數間是否存在長期關係，因此在需求面資料

⁷ 式(5)之誤差修正模型為雙變量(bivariate)，此式可擴充為多變量，請參閱 Engle & Granger (1987)。

的選取方面，實際以市場成交量來反應市場需求⁸。國內目前僅有住商不動產仲介股份公司企劃研究室有此資訊，於徵求住商同意後，以此為本研究因變數⁹，實證期間涵蓋民國七十六年一月至民國八十四年六月¹⁰，資料為大台北地區預售屋成交量。至於總體經濟及金融變數，則以歷年來國內外研究所提列之可能影響變數，並經由訪談業界人士，進一步確認。表一呈現所有使用變數統計特性，用以瞭解變數是否存在系統性誤差。

表一 臺北市預售屋成交量和經濟及金融變數統計特性

期間：民國七十六年一月至八十四年六月止

變 數	平均值	標準差	最大值	最小值	資 料 來 源
台北市預售屋成交量(戶數) HOU	2345.68	1605.64	9713	80	住商不動產企劃研究室
貨幣供給量(新台幣百萬元) M1B	2128158	518779.9	3317832	1166346	教育部 Aremos 資料庫
國民生產毛額(新台幣億元) GNP	1221501	285994.1	1715492	797725	教育部 Aremos 資料庫
以市價計算國民所得(新台幣百萬元) YN	1113951	259122	1565937	729266.7	教育部 Aremos 資料庫
總人口(仟人) NA	20370.14	518.54	21205	19465	教育部 Aremos 資料庫
每日美元即期匯率—一般銀行間收盤匯率 EXU	27.2317	2.0634	35.24	24.76	教育部 Aremos 資料庫
存款(新台幣百萬元) DEP	7365713	2654690	1251904 0	3277530	教育部 Aremos 資料庫
放款與投資(新台幣百萬元) LI	5998439	2879348	1163387 6	2111653	教育部 Aremos 資料庫
本國一般銀行存款餘額(新台幣百萬元) DDB	3603630	1287217	6245869	1621353	教育部 Aremos 資料庫

⁸ 從經濟學理觀點，住宅問題之探討實應涵蓋需求量與價格因素。然國內目前並無可信之住宅市場交易價格資料可供研究使用，且民間交易慣以公告價位為基準，其與實際成交價之間存有不可忽視之差距，無法確切地反應真實市場行情。坊間報章刊物雖有價格報導，然在資訊無法公開流通下，其正確性又令人存疑(張金鵠, 1996)。中古屋之交易資料亦有相同之疑慮。因此本研究迫於此情勢下，嘗試以一新角度出發，以預售屋實際成交量來探討住宅需求與經濟金融變數間之長期關係。

⁹ 在本項資料之各月份成交量乃是以各月之可售戶數乘上其銷售率而得。

¹⁰ 此研究期涵蓋三個不動產週期，前兩週期之經濟及金融變數並不完整，且住宅需求面資料匱乏，無法作全面性探討，因此本研究以第三週期為研究目標。

住宅需求與經濟及金融變數

續表一

變 數	平均值	標準差	最大值	最小值	資料來源
本國一般銀行放款 餘額(新台幣百萬元) LDD	3770717	1724683	7147628	1366933	教育部 Aremos 資料庫
建築工程生產指數 JE	117.2157	41.7696	250	51	教育部 Aremos 資料庫
民間借貸利率(台北 市信用拆借) LOA	2.8015	0.4555	4.56	2.29	教育部 Aremos 資料庫
臺灣銀行基本放款 利率 BO	8.1752	1.4522	10.5	6.25	教育部 Aremos 資料庫
消費者物價指數 CPI	99.66	9.10	116.91	86.4	教育部 Aremos 資料庫
躉售物價指數 WPI	100.36	0.65	108.59	95.55	教育部 Aremos 資料庫
加權股價指數 JS	5345.38	2285.54	11983.46	1113.71	教育部 Aremos 資料庫
中央銀行重貼現率 DCR	5.8768	1.1756	7.75	4.5	教育部 Aremos 資料庫
貨幣市場利率(商業 本票 91~180 天) CP	7.1020	2.0132	12.38	3.5	教育部 Aremos 資料庫
各行業受僱者月平 均薪資 LB1	26039.9	8741.16	66994	14743	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
擔保融通利率(年息 百分比) MB2	6.74343	1.25234	8.75	5.5	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
中長期擔保放款(百 萬台幣) MH1	1709874	830605.3	3414504	554566	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
本國銀行對建築業 放款(百萬台幣) MH2	257195.9	203576.3	621736	38367	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
股價指數變動率 EC6	44.2672	76.2682	370.8017	(73.4304)	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
經濟成長率(Real GNP 年成長率%) NE0	7.4494	2.2399	14.78	3.58	臺灣經濟新報 TEJ 總體經 濟資料庫
政府公共投資毛額 IA1	17.7320	6.4632	29.75	4.16	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
外匯存底 (億美元) MC1	778.1721	102.8241	1016.32	492.75	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
台灣地區營造工程 物價指數定基指數 PE0	101.2059	16.5794	123	73	臺灣經濟新報 TEJ 總體經 濟資料庫
CPI 年增率 (1991=100) EB9	3.2191	1.5764	6.65	(0.15)	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
國民儲蓄毛額(百萬 新台幣) IA7	351925.3	90287.53	545180	(2637)	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫
儲蓄率 (%)	30.235	5.560	45.62	17.42	臺灣經濟新報 TEJ 總體經濟 資料庫

於實證分析中，首先分別對各變數進行單根檢定，繼而檢定具有單根性質變數的配對，以確定是否存在共整。本研究以 Johansen 最大概似法，進行共整測試，檢定具有同階性質之經濟及金融變數和住宅需求市場是否存在共整關係，最後進行誤差修正模型分析，並且分別以雙變量和多變量模型進行測試，以進一步了解住宅市場和總體經濟變數間因果關係，及長短滯延期數的變化。

在定態測試方面，表二顯示 ADF 單根測試之檢定結果。數據顯示，除了消費者物價指數、美元即期匯率及各行業受僱者平均薪資，其原序列 (level) 已為定態外，另銀行對營建業放款、儲蓄率與中央銀行貼現率在差分後仍為非定態外，其餘變數(包涵預售屋成交量)之原序列皆為非定態。然而，經一階差分後呈定態，且在 1% 或 5% 顯著水準，也就是均不能拒絕它們具單根性質之假設，符合同階進行共整測試之先決條件。

表二 Augmented Dickey-Fuller 定態測試結果

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho T + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

總體經濟變數	β 的 t 統計量			
	序 列 (Level)	滯延長度	一 次 差 分 (1st-Differ)	滯延長度
預售屋成交量 HOU	-2.112	4	-5.012**	6
貨幣供給 M1B	-1.448	8	-3.947*	6
國民生產毛額 GNP	-2.818	8	-6.408**	8
以市價計算國民所得 YN	-2.870	8	-6.614**	8
總人口 NA	-0.693	1	-8.179**	1
消費者物價指數 CPI	** -5.341	1	-10.277**	1
躉售物價指數 WPI	-0.412	1	-5.176**	1
經濟成長率--Real GNP 年成長率% NE0	-3.27	2	-4.918**	2
民間借貸利率--台北市-- 信用拆借 LOA	-3.400	1	-10.059**	1
擔保融通利率 年息百 分比 MB2	-1.295	3	-6.445**	1
中長期擔保放款(本 國)MH1	0.095	1	-5.087**	1
本國銀行對營建業放款 MH2	-2.49	3	-1.128	2

續表二

總體經濟變數	β 的 t 統計量			
	序 列 (Level)	滯延長度	一 次 差 分 (1st-Differ)	滯延長度
台灣地區營造工程物價指數定基指數 PE0	-1.377	1	-5.795**	1
政府公共投資毛額 IA1	-3.283	1	-7.080**	4
外匯存底 MC1	-2.665	1	-4.327**	1
工業生產指數--建築工程業 JE	-2.245	4	-9.016**	4
每日美元即期匯率--一般銀行間收盤匯率 EXU	-4.638**	1	-5.855**	1
台灣銀行基本放款利率 BO	-1.407	2	-6.366**	1
股價指數變動率 EC6	-3.064	1	-8.297**	1
CPI 年增率 1991=100%EB9	-2.698	1	-7.279**	1
國民儲蓄毛額 IA7	-1.676	11	-8.618**	10
儲蓄率 IA2	-2.952	12	-2.014	11
各行業受雇者月平均薪資元 LB1	-7.606**	8	-5.043**	8
發行量加權股價指數 JS	-2.499	1	-6.153**	1
中央銀行利率--重貼現率 DCR	-2.206	5	-2.579	4
貨幣市場利率商業本票次級市場 91 至 180CP	-2.04	2	-8.476**	1
存款 DEP	-0.226	2	-7.587**	1
放款與投資 LI	-0.978	4	-4.789**	3
本國一般銀行存款餘額 DDB	0.308	8	-6.042**	4
本國一般銀行放款餘額 LDD	-1.166	1	-6.595**	1

說明：1. β 的 t 統計量臨界值根據 Fuller(1976)之數值表決定

2. 滯延長度是在 5%的顯著水準下，使誤差項為白噪音（White-Noise）的滯延期數

3. **: 1% 顯著水準

* : 5% 顯著水準

本研究利用 SHAZAM 電腦套裝軟體，進行 Johansen Trace test 共整檢定。表三展列 Johansen 共整測試之結果，共有七項經濟金融變數，在 1%的顯著水準下，拒絕沒有共整的虛無假設，與房地產實際需求量呈現長期共整關係¹¹。此

¹¹ 本研究亦以季節調整後之資料，進行實證研究。結果顯示，在數字上雖略有差異，

七項變數分別為：國民生產毛額、以市價計算之國民所得、總人口數、存款總額、放款與投資金額、一般銀行存款餘額與放款餘額。其相應之統計量分別為：30.2302、28.3223、32.9105、42.2607、24.6698、35.7680與29.8012。至於最多只有一個共整向量之假設 ($r \leq 1$)，則無法拒絕，顯示所有雙變量配對僅存在一個長期關係，符合 Johansen 所強調之原則--共整向量應少於式中之變數個數。

表三 Johansen Trace Test 雙變量共整測結果

變 數 部 份	Trace Test $r <= 0$	Trace Test $r <= 1$
預售屋成交量 HOU-貨幣供給 MIB	13.1627	2.3484
預售屋成交量 HOU-國民生產毛額 GNP	30.2302**	3.6612
預售屋成交量 HOU-以市價計算國民所得 YN	28.3223**	3.4978
預售屋成交量 HOU-總人口 NA	32.9105**	8.0749
預售屋成交量 HOU-躉售物價指數 WPI	9.0515	0.4284
預售屋成交量 HOU-發行量加權股價指數 JS	6.8121	0.5559
預售屋成交量 HOU-貨幣市場利率 CP 91 至 180 天 CP	7.6499	0.0478
預售屋成交量 HOU-民間借貸利率-台北市信用拆借 LOA	9.1968	0.0019986
預售屋成交量 HOU-存款 DEP	42.2607**	5.0056
預售屋成交量 HOU-放款與投資 LI	24.6698**	2.8346
預售屋成交量 HOU-本國一般銀行存款餘額 DDB	35.7680**	4.7440
預售屋成交量 HOU-本國一般銀行放款餘額 LDD	29.8012**	4.9515
預售屋成交量 HOU-工業生產指數建築工程業 JE	8.1179	0.0285
預售屋成交量 HOU-臺灣銀行基本放款利率 BO	8.4600	0.000862
預售屋成交量 HOU-股價指數變率 EC6	5.8706	2.5810
預售屋成交量 HOU-CP 年增率 1991=100 EB9	8.0871	0.1916
預售屋成交量 HOU-國民儲蓄毛額 IA7	6.4095	0.0979
預售屋成交量 HOU-擔保融通利率 MB2	11.0372	0.00014549
預售屋成交量 HOU-中長期擔保放款 MH1	18.7060	2.0509
預售屋成交量 HOU-台灣地區營造工程物價指數-定基指數 PE0	12.7709	2.3600

然其統計結果與蘊涵則維持不變。

住宅需求與經濟及金融變數

續表三

變 數 部 份	Trace Test $r \leq 0$	Trace Test $r \leq 1$
預售屋成交量 HOU-經濟成長率-Real GNP 年成長率 NE0	11.004	2.6182
預售屋成交量 HOU-政府公共投資毛額 IA1	8.1352	0.5133
預售屋成交量 HOU-外匯存底 MCI	6.4095	1.8988

說明：1. 臨界值根據 Johansen & Juselius(1990)

2. $r \leq 0$ 不存在共整向量(0 個共整向量)； $r \leq 1$ 表示至多存在一個共整向量

3. **: 1% 顯著水準 *: 5% 顯著水準

為更瞭解變數間共整關係，及誤差修正模型之實際意涵，同時考慮自由度因損失過大，而降低解釋能力，本研究將具有雙變量共整之國民所得、總人口、存款、放款與投資、本國一般銀行放款餘額等變數，對住宅需求進行多變量 Johansen Trace Test 共整測試。表四列示了多變量共整測試的結果，以 Trace Test 觀之，假設檢定 $r \leq 0$ 、 $r \leq 1$ 、 $r \leq 2$ 的統計量分別為 172.1717、116.3392 及 66.6446，呈 1% 顯著水準狀態。在 $r \leq 3$ 統計量為 33.5694，無法拒絕最多只有三個共整向量。因此在七個變數中，有三個共整向量，這結果顯示總體經濟變數和預屋成交量之間存在多重的長期關係。

表四 Johansen Trace Test 多變量共整測試結果

變 數	變 數	Trace Test					
		$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$	$r \leq 5$
預售屋成交量 HOU	國民生產毛額 GNP						
	存款 DEP	**	**	**			
	總人口 NA	172.17	116.34	66.64	33.57	10.64	0.33
	放款與投資 LI						
	本國一般銀行放款餘額 LDD						

說明：1. 臨界值根據 Johansen & Juselius (1990 , pp209 , Table3) 之數值表決定。

2. $r \leq 0$ 表不存在共整向量 (0 個共整向量)

$r \leq 1$ 表示至多存在一個共整向量

$r \leq 2$ 表示至多存在二個共整向量

$r \leq 3$ 表示至多存在三個共整向量

$r \leq 4$ 表示至多存在四個共整向量

$r \leq 5$ 表示至多存在五個共整向量

**: 1% 顯著水準 *: 5% 顯著水準

總括而言，在 Johansen Trace Test 實驗結果顯示，預售屋成交量和國民生產毛額、國民所得、總人口、存款、放款與投資、本國一般銀行放款餘額，本

國一般銀行存款餘額存在共整關係，亦即彼此之間不致分離過大，維持長期穩定互動關係。

下一步驟便是利用上述具有共整關係變數之組合，建構誤差修正模型，以測試長短期因果關係及滯延期數的變化。表五顯示了誤差修正模型測試的結果。在雙變量誤差修正模型測試中，國民生產毛額、以市價計算國民所得與總人口之誤差修正項，分別呈現 1% 或 5% 之顯著狀態，表示不動產需求對這些變數之變動會有長期調整，且蘊涵著共同的趨勢。同時，其係數均為負值，顯示上一期的住宅需求偏離，可自當期修正調整。

表五 雙變量誤差修正模型測結果

$$\Delta X_t = \alpha + b [X_{t-1} - dY_{t-1}] + \sum_{i=0}^n c_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m f_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

因變數	自變數	T Test $H_0: b=0$	F 統計量 (H_0 檢定)				Wald 統計量	
			$\sum c_i = 0$	n	$\sum f_j = 0$	m		
預售屋 成交量 HOU	國民生產毛額 GNP	*	-2.135	0.014	8	2.622	8	44.39
	以市價計算國 民所得 YN	*	-2.102	0.083	8	2.809	8	39.32
	本國一般銀行 存款餘額 DDB	-0.566	4.827	7	17.074	2	20.14	
	存款 DEP	-0.873	1.750	7	1.052	3	13.24	
	放款與投資 LI	-0.871	3.561	7	4.262	1	4.77	
	總人口 NA	**	-3.194	6.867	2	9.996	2	10.69
	本國一般銀行 放款餘額 LDD	**	-1.633	28.107	1	0.083	2	*

說明：1. Wald 統計量服從 χ^2 卡方分配，自由度為無限制模型中限制之個數 m

2. **：1% 顯著水準 *：5% 顯著水準

在短期關係測試，本研究同時以 F 統計量和 Wald 統計量進行測試，因為模型中（式 5 等號右側）以因變數本身滯期數作為自變數，進行 F 統計量測試，容易產生潛在偏誤，因此以 Wald 統計量進一步確認。實證結果若 F 統計量和 Wald 統計量結果不一致，則取 Wald 統計量以去除潛在誤差。結果顯示，

住宅需求與經濟及金融變數

具有共整向量的自變數，除放款與投資與本國一般銀行放款餘額在 5% 顯著水準外，其餘皆在 1% 顯著水準下，顯示其對因變數大台北地區預售屋成交量具有顯著影響力。在滯延期數調整速度上，觀察滯延長度 m 的變化發現，不動產需求面對國民生產毛額、以市價計算國民所得對因變數的反應速度較為緩慢，滯延期數為 8，顯示其間落差約 8 個月。存款、本國一般銀行存款餘額、放款與投資、本國一般銀行放款餘額與總人口，調整速度較快，滯延長度約 1 至 3 個月。結果說明，不動產需求量對銀行存、放款與總人口等經濟及金融變數調整速度較快，而對總體變數之調整則較緩。

本研究同時採用雙變量檢定，架構向後關連誤差修正模型，測試變數間雙向因果關係。表六顯示實證結果，預售屋成交量和其配對變數間之誤差修正項均不顯著，顯示經濟與金融變數對不動產需求面之變動，無法進行長期調整。在短期測試根據 Wald 統計量，預售屋成交量僅影響國民生產毛額與國民所得，滯延期數為五個月，餘皆無顯著關係。

表六 向後關連誤差修正模型測試結果

$$\Delta Y_t = a + b [Y_{t-1} - dX_{t-1}] + \sum_{j=1}^m f_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^n c_j \Delta X_{t-j} + e_t$$

因變數	自變數	T Test $H_0: b=0$	F 統計量 (H_0 檢定)				Wald 統計量
			$\sum c_j = 0$	n	$\sum f_j = 0$	m	
國民生產毛額 GNP	預售屋成交量 HOU	1.952	** 7.6926	8	0.1743	5	32.105
以市價計算國民所得 YN		1.885	** 8.9404	8	0.2143	5	25.426
本國一般銀行存款餘額 DDB		-0.095	0.2884	6	---	0	---
存款 DEP		-1.053	** 8.6998	1	---	0	---
放款與投資 LI		-1.087	23.167	6	---	0	---
總人口 NA		-0.581	---	0	---	0	---
本國一般銀行放款餘額 LDD		0.785	---	0	** 5.27	3	6.64

說明：1. 本表乃是以相反的方向，論不動產需求量對總體經濟模型之長短因果關係，探討其是否有互為因果關係。

2. Wald 統計量服從 χ^2 卡方分配，自由度為無限制模型中限制之個數 m

3. ** : 1% 顯著水準 * : 5% 顯著水準

表七 多變量誤差修正模型測試結果

$$\Delta X_t = a + b[X_{t-1} - \beta_0 Y_{t0-1} - \beta_1 Y_{t1-1} - \dots - \beta_4 Y_{t4-1}] + \\ \sum_{i=1}^n c_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_0} d_{j0} \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{m_1} d_{j1} \Delta Y_{t-j} + \dots + \sum_{j=1}^{m_4} d_{j4} \Delta Y_{t-j} + e_t$$

因變數	自變數	T-Test $H_0 : b=0$	F Test			
			$H_0 : \Sigma c_i = 0$	$H_0 : \Sigma d_0 = 0$	$H_0 : \Sigma d_1 = 0$	$H_0 : \Sigma d_3 = 0$
HOU	HOU+GNP+ DEP+NA+LI +LDD	0.024	** 13.2333	0.0412	2.1480	0.6637

說明：1.總人口(NA)、本國一般銀行放款餘額(LDD)引入模型中，所得最小之 FPE 值均為無滯延期數，故變數 NA、LDD 在本模型中並無顯著影響力。

2.** 1%顯著水準 * 5%顯著水準

為了使模型更臻完整，應用多變量共整測試所得到具有共整向量進行多變量誤差修正模型測試¹²。實證結果顯示，預售屋成交量除受本身滯延期數影響外，並無顯著受到總體經濟變數的影響，故由全面性多變量的角度出發，藉由總體經濟變動來影響不動產需求量似乎無法達到應有的效果。此研究結論和張金鶲與林秋瑾（1995）¹³，研究所提出的結論相互對應。

伍、結論與討論

傳統的研究及歷來國家政策大多重視不動產供給面思索，在需求面的研究則相當匱乏。本研究探討我國住宅需求面和總體經濟及金融變數整合發展，並尋求長期關連性，進一步擴展了住宅市場研究之視野，提供了一個對不動產業更具客觀的看法。研究方法利用總體經濟變數中，可能影響住宅需求量之變數月資料進行共整測試，繼而運用雙變量和多變量誤差修正模型測試長、短期因果關係及滯延期數的變化。

¹² 在進行多變量共整測試時，為避免自由度損失過大，將國民所得、國民生產毛額、存款和本國一般銀行存款餘額進行相關分析，發現國民所得與國民生產毛額，存款與一般銀行存款餘額兩對變數具有相當高的相關程度，故僅取國民生產毛額和存款納入多變量分析。之後替以國民所得及一般銀行存款餘額進行多變量分析，結論與蘊涵不變。

¹³ 請參閱張金鶲 & 林秋瑾 “房地產景氣與總體經濟景氣關係之研究” 民國八十四年七月。

住宅需求與經濟及金融變數

實證結果顯示，無論在雙變量或多變量測試上，住宅需求與部份經濟金融變數，確實存在長期關係。這些變數主要為總體性經濟發展，譬如國民生產毛額與國民所得，這顯示人民財富增加，購屋之意願自然提升。相同的，人口增加時，住宅需求自然上升。在金融面，則以銀行資金是否充裕，為主要考量。若民間儲蓄增加、投資意願增強，銀行貸放成數提高，則購屋意願亦增加。另外，不動產市場上被視為成本的指標--利率，包括公家行庫利率及民間利率，和住宅需求並不存在共整關係，就長期而言，蘊涵著台灣不動產市場需求面和借貸市場成本--利率並無顯著長期關係。這似乎與中國人長期以自我資金購置不動產之習性有關，然而在住宅價格居高不下，及新人類比例增多的社會發展下，這一關係的未來發展相當值得深入探討。

由於多變量共整，出現多重向量，可知住宅需求與經濟金融關係是多重的，此種關係錯綜複雜，並非簡單的單一政策可紓解房地產困境。這意涵某一政策在此一時或可奏效，然而在另一時期則可能完全無效。這或可解釋，為何目前政府振興房市的政策常常無法奏效之因。

雙變量誤差修正模型顯示，當固定其他變數時，所有與住宅需求具共整關係之經濟金融變數，對住宅需求確有短期的影響力。而金融變數之影響力較快，總體變數之影響力則滯延期數較長，顯示其呈長期性影響。

以多變量誤差修正模型觀之，則所有在雙變量誤差修正模型顯示影響力之變數，總合在一起時其各自影響力並不顯著。這凸顯在臺灣的經濟體內，並無一變數對房屋住宅需求具有絕對影響力。張金鶚與林秋瑾（1995）之房地產與總體經濟景氣關係之研究中亦強調，政府不必意圖以房地產業為振興經濟的逆循環政策，亦無須強調總體經濟景氣過熱而打壓房地產業。從多變量模型亦可看出，政府不應利用單一政策以刺激不動產需求量，因為台灣不動產市場存在太多複雜因素所影響，尤其是外生變數，如兩岸關係政治之面所影響。因此，總體面、全面性的經濟發展，才是救濟不動產市場的良方。

參考文獻

吳森田，1981，「居住需求的所得彈性：台北市的實證結果」，《經濟研究》，23期：11~16。

吳森田，1994，「所得、貨幣與房價：近二十年台北地區的觀察」，《住宅學報》，2期：49~65。

- 李文齡，1981，「台北市住宅供需之研究」，台北市銀月刊，12卷3期：1~17。
- 李建裕，1991，都會住宅價格與總體經濟關係之研究，國立中山大學碩士論文。
- 李文雄，1995，「逐步迴歸模式在台灣不動產價格預測之實證與應用」，台北銀行月刊，20卷4期：57~64。
- 林元興，1987，「台灣地區消費者承購住宅之風險與改進之道」，台灣銀行刊，38卷2期：106~120。
- 林祖嘉、林素菁，1994，「台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計」，住宅學報，2期：25~43。
- 陳麗春，1986，「淺談住宅需求」，台灣土地金融季刊，23卷3期：1~11。
- 陳明吉，1990，「房地產價格及其變動因素之研究」，台灣銀行季刊，41卷2期：220~240。
- 張炳耀、林淑華、葉盛、鍾世靜、鄭麗玲，1995，「住宅價格變動原因之探討」，中央銀行季刊，15卷4期：18~55。
- 張金鶴，1996，房地產投資與決策分析:理論與實務，華泰書局。
- 張金鶴、林秋瑾、王健安，1995，「房地產景氣與總體經濟景氣指標關係之研究」，中華民國住宅學會第四屆年會論文。
- 張金鶴、賴碧瑩，1980，房地產景氣指標之建立與分析，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 張金鶴、林秋瑾，1995，房地產景氣與總體經濟關係之研究，行政院國家科學委員會補助，國立政治大學地政學系。
- 黃佩玲，1994，住宅價格與總體經濟變數關係之研究--以向量自我迴歸模式（VAR）進行實證，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 賈宜鳳，1984，「台北市住宅需求函數之估測」，台灣銀行季刊，35卷1期：270~290。
- 楊重信、陳春益，1987，台灣地區居住空間水準及住宅需求之研究，台北市：內政部營建署（圖書）。
- 鄧建民，1985，台灣地區住宅需求之研究，中興大學碩士論文，私人出版。
- 叢文豪、廖威興，1995，「影響不動產報酬率之風險因素及其敏感度之研究」，住宅學報，3期：21~41。
- Charemzas, Wojciech W. and Derck F. Deadman, 1992, *New direction in econometrics practice*, Edward Elgar Publish Limited.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller, 1981, "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*,

49:1057~1072.

Dickey,D. A. and W. A. Fuller, 1979, "Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistics Association*, 74:427~431.

Drake, Leigh, 1993, "Modeling UK house prices using cointegration: An application of the Johansen technique," *Applied Economics*, 25: 1225~1228.

Engle, Robert F. and W. J. Granger, 1987, "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55: 251~276.

Fuller, Wayne A., 1976, *Introduction to statistical time series*, New York: John Wiley & Sons, 6th ed..

Granger, C. W. J., 1986, "Developments in the study of cointegrated economic variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 213~228.

Granger, C. W. J. and A. A. Weiss, 1983, "Time series analysis of error correction models," *Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics*, Samuel Karlin, Takeshi Amemiya and Leo A. Goodman (eds.), New York: Academic Press.

Hsiao, C., 1981, "Autoregressive modelling and money-income causality detection," *Journal of Monetary Economics*, 7: 85~106.

Johansen, S., 1988, "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231~254.

Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169~210.

Johns, Geraint, 1991, "Housing prices in a small island economy: Isle of man," *Growth & Change* 22, Spring: 58~68.

Lee, Tae-Hwy, 1992, "Stock-flow relationships in housing construction," *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 54: 419~430.

Lin, Antsong and Peggy E. Swansson, 1993, "Measuring global money market interrelationships: An investigation of five major world currencies," *Journal of Banking and Finance*, 17: 609~628.

McCue, Thomas E. and John L. Kling, 1994, "Real estate returns and the macroeconomics: Some empirical evidence from real estate investment trust data, 1972-1991," *The Journal of Real estate Research*, 277~287.

Tegene, Ababayehu and Fred Kuchler, 1991, "An error correction model of farmland prices," *Applied Economics*, 23: 1741~1747.

Wheeler, Mark and Abdue R. Chowdhury, 1993, "The housing market, macroeconomic activity and financial innovation: An empirical analysis of US data," *Applied Economics*, 25: 1385~1392.