

所得、貨幣與房價——近二十年台北地區的觀察

Income, Money and House Prices: An Observation of Taipei Area for the Past Two Decades.

吳森田*

Sun-Tien Wu*

摘要

本文之研究目的在於探討所得、貨幣及其他與住宅供需有關因素之變動與房價變動之間的關係。為此，作者首先從設立住宅供需函數入手，去導出一個可供統計迴歸分析的房價函數模型，然後再利用經濟計量方法，以實際資料加以驗證，並針對所得到的統計迴歸結果，析述其中所具有的涵義。結果作者發現，雖然在所嘗試的迴歸模型中，並非所有的統計值都符合理論的預期(家戶所得與家戶增加數兩個變數的係數值出乎意料地呈現出不應有的負值)，但以本研究所特別關切的兩個變數——貨幣供給量與預期增值率——而言，其實證結果卻完全符合作者預期，證實了過去二十年間台灣地區貨幣供給量的變動以及人們根據以往經驗所形成的對未來房價與物價的預期心理乃是台北地區房價之所以飆漲的主要原因。至此，作者在本文中所作有關此二變數與房價變動之關係的假說，已完全獲得驗證。

ABSTRACT

The purpose of this study is to investigate the relationships between the changes of households' income, money supply and other factors pertaining to people's housing demand or supply and the changes of house price over time. To this end, the author first derived a price function for houses from the demand and supply functions of the housing market to work with regression. Then, the author proceeded to employ an econometric method called Yule-Walker procedure to estimate the parameters of the price function with various time series data that were collected for this empirical study. The results from the estimation were then analysed and the author found that, although not all the statistics turned out to be as expected — especially those of households' income and the changes in household numbers which have unexpected negative coefficients, the rest are nevertheless good enough. The estimated coefficients of the key variables of this study — the money supply and the people's expected rate of appreciation of houses over time do have the expected sign and the required statistical significance and thus confirmed the author's surmise that the principal factors of the house price inflation that we have observed in the past twenty years for the area of Taipei have been the irregular changes in money supply and the appreciation expectation with regard to houses that people have long built in their minds.

* 本文寫作期間，承獲政治大學張金鶚教授與台北市政府地政處陳督導黃源先生在蒐集資料方面的協助以及中興大學經濟系王金利教授在資料處理方面的幫忙並提供建議，謹此致謝。但文中如有任何錯誤，概由作者負責。

** 中興大學經濟系教授。

一、前言

近一、二十年來台灣地區住宅市場之發展極為快速，民眾之居住水準因之而有大幅度提升，此乃有目共睹之事實。惟在快速發展之過程中，住宅價格之上漲幅度亦極為鉅大。以大台北地區而言，自民國75年第一季至79年第二季之四年多間，房價漲幅高達488.98%之水準，故民間多以「飆漲」二字加以形容。

惟此種情形並非台灣地區所獨有，日本、韓國、泰國等東亞國家過去亦曾有類似的現象，甚至西方的先進國家有時亦不免發生房價的飆漲，如一九七〇年代末期的美國西岸地區與八〇年代末期的英國與芬蘭等國家亦曾一度呈現房價飆漲的現象。

而其所以如此者，其原因固然不止一端。從經濟學的角度來看，則不外乎由於需求與／或供給因素發生變化，致使市場有效需求的數量遠超過供給量所致。而在需求因素中，「所得」因素向為研究人員所強調。但以台灣的情形而言，所得因素是否值得強調，則不無疑問。蓋因在前述房價飆漲期間，一般家戶所得水準的增加幅度實遠不及房價的上漲幅度。只此一端，便足以說明，房價之所以飆漲，除所得因素之外，尚有其他若干不可忽略的因素存在，且後者的重要性可能更甚於前者。經過一番對國內社、經環境的審慎檢視，吾人認為近年房價飆漲主因，在於整體金融情勢之失控—貨幣供給之增加超過總體經濟成長所能吸收的幅度，致使整個銀行體系到處充斥著鉅額可供貸放的頭寸。為了消化該鉅額頭寸，個別金融機構無不競相爭取購屋大眾為融資對象，結果乃造成住宅金融部門之失序。根據吾人看法，此種住宅金融情勢之失控，即使不是當時房價飆漲的主因，至少也具有推波助瀾的效果。

茲先就有關的資料作初步的觀察。就房價的變動而言：自民國六十二年起，至今二十年間，住宅價格曾有三次大幅度的上漲，分別出現於民國六十二至六十三年間，民國六十七至六九年間，以及民國七十六至七九年間。根據一般學者的看法，前兩次房價之大幅上漲，主要肇因於原油價格大幅度上漲所導致的物價上漲激素；惟最近一次房價之飆漲則與物價因素殊少關連。蓋以消費者物價指數來觀察，自民國七十一年第一季起民國八十一年第一季止，雖然其間不乏小幅度的波動，但大體而言，消費物價極為穩定(十年之間，指數由96.8上升至102.7)。由此可以推知，最近一次房價飆漲的形成因素必然與前兩次有所不同，而其中最值得注意的應屬貨幣因素。為此，以下擬從貨幣供給量(以M1b代表)與房價的變動情形入手觀察，並以民國七十一年第一季起至八十一第一季止，其間為十年。茲以圖示之如下(有關資料詳見附表一)：

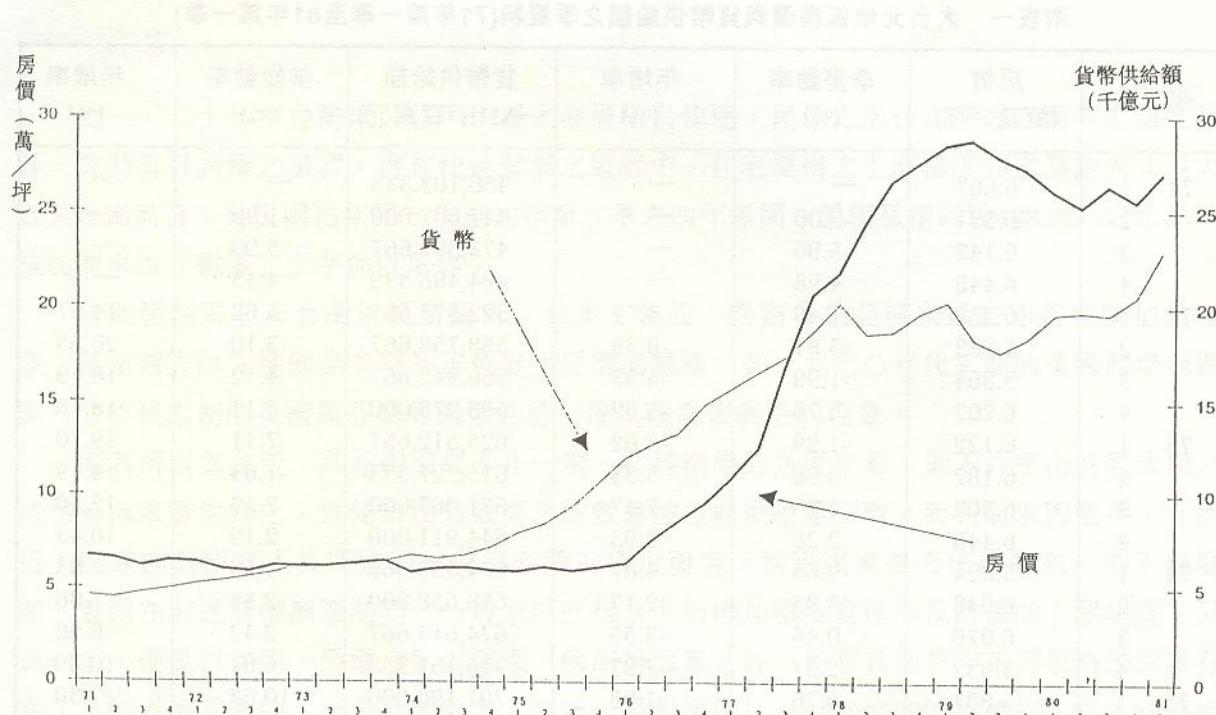
由圖可見，在最近一次房價變動週期內，房價之波動顯然與貨幣供給額之變動有關。以民國七十一年第一季至七十四年第四季止之前四年期間來看，單位房價雖有微幅波動，但大體上係呈水波狀態。同期間，貨幣供給額雖有相當幅度的增加(約增加57%)，但國民生產毛額(GNP)也同時有相當幅度的增加(約41%)。因此，若以國民生產毛額的增加幅度予以抵減，則同期間貨幣數量的相對增加率則只有16%，幅度可謂不大。另根據陳昭南與許日和(1975)對貨幣

附表一 大台北地區房價與貨幣供給額之季資料(71年第一季至81年第一季)

年季	房價 (萬元／坪)	季變動率 (%)	年增率 (%)	貨幣供給額 —M1b (百萬元)	季變動率 (%)	年增率 (%)
71	6.667	—	—	456,103.333	—	—
	6.531	-2.00	—	447,007.000	-1.99	—
	6.142	-5.96	—	473,397.667	5.90	—
	6.448	4.98	—	494,486.333	4.45	—
72	6.352	-1.49	-4.72	522,577.667	5.68	14.57
	5.983	-5.81	-8.39	538,758.667	3.10	20.53
	5.864	-1.99	-4.53	560,942.667	4.12	18.49
	6.202	5.76	-3.82	583,975.000	4.11	18.10
73	6.122	-1.29	-3.62	625,512.667	7.11	19.70
	6.182	0.98	3.33	615,227.333	-1.64	14.19
	6.302	2.23	7.47	631,067.000	2.57	12.50
	6.446	2.28	3.93	644,911.000	2.19	10.43
74	5.824	-9.65	-4.87	674,499.667	4.59	7.83
	6.048	3.85	-2.17	658,658.000	-2.35	7.06
	6.076	0.46	-3.59	674,613.667	2.42	6.90
	5.932	-2.37	-7.97	715,151.333	6.01	10.89
75	5.887	-0.76	1.08	791,190.000	10.63	17.30
	6.102	3.65	0.89	841,591.000	6.37	27.77
	5.892	-3.44	-3.03	935,489.000	11.16	38.67
	6.089	3.50	2.80	1,068,215.333	14.19	49.37
76	6.303	3.36	7.07	1,197,453.333	12.10	51.35
	7.521	19.32	23.25	1,275,366.333	6.51	51.54
	8.547	12.45	45.06	1,334,267.333	4.62	42.63
	9.549	11.72	56.59	1,489,688.000	11.65	39.46
77	10.904	14.19	73.00	1,574,990.000	5.73	31.53
	12.526	14.88	66.55	1,663,226.000	5.60	30.41
	16.947	35.29	98.28	1,744,190.333	4.87	30.72
	20.677	22.01	116.54	1,874,478.667	7.47	25.83
78	21.815	5.50	100.06	2,022,920.667	7.92	28.44
	24.473	12.18	95.38	1,863,229.667	-7.89	12.03
	26.589	8.65	56.90	1,873,579.000	0.56	7.42
	27.544	3.59	33.21	1,971,457.000	5.22	5.17
79	28.494	3.45	30.62	2,030,753.000	3.01	0.39
	28.786	1.02	17.62	1,833,685.000	-9.70	-1.59
	27.864	-3.20	4.80	1,770,606.000	-3.44	-5.50
	27.211	-2.34	-1.21	1,840,587.000	3.95	-6.64
80	26.045	-4.29	-8.59	1,968,164.333	6.93	-3.08
	25.252	-3.04	-12.28	1,978,193.667	0.51	7.88
	26.345	4.33	-5.45	1,965,171.667	-0.66	10.99
	25.531	-3.09	-6.17	2,058,909.667	4.77	11.86
81	26.948	5.55	3.47	2,297,023.000	11.57	16.71

資料來源：1. 房價部份：楊忠欽(1992)

2. 貨幣供給額部份：中央銀行金融統計月報



圖一 房價(大台北地區)與貨幣供給額(M1B)

需求所作的研究結論——貨幣需求的所得彈性約為1.5來推論，此期間貨幣供給之增加僅足以支應所得水準上昇之需，其情況應屬正當。就此以觀，前述房價之平穩與同期間整體貨幣數量之控制得宜自不無關係。惟自民國七十五年第一季起，貨幣供給數量即開始大幅度地增加，直至七十八年第一季始止息。三年期間，年增率多在30%以上(如附表一所示)，而同期間之國民生產毛額增加率為38.4% (如附表二所示)，平均每年增加12.8%。顯然，貨幣供給之增加遠大於所得增加之幅度。此期間，住宅價格由每坪5.877萬元上漲為21.815萬元，上漲幅度高達271%。再就七十八年第二季以後之資料加以觀察：貨幣供給方面，由於受央行於七十八年二月二十八日宣布選擇性信用管制之影響，貨幣供給量自此呈現持續上漲，於七十九年第二季達於頂峰，其後即呈下跌之現象。吾人細觀此二序列之發展，在全部觀察期間，顯然房價的波動較諸貨幣供給額之波動有所落遲，其落遲期間大約有一年之譜，且二者具有同方向變動之現象又極為明顯。由此可見，房價之變動與整體金融情勢之變動具有密切的關連。

以上係就最近十年來貨幣供給額的變動來觀察其對房價的影響。惟房價的變動，就理論而言，除受貨幣因素影響之外，尚應有其他與住宅供需有關的因素存在。在以下的節次中，吾人擬依循學術研究的常軌，先從住宅供、需模型的設立入手，探討各有關影響因素與房價變動之關係(第二節)，然後再利用經濟計量方法，以實際資料加以驗證，並根據計量分析的結果，剖析其中所具有的涵義(第四節)，最後再提出本研究的結論。

附表二 中華民國國民生產毛額(民國71—80年)

單位：百萬元

年	季	國民生產毛額	年增率
71	1	454,877	—
	2	472,010	—
	3	482,112	—
	4	490,290	—
72	1	494,840	8.79
	2	519,643	10.09
	3	540,484	12.11
	4	548,294	11.83
73	1	563,844	13.94
	2	592,331	13.99
	3	609,858	12.84
	4	602,445	9.88
74	1	613,504	8.81
	2	623,732	5.30
	3	636,227	4.32
	4	641,586	6.50
75	1	692,134	12.82
	2	710,536	13.92
	3	749,587	17.82
	4	773,515	20.56
76	1	797,855	15.27
	2	808,009	13.72
	3	843,513	12.53
	4	839,596	8.54
77	1	867,254	8.69
	2	872,689	8.00
	3	914,782	8.45
	4	930,569	10.84
78	1	957,954	10.46
	2	955,903	9.54
	3	1,021,355	11.65
	4	1,033,763	11.09
79	1	1,058,821	10.53
	2	1,041,182	8.92
	3	1,109,932	8.67
	4	1,117,021	8.05
80	1	1,162,382	9.78
	2	1,151,308	10.58
	3	1,243,386	12.02
	4	1,264,157	13.17

資料來源：教育部電算中心，EPS台灣地區國民所得統計資料庫

二、決定房價的供需因素及其影響

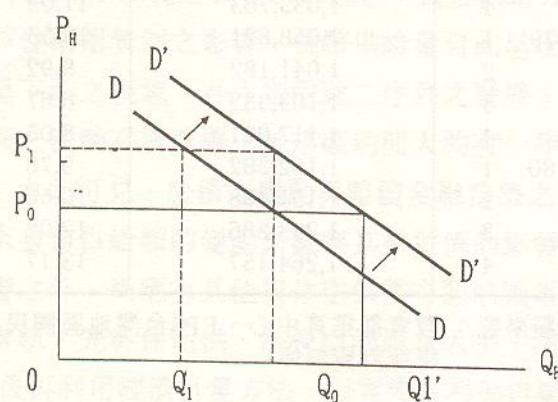
在上一節中，吾人曾經指出房價變動之原因不外乎由於需求與／或供給因素發生變化所致。在本節中，吾人擬針對各該影響因素，以經濟學的觀點分析其對住宅的供給與需求所可能產生的影響，以及其中所具有的房價變動的涵義，最後再據以導出房價與各該因素之間的函數關係。

首先就需求面的因素而言：影響住宅市場需求之因素頗多，例如住宅本身之價格，人們的所得或儲蓄水準，人口之成長或新婚家庭之增加率、住宅金融的寬緊程度與住宅融資的條件，平均每人現有之住宅數量，當期物價之變動，以及人們對未來物價之預期……等，情形遠較一般商品的需求複雜。茲逐項加以分析說明如次：

(一)價格

就像其他商品一樣，價格是住宅需求最主要的影響因素。若其他條件(因素)不變，則價格高時，需求量低；反之，則高。因此，市場需求乃是價格的減函數。但這種需求量變化與價格間的關係，是以「其他情況(或因素)不變」為前提條件才能成立，如果其他情況或因素發生改變，譬如人們預期住宅的未來價格，將比當期更高，則隨著住宅價格的上升，市場上所呈現出來的需求量，不但不會縮減，反而可能更為增加。茲以圖形來加以說明，如下：

圖中，DD代表原有的住宅需求， DD' 則代表人們預期住宅可能增值之情形下的住宅需求。更明確地說，當人們預期住宅價格可能於一段時間之後即形上漲時，市場上所呈現的需求數量即較一般情況下所可能呈現的數量為多。因為就住宅購買者的立場來看，不管其購買的目的是為居住或投資(或投機)，此時乃是進入市場的有利機會，若不善加把握，則有坐失良機之虞。故原本未打算於此時進入房屋市場之自住型購屋或投資(機)客，乃紛紛投入購買的行列，整個市場的需求因此乃告增加。以圖形來說，即整個需求曲線由原來的位置向右方移動。



圖二 增值預期對需求之影響

(二)所得水準

隨著人們所得水準的提高，其對住宅的需求也跟著提高，這幾乎是任何人都能夠瞭解的道理。以住宅的購買來說，由於住宅的單價遠非一般商品可比，因此，絕大多數住宅的購買均需要藉助於金融機構的融資。所得水準的提高一方面使融資申請者的償債能力提高，使他們較易於獲得銀行的核貸，從而使得他們的購買計劃較易於實現。另一方面，所得水準的提高也增加了融資申請者每期所能支付攤還款的數額，從而使得他們能夠舉借較大數額的貸款。這兩方面的因素都會增加既定價格水準下的住宅的需求量。惟在各種不同的所得概念中，學者們發現，當期所得對於住宅需求的影響，一般而言並不顯著，其原因可能是當期所得多包含有偶發性因素，而後者與住宅需求之間不可能有系統性的關係，因此，目前學者們多認為在研究住宅需求時應以採用永久(或稱恆常)所得的概念為宜。

(三)金融／貨幣因素

由於住宅的購買絕大多數需要金融機構的融資，因此，利率水準的變動將直接影響住宅購買者對還款利息的負擔。譬如在融資金額與還款期限固定的情形下，貸款利率的下降將減低貸款人每月償付銀行的還款數額，這無疑將提高住宅購買者的貸款能力，使他們能舉借較以前為大的貸款，形同所得水準提高所產生的影響一樣。而原來自忖沒有能力舉債購屋的人，利率水準的降低也將使得他們較以前有能力進入住宅市場，結果使得住宅需求為之增加；相反的，如果利率水準上揚，則會促使住宅需求減少。在民國七十六—七年間，由於銀根的寬鬆，國內金融機構的住宅貨款利率大幅下跌，結果大大地刺激了人們的住宅需求；及至七十八年二月底，中央銀行採取了選擇性信用管制的措施，住宅貸款利率因之大幅上揚，結果使得當時幾近狂熱的住宅市場逐漸獲得冷卻。此二事例，實已充分說明了貸款利率對於住宅需求的關鍵性影響。

除了貸款利率之外，貸款期限的長短也直接影響及貸款人每月所須支付的還款金額，從而影響及人們所能負擔的貸款額度。因此，其影響可說與所得水準相似。更明確地說，貸款期限的增加，將使相同所得水準的個人有能力舉借更大數額的貸款。反之則將減低貸款的數額。

從另一個角度來看，人們對住宅購買也受貸款成數一即貸款額占房屋總價款的比率一之影響。若此一成數高，則人們只須自籌房屋總價款的一小部份，即可購得所希求的住宅，這當然使得房屋的購買相對地容易，從而有增加房屋需求的效果。相反的，如果貸款成數低，則人們在進入住宅市場之前，必先進行長時期的儲蓄，以籌措足夠的「自備款」。這當然會使得住宅的有效需求不易增加。以台灣過去的情形來說，十餘年前，由於銀行資金不夠充裕，當時住宅貸款的成數約只有三成左右。其後，由於資金的寬裕，貸款成數逐年提高，及至民國七十六—七年間已普遍高達八成左右，使得一般人購買住宅的能力大大地提高。住宅

需求自然也因而大大地增加，從而使得房價的上漲，幾如野馬的狂飆。

惟上述諸融資條件之所以變動，追根究底，其原因在於金融與貨幣因素的變動。蓋因貨幣供給呈寬鬆之時，各銀行所累積的頭寸即告增加，而銀行為了消化其所累積的頭寸，必然一方面將利率往下調整，另方面將貸款額度與期限等融資條件往上提昇，藉以吸引客戶的青睞！質是之故，吾人認為融資條件的良好與否必與貨幣供給的寬緊呈直接而密切的關係。易言之，融資條件乃貨幣因素的反映。然則，貨幣供給的寬鬆與否自與購屋者的獲貸機率貸款額度有正面的關係，從而與房價的動向有正面的關係，惟此一關係之形成，從成因到效果顯現，可能需要相當的時程。過去的資料顯示，自貨幣數量之增減到房價變動之間，其所需時程約為一年，詳如本文第壹節所述。

(四)物價因素

所謂物價因素，此處係指一般消費者物價的變動。此種物價的變動不但會影響貨幣的購買力，同時會影響住宅融資的機會成本。就前者而言，一般物價的上漲，將使貨幣的購買力下降，無形中使同樣價格的東西，比過去顯得「便宜」了些，這自然會增加人們對它的購買量，人們為了免於遭受購買力下降的損失，必然設法將所擁有的貨幣轉變成可以保值工具。因此在物價上漲期間，住宅的購買乃成為一個良好的保值途徑。因之，物價上漲對住宅需求所產生的影響十分可觀。在本研究中，作者首先根據前一種考慮，將消費者物價指數納入需求函數，使之成為影響需求的一個變數，如此乃使房價亦成為一般物價的函數。至於人們因受物價變動所刺激而引起的購屋保值(或甚至投機)動機，基本上須視房屋的相對增值能力而定：若房屋的增值大於物價的上漲幅度，則人們以購屋來保值或投機的誘因必強；反之，則否。因此，在住宅的需求函數中，吾人尚須考慮納入此一因素。

(五)人口因素

隨著人口的增加，住宅需求也必然跟著增加，這是自明之理。但人口因素中除了量的因素之外，其組成、結構的變動也會影響整體的住宅需求。譬如，由於家庭結構的分化，成年子女與父母分開居住的情形漸趨普遍。這種自立門戶的生活方式，無形中使整個社會比過去需要更多的住宅來容納新增的家庭，這當然會增加對住宅的需求！不過，值得一提的是，這種因人口因素而產生的需求增加，速度上相當緩慢，其作用與前面所提到的物價因素實無法並論，且在短期內，此一因素可視為固定！

以上所述均係需求面的影響因素，其中任何一種因素的變動，基本上都能影響特定時點的住宅價格。

(六)供給成本因素

至於供給面的影響因素，除了住宅本身的價格之外，最主要的當然是那些與建造房屋有

關的成本因素。不過，由於住宅供給的成本因素項目繁多，例如土地成本、工資、各種建材成本、管理與銷售費用……等，為了分析的方便，一般都將除土地以外的成本項目以「建築費用」加以涵蓋。

這些成本因素的變化，將使住宅供給亦發生變化，從而使得住宅的市場價格亦為之變化。一般而言，因素成本的上升，將不利於生產者(即建商)對房屋的供給。此時，若需求因素沒有變動，則市場供需即無法平衡，如此必將導致房屋價格的上漲。反之，隨著因素成本的下跌，建商可以用較低的成本建造同一數量的住宅，則在同樣的房價水準下，建商必然願意提供更多的住宅以供市場銷售，如此必使住宅的市場供給為之增加，在需求條件不變的情形下，將使住宅的市場價格為之下跌。要之，若其他條件不變，則房價將與土地成本或其他建築費用呈相同方向的變動。

以數學的方式來說，以上所述各種因素所形成對住宅供、需的影響，可以下列所述供需模型來加以表示：

$$HD = f(Y, PH, M, PZ, N, ERA...) \quad (1)$$

$$HS = g(PH, PL, CC, ...) \quad (2)$$

$$HD = HS \quad (3)$$

其中，式(1)為需求函數，表示市場需求量(HD)與各種需求因素之間的關係。其中，Y、PH、M、PZ、N、ERA等分別代表所得、房價、貨幣數量、一般物價、家戶數以及人們對房屋增值之預期諸變數；式(2)為供給函數，表示市場供給量(HS)與供給因素之間的關係，式中的PL與CC則分別代表單位地價與建築費用兩個成本因素；式(3)則為均衡條件，乃市場價格賴以決定的要件。據此，吾人即可解得住宅價格與各影響因素之間的關係。具體而言，將式(1)與式(2)右方各項代入式(3)，可得：

$$f(Y, PH, PZ, M, N, ERA...) = g(PH, PL, CC...) \quad (4)$$

此時，吾人只須將上式左右雙方的房價變數(PH)與其餘的變數分置兩邊，並作必要的數學處理，即可獲得前後二者之間的函數關係：

$$PH = h(Y, PZ, M, N, PL, CC, ERA...) \quad (5)$$

在此值得一提的是，式(5)中之PH、Y、M及CC等變數之時間序列值都不免於受一般物價(PZ)之變動所影響而呈現出相同幅度的變動之現象。為消除此一現象以獲得房價與其他諸變數之間的實質關係，吾人必須將有關數中的物價因素予以剔除。經過此一程序，新的函數關係

將約化為：

程式

$$Ph = h(y, m, n, Pl, cc, era) \quad (6)$$

式中， $Ph = PH/PZ$, $y = Y/PZ$, $m = M/PZ$, $Pl = PL/PZ$, $cc = CC/PZ$,
 $era = ERA-PZ$ 而 $PZ = PZ_t - PZ_{t-1}$ 。

惟此式僅表示房價(Ph)與其他諸變數之間的泛函數關係。為了實證研究的目的，學者們通常假設其函數型態為直線式、對數直線式、或半對數式等多種假設不同的型式。在本研究中，吾人擬僅嘗試作前後二種假設，亦即

$$Ph = \alpha_0 + \alpha_1 y + \alpha_2 m + \alpha_3 n + \alpha_4 Pl + \alpha_5 cc + \alpha_6 era \quad (7)$$

$$\text{與 } Ph = \beta_0 + \beta_1 \ln y + \beta_2 \ln m + \beta_3 \ln n + \beta_4 \ln Pl + \beta_5 \ln cc + \beta_6 era \quad (8)$$

三、迴歸分析之資料、變數與方法

在進行實證研究之前，吾人擬先針對前節所述及的各項變數及本研究所採用來構作各該變數的資料加以說明，然後再針對本研究所使用的迴歸方法稍作敘述。

大體而言，本研究所使用的資料均為現成的時間數列資料，其來源分為 1.政府機構定期發佈的統計資料與 2.私人或研究機構所蒐集或整理得到的資料。屬於前一分類的資料有：(1)家庭所得，(2)貨幣供給額，(3)家戶數與(4)建築費用指數等幾種，它們的來源為台北市政府主計處所編印的台北市統計要覽與中央銀行經濟研究處所編印的金融統計月報。而屬於後一分類的資料有住宅價格與地價指數兩項。前者取自淡江大學金融研究所的碩士論文(楊忠欽，民國八十一年十二月)；後者部分取自政治大學地政研究所的博士論文(洪寶川、民國八十年元月)，部份係作者根據台北市政府主計處所提供的資料加以計算而得。在以上各項資料中，房價資料無疑是本研究最重要的研究材料，其取樣與計算之過程是否嚴謹合理，攸關本研究的成敗，故須加以特別說明。

就資料之取得而言，由於政府統計機構至目前為止，並未正式編製房價指數的統計資料，因此過去各種與住宅有關的研究多利用房屋仲介機構所發行之房價資料自行編製房價數據，其中較完整之資料有二，即陳明吉(1989)、楊忠欽(1992)依太聯企管顧問公司出版之「房屋市場月刊」中所列大台北地區之二樓以上預售屋單價計算而得之數列，以及吳賢德(1989)依住商不動產研究室所提供之資料計算所得之房價數列。其中，楊忠欽先生之資料在房價採樣與計算方式等方面堪稱嚴謹合理，且該資料之時間數列較長(自民國六十二年至八十年)，故為

本研究所採用。

根據以上資料，並斟酌本研究在統計迴歸分析方面的需要，作者乃設定以下所列諸迴歸變數：

表一 各迴歸變數之名稱與設定方式

變數名稱	代 表 意 義	設 定 方 式
1. Pn	住宅單位實質價格(被解釋變數)	根據楊忠欽資料，以每年第四季之平均單價(萬元／坪)為準，並以民國六十年之固定幣值加以表示。
2. y	平均每戶恆常所得實值	以本期及前後二期之移動平均作為本期之恆常所得。
3. m-1	前一期實質貨幣供給額	以前一年年終M1b之數值為準，並以固定基期之消費者物價指數予以平減。
4. Pl	實質地價指數	民國62至76年，取洪寶川所編製的地價指數，民國77年以後各年以台北市地政處資料加以銜接。
5. c.c.	實質房屋建築費用指數	以房屋建築費用指數與消費者物價指數相除得之。
6. n	家戶增加數	以台北市歷年之家戶統計增加數表之。
8. era	實質預期增值率	以上年後半與本年前半期房價之平均變動率減除本年物價之變動率表之。

至於迴歸分析之方法，本研究係採用Yule與Walker所設計的自動校正自我相關係數之最小平方法(註1)。之所以如此，係因吾人在研究的過程中發現原有的諸時間數列資料本身多具有相當顯著的自我相關所致。

四、實證結果及其涵義

儘管在第貳節中吾人已從經濟學的觀點大致說明房價與其影響變數間的函數關係。在進行實證研究之前，吾人仍須檢查其與個別變數間的統計關係。為此，作者首先針對各解釋變數分別進行單一迴歸分析，以瞭解其與被解釋變數(房價)間的變動關係，所得結果如下：

由上表可見，在所有解釋變數中，除家戶增加數(n)之外，其餘各變數對房價的迴歸結果均符合理論的預期：不僅影響方向與預期吻合，各變數之係數值亦都具統計顯著性，其中尤以貨幣變數的顯著性最高，此等於驗證了吾人在本文第一節中所述的命題。惟一令人意外的是，家戶增加數與房價變數二者之間竟然呈現負的變動關係，表示家戶數的增加不僅無助於

表二 房價的單迴歸分析統計值

	被解釋變數：Pn					
解釋變數	模型編號					
	1	2	3	4	5	6
截距	-3.0364 (-2.376)	0.2297 (0.931)	1.0741 (1.370)	-3.6903 (-2.392)	5.1895 (1.941)	2.4588 (2.500)
y	0.578E-3 (5.741)					
m-l		0.1184E-4 (14.709)				
P1			0.01053 (4.555)			
cc				0.02193 (5.149)		
n					-0.5825E-4 (-0.490)	
era						0.0633 (2.126)
R2	0.7617	0.9268	0.6638	0.7184	-0.0822	0.2603
D.W	1.161	0.795	1.309	0.942	0.238	0.416

觀察期間：民國六十二年至八十年。

實質房價的上漲，反而有抑制作用存在。從理論的觀點來說，這是不能接受的一種結果。所幸該變數的係數值並不具統計顯著性，表示前述的負向變動關係並不具有確定性，因此可以不必太重視它。

既有以上結果，吾人即可根據本文第二節所述式(6)的函數關係進行實證工作。茲將所獲得的迴歸統計結果列表如下：

由表中諸項統計值，吾人大致可以獲得以下幾個結果：

- (一) 各模型的配合度(goodness of fit)均甚佳，表示模型的設定本身並無多大問題存在。
- (二) 貨幣變數對於房價變動的正面影響在線型函數中極為顯著。在吾人所嘗試的兩個半對數模型中，此一變數的t值則較低，但其統計的顯著水準仍達百分之二十以上，故大致可說已驗證了吾人在本文第一節中所述「房價之變動與整體金融情勢之變動具有密切的關

表三 房價模型的複迴歸分析結果

解釋變數	模型一	模型二	模型三	模型四
	(直線型)	(半對數型)	(直線型)	(半對數型)
截距	2.0953 (3.026)	13.5359 (1.398)	1.5098 (2.289)	-0.0135 (-0.072)
y	-0.2541E-3 (-1.790)	-4.4229 (-1.799)	-0.367E-3 (-2.502)	-0.3568E-4 (0.874)
m-1	0.116E-4 (3.999)	2.0967 (1.661)	0.1037E-4 (3.362)	1.191E-6 (1.388)
Pl	0.1995E-2 (0.971)	2.9619 (3.046)	0.449E-2 (2.557)	0.1217E-2 (2.416)
cc	0.3884E-2 (1.143)	-0.520 (-0.333)	0.5777E-2 (1.626)	0.2073E-2 (2.011)
n	-0.4243E-4 (-1.948)	-0.7655 (-1.073)		
era	0.01828 (2.134)	0.0288 (2.796)	0.0227 (2.52)	0.845E-2 (3.349)
R2	0.9817	0.9568	0.9789	0.9731

註：模型二與四為不同型式之半對數型式，前者對諸解釋變數(era除外)取對數；後者則對被解釋變數取對數。

觀察期間：同表一。

連」之命題。

- (三) 除了貨幣變數之外，房屋增值率之實質預期值亦對房價之波動具有顯著的影響，因其統計的顯著水準大體而言均達百分之五以上故也。此一結果亦驗證了吾人在本文第二節中關於物價因素所作的陳述。
- (四) 地價之變動，對於房價的變動，大體上亦具有正面的影響。表示隨著土地成本的上升，房價有跟著上漲的情形。不過由於此一變數的係數值在模型一中所具有的統計顯著水準並未達百分之十，故其影響之確定性尚有加以保留之必要。有趣的是在模型三與四中，由於家戶增加數(n)被排除的結果，此一變數的統計顯著水準即形提高，而超過百分之一的水準。顯示此變數在第一個模型中之所以不甚顯著，乃是由於受家戶變數之干擾所致。

- (五) 建築費用之變動，在正常情形下，應對房價的變動有正面的影響。在以上的迴歸統計結果中，此一預期並未完全實現。在我們所嘗試的四個模型中，此一變數的係數值有三個為正，一個為負。除模型四之外，其顯著性亦均未達百分之十的水準。惟在兩個線性模型中，此一變數的係數值為正，其統計的顯著性亦達百分之卅以上。換言之，就線性模型而言，我們可以有百分之七十以上的信心去判定此一變數對房價有正面影響。就模型四而言，此一變數對房價的影響顯著為正；就模型二而言，則其影響力與零無異。
- (六) 家戶增加數對房價的影響，正如前面單迴歸分析時所得到的結果一樣，呈現出與原來預期不符的結果，此一變數的係數值均為負值。有鑑於此，作者乃在後二模型中將此一變數加以排除。
- (七) 家戶的恆常所得對於房價的變動，與家戶增加數一樣，呈現出與吾人預期不符的結果，所不同的是：在前三個模型中所得變數的係數值較前一變數為顯著，特別是在第三個模型中，此一變數的顯著水準達到百分之一以上的水準。此種結果顯然與表二中第一個單迴歸的結果互相矛盾。何以會有此種結果，一個可能的原因是，在本研究嘗試的複迴歸模型中，所得變數與其他的解釋變數之間具有相當程度的線性重合現象，蓋在作者利用上述複迴歸模型從事參事估計之前，即已發現 y , m , Pe 及 CC 等解釋變數彼此之間具有相當高的相關係數(詳見附表三所示)，這種情形自然會或多或少影響以上諸變數係數值之估計以及其顯著水準。此外，更重要地，此一現象可能與本地房屋價格的相對偏高有關。在本研究的觀察期間內，房屋價格對家戶所得的比例，除少數年度外，均達6-7倍以上。相對於美國之3倍以下的情形，實屬偏高。由此不難想見，一般中低收入家庭，特別是在房價飆漲期間，即使其家戶所得水準有所提高，也不一定即有能力進入房屋市場。如此一來，一般家戶所得水準增加與有效需求的增加之間，即不一定會呈現正的關係，從而不必然導致房價的上漲。換句話說，當房屋的價格已高到一般人無法憑藉本身的所得來籌措部份購屋資金並應付購屋之後每月所須繳付的貸款本息之時，所得水準的提昇即不見

附表三 各迴歸變數之皮爾生相關係數值

	Ph	y	m-1	Pl	cc	n	era
Ph		0.8406	0.8935	0.8577	0.7629	-0.1489	0.6656
y	0.8406		0.9341	0.8437	0.9437	0.0937	0.4250
m-1	0.8935	0.9341		0.7765	0.8065	0.1997	0.6161
Pl	0.8577	0.8437	0.7765		0.8026	-0.2572	0.2567
cc	0.7629	0.9437	0.8065	0.8026		0.023	0.2979
n	-0.1489	0.0937	0.1997	-0.2572	0.023		0.1302
era	0.6656	0.4250	0.6161	0.2567	0.2979	0.1302	

得能導致住宅需求的增加，從而促使房價更進一步上漲。就最近幾年台北地區居民的所得水準與房價變動的情況來觀察，情形似乎就是如此。除此之外，前述迴歸結果也可能與本研究對所得變數的設定方式有關(註2)。真正的原因究竟為何，自有待於未來進一步加以研討。

綜之，以上的結果大致證實作者在本文第一節中所提出的命題，貨幣因素的確對過去的房價飆漲具有顯著的貢獻。在此同時，人們心中所存有的房屋增值預期也扮演了相當重要的角色。除此之外，在過去一、二十年間地價因素亦可作為房價變動的解釋因素，其餘者都不全具有統計上的顯著性。至此，吾人對於促成本地區房價上漲的因素已大致有所瞭解，至於本研究的結果對於穩定未來房價所具有的政策涵義已很明顯：第一，既然房價的變動與貨幣供給的變動具有密切的關連，則穩定房價的首要策略當在於貨幣供給量的適當控制。捨此而欲求房價之穩定，勢必不可得。第二，由於房價與地價之關連密切，故欲求房價之穩定，亦必須設法扭轉地價上漲的長期趨勢。此者，當有賴於土地稅制之變革與稅務行政主管當局之努力。第三，如何去除一般民眾長久以來所形成的對房屋增值的預期心理，也是一項重要的工作。而欲破除該預期心理，則首須維持一般物價之穩定。若政府能維持一般物價之穩定，從而使幣值也能穩定，則一般民眾即無藉購屋保值之必要。至於投機誘因之去除，則尚有賴於房屋稅負之合理調整與市場上不當交易之防制。

◎中期測

五、結語

因鑑於整體金融環境的失控可能透過融資條件的變化而刺激人們異常的購屋需求，從而促成房價的飆漲，本研究乃以經濟計量方法，以實際資料針對前述假設加以檢驗，以期吾人心中所有的理念能獲得證實。根據統計迴歸分析的結果，在過去一、二十年間，整體的貨幣供給的確對本研究觀察地區的房價具有顯著的影響，從而使得本文第一節所提出的命題獲得驗證。而在從經濟學的角度分析房價變動的影響因素時，作者亦提出如下之看法：人們對未來房價與物價的預期可能是一個促成房價波動的重要因素。在前節的統計迴歸結果中，此一看法亦獲得支持。這些研究結果，大致已達成本文所預定的研究目的。雖然如此，在前述的實證結果中，作者也發現一些與預期不符的情形：所得與家戶數的增加，不僅未對本地區的房價具有正面的影響，反而呈現負面的可能影響，這是一個耐人尋味的結果。如何對這些疑問獲得澄清，顯然是一個未來需要深入探討的研究課題。

註 釋

註1：有關Yule-Walker自動迴歸程式之說明，請參閱Gallant and Goebel (1976)及SAS Manual (1984)。

註2：在研究過程中，作者曾為此一變數作過數個不同設定方式的嘗試，惟所得到的迴歸結果均不佳。

參考文獻

薛立敏

1990 〈台北市房價上漲決定因素之估計〉，當前金融情勢與物價問題研討會，8月，台北。

洪寶川

1991 《影響台北市住宅用地地價因素之研究——以四行政區為例》，博士論文，政治大學地政研究所，1991，私人出版。

陳明吉

1989 《房地產價格及其變動因素之研究》，碩士論文，政治大學地政研究所。

楊忠欽

1992 《大台北地區房價決定模型之實證研究》，碩士論文，淡江大學金融研究所。

吳森田 蔡勳雄

1984 《新建住宅需求之實證研究——以台北市為例》，中國經濟學學會年會論文集。

吳森田

1982 〈論土地及住宅市場之穩定與健全之道〉，《台灣土地金融季刊》，19(1)。

J. R. Kearl

1979 “Inflation, Mortgages and Housing”，Journal of Political Economy, (87), no.5, Vol. 87.

Erkki Koskela, Heikki A

1992 “House Prices, Household Saving and Financial Market Liberalization in Finland”，Leikkanen and Matti Viren, European Economic Review (36).

Leo Grebler and Mittelbach, Frank G.

1979 The Inflation of House Prices, Massachusetts: D. C. Heath and Co., Lexington.

Rondall J. Pozderna

1980 "Inflation Expectations and The Housing Market", in Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco.

A. R. Gallant, and J. J. Goebel

1976 "Nonlinear Regression with Autoregressive Errors", Journal of the American Statistical Association, (71):961-967.

Sun-Tien Wu

"Affordability, Speculation, and House Prices - with special reference to the case of Taipei", Department of Economics, Chung-Hsing Univ. (Working Paper)

ABSTRACT

The purpose of this paper is to discuss the relationship between price and income housing prices by applying the theory of nonlinear pricing. Relative to the nature of price theory, the paper uses nonlinear price equations to examine the relationship caused by income, financial, living environment, education and time limit. Under the prices of people's income, the theory of price convergence is used. Then have the same characteristics and by using Gummesson theory, expected market returns and logistic growth model for the quality of the features of house regression. From Figure 11 the general linear exchange theory is supported in Taiwan housing market. Finally, we find that the relationship between current income, price and education ratio is generally consistent with the information about the government in the system more in housing market, and the theory of general linear exchange theory is supported in Taipei housing market during 1970-1979. The coefficient of correlation was about 0.85 on average. The whole pre-test housing market provided more than 90% of the explanatory variables.