

不對稱的仲介服務價格效果：分量迴歸法之檢驗¹

廖仲仁² 張金鶚³

論文投稿日期：94 年 09 月 08 日

第一次修正日期：94 年 11 月 18 日

論文接受日期：94 年 12 月 06 日

摘 要

過去有關仲介服務對於交易價格影響的實證結果出現許多分歧而不一致的現象，本文認為過去相關文獻的差異，源自以普通最小平方迴歸的方式來估計仲介服務的價格效果時，會忽略住宅價格條件分配的差異。以分量迴歸估計後發現，仲介服務係數在各價格分量呈現很大的差異且顯著。仲介服務的價格效果，在 0.10 分量約有 4.2% 的溢價，而 0.75 分量以上則約有 -5.6% 的折價現象。因此，本文嘗試以高低價格分量的不對稱訂價策略，作為仲介服務價格效果不一致現象的檢視觀點，並得到實證上的支持。

關鍵詞：搜尋模型、分量迴歸、仲介服務

1. 作者們感謝主審與兩位匿名評審所提供之意見，文中任何錯誤皆由作者自行承擔。

2. 國立政治大學地政系博士，E-mail: evanliao@mail.ippi.org.tw。

3. 國立政治大學地政系教授，E-mail: jachang@nccu.edu.tw。

Asymmetric Price Effects of Residential Real Estate Brokerage Service Using Quantile Regressions

Chung-Jen Liao and Chin-Oh Chang

*Department of Land Economics, National Chengchi University
Taipei, Taiwan 11605*

ABSTRACT

Numerous previous studies have provided conflicting empirical answers to the effect of real estate brokerage services on housing prices. This study employs quantile regression to capture what behavior exactly at each quantile of conditional house price distribution and to test the asymmetric effects of brokerage services. A key finding of this study is that the price effects of real estate brokerage services are significantly heterogeneous across the conditional price distribution. The contribution of this study to the previous literature lies in providing empirical evidence by demonstrating that brokers might exert a positive, negative, or zero impact on housing prices.

Keywords: Search model, Quantile regression, Brokerage service

一、前言

不論是住宅交易的買方或者賣方，一般來說，都可以選擇是自行搜尋交易對象，或者透過房地產仲介服務來協助交易的達成。由於房地產仲介服務業者具有收集資訊的規模經濟效果，因此，缺乏資訊的住宅交易雙方，若是透過仲介服務進行交易配對，將可以改善搜尋的邊際效率，縮短交易的期間。不過，必須支付仲介費用而提高了交易成本。過去相關的研究檢驗仲介服務在住宅市場的角色時，主要都是從搜尋成本、中間交易商、代理問題等角度，探討仲介服務或其收費方式對於銷售時間、搜尋密度、訂價與成交價、價格折扣或貼水等影響(Elder et al., 2000)。

然而，過去有關仲介服務對於交易價格影響的實證結果卻出現許多分歧而不一致的現象。Janssen and Jobson(1980)、Doiron et al.(1985)、Jud and Frew(1986)、Frew and Jud(1987)等實證結果指出，透過仲介服務比自行交易市場顯著地提高交易價格，而產生價格貼水(price premium)。主要的理由是，賣方可以將一部分的仲介費用轉嫁給買方，而對於收取固定佣金比率的仲介業者來說，提高價格也可以增加其仲介收入。此外，買方也能因為搜尋成本的節省而願意提高出價。Kamath and Yantek(1982)的研究即指出，委託仲介服務反而會降低交易價格，即出現價格折扣(price discount)。Zumpano et al.(1996)、廖仲仁與張金鶚(2004)也發現仲介服務

會降低成交價格。因為仲介業者會以降價的方式來縮短銷售時間與節省搜尋成本的誘因。第三種實證結果也是有的，Jud(1983)與 Elder et al.(2000)等研究，則並未發現仲介服務能產生價格貼水或是折扣的現象。

本文認為仲介服務的價格效果與房價分配高低以及市場競爭程度有關。仲介業者採取平價或溢價策略來銷售，將使得無法成交的機率提高，而失去賺取佣金的機會，對於高價住宅，仲介業者採取折價策略可以縮短銷售時間與節省其搜尋成本以最大化其利潤；對於低價住宅，仲介業者採取溢價策略可以在提高其佣金收入。也就是說，對於住宅的高低價格分配會有不對稱的仲介服務價格效果。

本文認為相關文獻在實證結果上的差異，部分可能來自估計模型的限制。上述文獻都是以普通最小平方方法(OLS)來估計仲介服務的效果，但是普通最小平方方法估計式指的是自變數對因變數的「平均」邊際效果。此方法的缺點之一就是所得用以描述自變數與因變數關係的參數估計是一個單一的向量，並假設條件分配不存在異質變異性，亦即不論是在分析條件分配中的哪一個百分位點，自變數與因變數關係的估計都是一樣的(Reck, 2003)。亦即，不管是低價位、中價位或是高價位住宅的特徵數量都具有同樣的邊際價格。本文將透過分量迴歸來估算出條件價格分配兩尾與仲介服務的特徵價格差異，並可一併檢測各相對位置的分量迴歸是否對稱，而不是僅以一個平均數來推測兩尾可能的不對稱情形，而此也正是本文最主要的研究貢獻所在。

本文共分五節，除第一節以前言說明研究動機外；第二節為本文的研究假說；第三節為研究方法；第四節說明使用資料之來源與性質；第五節為實證分析；最後一節為本文結論。

二、不對稱的仲介服務價格效果

Yavas(1992)的理論指出，委託仲介服務會提高交易價格，主要的理由是，賣方可以將一部分的仲介費用轉嫁給買方，而對於收取固定佣金比率的仲介業者來說，提高價格也可以增加其仲介收入。此外，買方也能因為搜尋成本的節省而願意提高出價。Janssen and Jobson(1980)、Doiron et al.(1985)、Jud and Frew(1986)、Frew and Jud(1987)等實證結果指出，透過仲介服務的確比自行交易市場顯著地提高交易價格，而產生價格貼水。

不過，對立的推論也是存在的。例如，當住宅市場供給競爭度很高時，賣方不一定能夠有效地抬高售價來轉嫁仲介費用，因為買方可以自行搜尋而不願透過仲介業者來交易。此外，當賣方無法確實監視仲介業者的努力水準時，仲介業者亦有以降價的方式來縮短銷售時間與節省搜尋成本的誘因。Kamath and Yantek(1982)的研究即指出，委託仲介服務反而會降低交易價格，即出現價格折扣(price discount)。Zumpano et al.(1996)、廖仲仁與張金鶚(2004)也發現仲介服務會降低成交價格。第三種實證結果也是有的，Jud(1983)與 Elder et al.(2000)等研究，則並未發現仲介服務能產生價格貼水或是折扣的現象。

Yavas and Colwell(1995)認為當住宅的價格提高時，對於仲介業者的搜尋密度會同時產生

兩個不同方向的影響：一是較高的價格意指銷售時會有較高的仲介收入(本文稱之為佣金效果)，但另一個效果是較高的價格也會降低買方購屋房屋的機率(本文稱之為無法成交效果)。當房價較高時，無法成交效果較強，因此過高的訂價可能會使得買方退場而降低仲介業者努力搜尋買方的誘因。當房價較低時，佣金效果較強，仲介業者會提高搜尋密度。透過模型參數的改變，即代表不同的市場型態下，Yavas and Colwell(1995)證實仲介服務的價格效果有可能出現正、負或零的情形，即仲介服務的兩種效果會有不同的相對強弱度⁴。

綜合前述文獻之概念，本文認為仲介服務的價格效果與房價分配高低以及市場競爭程度有關。從仲介業者的角度來說，由於仲介佣金率是成交總價的固定比率，因此當高價住宅成交時，仲介業者可以獲得的佣金總額固然遠高於低價住宅，但是高價住宅市場的買方相對有限，再加上賣方通常與仲介服務簽訂有期限的委託合約，倘若一直無法成交，期限屆滿時，賣方往往會認為仲介業者的能力很差，而另外委託其他業者來服務。因此，仲介業者若採取平價或溢價策略來銷售，將使得無法成交機率提高，而失去賺取佣金的機會；折價策略不但可以縮短銷售時間並且可以節省仲介業者的搜尋成本，顯然對其較為有利可圖。反之，對於低價住宅來說，負擔得起的買方相對很多，仲介業者採取溢價策略雖會提高一點無法成交的機率，但是仍能賺取基本的佣金收入，若考慮到買方之間的競爭程度時，低價住宅的買方眾多，使其更能因為透過仲介節省其搜尋成本而願意提高出價。從賣方的角度來看，高價格住宅的屋主為了降低買方因為價格過高而不願光顧的機率，而會同意仲介業者採取折價的策略；反之，低價格住宅屋主則會提高訂價作為誘因，以激勵仲介業者更努力的搜尋，而會採取溢價或貼水的策略。⁵ 也就是說，對於住宅在高低價格分配上會有不對稱的仲介服務價格效果。

三、研究方法

自從 Koenker and Bassett(1978)提出分量迴歸(Quantile Regression, QR)的方法後，我們得以估計自變數對因變數的某個「特定百分位」的邊際效果，因而可以更清楚地描繪因變數的整個分配特性。換言之，透過分量迴歸的方式，即可估算出條件價格分配兩尾與仲介服務的特徵價

4.也可以說，仲介服務價格效果之所以時正時負，是因為佣金效果與無法成交效果在不同的市場型態下有不同的相對強弱度，故仲介服務在某些市場型態時對成交價有正向影響，在另一些市場型態則有負向影響，高低價住宅雖會使仲介服務業者改變搜尋密度，但並不隱含賣方會採取不同的訂價策略。作者們感謝匿名評審對於本文推論上的嚴謹度有所指正，不過正是基於避免過度引伸 Yavas and Colwell(1995)的理論模型，我們僅採取其高低價住宅對於仲介服務搜尋密度差異之論點(Yavas and Colwell, 1995)，並於下文加入市場競爭以及實務上仲介服務合約關係等觀察來建立本文之研究假說。

5.例如部分不動產經紀人表示提高低價住宅之訂價現象的確相當普遍，除了激勵仲介業者的可能性外，亦有考慮到購屋者對於低價住宅會有低品質住宅的刻板印象，因此會鼓勵賣方調高價格以吸引購屋者。

格差異，並可一併檢測各相對位置的分量迴歸是否對稱，而不是僅以一個平均數來推測兩尾可能的不對稱情形。

普通最小平方迴歸是建立在迴歸因變數條件分配的平均數上，而此方法的基本概念是，隱含著假定自變數的影響對於因變數條件分配的可能差異並不重要。不過，如果自變數會影響到因變數條件分配的其他參數時(即非平均數)，就可能使估計結果產生很大的錯誤(Koenker and Bassett, 1978)。因此，與普通最小平方迴歸很不一樣的是，分量迴歸可以看出因變數條件分配上的所有特徵。面對因變數條件分配與自變數關係之檢驗，有時研究者會採取將全部樣本切割成數個小樣本後，再分別估計普通最小平方係數，為一種刪減因變數的分析法，但是此方法會導致樣本選擇偏誤(Sample Selection Bias)。若以分量迴歸來估計時，便可免除這種偏誤(Koenker and Hallock, 2001)。因此，不同於普通最小平方迴歸只能描述因變數的平均行為(averaging behavior)，分量迴歸可以分析自變數對於因變數在整個條件分配上是否有不同的影響效果，亦即可以掌握住條件分配可能存在的不對稱行為。

基於以上的優點，近年來已有愈來愈多的研究採取此種方法。勞動與教育經濟學方面，許多學者使用分量迴歸來了解工資差異、歧視或者教育投資在不同分量的邊際效果(Koenker and Hallock, 2001；Yu et al., 2003)，Chamberlain(1994)應用分量迴歸，指出薪資水準較低者會受到的工資補貼高於薪資水準高者。Hartog et al.(2001)則研究受教時間對於薪資的影響，發現受教時間對於高薪資工作者的影響是低薪工作者的兩倍，但若以普通最小平方迴歸估計結果則是高低薪資工作者的綜合表現，喪失了很多有用的資訊。生物學方面，也經常應用分量迴歸來探討物種型態的差異(Cade and Noon, 2003)。例如 Koenker and Hallock(2001)便以分量迴歸來研究影響新生嬰兒體重的因素，發現體重不同的嬰兒，受到自變數的影響有很大的差異。若以普通最小平方迴歸來表現，則無法將不同體重的嬰兒所受到的影響差異呈現出來。

近一兩年來，國內學者也開始應用分量迴歸來進行分析。例如，郭迺峰與陳美琇(2003)曾採用分量迴歸分析法分析股市報酬率方面的影響因素，並比較普通最小平方對於不同漲跌幅度的報酬率所受到影響的差異。許瑞宏(2003)以誤差修正模型的分量迴歸，進行台灣貨幣需求的實證分析。莊家彰與管中閔(2004)利用分量迴歸在檢驗兩尾差異的優點，檢驗股市報酬率與成交量之間的 V 型對稱關係，而改進了普通最小平方迴歸方法的缺點。然而，就我們所知，至目前為止，國內外不動產相關文獻尚未有應用分量迴歸於實證分析上。由於不動產的產品異質性相當高，本應相當適合以分量迴歸來獲取更多有關價格、需求，或者供給等條件分配上的訊息。

四、資料說明

本文研究資料來自行政院經建會、財團法人國土規劃及不動產資訊中心與政大台灣房地產研究中心，共同於每季透過銀行與仲介業者定期調查之住宅需求問卷資料，為目前為止，國內

最具規模且具代表性的住宅市場調查資料。本研究採用民國 93 年第 1 至第 3 季購屋需求動向調查的原始資料檔。該調查對象分為已購屋者(即至銀行申購房屋貸款者)⁶與潛在購屋者(即至仲介業者詢問購屋訊息者)。由於本文僅針對實際購屋行為進行探討，是故只採用已購屋者部分之問卷資料，同時選取的樣本地區為台北縣市都會地區。由於本研究資料調查對象為購屋者，因此實證模型的變數除了考量住宅本身與區位屬性外，亦加入購屋者的相關屬性。有關變數定義、代號與符號預期的進一步說明，請見表一。

表一 變數說明與符號預期表

| 變數名稱 | 單位 | 符號預期 |
|---|---|--|
| 成交總價 P | 萬元 | 取對數後為 LnP。 |
| 首次購屋者 NOEXP | 是 1 否 0 | 為虛擬變數，若購屋者先前未曾購買過或擁有過住宅，則視為首次購屋者。對於價格影響預期符號為正，因為首購者的購屋資訊可能較差，比起有經驗的購屋者來說，可能會支付價格貼水。 |
| 跨區購屋者 DIS | 是 1 否 0 | 為虛擬變數，若購屋者原來並非居住在購屋地區之鄉鎮市區者，則視為跨區者。跨區購屋者對於地方住宅市場的資訊較差，比起當地的購屋者來說，可能會支付價格貼水，價格影響預期符號為正。 |
| 坪數 PING | 坪 | 住宅面積愈大，住宅總價愈高。 |
| 坪數平方 PING2 | 坪 ² | 允許面積存在報酬遞減的現象，故加入二次項，對於價格影響預期符號為負。 |
| 年齡 AGE | 年 | 為購屋者的年齡數，對於住宅需求較高，對於價格影響預期符號為正。 |
| 月所得 INC2 INC3 INC4 INC5 INC6 | 3 至 6 萬 6 至 9 萬 9 至 12 萬 12 至 15 萬 15 萬以上 | 為以 3 萬元以下為對比月所得，其餘分別對各級距月所得採虛擬變數，由低到高分為五個虛擬變數，若為所在級距則為 1，其餘為 0。所得愈高者，愈傾向購買較昂貴的住宅，因此對於價格影響預期符號為正。 |
| 車位 GARAGE | 是 1 否 0 | 含車位之住宅預期價格會較高，因此對於對價格預期符號為正。 |
| 頂樓 TOP | 是 1 否 0 | 頂樓住宅因景觀較佳，通常會有較高的售價，因此對於價格影響預期符號為正。 |
| 一樓 GROUND | 是 1 否 0 | 一樓住宅價格通常高於其他樓層，因此對於價格影響預期符號為正。 |
| 屋齡 YEARS | 年 | 為住宅的屋齡，對於價格影響預期符號為負。 |
| 屋齡平方 YEARS2 | 年 ² | 允許隨著屋齡增加，存在維護更新的可能性，故加入二次項，對於價格影響預期符號為正。 |
| 縣市 LOCA1 LOCA2 LOCA3 | 台北市中心 台北市郊區 台北縣轄市 | 住宅所在縣市會很明顯的影響到住宅價格，因為針對購屋地點所在區位採虛擬變數，若為所在區位則取 1，其他為 0。台北市中心包括中正、大同、中山、松山、大安、信義、萬華區等；台北市郊包括士林、北投、南港、內湖、文山區；台北縣轄市包括板橋、中和、永和、新店、三重、新莊、汐止、土城等；其餘地區為對照區位。 |
| 透過仲介 BROKER | 是 1 否 0 | 對於價格影響預期符號為高價為負，低價為正。 |

6. 已購屋者之調查乃由財團法人國土規劃及不動產資訊中心每季針對前往臺灣銀行、台灣土地銀行、合作金庫等本國 20 家銀行申購房屋貸款者為調查對象，其調查方法為由銀行對已核貸客戶進行問卷填答，再按份輸入資料完成建檔工作。

表二為本研究樣本的敘述統計，並將資料區分為全部樣本、自行搜尋交易者與透過仲介者三類來加以比較。經過刪除不完整的問卷後，本研究分析的有效問卷共計 2,819 筆，其中自行搜尋交易者共 1,445 筆(51.26%)，透過仲介者共 1,374 筆(48.74%)。表二顯示住宅平均成交總價為 526 萬元，而自行搜尋交易者平均約 537 萬元，透過仲介者平均約 515 萬元，初步看來，自行搜尋交易者購買的房價較高。此外，表三為住宅交易價格各主要分量的分配，以及其峰度與偏態的情形。

表二 敘述統計

| 變數 | 全部樣本 | | 自行搜尋交易者 | | 透過仲介者 | |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 平均數 | 標準差 | 平均數 | 標準差 | 平均數 | 標準差 |
| P | 526.958 | 310.383 | 537.826 | 315.614 | 515.529 | 304.482 |
| NOEXP | 0.559 | 0.497 | 0.535 | 0.499 | 0.585 | 0.493 |
| DIS | 0.463 | 0.499 | 0.453 | 0.498 | 0.474 | 0.499 |
| PING | 40.084 | 18.852 | 42.235 | 20.117 | 37.821 | 17.141 |
| AGE | 37.320 | 7.565 | 37.367 | 7.785 | 37.271 | 7.329 |
| INC2 | 0.374 | 0.484 | 0.383 | 0.486 | 0.364 | 0.481 |
| INC3 | 0.347 | 0.476 | 0.346 | 0.476 | 0.347 | 0.476 |
| INC4 | 0.149 | 0.356 | 0.150 | 0.357 | 0.147 | 0.354 |
| INC5 | 0.048 | 0.214 | 0.042 | 0.201 | 0.054 | 0.226 |
| INC6 | 0.042 | 0.199 | 0.035 | 0.185 | 0.048 | 0.214 |
| GARAGE | 0.393 | 0.488 | 0.424 | 0.494 | 0.360 | 0.480 |
| TOP | 0.154 | 0.361 | 0.151 | 0.358 | 0.156 | 0.363 |
| GROUND | 0.054 | 0.227 | 0.064 | 0.245 | 0.044 | 0.204 |
| YEARS | 9.217 | 8.485 | 7.515 | 8.437 | 11.008 | 8.164 |
| LOCA1 | 0.331 | 0.366 | 0.373 | 0.337 | 0.324 | 0.392 |
| LOCA2 | 0.390 | 0.488 | 0.331 | 0.471 | 0.452 | 0.498 |
| LOCA3 | 0.278 | 0.291 | 0.295 | 0.282 | 0.255 | 0.300 |
| 樣本數 | 2,819 | | 1,445 | | 1,374 | |

表三 住宅成交總價的各分量分配、偏度與峰度

| 成交總價主要分量 | 分量值 (萬元) | 成交總價主要分量 | 分量值 (萬元) |
|----------|----------|----------|----------|
| 0.01 | 130 | 0.90 | 850 |
| 0.05 | 210 | 0.95 | 1050 |
| 0.10 | 250 | 0.99 | 1700 |
| 0.25 | 330 | 偏度 | 3.27 |
| 0.50 | 465 | 峰度 | 23.73 |
| 0.75 | 625 | | |

五、實證分析

本文實證部分，採取的是 Rosen(1974)的特徵價格模型，並以住宅成交總價的對數值(LnP)作為因變數：

$$\text{Ln}P = f(\text{LOAC1}-3, \text{PING}, \text{PING2}, \text{TOP}, \text{GROUND}, \text{GARAGE}, \text{YEARS}, \text{YEARS2}, \text{INC2}-\text{INC6}, \text{AGE}, \text{NOEXP}, \text{DIS}, \text{BROKER}) \quad (9)$$

這裡，自變數則包括台北市中心、台北市郊、縣轄市等區位因素(LOCA1-LOCA3)，以及屋齡(YEARS)、屋齡平方(YEARS2)、一樓(GROUND)、頂樓(TOP)、車位(GARAGE)、坪數(PING)、坪數平方(PING2)、每月所得(INC2-INC6)、首次購屋者(NOEXP)、跨區購屋者(DIS)、年齡(AGE)、仲介(BROKER)等屬性。本文採取 STATA 進行計量工作，並先後以普通最小平方迴歸與分量迴歸進行估計。

表四的結果顯示，仲介服務(BROKER)對於成交價格之影響並不顯著，係數為-0.015，t 值為-1.13。亦即以普通最小平方迴歸估計時，買賣雙方是否透過仲介服務，對於住宅價格似乎不會產生任何效果。至於與搜尋成本有關的變數，如首次購屋者(NOEXP)與跨區遷移者(DIS)的係數皆不顯著，表示首次購屋者與跨區遷移者不會因為住宅資訊的弱勢而支付價格貼水。每月所得(INC2-INC6)等五個虛擬變數則符合預期，即所得愈高者愈傾向於購買較貴的住宅。其他如住宅坪數、購屋者年齡、一樓、車位等，均有符合預期的符號與相當的顯著水準。

表五顯示以分量迴歸估計之結果。仲介服務(BROKER)在各分量的係數呈現很大的差異且多半顯著，此與 OLS 估計的結果差異很大。亦即，在低房價時，如 0.10 分量時，透過仲介服務會出現溢價，但隨著房價分量的提高，透過仲介服務反而轉變為折價且相當顯著，呈現不對稱的現象。從仲介服務(BROKER)的係數，在 0.10 分量(即房價在 250 萬元時)出現貼水，約 4.2%(t 值為 1.96)，而 0.75 分量(即房價在 625 萬元)以上則顯著地出現折價情形，約-5.6%(t 值為-2.92)。表六乃針對仲介服務係數在各分量間的差異程度進行 p 值檢定結果，顯示較低價格分量，即 0.25 分量以下，與中位數以上分量間的係數間具有統計上的顯著差異。

透過圖一，更能清楚地看出普通最小平方迴歸與分量迴歸估計，對於仲介服務價格效果的差異性。圖的兩軸分別是，X 軸為分量，Y 軸為變數的係數值。而圖中的水平線即由普通最小平方迴歸所估計的係數，表示各價格分量都假定面對同樣的結構，而上下各有一條 95%信賴區間的虛線。另一條則是隨著分量不同而上下波動的曲線就是分量迴歸估計係數，陰影部分則為分量迴歸的 95%信賴區間。倘若普通最小平方迴歸與分量迴歸的信賴區間高度重疊，則表示兩種估計方式對於仲介服務價格效果沒有明顯的差異，反之，則表示代表仲介服務價格效果的影響係數，會隨著住宅價格分量的高低而有所不同，換言之，若以普通最小平方迴歸來估計參數時，經常會得到兩尾差異相互抵銷的結果。觀察仲介服務價格效果的分量圖，可以看出其呈現左尾高、右尾低的不對稱現象，顯示隨著住宅價格分量的提高，其係數明顯的由正轉負。

表四 普通最小平方迴歸估計結果

| 變數 | 係數 | t 值 |
|---------|---------------------|--------|
| CON | 4.881 | 91.45 |
| NOEXP | 5×10^{-4} | 0.00 |
| DIS | 0.001 | 0.11 |
| LOCA1 | 0.775 | 32.60 |
| LOCA2 | 0.368 | 18.84 |
| LOCA3 | 0.021 | 1.00 |
| PING | 0.022 | 30.33 |
| PING2 | -6×10^{-5} | -19.43 |
| TOP | 0.012 | 0.69 |
| GROUND | 0.131 | 4.73 |
| AGE | 0.004 | 4.52 |
| INC2 | 0.103 | 3.21 |
| INC 3 | 0.181 | 5.58 |
| INC 4 | 0.243 | 6.92 |
| INC 5 | 0.314 | 7.39 |
| INC 6 | 0.451 | 10.10 |
| GARAGE | 0.128 | 8.87 |
| BROKER | -0.015 | -1.13 |
| YEARS | -0.024 | -11.01 |
| YEARS2 | 0.001 | 8.68 |
| 調整後判別係數 | 0.58 | |

本文的實證結果可以支持仲介業者在訂價時，會同時考慮本身與購屋者的誘因行為：即當訂價較高時且能夠成交時，仲介業者能得到較高的仲介收入，但是較高的價格也會降低買方購買房屋的機率，反過來降低仲介更努力搜尋買方的誘因，加上仲介的委託合約一旦到期而尚未售出，賣方很可能解除代理關係，此時仲介業者若採取降價策略，至少可以確保一定的佣金收入。對於高價住宅而言，只要能夠成交，仲介業者所得的佣金收入仍舊相當可觀，同時縮短銷售時間對於仲介業主與賣方來說，分別具有節省搜尋成本與提早變現的利益。因此，當房價愈高時，可能會使買方購買的意願降低，賣方與仲介業者會傾向於折價出售；而對於低價位住宅，買方因可節省相對較高的搜尋成本，以及可以較高的報酬來激勵仲介業者更加努力搜尋買方的條件下，賣方會傾向於溢價出售。

表五 分量迴歸估計結果

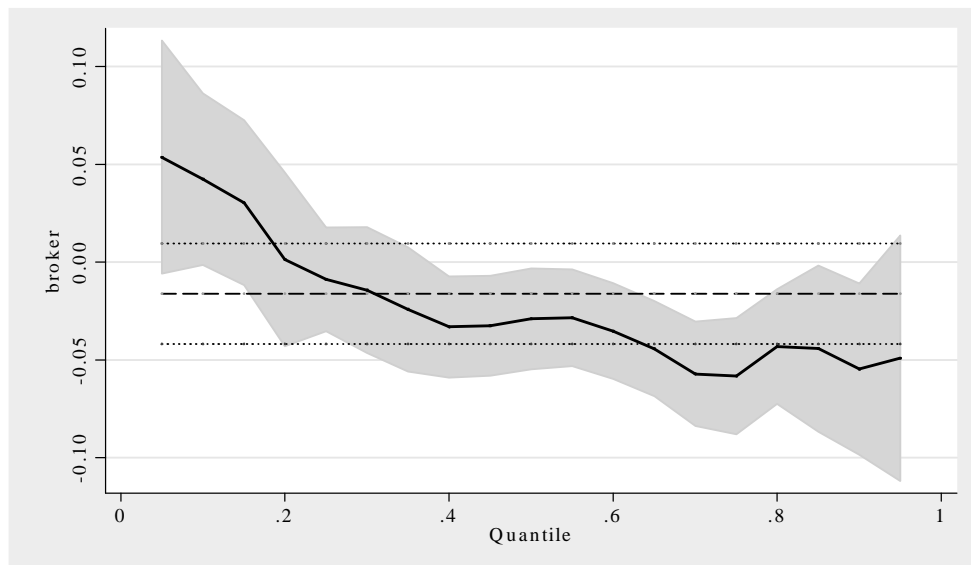
| 分量 | 0.10 | | 0.25 | | 0.50 | | 0.75 | | 0.90 | |
|-----------|--------------------|-------|--------------------|--------|--------------------|--------|--------------------|-------|--------------------|-------|
| 變數 | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 |
| CON | 4.095 | 28.16 | 4.443 | 39.24 | 4.734 | 52.48 | 5.227 | 54.75 | 5.480 | 50.32 |
| NOEXP | 0.015 | 0.79 | 0.010 | 0.61 | 0.011 | 0.75 | 0.010 | 0.60 | -0.022 | -0.96 |
| DIS | 0.014 | 0.90 | 0.017 | 1.25 | 0.004 | 0.42 | -0.005 | -0.55 | 0.004 | 0.18 |
| LOCA1 | 0.769 | 10.94 | 0.857 | 19.55 | 0.858 | 40.89 | 0.740 | 16.55 | 0.708 | 15.89 |
| LOCA2 | 0.400 | 7.07 | 0.439 | 15.57 | 0.441 | 18.87 | 0.316 | 10.12 | 0.270 | 7.46 |
| LOCA3 | 0.002 | 0.03 | 0.041 | 1.10 | 0.011 | 0.35 | -0.050 | -1.25 | 0.030 | 0.58 |
| PING | 0.032 | 8.76 | 0.029 | 9.79 | 0.026 | 10.30 | 0.021 | 10.52 | 0.018 | 14.21 |
| PING2 | 1×10^{-4} | -3.99 | 1×10^{-4} | -4.00 | 8×10^{-5} | -3.62 | 5×10^{-5} | -4.17 | 4×10^{-5} | -6.01 |
| TOP | -0.014 | -0.52 | 0.027 | 1.38 | 0.010 | 0.50 | 0.028 | 1.63 | 0.043 | 1.26 |
| GROUND | 0.083 | 1.82 | 0.064 | 1.28 | 0.139 | 4.33 | 0.182 | 5.01 | 0.183 | 3.37 |
| AGE | 0.004 | 2.00 | 0.004 | 3.05 | 0.005 | 7.06 | 0.004 | 5.99 | 0.005 | 4.27 |
| INC2 | 0.271 | 4.28 | 0.106 | 1.62 | 0.047 | 1.33 | -0.019 | -0.45 | -0.030 | -0.54 |
| INC3 | 0.362 | 6.06 | 0.184 | 2.87 | 0.117 | 4.09 | 0.063 | 1.57 | 0.024 | 0.43 |
| INC4 | 0.381 | 5.16 | 0.228 | 3.31 | 0.173 | 5.43 | 0.105 | 2.05 | 0.126 | 1.79 |
| INC5 | 0.440 | 6.50 | 0.280 | 3.87 | 0.217 | 6.56 | 0.206 | 4.09 | 0.243 | 3.66 |
| INC6 | 0.455 | 4.01 | 0.341 | 4.40 | 0.289 | 6.51 | 0.377 | 5.33 | 0.530 | 3.97 |
| GARAGE | 0.080 | 2.61 | 0.112 | 6.55 | 0.091 | 5.21 | 0.128 | 5.87 | 0.142 | 5.09 |
| BROKER | 0.043 | 1.96 | -0.011 | -0.69 | -0.027 | -1.77 | -0.057 | -2.92 | -0.058 | -3.83 |
| YEARS | -0.029 | -9.69 | -0.024 | -14.19 | -0.023 | -12.85 | -0.019 | -5.84 | -0.016 | -4.00 |
| YEARS2 | 0.001 | 8.44 | 0.001 | 11.52 | 0.001 | 7.94 | 0.001 | 5.02 | 5×10^{-4} | 3.64 |
| Pseudo R2 | 0.346 | | 0.363 | | 0.382 | | 0.379 | | 0.388 | |

說明：分量迴歸的標準誤是以拔靴複製法(bootstrapped standard errors)，以重複 1000 次抽樣估計所得(Gould, 1992；Roger, 1992)

表六 仲介服務係數之各分量差異 p 值檢定 (p value test of inter-quantile differentials)

| 分量 | 0.05 | 0.15 | 0.25 | 0.35 | 0.45 | 0.50 | 0.55 | 0.65 | 0.75 | 0.85 | 0.95 |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 0.05 | | ※ | ◎ | ◎ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ◎ | ○ |
| 0.15 | | | ◎ | ◎ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 0.25 | | | | ※ | ◎ | ※ | ※ | ○ | ◎ | ※ | ※ |
| 0.35 | | | | | ※ | ※ | ※ | ※ | ○ | ※ | ※ |
| 0.45 | | | | | | ※ | ※ | ※ | ※ | ※ | ※ |
| 0.50 | | | | | | | ※ | ※ | ※ | ※ | ※ |
| 0.55 | | | | | | | | ※ | ※ | ※ | ※ |
| 0.65 | | | | | | | | | ※ | ※ | ※ |
| 0.75 | | | | | | | | | | ※ | ※ |
| 0.85 | | | | | | | | | | | ※ |
| 0.95 | | | | | | | | | | | |

說明：1. 本文採用 Gould(1997)的 Test of inter-quantile differentials，主要是檢定同一變數在不同分量間的係數是否有顯著差異，並可以 p 值來判斷。其中，變異數共變數矩陣(VCE)是透過 1000 次的拔靴複製法所估計而來的。2. ◎表示 p 值小於 1% 顯著水準；◎表示 p 值小於 5% 顯著水準；○表示 p 值小於 10% 顯著水準；※表示不顯著。



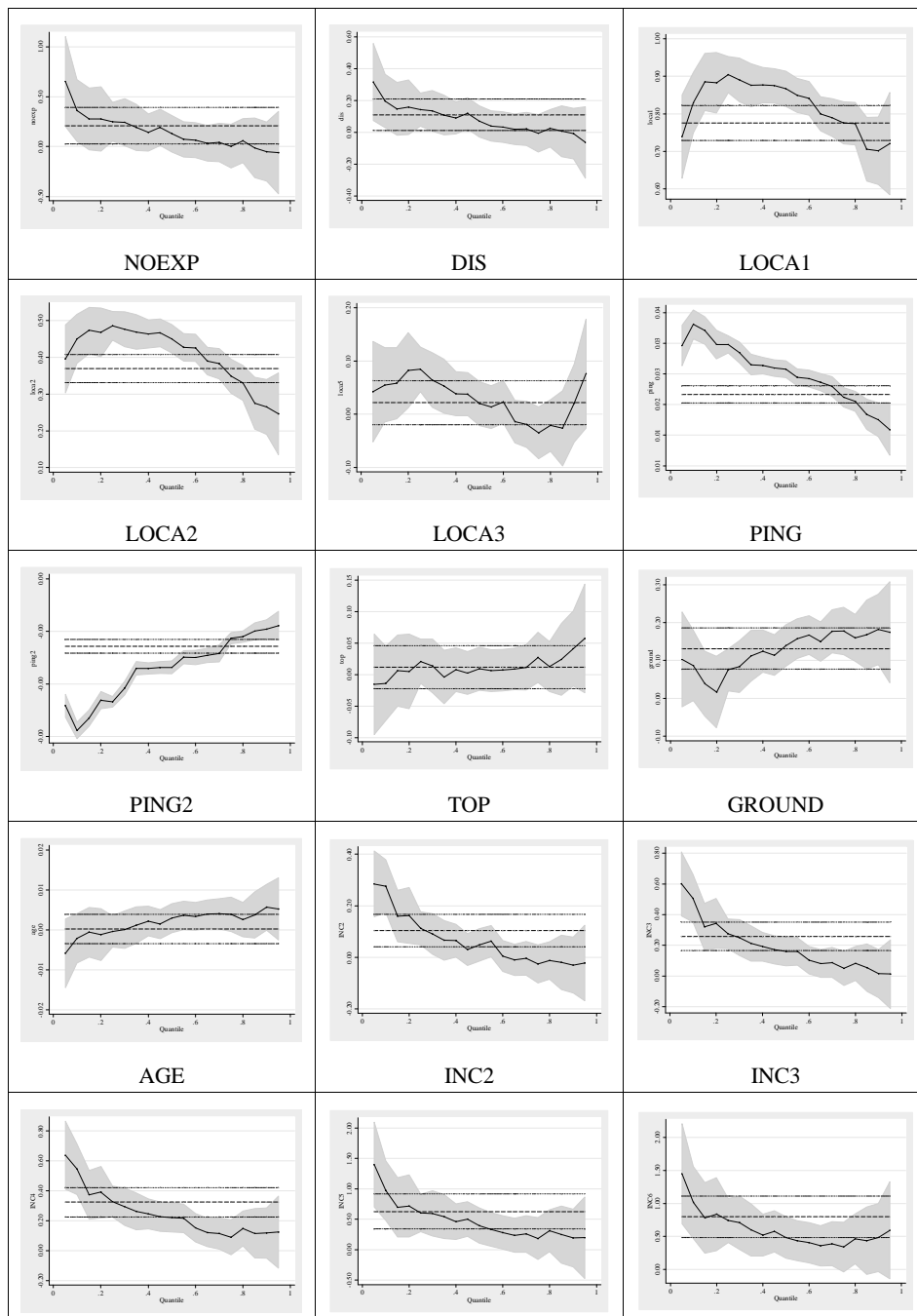
圖一 仲介服務價格效果之普通最小平方迴歸與分量迴歸線以及 95% 信賴區間圖

(說明：1. 分量從 0.05 至 0.95，並以每 0.05 分量為一級距。2. 陰影部分為分量迴歸線的 95% 信賴區間。)

進一步比較表四與表五之結果以及圖二，可以檢視住宅成交總價與住宅屬性之消費數量間是否為線型關係。在購屋者屬性方面，首次購屋者(NOEXP)與跨區購屋者(DIS)的普通最小平方方法的估計結果相當不顯著，而分量迴歸的結果從 0.10 分量到 0.9 分量的統計亦皆不顯著，顯示首次購屋者或跨區購屋者比起有經驗或在地的購屋者並不具有價格劣勢，但高低價格分配上略呈現低價溢價，高價折價的現象，惟經過分量差異 p 值檢定，各分量間並無顯著差異性存在。在購屋者的年齡(AGE)方面，不論是普通最小平方方法或分量迴歸法，統計結果皆很顯著，顯示年齡長者對於住宅需求程度較高，願意出高價購買住宅；此外，高低價格分配上略呈現低價溢價少，高價溢價多的現象，但各分量間並無顯著差異性存在。購屋者各個級距的每月所得(INC2-INC6)的邊際效果，雖然都是正的且隨著所得級距的提高而增加，但是對於各分量來說，它們的邊際效果都隨著分量的提高而下降。亦即對於各級距所得的人而言，面對的住宅價格愈高時，溢價購買的程度會逐漸減少，可以推論價格愈高的住宅，會使得購屋者不斷增加搜尋密度以獲取搜尋利益，因而溢價程度就愈來愈低。

區位屬性的分量差異則比較明顯，特別是台北市中心(LOCA1)與台北市郊(LOCA2)地區，隨著價格分量的提高，溢價的程度先高後低且統計上皆為顯著。區位分量價格效果也明顯的有異於普通最小平方方法的估計結果，多數分量的估計值也都比較高。在個體屬性方面，住宅坪數(PING)的係數隨著分量點的提高而愈來愈低，並且與普通最小平方方法的估計結果差異甚大，可能是增加銷售面積對於高價位住宅的邊際貢獻度較低，蘊含著想要創造更高價位住宅，是無法透過更多的面積規劃來達成，而是需要以更高的住宅品質來增值。頂樓(TOP)的估計結果不論以普通最小平方方法或分量迴歸法，統計結果皆不顯著。而一樓(GROUND)則相當地影響到住宅價格的大小，在分量上，呈現低價溢價不顯著，高價相當顯著的情形，亦即愈是高價的住宅，一樓愈具有加價的效果，此結果應該相當符合經驗。車位(GARAGE)同樣具有提高售價的效果，對於各分量來說，也有價格愈高溢價效果愈強的情形，當然，很可能是價格愈高的住宅，車位的類型不同所致，例如低價住宅的車位多半是機械式車位，而高價住宅多半是平面車位，兩者的價格效果自然不同，以普通最小平方方法來估計，顯然無法區分出產品區隔所導致的價格效果。至於屋齡(YEARS)的邊際效果則隨著分量的提高而下降，顯示屋齡對於高價住宅的折價效果遞減，或者說折舊效果愈小⁷。

7. 本文以總價模型為因變數來進行實證，主要是考量相關實證研究也都是以總價為因變數，此作法有利於比較研究差異。不過，我們亦曾經以單價取對數來進行實證分析，在自變數相同的情況下，仲介服務的價格效果亦同樣出現低價溢價，高價折價的情形。在其他變數方面，單價模型部分住宅面積的係數與總價模型相反，即一次式為負值，二次式為正值，Lambson et al.(2004)與廖仲仁與張金鶚(2004)都曾指出此結果。另一個結果有差異的是跨區購屋者，單價模型統計上很顯著，但總價模型則統計上不顯著。



圖二 其他變量價格效果之普通最小平方迴歸與分量迴歸線以及 95% 信賴區間圖

(說明：1.分量從 0.05 至 0.95，並以每 0.05 分量為一級距。2.陰影部分為分量迴歸線的 95% 信賴區間。3.普通最小平方迴歸線上下亦各有一條破折線為 95% 信賴區間，皆為水平線。)

六、結論

過去有關仲介服務對於交易價格影響的實證結果出現許多分歧而不一致的現象，本文認為原因來自，以普通最小平方迴歸的方式估計仲介服務價格效果所有的限制，即忽略了住宅價格條件分配的差異。改以分量迴歸的方式，即可估算出條件價格分配兩尾與仲介服務的特徵價格差異，並可一併檢測各相對位置的分量迴歸是否對稱。實證結果顯示，仲介服務的價格效果，在 0.10 分量(即房價在 250 萬元時)約有 4.2%的溢價，而 0.75 分量(即房價在 625 萬元)以上則約有-5.6%的折價現象。因此，仲介服務對於高低價格分量會呈現不對稱的折溢價情形，或可解釋過去長期有關仲介服務對於交易價格不一致影響的原因。

住宅成交總價與住宅屬性之消費數量間的非線型關係，也出現在住宅面積、區位、一樓、車位、購屋者收入等屬性上，惟與仲介服務不同的是，這些屬性的非線型關係並未出現價格效果正負相反的現象，而是正負符號相同，但溢折價程度不同的差異。本文亦試圖以產品區隔與搜尋成本的觀點解釋這些屬性與成交價格存在非線型關係的可能原因。

參考文獻

1. 莊家彰、管中閔(2004)，以分量迴歸檢驗報酬率和成交量的 V 字關係，「2004 年經濟學會年會研討會論文」，台北：政大社會科學學院。
2. 許瑞宏(2003)，「台灣貨幣需求實證研究：誤差修正模型之分量迴歸」，台灣大學經濟學研究所碩士論文。
3. 郭迺峰、陳美琇(2003)，貨幣供給成長率、黃金交叉期間與股市報酬率之關係：分量迴歸法之應用，「貨幣觀測與信用評等」，第 43 期，第 133-146 頁。
4. 廖仲仁、張金鶚(2004)，搜尋成本與定錨行為對於購屋者價格貼水之影響，「住宅學報」，第 13 卷，第 2 期，第 47-62 頁。
5. Cade, B. S. and Noon, B. R. (2003). A gentle introduction to quantile regression for ecologists, *Frontier Ecological Environment*, 1(8): 412-420.
6. Chamberlain, G.(1994). Quantile regression, censoring and the structure of wages, in *Advance in Econometrics*, edited by C. Sims, pp. 171-209. New York: Elsevier.
7. Doiron, J. C., Shilling, J. D. and Sirmans, C. F. (1985). Owner versus broker sales: Evidence on the amount of the brokerage commission capitalized, *The Real Estate Appraiser and Analyst*, 51(4): 44-48.
8. Elder, H. A., Zumpano, L. V. and Barylka, E. A. (2000). Buyer brokers: Do they make a difference? Their influence on selling price and search duration, *Real Estate Economics*, 28(2):

337-362.

9. Frew, J. and Jud, G. D. (1987). Who pays the real estate broker's commission?, *Research in Law and Economics*, 10: 177-187.
10. Gould, W. W. (1992). Quantile regression with bootstrapped standard errors, *Stata Technical Bulletin*, 9: 19-21.
11. Gould, W. W. (1997). Interquantile and simultaneous-quantile regression, *Stata Technical Bulletin*, 38: 14-22.
12. Hartog, J., Pereira, P. T. and Vieira, J. (2001). Changing returns to education in Portugal during the 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators, *Applied Economics*, 33: 1021-1037.
13. Janssen, C. T. L. and Jobson, J. D. (1980). Applications and implementation on the choice of realtor, *Decision Sciences*, 11: 299-311.
14. Jud, G. D. (1983). Real estate brokers and the market for residential housing, *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 11: 69-82.
15. Jud, G. D. and Frew, J. (1986). Real estate brokers, housing prices, and the demand for housing, *Urban Studies*, 23: 21-31.
16. Kamath, R. and Yantek, K. (1982). The influence of brokerage commissions on prices of single-family homes, *Appraisal Journal*, 50(1): 63-70.
17. Koenker, R. and Bassett, G. J. (1978). Regression quantiles, *Econometrica*, 46: 211-244.
18. Koenker, R. and Hallock, K. F. (2001) Quantile regression, *Journal of Economic Perspectives*, 15(4): 143-156.
19. Lambson, V. E., McQueen, G. R. and Slade, B. A. (2004). Do out-of-state buyers pay more for real estate? An examination of anchoring-induced bias and search costs, *Real Estate Economics*, 32(1): 85-126.
20. Reck, C. (2003). *Heterogeneity and Black-white Labor Market Differences: Quantile Regression with Censored Data 1979-2001*. UIUC: Dept of Economics.
21. Roger, W. H. (1992). Quantile regression standard errors, *Stata Technical Bulletin*, 9: 16-19.
22. Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82: 34-55.
23. Yavas, A. (1992). A simple search and bargaining model of real estate markets, *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 20(4): 533-548.
24. Yavas, A. and Colwell, P. F. (1995). A comparison of real estate marketing system: theory and evidence, *The Journal of Real Estate Research*, 10(5): 583-599.
25. Yu, K., Lu, Z. and Stander, J. (2003). Quantile regression: applications and current research areas, *The Statistician*, 52(3): 331-350.

26. Zumpano, L. V., Elder, H. and Baryla, E. A. (1996). Buying a house and the decision to use a real estate broker, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 13: 169-181.