

學術論著

經濟波動與房地產交易之價量關係：搜索模型之應用

Economic Fluctuations, Prices and Trading Volume in the Housing Markets: An Application of a Search Model

高慈敏*

Tzu-Min Kao*

摘要

本文嘗試建構一個搜索媒合模型，討論房地產交易之價量關係。研究發現經濟不穩定，會影響買賣雙方進入市場決策，使市場交易趨於冷清，造成交易量萎縮。價格變動則視起始條件而定，若供給(需求)意願對交易量衝擊彈性小，供給(需求)意願下降，會使價格出現漲(跌)勢；反之供給(需求)意願對交易量衝擊彈性大，供給(需求)意願下降，反而會使價格出現跌(漲)勢。以上現象可以解釋房地產市場，逢經濟不穩定，市場交易冷清；經濟穩定，市場轉趨熱絡現象。經濟穩定有助於創造交易量，縮短買方、賣方搜索期限。訊息成本下降，有助於降低買賣雙方房價差距，使價格趨於基礎價格。

關鍵詞：搜索模型、隨機優勢、媒合模型、均數固定變異擴張、核函數

ABSTRACT

This paper constructs a search matching model to discuss the trading volume and price in relation to real estate transactions. We find that economic instability will affect the decision-making of buyers (sellers), and their willingness to trade in the market. Economic fluctuations will result in a shrinking trading volume. The price effect on the sell or buy decision depends on the initial condition. If the trading volume elasticity of intention to sell (buy) is less than 1, sellers (buyers) exiting the market will induce prices to increase (decrease). On the contrary, if the trading volume elasticity of intention to sell (buy) is greater than 1, sellers (buyers) exiting the market will induce prices to decrease (increase). These correlations can help explain why the real estate markets will become thick (thin) markets during an economic boom (bust). Economic stability will help create trading volume and shorten the search duration of buyers and sellers. A decrease in transaction costs will help reduce the price gap between buyers and sellers, and the prices will tend to be fundamental values.

Key words: search model, stochastic dominance, match model, mean-preserving spreads, kernel density function

(本文於2013年10月17日收稿，2014年4月22日審查通過，實際出版日期2014年12月)

* 銘傳大學財務金融系助理教授

Assistant Professor, Department of Finance, Ming-Chuan University, Taipei, Taiwan. E-mail: tmkao@mail.mcu.edu.tw

一、緒論

我國房地產價格，於1986年至1989年間房價平均漲幅達2.5倍，往後房地產市場價格漲多跌少，近五年房地產交易有轉趨熱絡之趨勢，若以地價指數觀察，2008至2013年地價漲幅高達23.32%，以房價指數觀察漲幅則高達40.22%。房地產市場漲幅可觀，但建商與消費者之間對合理房價的觀點卻存在差距，以房產買方之購買負擔而言，2012年民眾房價所得比高達9.1倍(註1)，顯示買房負擔大幅提高，買方認為房價過高；建商卻宣稱已無降價空間。

在房地產交易量方面，我國整體住宅供需數量，卻存在超額供給現象。我國2013年第1季住宅存量為8,206,553宅，而家戶數僅7,667,619戶，住宅家戶比高達107%。雖然上述差異因區域而不同，主要都會區台北市、高雄市多因人口過度集中，呈供給不足現象外，其他區域之住宅供需數量多呈供過於求。

台灣房地產市場價量失調之現象，與Wheaton(1990)之觀察不謀而合。根據Wheaton(1990)之觀察，房屋市場存在以下典型現象：一、存在結構性餘屋率(structural vacancy)，該現象與區域特性、區域經濟活動有關。二、餘屋率會隨著整體市場供需狀況，在結構性餘屋率上下變動。三、餘屋率與餘屋存續期限(vacancy duration)有關。四、結構性餘屋率決定於錯配(mismatched)，有別於市場供需變動造成的供需失調與價格影響。五、房屋的供給對餘屋率、價格反映極不敏感。

買賣雙方對合理價格之認知差距，可以分別由供給、需求者的角度探討。張金鶚等(2001)以為由供給面考量：營建成本、合理的利潤為主要決定因素；但若由需求面討論合理房價，則消費者住宅負擔能力為主要影響因素。而站在自由經濟的觀點，建構一個健全的市場交易機制，有助於交易價格合理化。基於不動產交易資訊之掌握困難，建立不動產交易安全保障機制、加強市場資訊之公開透明，有助於市場價格機能發揮，調節價量關係，避免資源錯置與市場價格波動。

根據Wheaton(1990)以及Stein(1995)之研究，房地產市場存在正向的價量關係，當房價漲交易趨於熱絡，市場流動性提高，可謂「錦上添花」；房價跌交易反趨冷清，市場不具流動性，如同「雪上加霜」。Stein(1995)以財務限制，解釋這種價量關係。購屋人基於房屋最低付款成數效應(down-payment effect)，所造成房價下跌時，財務上的自我設限(self-reinforcing)，使交易趨於冷清。當房屋市場價格上漲，財務限制不大，交易較熱絡。Wheaton(1990)則以媒合技術(better matching technology)解釋這種價量關係。當媒合效率提升，有助於換屋者順利轉換，故價、量存在正向關係。

房地產交易之價量關係，在景氣差時存在流動性低(illiquidity)特性，而流動性不足的問題，會隨區域、經濟、居民就業狀況不同而不同。相關實證研究方面，Genesove & Mayer(1997)支持貸款成數越高，財務限制使換屋者提高保留房價，換屋機率下降，導致交易量與房價變化成同向關係，並使房屋交易期限隨之增長。Genesove & Mayer(1997)之實證結果與Stein(1995)之論點互相呼應，即流動性不足的程度，與家庭財務狀況有關，對「深口袋」的投資者，較不會構成換屋時財務限制。Krainer(2001)指出房地產價格只能部分反應基礎價值，流動性吸收了大部分基礎價值變動的衝擊。Leamer(2007)指出房價即便面對市場衰退，價格仍然很難下調，反而交易量萎縮較明顯，故房屋價格呈現「量的循環」而非「價的循環」。Case

& Shiller(1989)以為房地產價格具持續性(persistent)、可預測性(forecastable)，故房地產交易不符合市場效率說。Kearl & Mishkin(1977)則認為，當風險提高，則無法順利脫手變現。

市場交易之「結構性價量差距」，可以搜索、媒合、議價模型(註2)進行探討。這一系列模型，主要討論市場交易存在既定搜尋成本，交易買賣雙方，透過搜尋過程，做出交易決策，並藉由媒合與議價，決定市場均衡。Stigler(1961)以及McCall(1970)最早應用搜索理論於勞動求職決策，解釋摩擦性失業成因。Stigler及McCall之後搜索與媒合模型(search and matching model)，被廣泛應用於總體、個體經濟學相關領域，包括：財務、貨幣理論、產業組織、金融、婚姻市場等(Rogerson et al., 2005)。在貨幣經濟方面，Kiyotaki & Wright(1993)以搜索模型應用於貨幣在交易過程中，使「慾望雙重一致性」達成更順利，進一步探討對福利與專業分工之影響。婚姻市場相關研究以Mortensen(1988)、Shimer & Smith(2000)等為代表。在房地產交易方面，Wheaton(1990)以為「結構性餘屋率」可以以搜索模型解釋，於房屋買賣過程，「無殼蝸牛」形同「失業」，「換屋」形同「辭職」。模型討論就業與否之決策、轉換工作機會的長度、失業率、職缺率等。

搜索模型主要討論買賣雙方是否交易之決策，當市場出現量的差距，買賣雙方如何透過媒合，創造成交量，進而決定價格，則以Pissarides(1985)之論文為主要代表作。Mortensen & Pissarides(1994)以媒合機制，分析勞動市場職缺與失業率反向關係，將職缺視為廠商投資，職缺是否填補，視其未來收益與成本而定。當企業對未來景氣持樂觀看法，職缺增加具就業創造(job creation)效果；反之對未來景氣持悲觀看法，職缺減少而產生就業破壞(job destruction)效果。

著名的戴門悖論(Diamond paradox)以為搜索模型假設工資存在機率分配，按賽局理論之觀點，當賣方若採相同保留價格(reservation price)，則實際交易價格無法低於保留價格之下，就無工資機率分配而出現單一價格；Jovanovic(1979)之跨期搜索配對模型，有別於Mortensen & Pissarides(1994)之媒合模式，其跨期搜索媒合模型，透過搜索過程訊息品質提升，可以避免戴門悖論。並可解釋工作年資增加，工資會提高，而離職率降低之現象，且離職率與現階段工資負相關(註3)。

本文嘗試沿用Stigler(1961)以及McCall(1970)之搜索模型，探討房地產市場交易過程資訊不對稱，存在摩擦阻礙(search friction)(註4)，解釋房價認知差距。並參考Mortensen & Pissarides(1994)之媒合搜索模型，探討媒合機制下交易量、價格關係，以及交易可能產生之價量關係。並進一步應用搜索模型之市場媒合、議價機制，討論房地產交易稅負、頭期款成數、對未來景氣預期、利率變動等因素，對價量可能產生的影響。文章主要架構分為五個部份：第一部份緒論，第二部分為基本模型，第三部分為模擬分析，第四部份為價格分配與隨機排序，第五部分為結論。

二、基本模型

本模型遵循Stigler(1961)以及McCall(1970)之循序跨期搜索模型為基本架構，討論房地買賣過程之搜索決策。再導入Mortensen & Pissarides(1994)媒合議價模式，討論交易量、價格均衡，藉以探討房地產交易與景氣波動關係。

勞動市場與房地產有所差異，雖然就業(雇用)與買房(賣房)均涉及訊息搜索、轉換、交易

成本困難問題，但交易特性上與勞動市場有所差異。Stigler(1961)的模型是基於市場價格訊息量已知情況下，就搜索利益與搜索成本，決定最適搜索次數，而實務上買房(賣房)的決策不會以搜索次數為決策依據，或是以期望最低價格為搜索目標，而較關心是否為最低(高)價格。當搜索者可能運氣極佳，一開始即碰到理想買價，無須經歷多次搜索，即做成交易決策。故 McCall(1970)之循序搜索理論，較適於處理交易保留價格(reservation price)問題。循序搜索雖可以分析交易決策，但市場交易須借助Mortensen & Pissarides(1994)之媒合、議價機制，Wheaton(1990)曾據以分析換屋者媒合、議價。實務上勞動市場買、賣關係具長期給付關係，勞工會有騎驢找馬的行為，換屋雖類似於換工作，但換屋成本極大，除非工作轉換、家庭人口增加等因素，故本文不考慮Jovanovic(1979)之轉換模型，僅取法Jovanovic(1979)對訊息之處理模式。模型與推論係基於下列基本假設：

1. 房地產市場實際房價存在客觀的房價機率分配，
2. 假設買賣雙方具資訊不對稱現象，
3. 買方與賣方具異質(heterogeneity)，
4. 搜索成本與房貸利率為外生變數，
5. 買賣雙方均為循序搜索者，
6. 搜索無限次數(infinite horizon)且不可回溯(without recall)。

買方進行多期搜索，事先預知各種賣方願賣之房價分配 $F(P)$ (註5)，其中 $F(P)=\text{prob}(p \leq P)$ ，房價之平均數為：

$$E(P) = \int_0^{\infty} p dF(p) = \int_0^{\infty} [1 - F(p)] dp \dots\dots\dots (1)$$

同理，賣方搜尋買方價格，事先亦預知房價分配為 $G(P)=\text{prob}(p \leq P)$ 。實際房價與品質間具雜訊影響，故市場參與者對品質具模糊認知，房地產品質來自於房地產基礎價值 m ，基礎價值來自於房地產每期之收益 d ，收益來源包括自用住宅隱含價值、租金收益、商業收益等，假設貸款利率為 r ，房地產基礎價值與本息關係為：

$$m = \sum_{t=0}^T (1+r)^{-t} d \dots\dots\dots (2)$$

為便於分析起見，假設持有期限趨於無窮大， $m=d/r$ 。但實際給付房價 p 時，受整體房地產交易情況影響，使房地產價格為：

$$P = m + \varepsilon \dots\dots\dots (3)$$

其中 ε 為雜訊影響，假設雜訊服從常態分配， $\varepsilon \sim N(0,1)$ ，房地產基礎價值亦服從常態分配， $m \sim N(\bar{m}, \sigma^2)$ 其中 $\bar{m} = E(d/r)$ 。當市場參與者資訊不對稱，具房地產基礎價值品質誤判(error-ridden impression of quality)特質時，市場參與者必須依實際房價，對房地產基礎價值進行訊息提煉(signal extraction)(註6)：

$$E(m|p) = \bar{m} + \left(\frac{\sigma^2}{\sigma^2 + 1} \right) (m + \varepsilon - \bar{m}) \dots\dots\dots (4)$$

上式可改寫為：

$$E(m|p) = \left(\frac{1}{\sigma^2+1}\right)\bar{m} + \left(\frac{\sigma^2}{\sigma^2+1}\right)p \dots\dots\dots(4A)$$

式(4A)可顯現當房地產基礎價值變異度較小， \bar{m} 所占權重則較大；反之當房地產基礎價值變異度較大， p 之權重則較大。經訊息提煉的房價 $\hat{p} = E(m|p)$ ，服從以下分配：

$$\hat{p} \sim N\left(\bar{m}, \frac{\sigma^4}{\sigma^2+1}\right) \dots\dots\dots (5)$$

比較訊息提煉的價格(\hat{p})與實際價格(p)，可發現二者平均數相同，但後者變異幅度較大。以買方為例，事前機率分配為， $F(P) = F(P|\bar{m}, \sigma^2/\sigma^2+1)$ 。訊息萃取之買方事後機率分配為， $\hat{F}(\hat{P}|\bar{m}, \sigma^4/\sigma^2+1)$ 。故實際工資 p 相對於訊息提煉 \hat{p} 之機率分配，有均數固定變異擴張特質(mean-preserving spreads)。

(一) 買方決策

買方面臨既定房價分配，在搜索次數不限制下，房地產市場買方透過不斷搜索過程，尋找較低購買成本。買方每次搜索的房價 p 為來自 $F(p)$ 分配中的獨立事件，每次搜索需付出額外(邊際)搜索成本 c 。買方面對每次機會不是接受，就是拒絕，在不可回溯情況下，一旦拒絕就無法後悔。買方逐次搜尋之價值函數為：

$$V(p) = \min\{p, c + \int V(p')dF(p')\} \dots\dots\dots (6)$$

當房價低於保留房價 \bar{p} ，買方接受交易，須按成交價付頭期款成數 γ ，繳交訂金 $\phi\gamma p$ ， ϕ 為訂金比率，仲介、代書服務等其他手續費為 χ ，違約則沒收訂金。當搜尋房價高於上限 \bar{p} (或稱保留房價)則拒絕，繼續搜索，除了房價支付外，尚須付出搜索成本 c 。故：

$$V(p) = \begin{cases} p + \phi\gamma p + \chi & , p < \bar{p} \\ (1 + \phi\gamma)\bar{p} + \chi = c + \int_0^\infty V(p')dF(p') & , p \geq \bar{p} \end{cases} \dots\dots\dots (7)$$

根據式(7)可計算願意買方保留價格，

$$(1 + \phi\gamma)\bar{p} + \chi = c + \int_0^{\bar{p}} [(1 + \phi\gamma)p]dF(p) + \int_{\bar{p}}^\infty [(1 + \phi\gamma)\bar{p}]dF(p) \dots\dots\dots (8)$$

或者

$$(1 + \phi\gamma) \int_0^{\bar{p}} (\bar{p} - p)dF(p) = c - \chi \dots\dots\dots (9)$$

第(9)式等號左邊為搜索利益，右邊為搜索成本。若利用部份積分，上式可改寫為：

$$\int_0^{\bar{p}} F(p)dp = (c - \chi)/(1 + \phi\gamma) \dots\dots\dots (10)$$

令 $g(p) = \int_0^p F(p) dp$ ，其中 $g(0) = 0$ ， $g(p) > 0$ ， $g'(p) > 0$ ， $g''(p) < 0$ ，故保留房價決定於 $g(p) = (c - \chi) / (1 + \phi\gamma)$ 。實際房價 p 對訊息提煉 \hat{p} 具均數固定變異擴張特性，故訊息提煉後機率分配 $\hat{F}(p)$ 二階隨機優勢(second order stochastic dominance)於實際房價分配 $F(p)$ ，

$$\int_0^p [F(p) - \hat{F}(p)] dp \geq 0, 0 \leq p \leq B \dots\dots\dots(11)$$

使訊息提煉有提高保留房價效果。搜索成本提高，具提高保留房價效果，使買方願在較高保留房價以下，採取買入決策(註7)。但房屋頭期款成數越高、訂約金比率、手續費越高，搜索較低房價利益越大，使買方願增加搜索降低保留價格(註8)。買方對基本面預期越樂觀，保留價格越高(註9)。

(二) 賣方決策

賣方賣出房地產時，須支付財產交易所得稅等稅賦、仲介費等相關費用(s)。在既定價格分配下，當賣方面對許多賣出選擇機會，若價格低於保留價格(即價格下限 \tilde{p})，賣方保留不願賣出，繼續付出搜索成本 c ，反之則決定賣出：

$$V(p) = \max\{p - s, -c + \int V(p') dG(p')\} \dots\dots\dots(12)$$

$$V(p) = \begin{cases} p - s & , p \geq \tilde{p} \\ \tilde{p} - s = -c + \int V(p') dG(p') & , p < \tilde{p} \end{cases} \dots\dots\dots(13)$$

根據式(13)可計算賣方保留價格，

$$\tilde{p} - s = -c + \int_0^{\tilde{p}} \tilde{p} dG(p') + \int_{\tilde{p}}^{\infty} p' dG(p') \dots\dots\dots(14)$$

或者

$$\int_{\tilde{p}}^{\infty} (p' - \tilde{p}) dG(p') = (c - s) \dots\dots\dots(15)$$

第(15)式等號左邊為最低價格在 p 之搜索利益 $h(p)$ ，

$$h(p) = \int_p^{\infty} (p' - p) dG(p') \dots\dots\dots(16)$$

$h(0) = E(p) = \bar{\alpha} = E(d/i)$ ，上式中 $h'(p) = -[1 - G(p)] < 0$ ，且 $h''(p) > 0$ ，搜索利益為 $h(p)$ ，搜索成本為 c ，但因為搜索中(尚未成交)無須支付手續費，故搜索淨成本為 $(c - s)$ ，當搜索利益與搜索淨成本相等，可決定保留價格 \tilde{p} 。式(15)另一種表示方式為：

$$\tilde{p} + c - s = E p + \int_0^{\tilde{p}} G(p) dp \dots\dots\dots(15A)$$

若賣方亦採訊息提煉訊息，其機率分配 $\hat{G}(P)$ 隨機優勢於實際價格分配 $G(P)$ ，故訊息提煉有降低保留價格 \tilde{p} 效果(註10)。搜索成本提高、交易稅賦與手續費降低，亦會使保留房價下降，賣方賣出門檻較低。預期價格為 $E(p) = \bar{m} = E(d/r)$ ，故當利率水準上升、房地產每期之收

益 d 下降，使預期價格降低，賣方之保留價格亦隨之下調(註11)。

(三) 買賣機率與交易期限

當賣方逐次詢價碰到房價低於賣方保留價格時，會採拒絕策略；反之則接受交易。根據賣方訊息之機率分配計算賣方拒賣率 R ，則

$$R = F(\tilde{p}) = \text{prob}(p \leq \tilde{p}) = \int_0^{\tilde{p}} dF(p) \dots\dots\dots (17)$$

$1-R$ 即為願賣機率。同理當房價高於買方之保留房價，買方將採拒買決策。拒買率 Q 即房價高於買方保留房價之機率：

$$Q = \text{prob}(p > \bar{p}) = [1 - G(\bar{p})] = \int_{\bar{p}}^{\infty} dG(p) \dots\dots\dots (18)$$

$1-Q$ 為願買率。根據上述機率，可計算賣方之平均搜索期限 J ：

$$J = \sum_{j=1}^{\infty} j(1-R)R^{j-1} = \frac{1}{(1-R)} \dots\dots\dots (19)$$

當拒賣率越高，則搜索期間越長。同理買方平均搜索期限 K 為：

$$K = \sum_{j=1}^{\infty} j(1-Q)Q^{j-1} = \frac{1}{(1-Q)} \dots\dots\dots (20)$$

當拒買率越高，則搜索期間越長。

(四) 房地產供需與機率

根據實際房價分配，當拒賣率恰為拒買率($R=Q$)，或願買率等於願賣率時，在市場買方與賣方案量相同之前提下，市場無超額需求為結清狀態(圖一)。此時

$$R = F(\tilde{p}) = 1 - G(\bar{p}) = Q \dots\dots\dots (21)$$

但現實經濟社會中，上述過程須依賴市場媒合交易(註12)才能達成。若買賣雙方在不同決策下，會出現以下4種狀況：

1. 買方願意買入，同時賣方決定賣出：當買方在所獲訊息 x 在保留房價 \bar{p} 以下，賣方獲知房價 y 處於保留房價以上機率為：

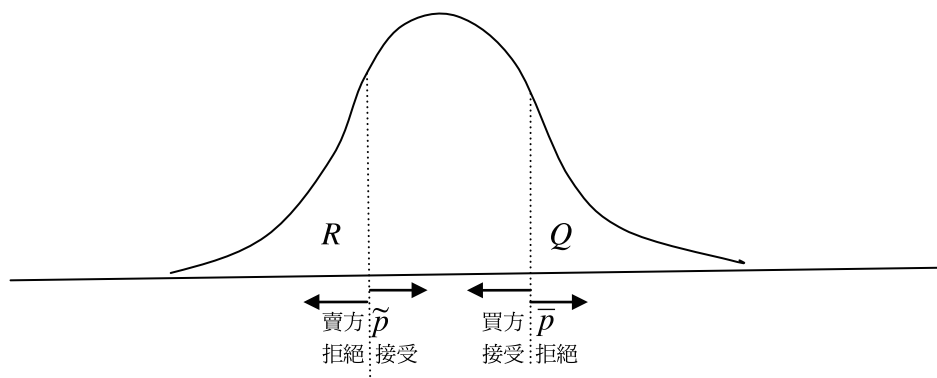
$$\text{prob}\{(\bar{p} \geq x) \cap (y \geq \tilde{p})\} = \int_0^{\bar{p}} \int_{\tilde{p}}^{\infty} dG(y)dF(x) = (1-R)(1-Q) \dots\dots\dots (22)$$

因雙方均具買、賣意願，故成交機率較高稱之為交易熱絡市場(thick market)。

2. 買方願意買入，但賣方拒絕賣出：即賣方所獲知房價在保留房價 \tilde{p} 以下，買方所獲知房價資訊在保留房價 \bar{p} 以下，機率為：

$$\text{prob}\{(\bar{p} \geq x) \cap (\tilde{p} \geq y)\} = \int_0^{\bar{p}} \int_0^{\tilde{p}} dG(y)dF(x) = R(1-Q) \dots\dots\dots (23)$$

此時買方熱絡而賣方冷淡稱為賣方市場。



圖一 房地產市場媒合與結清

3. 買方決定不買，但賣方決定賣出：房價在賣方保留房價 \tilde{p} 以上，同時在買方保留房價 \bar{p} 以上

$$prob\{(x \geq \bar{p}) \cap (y \geq \tilde{p})\} = \int_{\tilde{p}}^{\infty} \int_{\bar{p}}^{\infty} dG(y) dF(x) = (1-R)Q \dots (24)$$

市場上買方冷淡而賣方熱絡，屬買方市場。

4. 買方不願意買，賣方亦決定不賣：房價處於賣方保留房價 \tilde{p} 以下，買方保留房價 \bar{p} 以上：

$$prob\{(x \geq \bar{p}) \cap (\tilde{p} \geq y)\} = \int_{\tilde{p}}^{\infty} \int_0^{\tilde{p}} dG(y) dF(x) = RQ \dots (25)$$

此時市場交易冷清(thin market)。

根據本節第(一)與第(二)部分推導，可將影響買賣意願之因素歸納為：訊息成本(包括：訊息提煉、搜索成本等)、交易成本(包括：買方頭期款成數、訂約金比率等、賣方稅賦負擔、買賣雙方手續費等)、基本面因素(包括：利率水準、預期收益等)。上述因素變動會透過保留價格影響房地產市場供需(表一)：

若存在訊息成本，交易者有訊息提煉行為或支付搜索成本，成本越高使買(賣)方決定的保留價格偏高(低)於訊息公開情境，使拒買(賣)率降低，故在訊息不透明下反而使買、賣方容易因決策偏誤而進場交易。上述結果亦適用於訊息不對稱，存在單方訊息弱勢的情境。舉例而言，賣方訊息強勢於買方，則買方意願增強。要言之，訊息弱勢的一方，容易採較不利於訊息公開下的保留價格，無知時反而較知情時更勇於進場。買方訊息弱勢，會增加交易熱絡市場、賣方市場之機率均會增加；同理，賣方資訊弱勢於買方，使熱絡市場、買方市場之機率增加。

若交易成本越高，交易者意願越低，拒買率與拒賣率均會上升。如賣方交易稅賦降低、手續費降低、會使房地產賣方願意降低保留價格，使房地產拒賣率下降，願意賣出機率 $1-R$ 增加，交易熱絡市場、買方市場之機率均會增加；同時賣方市場、交易冷清機率會減少。買方頭期款成數降低、手續費降低、訂金比率降低則提高買方願意，交易熱絡市場、賣方市場之機率增加。

基本面因素，如房貸利率水準上升、房地產收益 d 下降等，會使買賣雙方保留價格提高，賣方拒賣率增加而買方拒買率下降，在賣方意願降低而買方意願增強的情境下，形成買(賣)方

表一 房地產市場供需變化與影響因子

影響因素 (增加)	拒賣率 R	拒買率 Q	交易熱絡 $(1-R)(1-Q)$	賣方市場 $R(1-Q)$	買方市場 $(1-R)Q$	交易冷清 RQ	搜索期限 (賣方) J	搜索期限 (買方) K
訊息成本：								
訊息提煉	減少	減少	增加	未定	未定	減少	減少	減少
搜索成本	減少	減少	增加	未定	未定	減少	減少	減少
交易成本：								
頭期款成數	-	增加	減少	減少	增加	增加	-	增加
訂約金比率	-	增加	減少	減少	增加	增加	-	增加
稅賦負擔	增加	-	減少	增加	減少	增加	增加	-
手續費	增加	增加	減少	未定	未定	增加	增加	增加
基本面：								
利率增加	減少	增加	未定	減少	增加	未定	減少	增加
預期收益	增加	減少	未定	增加	減少	未定	增加	減少
不確定性：								
變幅擴張	增加	增加	減少	未定	未定	增加	增加	增加

資料來源：本研究自行整理。

市場機率增加(降低)，熱絡市場之機率則視買、賣雙方意願消長而定。市場不確定程度提高，基於房價分配變幅擴大，買方、賣方會採取更有利的保留價格，即買方更低而賣方更高，使交易意願趨於冷淡。

(五) 市場媒合、議價與調整

假設房地產市場總供應量為 S ，其中採拒賣之保留量為 RS ，願意進入媒合階段的總供給為 $(1-R)S$ 。若媒合成功順利成交之案量為 E ，則未成交總量為：

$$S-E=RS+(1-R)S-E \dots\dots\dots (26)$$

有意願賣出但賣不出去的量為 $\tilde{U}=(1-R)S-E$ ，拒賣量為 $\bar{U}=RS$ ，未成交總量 U 為 $\tilde{U}+\bar{U}$ 。房地產之社會需求量為 D ，拒買量為 QD ，願意進入媒合市場之需求量為 $(1-Q)D$ ，成交量為 E 時，買方未買進總量為：

$$D-E=QD+(1-Q)D-E \dots\dots\dots (27)$$

其中有意願買入但無法順利買進之量為 $\tilde{V}=(1-Q)D-E$ ，拒買量為 $\bar{V}=QD$ ，總未成交需求量 V 為 $\tilde{V}+\bar{V}$ 。

根據Mortensen & Pissarides(1994)之媒合函數，假設媒合市場買賣雙方對交易量有正向關係，即：

$$M = M(\tilde{U}, \tilde{V}) = \tilde{U}^\alpha \tilde{V}^\beta = [(1-R)S - E]^\alpha [(1-Q)D - E]^\beta \dots\dots\dots (28)$$

當 $\alpha+\beta>1$ ，媒合效率高具熱絡市場交易效果(thick market effect)。若 $\alpha+\beta<1$ 則產生排擠效應(crowding effect)。本文假設 $\alpha+\beta=1$ ，故(28)式可改寫為：

$$M(\tilde{U}, \tilde{V}) = [(1-R)S - E]^\alpha [(1-Q)D - E]^{1-\alpha} \dots\dots\dots (29)$$

成交量變動為 $\dot{E} = M(\tilde{U}, \tilde{V}) - bE$ ，其中 b 為交易流失率，為外生常數。均衡交易量在 $\dot{E} = 0$ ，或者

$$\dot{E} = [(1-R)S - E]^\alpha [(1-Q)D - E]^{1-\alpha} - bE = 0 \dots\dots\dots (30)$$

根據式(30)， $\partial \dot{E} / \partial R < 0$ ， $\partial \dot{E} / \partial Q < 0$ ， $\partial \dot{E} / \partial E < 0$ ，按隱函數關係，可以推得

$$\frac{dE}{dR} = -\frac{\partial \dot{E} / \partial R}{\partial \dot{E} / \partial E} < 0, \quad \frac{dE}{dQ} = -\frac{\partial \dot{E} / \partial Q}{\partial \dot{E} / \partial E} < 0 \dots\dots\dots (31)$$

式(31)表示當搜索成本降低、稅賦負擔增加、手續費增加、利率降低、預期收益增加、變幅擴張等因素使 R 增加，賣出意願下降，均會降低媒合效果，使媒合後成交量減少。同理，當搜索成本下降、變幅擴張等因素使 Q 增加，買方買入意願下降，媒合效果隨之降低，使媒合後成交量減少。

若定義賣方透過媒合成交比率為 $g = M(\tilde{U}, \tilde{V}) / \tilde{U}$ ，同理買方透過媒合成交率為 $f = M(\tilde{U}, \tilde{V}) / \tilde{V}$ 。交易者接受媒合之準則必須符合收益與成本相同之原則，即維持既有狀態(成功或失敗)下價值於時間變動之報酬，等於狀態改變之收益或成本：

$$rV_F = (B - p - H) - b(V_F - V_V) \dots\dots\dots (32)$$

$$rV_V = -H + f(V_F - V_V) \dots\dots\dots (33)$$

$$rV_E = p - b(V_E - V_U) \dots\dots\dots (34)$$

$$rV_U = g(V_E - V_U) \dots\dots\dots (35)$$

買方決定準則如式(32)-(33)所示：式(32)表示買方維持媒合成功價值 V_F 之報酬，必須等於媒合成功的利益 (B) 減去所付出的成本 (H) ，以及成交的價格 p 。但即便買方媒合成功，亦存在 b 的比率，發生交易流失，而損失媒合成功價值 V_F 與媒合失敗的價值 V_V 差距 $b(V_F - V_V)$ 。式(33)表示買方維持媒合失敗價值 V_V 之報酬，必須等於媒合失敗所須付出 H 的成本，以及存在 f 的比率媒合成功，而增加媒合成功價值與失敗的價值差距 $f(V_F - V_V)$ 。

賣方決定準則如式(34)-(35)所示：式(34)表示賣方成交之價值報酬，等於賣方若媒合成功可獲得 p 的售價，以及存在 b 的比率交易流失，而損失賣方媒合成功價值 V_E 與賣方媒合失敗價值

V_U 差距 $b(V_E - V_U)$ 。式(35)指賣方不成交價值為 rV_U ，等於存在 g 的比率媒合成功，而增加媒合成功與失敗的價值差距 $g(V_E - V_U)$ 。

假設媒合過程存在議價(bargain)機制，買、賣雙方透過議價而達成市場結清，雙方議價能力分別為賣方 θ ，買方 $1-\theta$ ，則議價機制在尋找市場均衡價格 p^* ，且 $\tilde{p} \leq p^* \leq \bar{p}$ ，使

$$p \in \arg \max \{(V_E - V_U)^\theta (V_F - V_V)^{1-\theta}\} \dots\dots\dots (36)$$

且議價後達成下列條件：

$$(1-\theta)(V_E - V_U) = \theta (V_F - V_V) \dots\dots\dots (37)$$

當買賣雙方議價能力一致，即 $\theta=1-\theta$ ，推得：

$$V_E - V_U = V_F - V_V \dots\dots\dots (38)$$

由式(34)與式(35)推得

$$V_E - V_U = p/(g+b+r) \dots\dots\dots (39)$$

由式(32)與式(33)推得

$$V_F - V_V = (B-p)/(f+b+r) \dots\dots\dots (40)$$

將式(39)與式(40)代入式(38)推得均衡價格

$$p^* = \frac{(g+b+r)B}{g+f+2b+2r} \dots\dots\dots (41)$$

根據式(41)發現市場在超額供給(需求)時， $\tilde{U} \geq (<) \tilde{V}$ ，賣方媒合率低(高)於買方， $g \leq (>) f$ 。根據附錄二可進一步證明 g 越大/越小使均衡價格越低，以及供給意願對價量之影響關係為：

$$0 > \left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U} > \tilde{V}} > \left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U} = \tilde{V}} > \left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U} < \tilde{V}} \dots\dots\dots (42)$$

$$\left. \frac{dp^*}{dR} \right|_{\tilde{U} > \tilde{V}} > 0, \left. \frac{dp^*}{dR} \right|_{\tilde{U} = \tilde{V}} > 0, \left. \frac{dp^*}{dR} \right|_{\tilde{U} < \tilde{V}} \geq 0 \dots\dots\dots (43)$$

需求意願對價量之影響關係為：

$$0 > \left. \frac{dE}{dQ} \right|_{\tilde{V} > \tilde{U}} > \left. \frac{dE}{dQ} \right|_{\tilde{V} = \tilde{U}} > \left. \frac{dE}{dQ} \right|_{\tilde{V} < \tilde{U}} \dots\dots\dots (44)$$

$$\left. \frac{dp^*}{dQ} \right|_{\tilde{V} > \tilde{U}} < 0, \left. \frac{dp^*}{dQ} \right|_{\tilde{V} = \tilde{U}} < 0, \left. \frac{dp^*}{dQ} \right|_{\tilde{V} < \tilde{U}} \leq 0 \dots\dots\dots (45)$$

在媒合議價機制下，價量關係之變化視市場起始條件而定，當市場均衡時 $\tilde{U} = \tilde{V}$ ，供給意願減少，則價格上漲，交易量減少，出現價漲量縮結果；需求減少則價格下跌，交易量減

少，出現價跌量縮現象。而若市場在失衡情境下，來自供給減少導致價漲量縮(價跌量縮)的典型現象，在供過於求時($\tilde{U} > \tilde{V}$)仍成立，但在需求大於供給($\tilde{U} < \tilde{V}$)時可能不成立；來自需求減少導致價跌量縮的典型現象，在需求大於供給($\tilde{V} > \tilde{U}$)成立，但供過於求時($\tilde{U} > \tilde{V}$)時可能不成立。

探討背後原因，影響交易意願對交易量衝擊彈性為主要原因(附錄二)，當該彈性小於1，即 $1 \geq \frac{(1-R)}{E} \frac{dE}{d(1-R)}$ 或 $1 \geq \frac{(1-Q)}{E} \frac{dE}{d(1-Q)}$ ，則在媒合議價機制下，價量關係之變化與典型現象一致。但若交易意願對交易量衝擊彈性大，賣方(買方)意願降低會因成交量減少，而使賣方(買方)媒合率下降，進而削弱賣方(買方)議價利益，反而使價格不利賣方(買方)導致價格下跌(上漲)。

(六) 訊息提供與房地產市場結清

若經濟存在市場媒合機制，依賴媒合達成市場結清，存在市場均衡價格 p^* ，且 $\tilde{p} \leq p^* \leq \bar{p}$ 。當房地產市場供給量與需求量相同 $S=D$ ，且媒合後亦為結清狀態，

$$E=(1-R)S=(1-Q)D \dots\dots\dots (46)$$

表示 $(1-R) = (1-Q) = E/S$ ，即市場結清時，成交率等於願意買入、賣出比率。且根據式(14)與式(15)，當 $(1-R) = (1-Q)$ ，同義於 $F(\bar{p}) + G(\tilde{p}) = 1$ 。

市場媒合機制除可以降低搜索成本，並藉由訊息提供使交易資訊透明度提高，有利買賣雙方減少訊息成本(註13)，直接以公開資訊交易。根據2.4.2小節分析，媒合機制存在，使房價 $\tilde{p} \leq p^* \leq \bar{p}$ 。當訊息成本低會使賣方 \tilde{p} 提高，買方 \bar{p} 降低，買賣雙方之保留房價差距會逐步趨於一致，即 $\tilde{p} = p^* = \bar{p}$ ，此時 $F(p^*) + G(p^*) = 1$ 。在以上條件下，房價、買賣雙方保留房價與基礎價值三者會趨於一致，即 $\tilde{p} = p^* = \bar{p} = E(p) = \bar{m}$ ，且 $R = Q = 0.5$ (註14)。

當房價、買賣雙方保留房價趨於一致 $\tilde{p} = p^* = \bar{p}$ ，但拒買率低於拒賣率($R > Q$)，無法媒合均衡，表示 $F(p^*) + G(p^*) = 1$ ，且 $p^* > E(p) = \bar{m}$ 。此時，表示 $R > 0.5 > Q$ 房價過高以致賣方不賣而買方買入意願過高， $(1-R) < (1-Q)$ ，透過媒合議價使房價降低至 \bar{m} ，買方與賣方供需也調節至均衡狀態。

若 $R < Q$ ，拒買率高於拒賣率，表示均衡價格過低， $p^* = \tilde{p} = \bar{p} < E(p) = \bar{m}$ ，價格雖趨於一致化，但 $Q > 0.5 > R$ ，以致賣方賣出意願過高，買方買入意願過低， $(1-R) > (1-Q)$ ，須提高媒合房價至基礎價格 \bar{m} 。

以上分析隱含，當媒合之均衡市價偏離於基礎價格 \bar{m} 時，房地產市場均衡價格雖達於一致化，但供需無法結清，媒合須符合市場趨勢，使媒合後市價趨於基礎價格 \bar{m} 。從另一層角度，媒合過程訊息提供效果，有助使買、賣雙方房價趨於一致。

(七) 穩定度對房地產市場影響

當經濟不穩定，波動性較大，此時變異幅度會提高(註15)，使賣方最低房價 \tilde{p} 提高，拒賣決策提高，賣出意願下降。從買方而言，當經濟不穩定，波動性較大，變異幅度提高，使買方降低願意支付之最低房價 \bar{p} ，拒買率 Q 提高，買入意願 $(1-Q)$ 降低(表一)。故經濟出現不穩定

狀態下，房地產市場將出現賣方不賣、買方不買的現象，市場交易冷清。當經濟波動，賣方退場，買方意願下降，導致市場交易萎縮，對於房地產市場無異於「雪上加霜」。

當經濟穩定，此時變異幅度降低，使賣方保留價格 \tilde{p} 下降，賣出意願提高，買方保留價格 \bar{p} 下降，拒買率 Q 降低，買入意願提高。房地產市場不論買賣雙方意願都增強，使交易量增加，房屋滯銷量下降，可謂「錦上添花」。

當經濟不穩定，變異幅度提高，會使 R 與 Q 提高，根據(25)式此時成交量 E 會下降，拒賣量 (\bar{U}) 上升，有意願賣出但無法成交量 (\tilde{U}) 則視供給意願降低與成交量降低之效果孰強而定，但賣方未成交總量 $(U = \bar{U} + \tilde{U})$ 將增加。對買方而言 Q 增加，買入意願 $(1-Q)D$ 減少，使成交量 E 下降，有意願買但無法成交量 (\tilde{V}) 效果須視供給意願與成交量降低效果而定，但買方未交易總量 $(V = \bar{V} + \tilde{V})$ 將增加。

三、模擬分析

本節根據根據第二部分第五小節所建構之模型，針對外生因素改變(註16)，使 R 或 Q 變動，對市場交易媒合 (dE/dt) 、成交量、價格、買方媒合成交率、賣方媒合成交率、未銷售量、未買入量等進行模擬。其參數選擇及說明如表二所示：

表二 模擬之相關參數

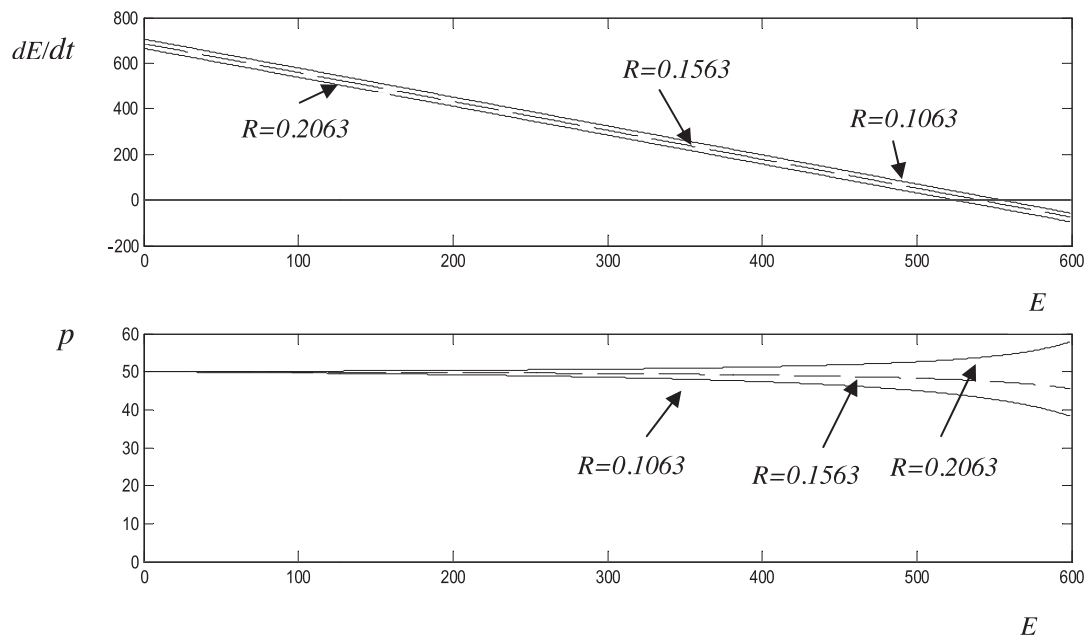
參數	數值	資料來源與說明
R	10.63%	採內政部營建署《低度使用(用電)住宅、新建餘屋(待售)住宅統計資訊簡冊》所載101年11-12月「低度使用(用電)住宅比率」。
Q	11.55%	採行政院主計總處《家庭收支調查報告》2011年住宅權屬中之「自有住宅」比率為88.45%(包括戶內經常居住成員所擁有84.58%，不住在一起的配偶、父母或子女所擁有為3.87%)。以拒買率 $= (1 - \text{自有住宅率})$ 推估。
D	765.11萬戶	採內政部營建署《住宅資訊統計季報》所載101年第4季普通家戶數。
S	823.39萬宅	採內政部營建署《住宅資訊統計季報》101年第4季住宅存量。
B	100單位	買賣雙方房價媒合費用目前按斡旋金比率約2~5%，而依內政部要約書範本所載規定專任委託保證金比率1%，本文採2%，並令媒合成本2單位(以媒合成本為計算單位)，反推媒合成功利益為100單位。
H	2單位	同上說明。
b	26.77%	內政部營建署《糾紛案例及統計》101年第1至第4季違約糾紛案件(件)，以及《住宅需求動向調查》101年第1至第4季需求量，估計因媒合糾紛案件占委託案件比率為2.81%。並採計李春長(2008)「曾經買賣房屋者比率」59.9%，依「都會區委託房屋仲介銷售比率」反推自行銷售比率40%，再推估「委託後自行銷售」比率23.96%。假設「媒合流失率」為「違約流失率」與「經媒合後自行銷售率」之合計。
r	2.22%	採內政部營建署《房貸資訊》台灣土地銀行優利遞減型房貸浮動利率。

資料來源：本研究整理。

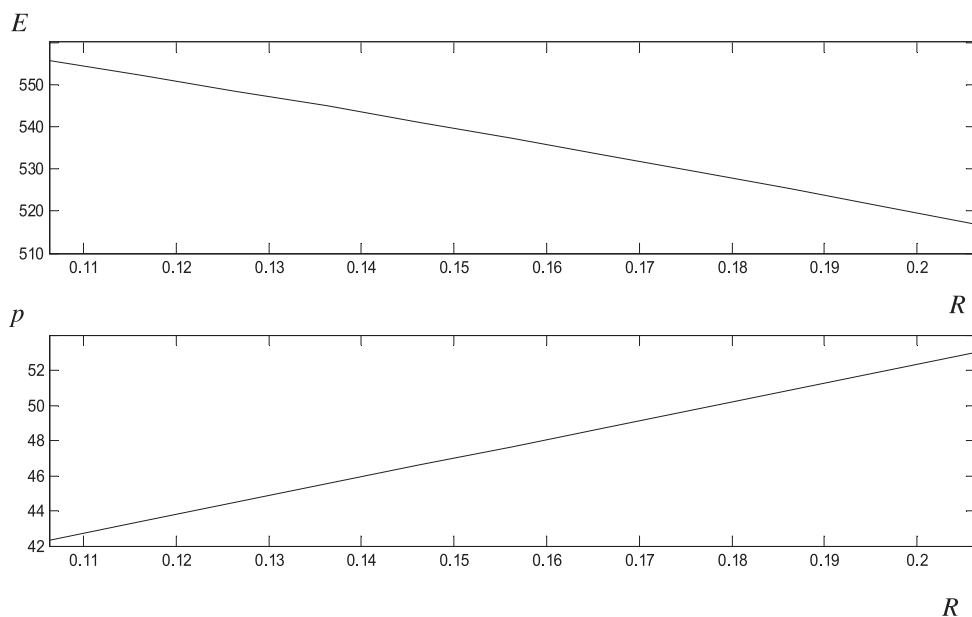
(一) 交易媒合量、價格與 R 之關係

將上述參數代入式(30)與式(41)，分別就交易媒合量、成交量與價格進行模擬。圖二之A為模擬結果，根據模擬結果可發現，當景氣波動或其他外生因素改變使 R 增加(如搜索成本降低、稅賦負擔增加、手續費增加、利率降低、預期收益增加、變幅擴張等)，則在既定的成交

A. 量、價均衡與 R



B. R 變化與價、量關係



資料來源：本研究自行整理。

圖二 市場媒合之成交量與房價與賣方意願

量下，市場媒合曲線 dE/dt 左移，會使圖二之A均衡成交量減少。觀察圖二之A下方的關係曲線，發現當 R 增加，會使價量曲線上移，即在既定數量下，媒合均衡價格水準上升。故當 R 增加對價格影響效果，除了曲線上移外，當 $R=0.2063$ ， $\tilde{v} > \tilde{u}$ 時，成交量降低亦使價格降低，淨效果視二者孰強而定。但若在 $R < 0.1763$ ， $\tilde{u} > \tilde{v}$ 之情境，價格會增加。

在不同 R 數值變化下，所模擬求解的均衡成交量(E)、成交價(p)、賣方媒合成交率(g)、買方媒合成交率(f)、有意願但滯銷量(\tilde{u})、拒賣量(\bar{U})、總滯銷量(U)、拒買量(\bar{v})、願買但缺額量(\tilde{v})、總缺額需求量(V)之結果，如表三及附錄三所示：

圖二之B為根據式(30)，在不同當 R 數值變化，所模擬求解的均衡成交量，並據以計算買方媒合成交率、賣方媒合成交率(註17)，再以式(41)計算均衡價格。根據成交量與價格之模擬結果，可發現當 R 超過0.1763時， $\tilde{v} > \tilde{u}$ ，由式(42)-(43)知該情境下可能出現量縮而價格未定情境，模擬淨效果為正。 R 低於0.1763時， $\tilde{u} > \tilde{v}$ ，賣方意願進一步下降時，市場交易會出現價漲量縮的現象。

若討論賣方滯銷量 U 與買方需求缺額 V 之狀況，則發現出現滯銷量與缺額量同時增加之現象。探討原因為隨著 R 增加，拒賣量增加，雖然賣方意願減少，但成交量下降幅度大於賣方意願，故出現滯銷量增加現象。買方拒買率不變，但因成交量萎縮，使買方需求缺額亦隨之上升，故產生滯銷量與買方缺額同時增加之現象。

(二) 交易媒合量、價格與 Q 之關係

圖三之A則模擬當搜索成本降低、頭期款成數增加、訂約金比率增加、變幅擴張等因素，使 Q 增加，則在既定的交易量下，市場交易媒合曲線 dE/dt 左移，均衡交易量減少。圖三之B中 Q 增加，使既定數量下，媒合均衡價格水準下降，故當 Q 增加，對價格影響除了曲線下移效果外，成交量降低亦對價格產生降低效果，故 Q 增加對房地產價格淨效果為負。

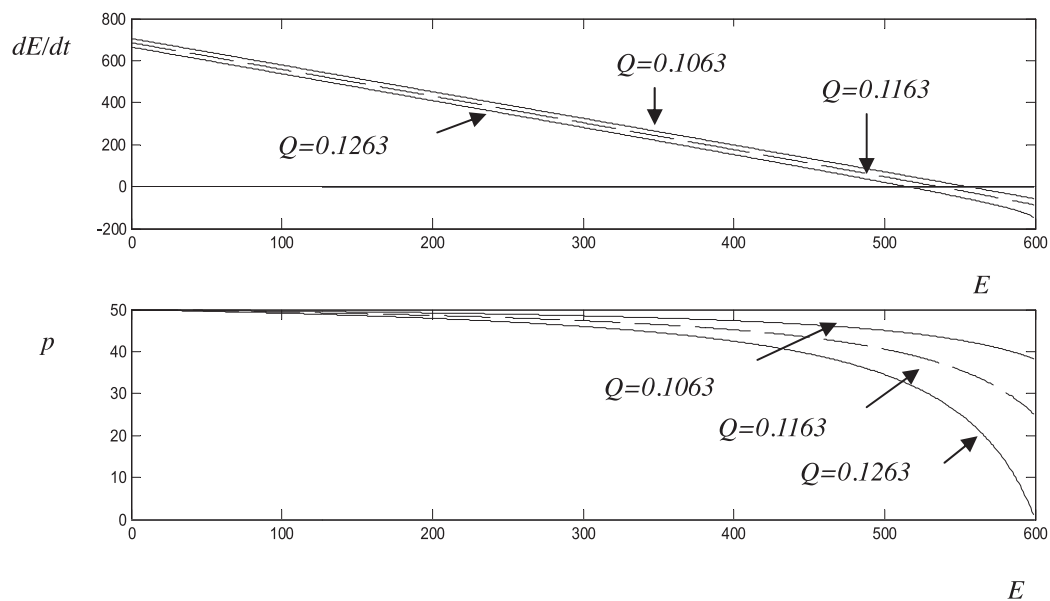
在不同當 Q 數值變化下成交量、成交價、賣方媒合成交率、買方媒合成交率等相關變數模擬結果如表四及附錄四所示：

表三 交易媒合量、價格與 R 之關係模擬

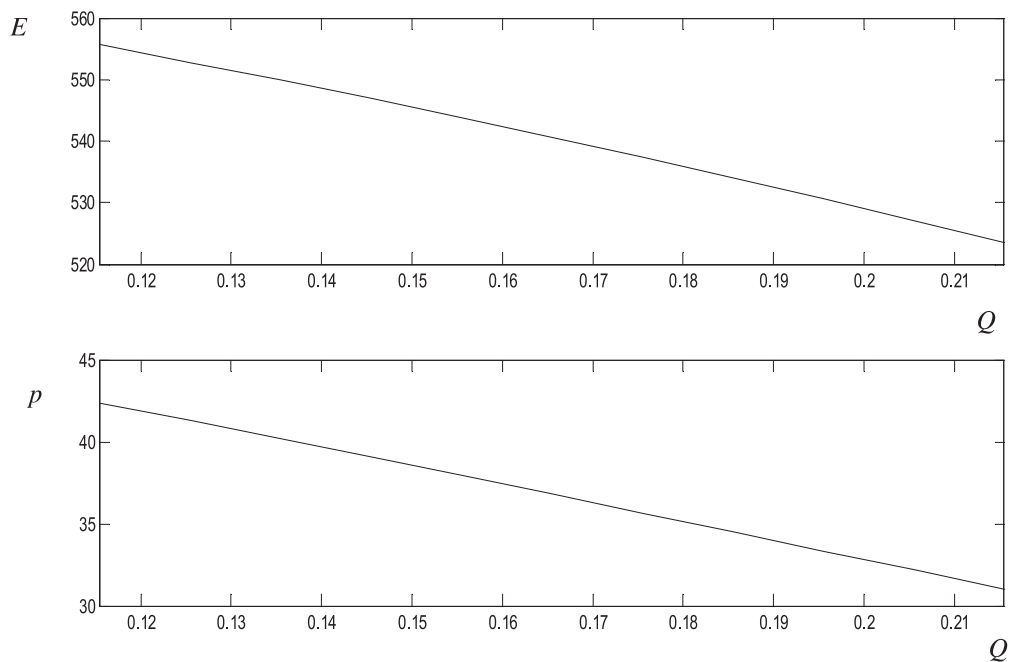
R	0.1063	0.1163	0.1263	0.1363	0.1463	0.1563	0.1663	0.1763	0.1863	0.1963	0.2063
E	555.63	552.12	548.53	544.85	541.09	537.25	533.32	529.31	525.22	521.04	516.78
p	42.35	43.41	44.47	45.53	46.60	47.67	48.74	49.81	50.87	51.93	52.99
g	0.83	0.84	0.86	0.88	0.90	0.91	0.93	0.95	0.97	0.99	1.01
f	1.23	1.19	1.15	1.11	1.07	1.03	1.00	0.96	0.93	0.90	0.86
\tilde{u}	180.23	175.51	170.87	166.31	161.84	157.45	153.14	148.91	144.77	140.72	136.74
\tilde{v}	121.11	124.62	128.21	131.89	135.65	139.49	143.42	147.43	151.52	155.70	159.96
\bar{U}	87.53	95.76	103.99	112.23	120.46	128.70	136.93	145.16	153.40	161.63	169.87
\bar{v}	88.37	88.37	88.37	88.37	88.37	88.37	88.37	88.37	88.37	88.37	88.37
U	267.76	271.27	274.86	278.54	282.30	286.14	290.07	294.08	298.17	302.35	306.61
V	209.48	212.99	216.58	220.26	224.02	227.86	231.79	235.80	239.89	244.07	248.33

資料來源：本研究整理。

A. 量、價均衡與 Q



B. Q 變化與價、量關係



資料來源：本研究自行整理。

圖三 媒合議價後之成交量、房價與買方意願

表四 交易媒合量、價格與 Q 之關係模擬

Q	0.1155	0.1255	0.1355	0.1455	0.1555	0.1655	0.1755	0.1855	0.1955	0.2055	0.2155
E	555.63	552.82	549.92	546.93	543.86	540.70	537.44	534.09	530.64	527.10	523.46
p	42.35	41.28	40.18	39.08	37.96	36.82	35.67	34.51	33.34	32.17	30.98
g	0.83	0.81	0.79	0.77	0.76	0.74	0.73	0.71	0.69	0.68	0.66
f	1.23	1.27	1.32	1.37	1.42	1.48	1.54	1.60	1.67	1.75	1.83
\tilde{U}	180.23	183.04	185.94	188.93	192.00	195.17	198.43	201.77	205.22	208.76	212.40
\tilde{V}	121.10	116.27	111.52	106.85	102.28	97.79	93.39	89.09	84.89	80.78	76.77
\bar{U}	87.53	87.53	87.53	87.53	87.53	87.53	87.53	87.53	87.53	87.53	87.53
\bar{V}	88.37	96.02	103.67	111.32	118.97	126.63	134.28	141.93	149.58	157.23	164.88
U	267.76	270.57	273.47	276.46	279.53	282.70	285.95	289.30	292.75	296.29	299.93
V	209.47	212.29	215.19	218.18	221.25	224.41	227.67	231.02	234.47	238.01	241.65

資料來源：本研究整理。

圖三之B為根據(30)式，在不同當 Q 數值變化，所模擬求解的均衡成交量，並據以計算買方媒合成交率、賣方媒合成交率(註18)，再以(41)式計算均衡價格。根據就業量與價格之模擬結果，可發現本文圖三之 $\tilde{U} > \tilde{V}$ ，根據式(44)-(45)知若存在價跌量縮效果，必須符合意願對交易量衝擊彈性較小得條件。圖三之A中買方意願下降時，市場媒合曲線 dE/dt 左移，使均衡成交量減少，但當 Q 增加，會使價量曲線下移，成交量降低卻有助於價格增加，由於彈性較小，故模擬結果為價跌量縮的現象(圖三之B)。

若觀察 Q 增加，賣方滯銷量與買方需求缺額之狀況，仍與 R 增加有相同效果，即滯銷量與缺額量同時增加。原因為隨著 Q 增加，拒買量增加，買方意願減少，但成交量下降幅度大於買方意願，故出現需求缺額增加現象。賣方拒賣率不變，但因成交量萎縮，故使賣方滯銷量隨之上升，故產生滯銷量與買方缺額同時增加現象。

四、價格分配與隨機排序

本文實證資料來自內政部地政司《都市地價指數》所記載「臺閩地區都市土地平均區段地價表一住宅區」之平均區段地價統計。時間跨度為2002至2013年，323-324個區段之平均地價。

(一) 樣本資料分析

本小節以區段住宅區平均地價實際觀測值，求算核平滑化函數，藉以驗證價格機率分配之隨機排序。表五為2002-2013年全體樣本平均數與標準差資料，根據資料觀察台灣地價平均數2002年略高，之後除2008、2009年遞減外，其餘年度均呈遞增趨勢，標準差則逐年上升。

(二) 機率分佈與隨機排序分析

表六為根據核平滑化後之累積機率函數，所進行的跨年度比較。由於整體樣本年度分配

表五 臺閩地區都市土地平均區段地價平均數與變異程度

時間	平均數	標準差	最小值	最大值	個數
2002年	27,924	30,712	726	261,829	323
2003年	25,359	30,253	780	261,855	323
2004年	25,806	31,934	819	279,195	323
2005年	26,067	32,843	858	286,649	323
2006年	26,430	33,775	885	294,805	323
2007年	26,709	34,769	914	303,436	323
2008年	26,167	35,299	924	311,003	324
2009年	26,049	35,647	909	313,669	324
2010年	27,257	39,199	906	343,259	324
2011年	28,578	42,348	897	367,301	324
2012年	30,049	45,359	905	387,198	324
2013年	33,417	55,645	913	439,718	324

資料來源：本研究自行整理。

表六 住宅用地區段價格之累積核機率(原始資料)

價格級距	2002年	2008年	2009年	2013年	2002年	2008年	2009年	2013年	2002年	2008年	2009年	2013年
	核機率密度函數				核累積機率函數				累加核機率函數			
5,287	0.000019	0.000026	0.000025	0.000023	0.093381	0.107577	0.107556	0.104614	0.381374	0.399285	0.402505	0.406026
10,574	0.000027	0.000038	0.000037	0.000034	0.217922	0.282169	0.278759	0.261291	1.356459	1.624675	1.617034	1.554938
14,099	0.000028	0.000035	0.000035	0.000033	0.316466	0.412828	0.406997	0.380031	2.473029	3.082646	3.055047	2.898207
17,624	0.000028	0.000029	0.000029	0.000028	0.415600	0.526018	0.518903	0.487181	3.987622	5.024282	4.969727	4.691562
21,149	0.000026	0.000023	0.000023	0.000023	0.509957	0.616112	0.609064	0.576076	5.887908	7.360238	7.277039	6.868308
25,555	0.000022	0.000017	0.000017	0.000017	0.616546	0.703772	0.697142	0.662697	8.763585	10.713165	10.596305	10.018601
29,961	0.000018	0.000012	0.000012	0.000013	0.704731	0.769029	0.762177	0.728180	12.119238	14.436447	14.285854	13.535371
37,010	0.000011	0.000008	0.000008	0.000008	0.803567	0.838501	0.832047	0.803068	18.233438	20.923271	20.717691	19.719536
50,228	0.000003	0.000004	0.000004	0.000002	0.889022	0.902741	0.895075	0.859375	31.089694	34.062982	33.762515	32.325209
77,545	0.000001	0.000001	0.000001	0.000001	0.950230	0.952850	0.947156	0.927338	59.764761	63.039199	62.523741	60.269494
278,459	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.999999	0.996339	0.991293	0.984398	284.752170	287.026330	285.857110	280.201210
356,885	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.000000	0.999999	0.990769	373.752170	375.903470	374.530870	367.954340
357,767	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1.000000	0.990805	374.752170	376.903470	375.530870	368.945140
439,718	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1.000000	0.998457	467.752170	469.903470	468.530870	461.534300

資料來源：本研究自行整理。

差異不大，且基於篇幅考量，本文選擇2002、2008、2009、2013年資料，進行跨年度隨機優勢排序。若比較2002相對於2008年，發現不符合 $F(p,t+1) \leq F(p,t)$ 條件，而存在

$$F(p,t+1) \begin{matrix} \geq \\ (<) \end{matrix} F(p,t), \quad p \begin{matrix} \leq \\ (>) \end{matrix} a$$

a 在價格級距278,459，當價格低(高)於 a ，2008年累積機率高(低)於2002年，即2008年相對於2002年不具一階隨機優勢，可能有變幅擴張現象。但若再觀察檢驗二階隨機優勢，即 $\int_0^p F(p,t+1)dp \leq \int_0^p F(p,t)dp$ ，則發現2008年因金融危機影響，變幅擴張程度加大，出現

$$\int_0^p F(p,t+1)dp \geq \int_0^p F(p,t)dp$$

表示2008年相對於2002年變幅擴大，2002年二階隨機優勢於2008年(註19)；2002相對於2009年之比較與2008年類似，可以推定2002年二階隨機優勢於2009年。

若比較2002相對於2013年，即便2013年已脫離金融危機影響，發現2013年相對於2002年，與前述分析類似， a 在價格級距37,010，當價格低(高)於 a ，2013年累積機率高(低)於2002年，即2013年相對於2002年不具一階隨機優勢。二階隨機排序方面，出現下列現象：

$$\int_0^p F(p,t+1) \begin{matrix} \geq \\ (<) \end{matrix} \int_0^p F(p,t), \quad p \begin{matrix} \leq \\ (>) \end{matrix} \bar{a}$$

當價格低(高)於 \bar{a} (356,885)，2013年累積機率高(低)於2002年，不符合變幅擴張特性，無法進行2002與2013年之隨機排序。但若比較2008、2009年與2013年，2013年累積機率均低於2008年。且2013年累加累積機率，多低於2008、2009年(註20)，表示2013年二階隨機優勢於2008、2009年。

上述分析可由隨機排序之觀點，歸納觀察2008年、2009年價格變幅較大，為較不穩定之一年。可印證2008年、2009年交易量，相對於2002萎縮，以及金融海嘯過後，近五年買賣雙方轉趨熱絡之現象。

(三) 均數固定變幅擴張分析

以原始樣本之機率分佈分析，不考慮平均價格變化，即機率分配可能受景氣波動影響，而使機率分佈隨平均數增減而左(右)移。為觀察均數固定下，純粹因變異擴張過程對房地產市場之影響。本小節將原始資料先以平均數平減，在進行核平滑化，求算核機率密度函數(表七)。均數固定變幅擴張，須符合以下條件：

$$\int_0^B F(p,t+1)dp = \int_0^B F(p,t)dp$$

$$F(p,t+1) \geq (\leq) F(p,t), \quad p \leq (\geq) a$$

$$\int_0^p F(p,t+1)dp \geq \int_0^p F(p,t)dp, \quad p \leq B$$

表七 住宅用地區段價格之累積核機率(以平均數平減)

價格級距	2002年	2008年	2009年	2013年	2002年	2008年	2009年	2013年	2002年	2008年	2009年	2013年
	核機率密度函數				核累積機率函數				累加核機率函數			
-17,648	0.000027	0.000035	0.000036	0.000031	0.209891	0.202932	0.243561	0.432930	1.334523	1.024406	1.351524	3.680248
-14,129	0.000028	0.000038	0.000036	0.000025	0.307828	0.332951	0.372616	0.531460	2.417181	2.158014	2.648453	5.664093
-10,610	0.000028	0.000033	0.000030	0.000020	0.407024	0.458628	0.490139	0.611664	3.897231	3.809265	4.439054	7.995992
-7,091	0.000026	0.000026	0.000024	0.000016	0.501782	0.562668	0.585919	0.675456	5.764136	5.911349	6.645752	10.606736
-2,692	0.000023	0.000020	0.000018	0.000012	0.609291	0.662983	0.679441	0.737936	8.601482	9.036838	9.866074	14.177828
2,587	0.000017	0.000014	0.000012	0.000009	0.714245	0.751660	0.760721	0.794372	12.639149	13.340610	14.242689	18.811980
9,625	0.000010	0.000008	0.000008	0.000004	0.809246	0.827860	0.831038	0.840320	18.811385	19.720827	20.665011	25.397045
26,341	0.000003	0.000003	0.000003	0.000004	0.901462	0.910262	0.906614	0.890103	35.306338	36.383798	37.309499	41.830859
50,094	0.000001	0.000001	0.000001	0.000001	0.950901	0.951719	0.946961	0.931449	60.424767	61.657871	62.451650	66.650537
250,682	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.999999	0.995890	0.991192	0.984562	285.433460	285.570390	285.770940	286.946420
251,562	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.996136	0.991371	0.984565	286.433460	286.566530	286.762310	287.930990
301,708	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.000000	0.996914	0.986764	343.433460	343.439950	343.487640	344.063630
330,741	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1.000000	0.991666	376.433460	376.439950	376.439040	376.723480
406,401	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1.000000	0.998485	462.433460	462.439950	462.439040	462.375840

資料來源：本研究自行整理。

根據台灣房價減各年度平均房價調整後，所進行核機率密度函數之計算結果，顯示2002與2009、2013年之比較，累積機率具以上特性，即2009、2013年相對於2002年符合變異擴張特性。而2008、2009年與2013年之比較，發現亦出現類似結果，表示2008、2009兩個年度二階隨機優勢於2013年，即2013年變幅擴大。由隨機排序之觀點，經平均數平減後機率分配，可進一步歸納2002年隨機優勢於2008、2009年，2008、2009年又隨機優勢於2013年。顯示變異程度有遞增趨勢，這與表五標準差逐年增加之結果一致。按前述模型推論，2008、2009年交易較2002年冷淡，2013年應更趨冷清。這與2013年市場交易熱絡於2008、2009年的現象不符，顯示2013年交易無法完全以摩擦阻礙、變幅擴大的方向解釋，須考慮房價平均值變化，對交易行為的影響，可能導因為資金、投機泡沫或投資行為等。

若進一步探討變幅擴張因素，來自供給、需求基本面變化，預期心理、訊息與不確定性等因素，均會影響房地產市場波動。以台灣房地產之實證研究發現總體性因素為構成循環性波動主因，如：景氣預期、政策宣告會影響房價(彭建文與張金鵬，2000)，股價、貨幣供給為結構性轉變主因(楊雅婷與彭建文，2003；彭建文等，2004)。IMF(2008)則指出歐洲主要受實際利率、移民因素影響，美國則為利率、新融資技術等因素。

觀察2013年相對於2008、2009年除整體波幅加大外，期望值亦高出許多。Case & Shiller(1989)以為交易成本、訊息不對稱等因素使房市很難具市場效率性(註21)，本文僅由摩擦阻礙角度，討論不確定對交易者搜索、決策行為，但未討論訊息過於樂觀、悲觀，或存在市場操縱下，市場不完全性可能引發市場泡沫(註22)。市場訊息傳遞阻礙，預期房價上漲所致從眾行為，可能是造成2013年交易熱絡的主要原因。

五、結論

房地產市場交易存在價量失調之典型現象，除了買賣雙方對合理房價的認知差距外，我國整體住宅供需亦存在價格上漲、超額供給並存之現象。以市場完美性、效率性或完全競爭的市場理論，對於存在資訊不對稱、交易成本、搜索成本的房地產交易，無法提供適當的解釋，更遑論提供適當的政策主張。

本文沿用搜索媒合議價模型，探討房地產交易之價量關係，有別於傳統供需模式。在價格決定方面，本研究除了可解釋供需模式之價量關係外，可透過議價模式，分析市場價量關係異常現象，即：供給意願下降，房價上漲；需求意願下降，價格下跌。但上述關係，須視市場起始條件而定，當交易意願對交易量衝擊彈性小，則可符合賣方退場「價漲量縮」，買方退場「價跌量縮」之典型。但若交易意願對交易量衝擊彈性大，賣方(買方)意願降低會因成交量減少，而使賣方(買方)媒合率下降，進而影響賣方(買方)議價利益，反而使議價結果不利於賣方(買方)，進而使價格下跌(上漲)。要言之，市場價量關係異常導因於交易者意願對交易量衝擊彈性過大。Wheaton(1990)的分析模式主張餘屋率越多(媒合量越少)，市場價值越小。而Stein(1995)、Genesove & Mayer(1997)則由價格下跌導致財務問題，說明價格下跌、交易量萎縮的現象。本研究模型雖與Wheaton(1990)之換屋媒合模型、Stein(1995)的財務限制模型不同，但可獲得相似的結論。

在數量調整方面，本研究可說明Krainer(2001)、Leamer(2007)房市「交易量循環」特性，即「結構性餘屋量」與景氣波動影響買賣意願有關，且賣方滯銷量與買方缺額量存在正向關係。當經濟穩定時，房地產市場轉趨於熱絡，有助於創造交易量，房屋餘屋量下降，但因買方意願增強，買方保留缺額量亦下降。除了賣方餘屋量、買方缺額量，隨著景氣好轉下降外，經濟穩定同時有利於縮短買方、賣方搜索期限，該現象可謂「錦上添花」。相反的逢經濟不穩定，市場交易冷清，具交易量破壞效果，房屋滯銷餘屋量上升，買方意願降低，買方保留缺額量亦增加，同時買方、賣方搜索期限拉長，該現象如同「雪上加霜」。Wheaton(1990)以為餘屋率越高，搜索期限越長，市場價值越低。其分析模式以換屋之市場價格與搜索時間成本，同時決定餘屋率、搜索時間與市場價格。本文架構在買、賣雙方議價上，有別於Wheaton(1990)換屋者議價模式，但在餘屋率與搜索期限關係上所獲結論相近。

景氣波動所致變幅擴張引發交易量變化方面，本文以台灣住宅區地價之核平滑化後之累積機率函數，發現2002年、金融海嘯期間與2013年比較結果顯示變異程度有遞增趨勢。金融海嘯期間相對2002年有變幅擴大特性。由隨機排序之觀點，變幅擴張可解釋金融海嘯期間交易量相對於2002年萎縮之現象。但2013年市場交易熱絡於2008、2009年的現象，平均值與變幅的變化須同時考慮。簡言之，資金、投機泡沫所致的預期心理，可能為主因。

註 釋

註1：房價年所得比統計定義為購買房屋總價除以家庭月所得乘上12個月。該數據引用內政部營建署《住宅需求動向調查》中2012年第3季整體調查地區房價年所得比9.10，同期台北市房價年所得比為14.00。

註2：搜索模型方面，Stigler(1961)在市場價格訊息量已知下，就搜索利益與搜索成本，決定最適搜索次數。Stigler(1961)之搜索模式，買方必須進行多次搜索，以期望值最低為搜索目標，並非最低價格，McCall(1970)以循序搜索方式，可處理找尋最低價格問題。Pissarides(1985)與Mortensen & Pissarides(1994)則引入媒合與議價機制，建構媒合函數分析交易量，議價機制討論媒合率、議價能力對價格影響。關於搜索、媒合、議價模型之差異，詳細可參閱Rogerson et al.(2005)。

註3：參照Sargent(1987)，第二章。

註4：所謂「摩擦阻礙」指市場交易過程中，基於訊息成本、資訊不對稱問題，使買賣雙方搜尋與交易配對發生困難。

註5：基本模型所使用相關變數符號定義可參閱對照附錄一。

註6：訊息提煉指將含雜訊干擾之訊息進行線性投射，使所提煉的後驗訊息較具訊息性。參閱Grossman & Stiglitz(1980)或Sargent(1987)第二章第73頁。實務上市場價格雖受基本面影響，任何市場干擾都會影響價格，交易者僅能觀測到受干擾後價格，以訊息提煉方式獲取隱藏於價格中的基本面訊息。如房價之於基礎價值，薪資之於勞工的能力。

註7：由於 $g(\bar{p}) = \int_0^{\bar{p}} F(p) dp \geq \int_0^{\bar{p}} \hat{F}(p) dp = \hat{g}(\bar{p})$ ，若以 $F(p)$ 決策之保留價格為 a ，而以 $\hat{F}(p)$ 決策之保留價格為 b ，則 $\hat{g}(b) = g(a) = (c - \chi) / (1 + \phi\gamma) \geq \hat{g}(a)$ ，由於 $\hat{g}'(\bar{p}) > 0$ ，故可證明 $b \geq a$ ，即訊息提煉有提高買方保留房價格效果。

註8：根據 $g(\bar{p}) = (c - \chi) / (1 + \phi\gamma)$ ，可推得

$$\frac{\partial \bar{p}}{\partial c} = \frac{1}{g'(\bar{p})(1 + \phi\gamma)} > 0, \quad \frac{\partial \bar{p}}{\partial \chi} = \frac{-1}{g'(\bar{p})(1 + \phi\gamma)} < 0,$$

$$\frac{\partial \bar{p}}{\partial \phi} = \frac{-(c - \chi)\phi}{g'(\bar{p})(1 + \phi\gamma)^2} < 0, \quad \frac{\partial \bar{p}}{\partial \gamma} = \frac{-(c - \chi)\gamma}{g'(\bar{p})(1 + \phi\gamma)^2} < 0.$$

註9：設樂觀、悲觀下期望值分別為 $\int_0^{\infty} p dF^s(p)$ 、 $\int_0^{\infty} p dF^b(p)$ ，其中 $F^s(p)$ 、 $F^b(p)$ 分別為樂觀、悲觀下價格分配。因樂觀下期望值較大，即 $\int_0^{\infty} p [dF^s(p) - dF^b(p)] \geq 0$ ，利用部分積分推得 $\int_0^{\infty} p [dF^s(p) - dF^b(p)] = -\int_0^{\infty} [F^s(p) - F^b(p)] dp \geq 0$ ，表示若 $F^s(p) \leq F^b(p)$ ，則樂觀下期望值較大。因 $g^b(\bar{p}) = \int_0^{\bar{p}} F^b(p) dp \geq \int_0^{\bar{p}} F^s(p) dp = g^s(\bar{p})$ ，同理於註7，可證明樂觀下買方保留房價格較高。

註10：因 $\int_0^{\bar{p}} G(p) dp \geq \int_0^{\bar{p}} \hat{G}(p) dp$ ，若以 $G(p)$ 決策之保留價格為 a ，而以 $\hat{G}(p)$ 決策之保留價格為 b ，則 $\int_0^b \hat{G}(p) dp - b = c - s - Ep = \int_0^a G(p) dp - a \geq \int_0^a \hat{G}(p) dp - a$ ，推得 $\int_0^b \hat{G}(p) dp - b \geq \int_0^a \hat{G}(p) dp - a$ ，因 $[\hat{G}(p) - 1] \leq 0$ ， $\int_0^{\bar{p}} \hat{G}(p) dp - \bar{p}$ 為 \bar{p} 之減函數，故可證明 $a \geq b$ ，即訊息提煉有降低賣方保留房價格效果。

註11：根據 $h(\tilde{p}) = c - s$ ，可證明 $\frac{\partial \tilde{p}}{\partial c} = \frac{1}{h'(\tilde{p})} < 0$ ， $\frac{\partial \tilde{p}}{\partial s} = \frac{-1}{h'(\tilde{p})} > 0$ 。

註12：參閱本節第五部分討論。

註13：或者因拍賣競價機制，或因資訊公開，降低訊息提煉行為。

註14：假設機率分佈為常態機率分配。

註15：經濟與房市連動性可參閱彭建文與張金鶚(2000)、楊雅婷與彭建文(2003)、彭建文等(2004)，而蔡怡純與陳明吉(2008)以臺北地區不動產市場進行波動群聚研究，發現台北地區房價存在反向的槓桿效果，即衰退期其條件變異會下降。IMF(2008)於次貸期間之報告指出：金融市場危機深化、先進國家房市大幅度下跌對世界經濟造成衝擊。

註16：如搜索成本、稅賦負擔、手續費、利率、預期收益、變幅擴張等。

註17：參見附錄三。

註18：參見附錄四。

註19：參閱Eichberger & Harper(1997)。由社會福利觀點，設存在社會福利函數，喜好房價上漲，而趨避價格波動之風險，表示2008年以房屋衡量之社會福利下降。

註20：除了第一個價格級距不符合之外。

註21：指Fama之市場效率假說(efficient market hypothesis)，在市場效率無訊息成本時，市場價格可以反應所有訊息，故未來價格具不可預測性，無異常報酬。

註22：以美國的房地產泡沫為例，Robert Shiller曾警告房地產價格過高，葛林斯班亦曾預測房價大幅崩跌。美國房地產泡沫除影響房屋及不動產價格外，房市泡沫更透過建商、金融市場、投資銀行等途徑傳染外溢，演變成全球性災難。

參考文獻

中文部分：

李春長

- 2008 〈資訊揭露、信任、搜尋成本對委託房屋仲介業售屋意願之實證研究—以高雄市為例〉《住宅學報》17(1)：71-104。

Lee, C. C.

- 2008 “An Empirical Study on the Effects of Information Disclosure, Trust and Search Cost on Consumers’ Intention to Authorize the Real Estate Brokerage Industry - The Example of Kaohsiung City,” *Journal of Housing Studies*. 17(1): 71-104.

張金鶚、高國峰、林秋瑾

- 2001 〈台北市合理房價—需求面分析〉《住宅學報》10(1)：51-66。

Chang, C. O., K. F. Kao & C. C. Lin

- 2001 “Reasonable Housing Prices in Taipei - Demand Side Analysis,” *Journal of Housing Studies*. 10(1): 51-66.

彭建文、林秋瑾、楊雅婷

- 2004 〈房價結構性改變之波動性分析—以台北市、台北縣房價為例〉《台灣土地研究》7(2)：27-46。

Peng, C. W., C. C. Lin & Y. T. Yang

- 2004 “An Analysis of Structural Changes in Housing Prices: Cases of Taipei City and Taipei,” *Journal of Taiwan Land Research*. 7(2): 27-46.

彭建文、張金鶚

- 2000 〈預期景氣與宣告效果對房地產景氣影響之研究〉《管理學報》17(2)：343-368。

Peng, C. W. & C. O. Chang

- 2000 “The Impact of Expectation and Preannouncement Effect on Real Estate Cycles in Taiwan,” *Journal of Management*. 17(2): 343-368.

楊雅婷、彭建文

- 2003 〈房價結構性改變之檢測—以台北縣、市房價為例〉《台灣土地研究》6(2)：43-60。

Yang, Y. T. & C. W. Peng

- 2003 “Testing of Structural Changes in Housing Price: The Cases Study of Taipei City and Taipei County,” *Journal of Taiwan Land Research*. 6(2): 43-60.

蔡怡純、陳明吉

- 2008 〈台北地區不動產價格波動之不對稱性探討〉《住宅學報》17(2)：1-11。

Tsai, I. C. & M. C. Chen

- 2008 “An Analysis of the Asymmetric Volatility of Real Estate Price in the Taipei Area,” *Journal of Housing Studies*. 17(2): 1-11.

英文部分：

Case, K. & R. Shiller

1989 “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes,” *American Economic Review*. 79(1): 125-137.

Eichberger, J. & I. R. Harper

1997 *Financial Economics*. New York: Oxford University Press.

Genesove, D. & C. Mayer

1997 “Equity and Time to Sale in the Real Estate Market,” *American Economic Review*. 87(3): 255-269.

Grossman, S. J. & J. E. Stiglitz

1980 “On the Impossibility of Informationally Efficient Markets,” *The American Economic Review*. 393-408.

International Monetary Fund

2008 *World Economic Outlook: Financial Stress, Downturns, and Recoveries*.

Jovanovic, B.

1979 “Job Matching and the Theory of Turnover,” *Journal of Political Economy*. 87(5): 972-990.

Kearl, J. & F. Mishkin

1977 “Illiquidity, the Demand for Residential Housing, and Monetary Policy,” *The Journal of Finance*. 32(5): 1571-1586.

Kiyotaki, N. & R. Wright

1993 “A Search-Theoretic Approach to Monetary Economics,” *The American Economic Review*. 83(1): 63-77.

Krainer, J.

2001 “A Theory of Liquidity in Residential Real Estate Markets,” *Journal of Urban Economics*. 49: 32-53.

Leamer, E.

2007 “*Housing and the Business Cycle, Housing, Housing Finance, and Monetary Policy*,” A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City.

McCall, J. J.

1970 “Economics of Information and Job Search,” *Quarterly Journal of Economics*. 84(1): 113-126.

Mortensen, D. T. & C. A. Pissarides

1994 “Source Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment,” *The Review of Economic Studies*. 61(3): 397-415.

Mortensen, D. T.

1988 “Matching: Finding a Partner for Life or Otherwise,” *American Journal of Sociology*. 94: S215-240.

Pissarides, C. A.

- 1985 “Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment Vacancies, and Real Wages,” *American Economic Review*. 75(4): 676-690.

Rogerson, R., R. Shimer & R. Wright

- 2005 “Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey,” *Journal of Economic Literature*. 43(4): 959-988.

Sargent, T. J.

- 1987 *Dynamic Macroeconomic Theory*. Cambridge: Harvard University Press.

Shimer, R. & L. Smith

- 2000 “Assortative Matching and Search,” *Econometrica*. 68(2): 343-369.

Stein, J.

- 1995 “Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects,” *Quarterly Journal of Economics*. 110: 379-406.

Stigler, G. J.

- 1961 “The Economics of Information,” *Journal of Political Economy*. 69(3): 213-225.

Wheaton, W.

- 1990 “Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model,” *Journal of Political Economy*. 98(6): 1270-1292.

附錄一 基本模型數學符號與意義

符號	定義	符號	定義
p	房地產價格	$F(p)$	買方搜索房價分配
$G(p)$	賣方房價分配	m	房地產基礎價值
d	房地產每期之收益	i	貸款利率
\bar{m}	基礎價值平均數	σ^2	基礎價值變異數
ε	雜訊	\hat{p}	訊息提煉的房價
\bar{p}	買方保留房價	γ	頭期款成數
ϕ	訂金比率	χ	買方手續費
$F^s(P)$	樂觀預期下房價分配	$F^b(P)$	悲觀預期下房價分配
c	搜索成本	\tilde{p}	賣方保留價格
s	賣方手續費	R	拒賣率
Q	拒買率	x	買方所獲知房價訊息
y	賣方所獲知房價訊息	J	賣方搜索期限
K	買方搜索期限	S	房地市場總供應量
E	成交量	\tilde{U}	有意願未賣出量
\bar{U}	無意願拒賣量	U	賣方未成交總量
D	社會需求量	\tilde{V}	有意願未買進量
\bar{V}	無意願拒買量	V	買方未成交量
M	媒合函數	α	賣方媒合參數
β	買方媒合參數	g	賣方媒合成交率
f	買方媒合成交率	B	買方媒合成功利益
V_F	買方媒合成功價值	V_V	買方媒合失敗價值
V_E	賣方媒合成功價值	V_U	賣方媒合失敗價值
H	買方媒合付出成本	p^*	成交的價格
θ	賣方議價能力	$1-\theta$	買方議價能力

附錄二 價量關係證明

$$p^* = \frac{(g+b+r)B}{g+f+2b+2r} \dots\dots\dots(A1)$$

根據(A1)式，

$$dp^* = \frac{\partial p^*}{\partial g} dg + \frac{\partial p^*}{\partial f} df \dots\dots\dots(A2)$$

其中

$$dg = \frac{\partial g}{\partial R} dR + \frac{\partial g}{\partial E} dE \dots\dots\dots(A3)$$

$$df = \frac{\partial f}{\partial Q} dQ + \frac{\partial f}{\partial E} dE \dots\dots\dots(A4)$$

首先計算 $\partial g/\partial R$ 、 $\partial g/\partial E$ 、 $\partial f/\partial R$ 、 $\partial f/\partial E$

$$\frac{\partial g}{\partial R} = \frac{bES}{[(1-R)S-E]^2} > 0 \dots\dots\dots(A5)$$

$$\frac{\partial g}{\partial E} = \frac{b(1-R)S}{[(1-R)S-E]^2} > 0 \dots\dots\dots(A6)$$

因 $E > (1-R)$ 故 $\partial g/\partial R > \partial g/\partial E$ ，且

$$\partial g/\partial E = [(1-R)/E] \partial g/\partial R \dots\dots\dots(A7)$$

同理

$$\frac{\partial f}{\partial Q} = \frac{bED}{[(1-Q)D-E]^2} > 0 \dots\dots\dots(A8)$$

$$\frac{\partial f}{\partial E} = \frac{b(1-Q)D}{[(1-Q)D-E]^2} > 0 \dots\dots\dots(A9)$$

$$\partial f / \partial E = [(1-Q) / E] \partial f / \partial Q \dots\dots\dots(A10)$$

接著計算 dE ，因

$$\dot{E} = [(1-R)S - E]^\alpha [(1-Q)D - E]^{1-\alpha} - bE = 0 \dots\dots\dots(A11)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \dot{E}}{\partial R} &= -\alpha S [(1-R)S - E]^{\alpha-1} [(1-Q)D - E]^{1-\alpha} \\ &= -\alpha S (\tilde{V} / \tilde{U})^{1-\alpha} < 0 \dots\dots\dots(A12) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \dot{E}}{\partial Q} &= -(1-\alpha) D [(1-R)S - E]^\alpha [(1-Q)D - E]^{-\alpha} < 0 \\ &= -(1-\alpha) D (\tilde{V} / \tilde{U})^{-\alpha} < 0 \dots\dots\dots(A13) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \dot{E}}{\partial E} &= -\alpha [(1-R)S - E]^{\alpha-1} [(1-Q)D - E]^{1-\alpha} - (1-\alpha) [(1-R)S - E]^\alpha [(1-Q)D - E]^{-\alpha} - b \\ &= -\alpha (\tilde{V} / \tilde{U})^{1-\alpha} - (1-\alpha) (\tilde{V} / \tilde{U})^{-\alpha} - b < 0 \dots\dots\dots(A14) \end{aligned}$$

故在(A11)式成立之情況下：

$$\frac{dE}{dR} = -\frac{\partial \dot{E} / \partial R}{\partial \dot{E} / \partial E} = -\frac{\alpha S (\tilde{V} / \tilde{U})^{1-\alpha}}{\alpha (\tilde{V} / \tilde{U})^{1-\alpha} + (1-\alpha) (\tilde{V} / \tilde{U})^{-\alpha} + b} < 0 \dots\dots\dots(A15)$$

$$\frac{dE}{dQ} = -\frac{\partial \dot{E} / \partial Q}{\partial \dot{E} / \partial E} = -\frac{(1-\alpha) D (\tilde{V} / \tilde{U})^{-\alpha}}{\alpha (\tilde{V} / \tilde{U})^{1-\alpha} + (1-\alpha) (\tilde{V} / \tilde{U})^{-\alpha} + b} < 0 \dots\dots\dots(A16)$$

當 $\dot{E} = 0$ ， $M(\tilde{U}, \tilde{V}) = bE$ ，故

$$g = M / \tilde{U} = (\tilde{V} / \tilde{U})^{1-\alpha} = bE / \tilde{U} \dots\dots\dots(A17)$$

(A15)可改寫為

$$\frac{dE}{dR} = -\frac{\alpha S}{\alpha + (1-\alpha)(\tilde{U} / \tilde{V}) + \tilde{U} / E} < 0 \dots\dots\dots(A18)$$

(A16)式中若 $\tilde{U} = \tilde{V}$ ，表示社會上需求意願等於供給，則

$$\left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U}=\tilde{V}} = -\frac{\alpha S}{\alpha + (1-\alpha) + \tilde{U}/E} = -\frac{\alpha SE}{(1-R)S} = -\frac{\alpha}{(1-R)} E \dots\dots\dots (A19)$$

若 $\tilde{U} < (>) \tilde{V}$ ，表示社會上供給意願小(大)於需求，則

$$\left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U}=\tilde{V}} < \left(> \right) -\frac{\alpha S}{\alpha + (1-\alpha) + \tilde{U}/E} = -\frac{\alpha}{(1-R)} E = \left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U}=\tilde{V}} \dots\dots\dots (A20)$$

代(A20)與(A7)入(A3)推得

$$\begin{aligned} dg &= \frac{\partial g}{\partial R} [dR + \frac{(1-R)}{E} dE] \\ &< \frac{\partial g}{\partial R} [dR - \frac{(1-R)}{E} \frac{\alpha}{(1-R)} EdR] = (1-\alpha) \frac{\partial g}{\alpha R} dR = dg \Big|_{\tilde{U}=\tilde{V}} \dots\dots\dots (A21) \\ &> \end{aligned}$$

代(A20)與(A10)入(A4)式，推得

$$\begin{aligned} df &= \frac{\partial f}{\partial R} dR + \frac{\partial f}{\partial E} dE = [0 + \frac{(1-R)}{E} \frac{\partial f}{\partial Q} dE] \\ &< \left[0 - \frac{(1-Q)}{E} \frac{\partial f}{\partial Q} \frac{\alpha E}{(1-R)} dR \right] = -\alpha \frac{(1-Q)}{(1-R)} \frac{\partial f}{\alpha Q} dR = df \Big|_{\tilde{U}=\tilde{V}} \dots\dots\dots (A22) \\ &> \end{aligned}$$

代(A21)與(A22)入(A2)式，推得在 $\tilde{U} \leq (>) \tilde{V}$ 情境下， R 對價格影響：

$$\frac{dp^*}{dR} \begin{matrix} < \\ = \\ > \end{matrix} \frac{-B(g+b+r)}{(g+f+2b+2r)^2} \left[\frac{(1-R)}{E} \frac{\partial f}{\partial Q} \frac{dE}{dR} \right] \dots\dots\dots(A23)$$

$$+ \frac{B(f+b+r)}{(g+f+2b+2r)^2} \left[(1-\alpha) \frac{\partial g}{\partial R} \right]$$

由於因不等式右方為正數，表示當 $\tilde{U} = \tilde{V}$ 與 $\tilde{U} > \tilde{V}$ 時， dp^*/dR 大於一個正數，當 $\tilde{U} < \tilde{V}$ 時， dp^*/dR 小於一個正數，表示 dp^*/dR 可能為正數或小於等於零。歸納價量關係發現：

$$0 > \left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U} > \tilde{V}} > \left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U} = \tilde{V}} > \left. \frac{dE}{dR} \right|_{\tilde{U} < \tilde{V}} \dots\dots\dots(A24)$$

$$\left. \frac{dp^*}{dR} \right|_{\tilde{U} > \tilde{V}} > 0, \left. \frac{dp^*}{dR} \right|_{\tilde{U} = \tilde{V}} > 0, \left. \frac{dp^*}{dR} \right|_{\tilde{U} < \tilde{V}} < 0 \dots\dots\dots(A25)$$

進一步討論當 $\tilde{U} < \tilde{V}$ 時， dp^*/dR 小於一個正數之決定因素，由 $dp^* = \frac{\partial p^*}{\partial g} dg + \frac{\partial p^*}{\partial f} df$ ，由

$$\text{於 } \frac{\partial p^*}{\partial g} > 0, \frac{\partial p^*}{\partial f} < 0, dg = \frac{\partial g}{\partial R} [dR + \frac{(1-R)}{E} dE] \geq 0, df = \frac{(1-R)}{E} \frac{\partial f}{\partial Q} dE < 0, \text{故 } dg \geq 0 \text{ 時}$$

$$dp^* \geq 0. \text{ 因 } \frac{\partial g}{\partial R} > 0, \text{ 故若 } [dR + \frac{(1-R)}{E} dE] \geq 0, \text{ 即 } 1 \geq \frac{(1-R)}{E} \frac{dE}{d(1-R)} \text{ 時, } dg \geq 0, \text{ 同時 } dp^* \geq 0.$$

若計算 Q 對價格影響，可將(A16)式改寫為：

$$\frac{dE}{dQ} = - \frac{\partial \dot{E} / \partial Q}{\partial \dot{E} / \partial E} = - \frac{(1-\alpha)D}{\alpha(\tilde{V}/\tilde{U}) + (1-\alpha) + b(\tilde{V}/\tilde{U})^\alpha} < 0 \dots\dots\dots(A26)$$

當 $\dot{E} = 0$ ， $M(\tilde{U}, \tilde{V}) = bE$ ，故

$$f = M / \tilde{V} = (\tilde{V} / \tilde{U})^{-\alpha} = bE / \tilde{V} \dots\dots\dots(A27)$$

故(A26)可改再寫為：

$$\frac{dE}{dQ} = - \frac{(1-\alpha)D}{\alpha(\tilde{V}/\tilde{U}) + (1-\alpha) + \tilde{V}/E} < 0 \dots\dots\dots(A28)$$

(A28)式中若 $\tilde{V} < (>) \tilde{U}$ ，表示社會上需求意願小(大)於供給，則

$$\frac{dE}{dQ} \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} - \frac{(1-\alpha)D}{\alpha+(1-\alpha)+\tilde{V}/E} = -\frac{(1-\alpha)DE}{(1-Q)D} = -\frac{(1-\alpha)}{(1-Q)}E = \frac{dE}{dQ} \Big|_{\tilde{V}=\tilde{U}} \dots\dots\dots(A29)$$

代(A29)與(A7)入(A3)推得

$$dg = \frac{\partial g}{\partial E} dE \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} - \frac{(1-R)}{E} \frac{\partial g}{\partial R} \frac{(1-\alpha)}{(1-Q)} EdQ = \frac{-(1-R)(1-\alpha)}{(1-Q)} \frac{\partial g}{\alpha R} dQ = dg \Big|_{\tilde{V}=\tilde{U}} \dots\dots\dots(A30)$$

代(A29)與(A10)入(A4)式，推得

$$\begin{aligned} df &= \frac{\partial f}{\partial Q} dQ + \frac{\partial f}{\partial E} dE = \frac{\partial f}{\partial Q} \left[dQ + \frac{(1-Q)}{E} dE \right] \\ &\begin{matrix} < \\ > \end{matrix} \frac{\partial f}{\partial Q} \left[1 - \frac{(1-Q)}{E} \frac{(1-\alpha)E}{(1-Q)} \right] dQ = \alpha \frac{\partial f}{\partial Q} dQ = df \Big|_{\tilde{V}=\tilde{U}} \dots\dots\dots(A31) \end{aligned}$$

代(A30)與(A31)入(A2)式，探討 $\tilde{V} \leq (>) \tilde{U}$ 時 Q 對價格影響：

$$\begin{aligned} \frac{dp^*}{dQ} \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} &= \frac{-B(g+b+r)}{(g+f+2b+2r)^2} \left[\alpha \frac{\partial f}{\partial Q} \right] \\ &\quad + \frac{B(f+b+r)}{(g+f+2b+2r)^2} \left[\frac{\partial g}{\partial E} \frac{dE}{dQ} \right] \dots\dots\dots(A32) \end{aligned}$$

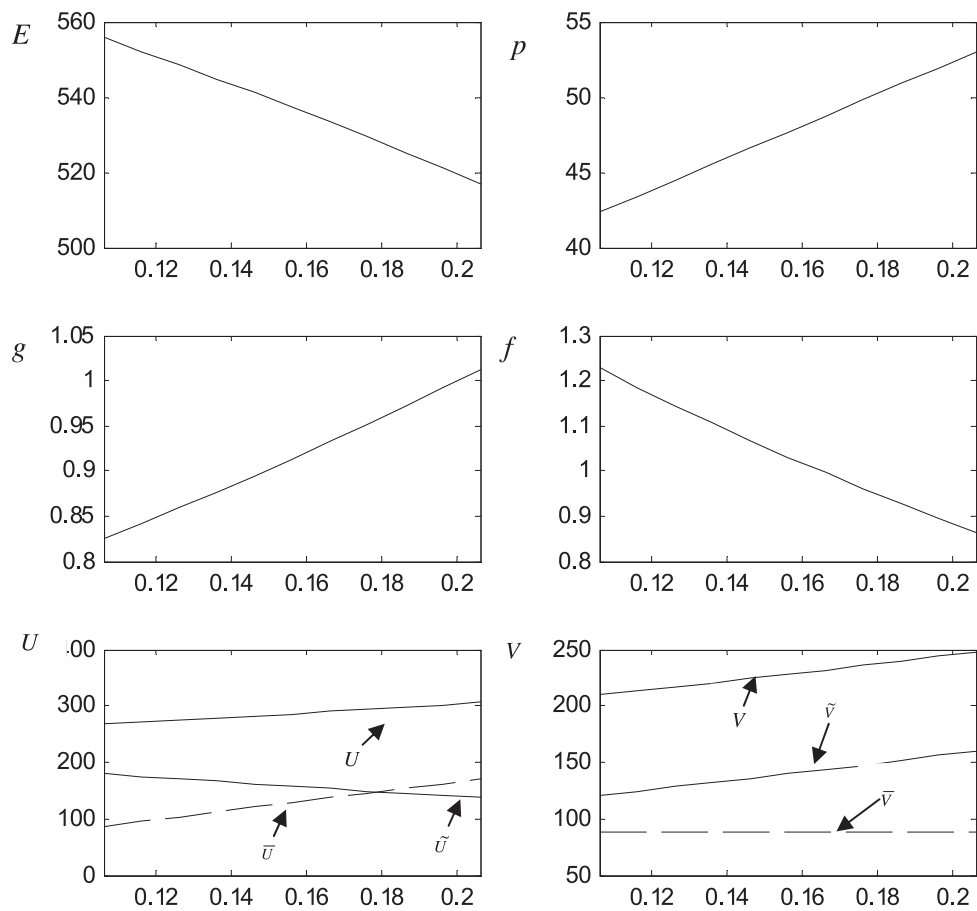
由於因不等式右方為負數，表示當 $\tilde{V} = \tilde{U}$ 與 $\tilde{V} > \tilde{U}$ 時， dp^*/dQ 小於一個負數，當 $\tilde{V} < \tilde{U}$ 時， dp^*/dQ 大於一個負數，表示 dp^*/dR 可能為正數或小於等於零。歸納價量關係發現：

$$0 > \frac{dE}{dQ} \Big|_{\tilde{V} > \tilde{U}} > \frac{dE}{dQ} \Big|_{\tilde{V} = \tilde{U}} > \frac{dE}{dQ} \Big|_{\tilde{V} < \tilde{U}} \dots\dots\dots(A33)$$

$$\left. \frac{dp^*}{dQ} \right|_{\tilde{v} > \tilde{u}} < 0, \quad \left. \frac{dp^*}{dQ} \right|_{\tilde{v} = \tilde{u}} < 0, \quad \left. \frac{dp^*}{dQ} \right|_{\tilde{v} < \tilde{u}} \leq 0 \quad \dots\dots\dots (A34)$$

進一步討論當 $\tilde{v} < \tilde{u}$ 時， dp^*/dQ 之決定因素：由 $dp^* = \frac{\partial p^*}{\partial g} dg + \frac{\partial p^*}{\partial f} df$ ，由於 $\frac{\partial p^*}{\partial g} > 0$ ， $\frac{\partial p^*}{\partial f} < 0$ ， $dg = \frac{\partial g}{\partial E} dE < 0$ ， $df = \frac{\partial f}{\partial Q} [dQ + \frac{(1-Q)}{E} dE] > 0$ ，故 $df \geq 0$ 時 $dp^* \leq 0$ 。因 $\frac{\partial g}{\partial Q} > 0$ ，推得 $[dQ + \frac{(1-Q)}{E} dE] \geq 0$ ，即 $1 \geq \frac{(1-Q)}{E} \frac{dE}{d(1-Q)}$ 時， $df \geq 0$ ，同時 $dp^* \leq 0$ 。

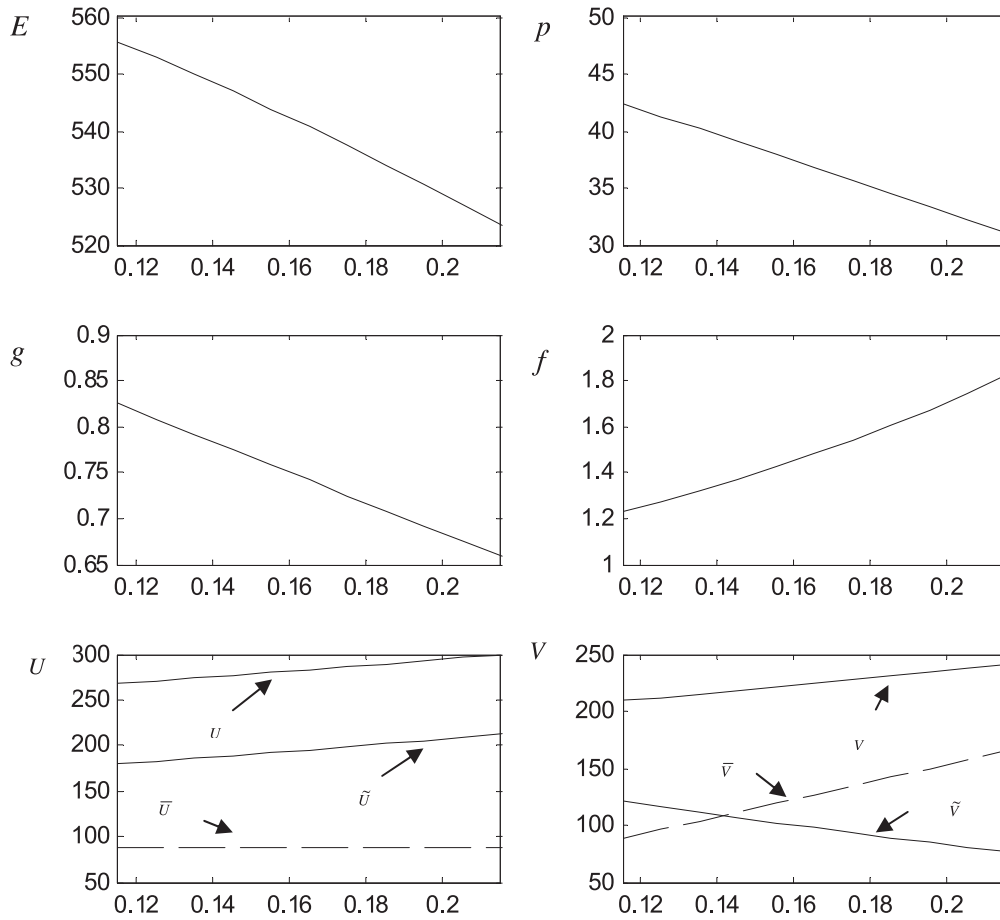
附錄三 交易媒合量與價格與 R 之關係模擬



註：橫坐標為 R 。

資料來源：本研究自行整理。

附錄四 交易媒合量與價格與 Q 之關係模擬



註：橫坐標為 Q 。

資料來源：本研究自行整理。

