

學術論著

住宅市場訊息開放對搜尋效率之影響— 資料包絡分析法之應用

Effects of Real Estate Information Opening on the Homebuyer's Search Efficiency - The Application of Data Envelopment Analysis

周美伶* 陳文意**

Mei-Ling Chou*, Wen-Yi Chen**

摘要

本文利用二階段資料包絡分析方法，探討住宅市場訊息開放對搜尋效率的影響，以及影響完全訊息開放對搜尋效率的因素。本文第一階段先以產出導向的CCR模型估計完全訊息效率指標，並以拔靴法建構完全訊息效率指標的95%信賴區間，藉以證實開放訊息確實有助於提升購屋者搜尋效率；而第二階段採用對稱截斷最小平方法模型，探討完全訊息開放對搜尋效率之影響因素。其實證結果顯示購屋者的個人特性(如：年齡、性別、教育程度、家庭月所得)、購屋目的、知覺風險、財務與時間壓力以及搜尋管道(如：搜尋管道數量、人員銷售)等，為影響完全訊息開放，對搜尋效率高低的主要因素。本研究的政策面貢獻在於證實住宅市場資訊開放，確實有其必要性，且讓有意提供購屋訊息服務的業者，作為尋找利基市場之參考。

關鍵詞：市場訊息、購屋搜尋、資料包絡分析法、完全訊息效率指標

ABSTRACT

This study utilizes the two-stage Data Envelopment Analysis (DEA) method to explore the impact of market information opening on searching efficiency, and some factors influencing full market information opening on searching efficiency in the real estate market. In the first stage, we estimate the full information indices based on the output-oriented CCR model, and 95% confidence intervals of these indices were constructed to justify that full market information opening can increase searching efficiency for house buyers. In the second stage, the symmetrically-trimmed least squares (STLS) model was used to investigate factors influencing the searching efficiency due to full market information opening. The empirical results show that personal characteristics (such as age, sex, education, household monthly income), purpose of house purchase, perceived risks, financial and time pressure, and search channels (such as the number of channels and face-to-face sales) are significant factors influencing the searching efficiency due to full market information opening. The study makes a contribution to housing policy in terms of verifying the importance of full market information opening in the real estate market, and providing information for the providers of housing information services to find their niche markets.

Key words: market information, homebuyer's search, DEA model, full information efficiency index

(本文於2012年11月5日收稿，2013年10月30日審查通過，實際出版日期2014年6月)

* 桃園創新技術學院環境科技與管理系助理教授，聯絡作者

Assistant Professor, Department of Environmental Technology and Management, Taoyuan Innovation Institute of Technology, Taoyuan, Taiwan.

E-mail: lindachou@tiit.edu.tw

** 國立臺中科技大學老人服務事業管理系助理教授

Assistant Professor, Department of Senior Citizen Service Management, National Taichung University of Science and Technology, Taichung, Taiwan.

E-mail: chenwen@nutc.edu.tw

一、前言

對於購屋者來說，房屋同時滿足個人與家戶居住生活、歸屬感等生理與心理的需求，甚至是個人社會地位與能力之象徵，其影響層面甚廣。依據Kolter & Keller(2011)所提之消費決策過程：消費者在進行購買決策時，會搜尋相關資訊，以供其擬定決策方案、評估方案與購後評估使用，並以購後滿意度評估本次決策。Beatty & Smith(1987)也證實資訊搜尋有助於降低決策的不確定性。由此可知，資訊對消費決策的重要性。購屋是個人或家戶重要決策，牽涉龐大金額之購買決策，購屋者應該會進行更多的搜尋。購屋行為相關研究，也顯示住宅價格越高，購屋者可能會增加搜尋行為。且經過搜尋後，將使價格分散程度降低。(Nelson, 1970; Cronin, 1982; Anglin, 1997; 林祖嘉, 1994)。

由前述可知，資訊搜尋對購屋決策有相當的重要性。然則，怎樣的搜尋活動才是有效率呢？一般管理學將效率定義為：「一定投入量所產生的有效效果」。若將購屋者視為一決策單位(DMUs)，將購屋前的搜尋行為到購屋後的滿意程度，視為一個生產活動。此時，投入量可能與搜尋成本的有關，而產出量則與購屋後滿意程度有關。依據Stigler(1961)提出之資訊經濟學，當市場訊息容易取得與使用時，購屋者此時應有較低的搜尋成本、獲取較高的搜尋效益，從而反映出較佳的搜尋效率。本文藉由計算產出面的技術效率(technical efficiency, TE)，進而討論購屋者如何達到購屋決策的生產效率。也就是購屋者如何以最低搜尋成本投入，取得相同的搜尋效益，是本文討論重點。

在技術效率的計算上，管理領域的文獻普遍使用資料包絡分析法(data envelopment analysis, DEA)，建構出生產活動的生產效率前緣。藉由觀察值與所對應的生產效率前緣之最近距離，定義出生產活動的技術效率(Charnes et al., 1978)。假若住宅市場訊息完全公開且可信，即購屋者不需花費搜尋成本，就可以取得決策所需資訊。則購屋決策生產過程，並不會受限制於市場訊息的完整性。在此情形下，購屋者之生產效率前緣會向外移動(因為訊息投入無限制的增加)，得到在完全訊息下的效率值。透過此二效率值所構成的完全訊息效率指標，將可用來探討市場訊息開放，對提升搜尋效率的效益為何？此為本文之第一個重點。

此外，過去文獻顯示購屋者特性、購屋目的、搜尋特性以及地區市場特性等，會影響購屋者的搜尋行為(Huff, 1982; Cronin, 1982; 周美伶, 2005a; 周美伶與張金鶚, 2005)。這些非直接投入產出變數，均可能強化(或弱化)訊息完全開放後的完全訊息效率。故本文使用非線性迴歸模型，探討購屋生產過程中，這些非直接投入產出變數，何者對完全訊息效率差異造成影響，此為本文另一個重點。故本文主要目的，在於結合購屋搜尋行為與DEA模型之概念，配合搜尋成本效益之基礎，嘗試以投入產出的概念作切入，將購屋者視為購買決策中的生產者，採用二階段DEA的分析方式進行實證。首先以DEA數理規劃的方法計算完全訊息效率指標；其次，探討影響完全訊息效率之因素。研究結果將有助於審視目前住宅市場之搜尋效率，以釐清訊息開放政策可能帶來之市場效益，並補充現有購屋搜尋效率研究中，所缺乏之效率定義與影響因素探討。

本文架構除第一部份前言外，第二部分是文獻回顧、第三部分是研究方法、第四部分為資料說明，第五部分為實證結果分析，最後是本文結論。

二、文獻回顧

(一)搜尋效率的投入與產出

要探討訊息開放對搜尋效率的影響，需先界定搜尋效率的投入與產出為何。本文結合 Stigler(1961)的資訊經濟學，以及Kolter & Keller(2011)之消費者決策過程，來建構購屋者搜尋效率的投入與產出。若將購屋者視為一決策單位(DMUs)，將購屋前的搜尋行為到購屋後的滿意程度，視為一個生產活動。依據Stigler(1961)的資訊經濟學，若邊際成本遞增，即搜尋活動愈多，搜尋也就會愈貴；若邊際效益遞減，表示消費者資訊搜尋活動增加所帶來的利益，會隨著搜尋活動增加而減少。所以，搜尋成本為購屋者搜尋時所需投入的成本，主要來自時間成本 (McCarthy, 1982; Wood & Maclennan, 1982; 周美伶與張金鶚, 2005)與體力負荷 (Hempel & Jain, 1978; Goodman, 1978; McCarthy, 1982)。

購屋者會受限於本身時間與體力，難以進行無限制的搜尋活動。當住宅資訊缺乏整合，分散於政府、廠商、仲介或屋主手中時，購屋者為獲取決策所需之訊息，包括銷售個案之屋況、權利狀態、鄰里環境、價格行情等等，需要投入時間進行搜尋，以進行資訊的驗證與整合。其中，屋況與鄰里環境，更需靠實際看屋去確認，很難偏信網路的照片與文字。因此，本文以搜尋期間代表時間成本，每週看屋數代表體力負荷，作為搜尋效率的投入變數。並探討搜尋期間亦或是看屋數減少，何者對提升搜尋效率助益較大。

而搜尋效益則可視為搜尋活動的產出。依據Kolter & Keller(2011)所建構的消費者決策過程，購屋者在進行決策前，會努力蒐集各種所需資訊，以期買到物超所值的商品或服務。購屋者也透過購後的滿意度，來衡量本次搜尋活動的效益。而購後滿意度，不僅是對產品性能本身(即決策本身滿意度)，也包括對本次搜尋效率的主觀認知。林祖嘉(1994)則以仲介交易資料，分析搜尋後的價格分散程度。當搜尋後價格分散程度越小，表示對市場價格訊息掌握度越高。出價越準確，隱含越有機會買到物超所值的商品。所以，不論是物超所值，還是縮小價格分散程度，都隱含購屋者對這次購買決策是否滿意。故本文以決策滿意度與主觀效率認知，作為搜尋效率的產出變數。

依據過去購屋搜尋行為之研究，影響購屋搜尋行為之因素相當多(詳見表一)。主要區分為購屋者特性、搜尋情境兩大部分。在購屋者特性部分，Beatty & Smith(1987)針對美國消費者搜尋行為進行研究，發現年齡、平均家戶所得、性別、教育程度、過去經驗、購買目的、知覺風險等，會影響搜尋行為。周美伶與張金鶚(2005)以搜尋成本與效益的觀點，分析國內購屋搜尋期間影響因素。有經驗之消費者搜尋成本降低，會減少搜尋行為影響，也就是過去的購買經驗會使搜尋效率提高；自住者考量因素較多，搜尋期間較投資者長；年齡越大、所得越高之消費者，其搜尋行為減少；教育程度越高的消費者，其搜尋行為將增加。Goodman(1978)也指出所得會影響搜尋行為，低所得家庭實地去代售土地搜尋之行為較少。

購屋者的過去經驗，包括以往購買經驗與地區經驗。過去的購屋經驗，可以增加購屋者資訊處理能力，進而縮短搜尋期間(Anglin, 1997)。對購屋決策來說，對地區市場熟悉度也屬於過去經驗。Huff(1982)的研究指出搜尋會受到區位的影響，包括家戶現在居住地點、工作地點或仲介公司地點、個案所在區位。在相同次市場購買者視為具有地區經驗，因對該地區較熟悉，搜尋期間較短(Wood & Maclennan, 1982; Smith et al., 1979)。此外，而不同目的購屋者在搜尋行為上有所差異，且購屋經驗與搜尋期間影響為負向(周美伶, 2005a; 周美伶與張金

鶚，2005)。

至於購屋者本身對購屋的知覺風險，對搜尋行為與購後滿意度也有影響。知覺風險高者，為降低決策之風險，其搜尋行為也會增加。知覺風險包括財務風險、功能風險、實體風險、心理風險、社會風險等(Havlena & Desarbo, 1991; Tan, 1999; Stone & Gronhaug, 1993)。財務風險是指購買房屋是否與其價值相符；功能風險為購屋者擔心房屋功能，可能無法如預期發揮的憂慮；實體風險為購屋者擔心所買的房屋，因為瑕疵可能對身體造成傷害；心理風險為房屋無法與購屋者自我形象配合；社會風險為購屋者擔心所購買的房屋，無法獲得他人的認同。McCarthy(1982)、Wood & Maclennan(1982)與Derbaix(1983)證實知覺風險在購屋搜尋行為扮演重要角色，訊息開放可能有助於降低知覺風險所帶來的焦慮，而提高搜尋效率。周美伶與張金鶚(2005)也證實產品差異重視度、價格差異重視度，均會影響購屋者的搜尋期間。而購屋與一般消費最大不同，在於許多產品訊息，包括鄰里環境、採光、通風、實際屋況等等，需透過實際看屋來完成。所以，在知覺風險中，增加看屋重要性一項。看屋重要性越高者，會花費越多時間與體力去看屋。

搜尋情境部分，包括財務壓力、時間壓力、仲介、搜尋管道、地區次市場供需情形等。財務壓力與時間壓力對搜尋期間影響為負向(Beatty & Smith, 1987)。是否使用仲介也影響搜尋行為，仲介對購屋者需求越瞭解，搜尋行為會減少(Anglin, 1997; 林祖嘉, 1994; 周美伶, 2005a; 周美伶與張金鶚, 2005)。搜尋管道之使用情形，同樣會影響搜尋期間(Nelson, 1970; Anglin, 1997; 周美伶, 2005b; 周美伶與張金鶚, 2005)。參考Kolter & Keller(2011)與周美伶(2005b)針對搜尋管道的分類，並考慮到目前網路發達且使用者眾，網路搜尋成本與實際搜尋成本，有所明顯差異(張愛華與蘇振昌, 2000)。因此，將個人地區生活經驗與親朋好友建議，歸為個人來源；仲介網站與網路上購屋資訊分享，歸為商業來源中的網路來源；仲介人員與銷售人員，歸為商業來源中的人員銷售，屬於主動提供資訊者；報章雜誌與廣告，屬於商業來源中的媒體資訊來源，屬於被動提供資訊者；學術團體報告與政府網站(註1)屬於公共來源。實際上，購屋者很少使用單一管道，且常使用混合來源搜尋者，搜尋期間較常使用個人來源者長(周美伶, 2005b)。

地區市場特性部分，每個地區市場規模與供需情形不同。地區次市場的住宅供需情形，可能對搜尋效率有影響(Huff, 1982; Cronin, 1982)。住宅周轉率正可用來代表次市場的個別情況。住宅周轉率為住宅買賣移轉棟數與住宅存量之比值，由於住宅存量會隨著供給、拆除而發生變動，若僅以交易量觀察住宅交易情況，可能造成數據無法完全反應市況。當周轉率越高，顯示該市場交易活絡，可參考之交易訊息較多，有助於提升搜尋效率。

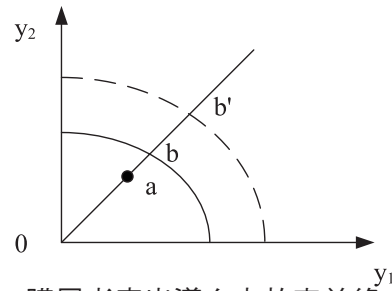
表一 搜尋行為影響因素

項目	文獻	對搜尋行為影響	影響方向	
購屋者屬性	年齡	Beatty & Smith(1987)	年齡越大，其搜尋行為減少。	—
	性別	周美伶與張金鶚(2005)	男性搜尋期間較長。	+
	教育程度	周美伶與張金鶚(2005)	教育程度越高的消費者，其搜尋行為將增加。	+
	家庭月所得	Goodman(1978)、Beatty & Smith(1987)	1.所得越高之消費者，其搜尋行為減少。 2.低所得家庭實地看屋行為較少。	—
	過去經驗	Smith et al.(1979)、Wood & Maclennan(1982)、周美伶(2005a)、周美伶與張金鶚(2005)	對該地區較熟悉，搜尋期間較短。	—
	購買目的	周美伶與張金鶚(2005)	自住者搜尋期間較投資者長。	+
	知覺風險	McCarthy(1982)、Wood & Maclennan(1982)、Derbaix(1983)、Beatty & Smith(1987)、Havlena & Desarbo(1991)、Tan(1999)、Stone & Gronhaug(1993)、周美伶與張金鶚(2005)	1.知覺風險包括財務風險、功能風險、實體風險、心理風險、社會風險。知覺風險越高，搜尋行為增加。 2.依據房屋異質性，另增看屋重要性。產品差異重視度、價格差異重視度越高，搜尋期間增加。也就是看屋重要性越高者，會花費越多時間與體力去看屋。	+
搜尋情境	財務壓力	Beatty & Smith(1987)	財務壓力搜尋期間影響為負向。	—
	時間壓力	Beatty & Smith(1987)	時間壓力對搜尋期間影響為負向。	—
	仲介	周美伶與張金鶚(2005)	1.選擇仲介服務之購屋者，較自行尋找者搜尋期間長。 2.仲介對購屋者需求越瞭解，搜尋行為會減少。	+
	搜尋管道	Nelson(1970)、Anglin(1997)、張愛華與蘇振昌(2000)、周美伶(2005b)、周美伶與張金鶚(2005)	1.搜尋管道可區分為個人來源、網路來源、人員銷售、媒體資訊、公共來源。 2.常使用混合來源搜尋者，搜尋期間較常使用個人來源者長。	+
	地區次市場供需	Huff(1982)、Cronin(1982)	地區次市場的住宅可供交易量越多，可能搜尋效率越有效率。	+

三、研究方法

因為購屋生產活動包括多項投入與產出變項，加上購屋決策為個體或家戶重大決策，且一輩子購屋次數有限，即在長期的情況下，個體購屋決策規模報酬可達到固定，故本文採用Charnes et al.(1978)提出CCR模式(註2)，進行產出導向效率分析。DEA模型最早建構於Farrell(1957)的生產邊界的觀念，藉由討論觀察樣本與最近生產邊界的距離，定義出經濟效率(economic efficiency, EE)為技術效率(TE)與配置效率(allocative efficiency, AE)的乘積。前者(TE)可以用來衡量決策單位(DMUs)在既定產出水準下，是否有達到最低成本投入，或是成本水準固定下之最大產出水準？後者(AE)可以用來衡量決策單位(DMUs)，是否在固定規模報酬與既定價格下，以最小成本投入組合投入生產。本文的討論著重於利用規模報酬固定、產出導

向的技術效率(TE)指標，來建構完全訊息效率指標。其原因有三：第一、購屋決策為個體或家戶的長期決策，房貸一繳數十年；第二、我們並無法得到投入與產出變項的價格資料；第三、完全訊息效率指標的建構，必須使用產出導向DEA模型進行分析(解釋說明如圖一)。



圖一 購屋者產出導向之效率前緣

圖一為參考Farrell(1957)之概念，所繪出的購屋者之生產效率前緣，其中我們假定 y_1 、 y_2 為該次購屋決策之產出。因為市場訊息為購屋決策產出之一項必要投入，在受限制於不完全的市場訊息時，其購屋者之生產效率前緣，如圖一實線之半弧線。假若我們的樣本觀察值，落在實線半弧線內的 a 點上，則該次購屋決策之技術效率值定義為 $TE^r = \frac{0a}{0b}$ 。我們稱 TE^r 為受限制技術效率值(受市場訊息限制技術效率值)。若技術效率指標等於1，表示該次購屋決策在生產效率前緣上生產，此情形稱為生產過程達到最佳技術效率。若效率指標小於1，表示生產過程未達最佳技術效率(Farrell, 1957)。

假若住宅市場資訊完全公開且可信，購屋決策生產過程，並不會受限於市場訊息的完整性。在此情形下，購屋者之生產效率前緣的效率前緣，會向外移動(因為訊息投入無限制的增加)，如圖一虛線之半弧線。因此，樣本觀察值 a 的技術效率值變成 $TE^u = \frac{0a}{0b'}$ 。我們稱 TE^u 為不受限制的技術效率值(不受市場訊息限制技術效率值)。由圖一得知， $TE^u = \frac{0a}{0b'} > TE^r = \frac{0a}{0b}$ 。

此結果的經濟意涵為：當不完全市場訊息存在時，購屋決策的生產的效率必定較差，符合消費者搜尋理論的預期。

值得注意的是，在受限制的技術效率值，可拆解為不受限制的技術效率值，與完全訊息效率指標(DE)的乘積，如式(1)所示：

$$TE^r = \frac{0a}{0b} = \frac{0a}{0b'} \times \frac{0b'}{0b} = TE^u \times DE \dots\dots\dots (1)$$

其中， $DE = \frac{0b'}{0b}$ 定義為完全訊息效率指標。其意義可視為因為住宅市場資訊公開，可能避免的產出損失(或是帶來的產出效益)。 TE^r 與 TE^u 可以由線性規劃的數理方式求解， DE 則可由 TE^r 除以 TE^u 反推。 $DE=1$ 意味著住宅市場資訊公開，並無法對消費者帶來的效益。 $DE>1$ (或 $DE<1$) 意味著住宅市場資訊公開，將為消費者帶來的效益(或損失)。本文建構完全訊息效率指標(DE)的95%信賴區間，用以檢定 $H_0: DE \leq 1$ 。當拒絕 H_0 時，表示開放訊息對搜尋效率的提升有助益。並藉由探討縮短搜尋期間的完全訊息效率指標(DE1)，以及減少看屋數的完全訊息效率指標(DE2)，用以檢定 $H_0: DE1-DE2=0$ 。當拒絕 H_0 時，表示不同訊息揭露程度對搜尋效率的

提升有差異。

透過第一階段DEA計算出的完全訊息效率值，有大於零的限制。所以，在第二階段採非直接投入產出變數，分析其對完全訊息效率之影響。第二階段之分析之模型，可使用一般Tobit迴歸模型(如：Lovell et al., 1995; 林灼榮與郭姿姪, 2011; 胡均立等, 2012)。但是，以一般Tobit迴歸模型進行二階段DEA分析，其概似函數設定的正確性，往往受到質疑(Powell, 1984; Powell, 1986)。即一般Tobit迴歸模型，假設誤差項為常態與齊質變異(homoskedasticity)。若不符合此項設定，Tobit迴歸模型的估計不具一致性(inconsistency)與不具有效性(inefficiency)(Powell, 1984; Powell, 1986; 王媛慧與李文福, 2004)。所以，本文除一般Tobit迴歸模型外，使用Powell(1986)的對稱截斷最小平方方法(symmetrically-trimmed least squares, STLS)模型(註3)，以矯正Tobit迴歸模型中，強制誤差項為截斷的常態分配模型的缺失。

四、資料說明

(一)資料來源

本文資料為2007年國科會計畫所收集的問卷調查資料(註4)。問卷調查的受訪對象為2007年1月至2009年3月間，在台北市、台北縣(新北市)與桃園縣購屋之主要購屋決策者。依據縣市交易量決定抽樣數量(請見附件二)，在95%的信賴水準下，抽樣誤差為2.3%。本文以便利抽樣方式，發出650份問卷，其中623份為有效問卷。有效問卷比率達96%。問卷內容主要分為四大部分，第一部份為本次購屋資訊取得情形，包括搜尋期間、看屋數、搜尋管道使用情形、搜尋管道對效率之關連。第二部分個人風險感受，包括看屋重要性、知覺風險程度、管道信任度。第三部分為房屋屬性，包括購屋目的、購屋區位、購屋面積與價位。最後為購屋者個人特性，包括年齡、性別、職業、教育程度與家戶月所得。

(二)描述性統計

表二為本研究所有變數之描述性統計表。表二上半部，為第一階段之DEA投入產出變數。其中，平均搜尋期間為6.73週，看屋數為1.60間數/週，主觀效率認知經轉換(註5)後平均為0.49，決策滿意度經轉換後為0.34。投入與產出變數之相關係數均為正，即投入與產出變數具有同向性。表二下半部為Tobit與STLS模型之變數。在購屋者特性部分，個人特性中，有12.7%大於50歲；57.9%為男性；44.6%為大專與研究所以上教育程度；有71.7%家庭人數在2人以上；14.9%家庭月所得在15萬元以上。在同縣市遷移具有地區經驗者佔73.2%；換屋自住者或投資者佔44.4%。知覺風險部分，以實體風險較高(6.73)，財務風險次之(6.08)，而社會風險較低(2.10)，顯示購屋者在購屋時，較在意住宅本身瑕疵與價格。搜尋情境中，壓力部分，時間壓力高於財務壓力。本次購屋，仲介對個人需求瞭解程度為1.33。搜尋管道部分，僅0.8%使用單一管道。搜尋管道信任度上，公共來源信任度最高。

表二 敘述性統計表

變數	名稱	操作型定義	平均數	標準差
投入	搜尋期間	連續變數，單位：週。	6.727	8.04
	看屋數	連續變數，單位：間數/週。	1.599	1.52
產出	主觀效率認知	Likert五點量表，經log-normal轉換的連續順序分數，分數越高，效率認知(決策滿意度)越高。	0.494	0.61
	決策滿意度		0.340	0.43
相關係數	ρ_{11}	搜尋期間與主觀效率認知的相關係數。	0.120	-----
	ρ_{12}	搜尋期間與決策滿意度的相關係數。	0.010(註6)	-----
	ρ_{21}	看屋數與主觀效率認知的相關係數。	0.113	-----
	ρ_{22}	看屋數與決策滿意度的相關係數。	0.111	-----
購屋者特性	年齡	大於50歲=1；小於或等於50歲=0(參照組)。	0.127	0.33
	性別	男性=1；女性=0(參照組)。	0.579	0.49
	教育程度	大專與研究所以上=1；大專程度以下=0(參照組)。	0.446	0.50
	家庭人數	2人以上=1；2人及2人以下=0(參照組)。	0.717	0.45
	家庭月所得	高所得(15萬以上)=1；非高所得=0(參照組)。	0.149	0.36
	地區經驗	有經驗=1；無經驗=0(參照組)。	0.732	0.44
	購屋目的	換屋自住與投資=1；首購自住(參照組)。	0.444	0.50
	功能風險	Likert五點量表，經log-normal轉換的連續順序分數，分數越高代表風險越高。	4.976	9.81
	實體風險		6.726	9.87
	財務風險		6.077	9.84
	社會風險		2.096	3.83
心理風險		2.799	5.12	
	看屋重要性		1.528	1.49
壓力	財務壓力	Likert五點量表，經log-normal轉換的連續順序分數，分數越高，壓力越高。	0.795	0.97
	時間壓力		1.158	1.27
	仲介瞭解需求	Likert五點量表，經log-normal轉換的連續順序分數，分數越高，同意程度越高。	1.326	0.76
搜尋情境	搜尋管道數量	單一管道=1，多重管道=0(參照組)。	0.008	0.36
	個人來源		1.534	1.10
	網路來源	Likert五點量表，經log-normal轉換的連續順序分數，分數越高，信任程度越高。	2.414	1.65
	人員銷售		1.419	1.22
	媒體資訊來源		1.807	1.64
	公共來源		4.717	3.36
	住宅周轉率	連續變數，單位：%	1.741	0.34

說明：個人特性變數、購屋目的、地區經驗與使用之搜尋管道為二元變數，其平均數代表實驗組的比例。

五、實證結果

(一)效率值與完全訊息效率指標

表三為效率值與完全訊息效率指標的估計結果。本文採用DEA模型中產出導向的CCR模型(Charnes et al., 1978)，利用DEAP軟體計算。投入項為搜尋期間與看屋數，產出項為居住條件改變滿意度，與主觀效率認知。受限制技術效率值(TE')平均為0.179。這表示市場上的購屋者，多數未達到搜尋效率。接著為測試開放不同訊息，對搜尋效率的影響。投入項僅看屋數，產出項不變的情況下，搜尋期間受限制技術效率值(TE'_1)平均效率值為0.045。再來投入項僅搜尋期間，產出項不變的情況下，看屋數受限制技術效率值(TE'_2)平均效率值為0.08。

但僅有 TE'_1 或 TE'_2 ，無法看出訊息開放對搜尋效率的影響。因此，本文再透過式(1)，計算完全訊息效率指標(DE)。當 $DE1 > 1$ ，表示整合訊息以縮短搜尋時間，有助於提升搜尋效率；當 $DE2 > 1$ ，表示揭露有助於減少搜尋體力的訊息，有助於提升搜尋效率。本文利用使用bootstrapping重複抽樣10,000次，以計算BCa 95%信賴區間。由此bias correction adjusted 95%信賴區間，進行假設檢定。例如， $DE1-DE2$ 的信賴區間並未包含數值0，我們可以拒絕 $H_0: DE1-DE2=0$ 的假設。同樣的原則，我們可以拒絕 $H_0: DE1=1$ 與 $H_0: DE2=1$ 的假設。

在95%信賴水準下，表三中 $DE1$ 的區間為[7.595, 9.128]， $DE2$ 的區間為[3.270, 4.067]。區間估計結果皆拒絕 $H_0: DE=1$ ，顯示訊息的開放，對提升購屋搜尋效率有顯著助益。而 $DE1$ 與 $DE2$ 均大於1，表示不論是降低搜尋期間，或是每週看屋數，對提升住宅市場搜尋效率均有幫助。

接著進一步對 $DE1$ 與 $DE2$ 進行檢定($H_0: DE1-DE2=0$)，在95%信賴水準下， $DE1-DE2$ 的區間為[3.753, 5.698]，顯示 $DE1$ 顯著大於 $DE2$ 。即降低搜尋時間成本，對搜尋效率提升較有幫助。

表三 投入產出與效率指標

技術效率值		所有樣本		效率值≠1		效率值=1	
變數名稱	操作型定義	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)	樣本數	樣本數	樣本數	樣本數
受限制技術效率值(TE')	搜尋期間與看屋數受限制下，所得技術效率值。	0.179 (0.18)	0.167 (0.16)	614	9		
搜尋期間受限制技術效率值(TE'_1)	僅有搜尋期間受限制下，所得技術效率值。	0.045 (0.08)	0.044 (0.07)	622	1		
看屋數受限制技術效率值(TE'_2)	僅有看屋數受限制下，所得技術效率值。	0.080 (0.11)	0.076 (0.09)	620	3		
完全訊息效率指標		所有樣本					
變數名稱	操作型定義	平均數 (標準差)	BCa 95% 信賴區間 樣本數=623				
完全訊息效率指標1 ($DE1$)	$DE1 = \text{受限制技術效率值} \div \text{搜尋期間受限制技術效率值}$	8.336 10.34	[7.595, 9.128]				
完全訊息效率指標2 ($DE2$)	$DE2 = \text{受限制技術效率值} \div \text{看屋數受限制技術效率值}$	3.627 5.49	[3.270, 4.067]				
$DE1-DE2$	完全訊息效率指標1 - 完全訊息效率指標2	4.709 12.81	[3.753, 5.698]				

說明：BCa 95%信賴區間以bootstrapping重複抽樣10,000次為基礎。

(二)Tobit模型與STLS模型分析

本文以Tobit模型與STLS模型，探討非直接生產因素與搜尋效率之關係。在表四中，模型一應變數為DE1，探討當產出不變下，而必要搜尋時間縮短時，影響搜尋效率之非直接生產因素。模型二應變數是DE2，探討當產出不變下，而需要看屋數量減少時，影響搜尋效率之非直接生產因素。因Tobit模型的LM常態性假設被拒絕，以下分析以STLS模型的估計結果為主。

DE1的STLS模型估計結果顯示，當產出不變下，透過訊息整合，縮短必須之搜尋期間時，包括年齡(大於50歲)、教育程度(大專與研究所以上)、實體風險、財務風險、財務壓力、時間壓力、搜尋管道數量(單一管道)等，與搜尋效率為負相關。而家庭月所得(15萬以上)、購屋目的(換屋自住或投資)、功能風險、人員銷售等，與搜尋效率為正相關。也就是搜尋期間縮短，對於具有下列購屋者特性者，可以提升其搜尋效率。大於50歲、教育程度為大專與研究所以下、較在意房屋功能、較不在意對房屋瑕疵可能造成的傷害、較不在意房屋與價值相符之購屋者。對於具有下列搜尋情境者，搜尋期間縮短，可以提升搜尋效率。包括：低財務壓力、低時間壓力、使用多重管道、對人員銷售信任度低之購屋者。

DE2的STLS模型估計結果顯示，當產出不變下，而必須的每週看屋數減少時，包括性別(男性)、家庭月所得(15萬以上)、功能風險、實體風險、看屋重要性、搜尋管道數量(單一管道)、人員銷售、住宅周轉率等，與搜尋效率為負相關。而購屋目的(換屋自住或投資)、財務風險、心理風險等，與搜尋效率為正相關。也就是每週看屋數減少，對具有下列購屋者特性者，可以提升其搜尋效率。包括：女性、家庭月所得15萬以下、換屋自住或投資、較不在意房屋功能、較不在意對房屋瑕疵可能造成的傷害、較在意房屋與價值相符、較在意房屋與自我形象相當、看屋重要性低者。對於具有下列搜尋情境者，每週看屋數減少，可以提升搜尋效率。包括：使用多重搜尋管道、對人員銷售信任度、周轉率低之地區。

綜合兩個模型之實證結果，與過去購屋搜尋行為相關研究，無太大差異。個人特性中，年齡增長、女性、教育程度較低者，搜尋期間較短，反映出有較高的搜尋成本。若能減少搜尋期間或每週看屋數，對於提升搜尋效率。而家庭月所得在模型一與模型二有不同表現。家庭月所得較高者，搜尋時間成本較高，若訊息開放能縮短尋期間，有助於提升搜尋效率；家庭月所得較低者，有較高的看屋之交通成本，若能減少需看屋次數，對提升搜尋效率有所幫助。而換屋自住或投資者，有過去購買經驗，若能提供整合的訊息，縮短搜尋期間與每週看屋數，有助於提升搜尋效率。

知覺風險部分，過去研究認為知覺風險越高，搜尋行為越多。但不同風險認知，對搜尋效率影響方向不一致。重視房屋功能(功能風險)者，縮短搜尋期間能增加搜尋效率，減少每週看屋數則助益不大。著重房屋瑕疵(實體風險)者，不論是提供訊息以縮短搜尋期間，或減少每週看屋數，對搜尋效率提升有限。重視買到品質與價格相當者(財務風險)，以及他人對自己購屋看法(心理風險)者，會著重實地看屋瞭解屋況。所以，若減少每週看屋數量，對提升搜尋效率有幫助。重視實地看屋者，比較信任自己親眼所見，所以，減少每週看屋數，對增加搜尋效率幫助不大。

在搜尋情境部分，因購屋訊息繁多，有財務壓力與時間壓力之購屋者，反而需要較多搜尋期間，以便仔細深入的搜尋。所以，減少搜尋期間，對增加搜尋效率幫助不大。會選擇多重管道搜尋者，或對銷售人員較信任者，對搜尋所耗費時間成本不甚在意，反而是減少每週

看屋數，對提升搜尋效率較有幫助。最後，當地區交易不熱絡時，要提高搜尋效率，更要靠提供訊息以減少看屋量。

表四 完全訊息指標迴歸分析

		完全訊息效率指標(DE1)				完全訊息效率指標(DE2)			
		TOBIT		STLS		TOBIT		STLS	
		估計係數	Z值	估計係數	Z值	估計係數	Z值	估計係數	Z值
購屋者特性	個人特性								
	年齡	-2.608	-1.98 *	-1.352	-2.25 *	-0.441	-0.61	-0.046	-0.17
	性別	0.472	0.55	0.798	2.00	-1.304	-2.75 *	-0.441	-2.19 *
	教育程度	-0.491	-0.56	-1.030	-2.47 *	0.038	0.08	0.164	0.79
	家庭人數	0.110	0.12	-0.183	-0.41	-0.825	-1.59	0.081	0.34
	家庭月所得	6.486	5.30 *	3.384	3.98 *	0.211	0.31	-0.741	-2.77 *
	地區經驗	0.435	0.46	0.222	0.53	0.269	0.52	0.442	2.23
	購屋目的	0.003	0.31	1.005	1976.50 *	0.001	0.13	1.003	3714.89 *
	知覺風險								
	功能風險	0.093	1.45	0.100	1.86 *	-0.048	-1.33	-0.045	-2.15 *
實體風險	-0.081	-1.41	-0.050	-1.74 *	-0.010	-0.31	-0.025	-1.93 *	
財務風險	-0.056	-0.88	-0.081	-2.75 *	-0.002	-0.05	0.031	1.84 *	
社會風險	0.216	1.29	0.132	1.56	-0.040	-0.43	-0.071	-1.23	
心理風險	-0.004	-0.03	-0.063	-1.04	0.098	1.49	0.131	2.42 *	
看屋重要性	0.211	0.60	0.242	1.23	-0.174	-0.89	-0.184	-2.43 *	
壓力	財務壓力	0.013	0.03	-0.428	-1.94 *	0.663	2.49 *	0.067	0.44
	時間壓力	-0.568	-1.50	-0.462	-3.19 *	0.332	1.61	0.133	1.28
搜尋情境	仲介瞭解需求	0.334	0.58	0.297	1.09	0.004	0.01	-0.038	-0.28
	搜尋管道數量	-5.567	-1.33	-3.324	-2.93 *	2.828	1.24	3.398	3.13 *
	個人來源	0.004	0.03	0.002	0.03	0.097	1.16	0.029	0.84
	網路來源	0.206	0.37	-0.049	-0.16	0.116	0.38	0.090	0.70
	人員銷售	0.035	0.10	0.329	1.70 *	-0.079	-0.4	-0.182	-2.13 *
	媒體資訊	-0.504	-0.98	-0.094	-0.33	0.011	0.04	-0.062	-0.50
	公共來源	0.198	0.59	-0.012	-0.07	-0.055	-0.3	0.096	1.14
住宅周轉率	0.296	0.24	0.771	1.22	0.091	0.13	-0.559	-1.90 *	
constant	6.532	2.39 *	4.175	3.00 *	3.505	2.33 *	3.455	5.18 *	
LM檢定	490.802 *				504.315 *				

說明：*顯示統計顯著達10%或更佳的顯著水準。

六、結論

本文結合Stigler(1961)的資訊經濟學，以及Kolter & Keller(2011)之消費者決策過程，以搜尋期間與每週看屋數，作為搜尋效率的投入變數；以決策滿意度與主觀效率認知，作為搜尋效率的產出變數。本文採用固定規模報酬下，具有多項投入與多項產出之CCR模型，計算完全訊息效率指標。完全訊息效率指標(DE)為0.179。這表示市場上的購屋者，多數未達到搜尋效率。在既定產出水準下，不論是搜尋期間縮短之完全訊息效率指標DE1，或是看屋數減

少，所得之完全訊息效率指標 $DE1$ 或 $DE2$ 均大於1。表示不論是降低搜尋期間，或是每週看屋數，對提升住宅市場搜尋效率均有幫助。而 $DE1$ 顯著大於 $DE2$ 。即降低搜尋時間成本，如：整合性住宅資訊平台，對搜尋效率提升較有幫助。

第二階段採用Tobit模型與STLS模型，分析影響搜尋效率之因素。因殘差不符合常態假設，影響因素採用STLS模型估計結果。實證結果與過去購屋搜尋研究之推論相呼應。當購屋者有較高的搜尋時間成本，或者重視購買決策正確性，高於所付出的搜尋成本。此時，提供整合訊息的服務，以減少搜尋期間投入，能有效提升搜尋效率。這類購屋者包括：年長者、女性、大專以下教育程度、家庭月所得較高者。而家庭月所得較低、選擇多重管道搜尋、較信任銷售人員、在意他人看法、注重品質與價格相當之購屋者，減少每週看屋數量，有助於提升搜尋效率。

本文對政策面之貢獻，在於證實住宅市場資訊開放，確實有其必要性。購屋者可藉此減少搜尋期間，或每週看屋數量的投入，提升購屋者搜尋效率。學術上的貢獻，在於本文為國內少見，以搜尋成本與效益為基礎，融合個人對決策的主觀看法，以二階段DEA分析，證實購屋者對搜尋效率之定義，同時受到兩者的影響。而找出不同購屋者屬性、搜尋情境之購屋者，在搜尋效率的差異，則讓有意提供購屋訊息服務的業者，作為尋找利基市場之參考。

註 釋

- 註1：政府網站雖屬於網路來源，但與可能夾雜廣告訊息的網路討論與純商業的仲介網站相較之下，較為接近Kolter & Keller(2011)所定義的較具公信力的中立來源，因此，本文將政府網站列為公共來源。
- 註2：CCR模型為Charnes et al.(1978)延伸Farrell(1957)所提出之觀念，發展出可以用來衡量在固定規模報酬下，具有多項投入與多項產出之DMU相對效率的模式。
- 註3：詳細STLS模型推論過程，請參考Powell(1986)。
- 註4：該問卷內容的擬定，係以回顧搜尋行為相關研究為基礎，兼採質性調查結果進行問項修正。本文質性調查將研究區域定義在台北縣市，並考慮性別之平衡，由自願報名之主要購屋決策者中(共20位)，透過紮根理論之技巧，抽取10位進行訪談，並將逐字稿寄回給受訪者，就內容與受訪者所欲表達內容的符合程度進行評分，符合程度均在90%以上，具有相當信度(Morse, 1994)。(受訪者基本資料與逐字稿符合程度見附件一)
- 註5：購屋者的決策滿意度與效率主觀認知之衡量，係採用Likert五點量表，以正面表述方式詢問受訪者對「居住條件整體上比先前居住的房屋好」、「這次購屋找房子的整個過程是有效率的」之同意程度，採用Likert五點進行態度的量測，將態度截成五個區間，非常同意以分數5表示。但實際上不同區間的態度差值並非均等，依據Wagstaff & van Doorslaer(1994)的說法，當截斷點越少，各區間差值不均等的情況越明顯，例如選擇1與選擇2的偏好差異和選擇2與選擇3的偏好差異相同，進行常態轉換則是將此限制假設解除。同時也可解決截斷點過少可能造成的偏誤，而大量增加截斷點，則可能造成受訪者不易瞭解或降低填答意願的問題。因此，改以變數轉換的方式將其轉換為log-normal，來解決各區間差值不均等的情況(其轉換的操作過程如附件三)。此外，採用對數常態轉換正向產出時，選擇1的分數會對應最高分數，選擇5的分數會對應低分數(其餘類推)。進行DEA時，必須取倒數進行分析以維持選擇1到選擇5的偏好順序。
- 註6：關於搜尋期間與決策滿意度的相關係數較低的問題，就多投入多產出的生產理論而言，兩個生產要素投入的技術混合比例(inputs mix)，比起單一生產要素對產出的影響來的重要許多。此外，倘若搜尋期間與決策滿意度的相關係數較低，將影響完全訊息指標的數值。也就是在本研究的完全訊息指標2的bootstrap BCa 95%的信賴區間應該包括1的數值。然而，表三的實證結果顯示， $H_0: DE2=1$ 的假設是被拒絕的，這個結果將支持我們使用雙投入雙產出模型構進行第二階段迴歸分析。

參考文獻

中文部分：

王媛慧、李文福

2004 〈我國地區醫院技術效率之研究—DEA方法的應用〉《經濟研究》40(1)：61-95。

Wang, Y. H. & W. F. Lee

2004 “Technical Efficiency of District Hospitals in Taiwan: Nonparametric Data Envelopment Analysis,” *Taipei Economic Inquiry*. 40(1): 61-95.

周美伶

2005a 〈先前租買經驗對自住者購屋搜尋行為之影響—存活分析之應用〉《住宅學報》14(1)：21-40。

2005b 〈購屋者外部資訊搜尋管道選擇行為與搜尋期間之探討〉《住宅學報》14(2)：1-25。

Chou, M. L.

2005a “Effects of Prior Renting and Buying Experience of the Homebuyer’s Search Behavior - The Application of Survival Analysis,” *Journal of Housing Studies*. 14(1): 21-40.

2005b “Homebuyer’s External Search Channels’ Choice Behavior and the Influence on Search Duration,” *Journal of Housing Studies*. 14(2): 1-25.

周美伶、張金鶚

2005 〈購屋搜尋期間影響因素之研究〉《管理評論》24(1)：133-150。

Chou, M. L. & C. O. Chang

2005 “Influential Factors of Home Buyers’ Search Duration,” *Management Review*. 24(1): 133-150.

林灼榮、郭姿姝

2011 〈日月潭國家風景區民宿業之營運效率初探〉《服務業管理評論》9：87-103。

Lin, J. R. & Z. F. Guo

2011 “Operation Efficiency of the B&B Industry in Taiwan’s Sun-Moon Lake Scenic Area: First Evidence,” *Service Industry Management Review*. 9: 87-103.

林祖嘉

1994 〈價格分散與搜尋均衡：在台灣地區住宅市場上之驗證〉《經濟論文叢刊》22(2)：237-269。

Lin, C. C.

1994 “Price Dispersion and Search Equilibrium: The Empirical Study in Taiwan’s Housing Market,” *Taiwan Economic Review*. 22(2): 237-269.

胡均立、尤雪娥、林芳麗

2012 〈臺灣地區人壽保險公司的效率分析—兩階段資料包絡分析方法之應用〉《保險經營與制度》11(1)：21-42。

Hu, J. L., X. E. You & F. L. Lin

2012 “Efficiency Analysis of Life Insurance Companies in Taiwan: A Two-stage Data

Envelopment Analysis,” *Insurance Issues and Practices*. 11(1): 21-42.

張愛華、蘇振昌

2000 《消費者網路資訊搜尋對購屋行為之影響》，第六屆服務業管理研討會。

Chang, A. H. & Z. C. Su

2000 “The Effect of Consumer’s Internet Information Search on House Buying Behavior,” the 6th Service Management Forum.

英文部分：

Anglin, P. M.

1997 “Determinants of Buyer Search in a Housing Market,” *Real Estate Economics*. 25(4): 567-589.

Beatty, S. E. & S. M. Smith

1987 “External Search Effort: An Investigation across Several Product Categories,” *Journal of Consumer Research*. 14(1): 83-95.

Charnes, A., W. W. Cooper & E. Rhodes

1978 “Measuring the Efficiency of Decision-making Units,” *European Journal of Operational Research*. 2(6): 429-444.

Cronin, F. J.

1982 “The Efficiency of Housing Search,” *Southern Economic Journal*. 48(4): 1016-1030.

Derbaix, C.

1983 “Perceived Risk and Relievers: An Empirical Investigation,” *Journal of Economic Psychology*. 3: 19-38.

Farrell, M. J.

1957 “The Measuring of Productive Efficiency,” *Journal of Royal Statistical Society*. 120(3): 253-281.

Goodman, A. C.

1978 “Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets,” *Journal of Urban Economics*. 5 (4): 471-484.

Havlena, W. J. & W. S. DeSarbo

1991 “On the Measurement of Perceived Consumer Risk,” *Decision Sciences*. 22(4): 927-939.

Hempel, J. D. & S. C. Jain

1978 “Home Buyer Behavior: An Empirical Study in Cross-cultural Buyer Behavior,” *Real Estate Economics*. 6(1): 1-21.

Huff, J. O.

1982 “Spatial Aspects of Residential Search,” in *Modelling Housing Market Search*. 106-129. ed. W. A. V. Clark, London: Croom Helm.

Kolter, P. & K. Keller

2011 *Marketing Management*. 14th ed. NJ: Prentice Hall.

Lovell, C. A. K., L. C. Walters & L. L. Wood

1995 “Stratified Models of Education Production Using Modified DEA and Regression

Analysis,” in *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*. 329-352. eds. A. Charnes, W. W. Cooper, A. Y. Lewin & L. M. Seiford, Boston: Kluwer Academic Publishers.

McCarthy, K.

1982 “An Analytical Model of the Housing Search and Mobility,” in *Modelling Housing Market Search*. 30-53. ed. W. A. V. Clark, London: Croom Helm.

Morse, J. M.

1994 “Emerging from the Data: The Cognitive Processes of Analysis in Qualitative Inquiry,” in *Critical Issues in Qualitative Research Methods*. 23-43. ed. J. M. Morse, Thousand Oaks, CA: Sage.

Nelson, P.

1970 “Information and Consumer Behavior,” *Journal of Political Economy*. 78(2): 311-329.

Powell, J. L.

1984 “Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model,” *Journal of Econometrics*. 25: 303-325.

Powell, J. L.

1986 “Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation for Tobit Models,” *Econometrica*. 54(6): 1435-1460.

Smith, T. R., W. A. V. Clark, J. O. Huff & P. Shapiro

1979 “A Decision-making and Search Model for Intraurban Migration,” *Geographical Analysis*. 11(1): 1-22.

Stigler, G. J.

1961 “The Economics of Information,” *Journal of Political Economy*. 69(2): 213-215.

Stone, R. N. & K. Gronhaug

1993 “Perceived Risk: Further Considerations for the Marketing Discipline,” *European Journal of Marketing*. 27(3): 39-50.

Tan, S. J.

1999 “Strategies for Reducing Consumers: Risk Aversion in Internet Shopping,” *Journal of Consumer Marketing*. 16(2): 163-180.

Wagstaff, A. & E. van Doorslaer

1994 “Measuring Inequalities in Health in the Presence of Multiple-category Morbidity Indicators,” *Health Economics*. 3(4): 281-291.

Wood, G. & D. Maclennan

1982 “Search Adjustment in Local Housing Markets,” in *Modelling Housing Market Search*. 54-80. ed. W. A. V. Clark, London: Croom Helm.

附件

附件一 質性訪談研究參與者基本詳細資料與逐字稿符合度

代號	性別	年齡	職業	前屋行政區	現屋行政區	購屋動機	逐字稿符合度
A	男	30	國小教師	台北縣新莊市	台北縣新莊市	即將結婚	90%
B	男	36	資訊工程師	台北縣三重市	台北縣板橋市	為小孩改善居住環境	98%
C	女	23	企劃人員	台北市松山區	台北縣板橋市	三個小孩租金總額高，父母認為租不如買	100%
D	女	33	小學教師	台北市萬華區	台北市萬華區	父母年邁爬樓梯不便，改買電梯大樓	92%
E	女	26	銀行行員	台北市中山區	台北市信義區	預期房價會上漲，未來有結婚需求	90%
F	男	33	金控經理	台北縣板橋市	台北縣土城市	預期房價上漲，找到符合數年後換屋需求之房屋而換屋	90%
G	女	35	資訊軟體工程師	台北縣永和市	台北市萬華區	租金負擔因同住室友減少而增加，認為租不如買	90%
H	男	54	國小教師	台北縣土城市	台北縣土城市	因兒子結婚為其購買	100%
I	女	31	家管	新竹縣竹北市	台北市信義區	因丈夫工作地點變更而搬遷	90%
J	女	32	不動產投資	台北市中正區	台北市萬華區	專業投資、以賺取價差為主，出租經營為輔	95%

附件二 問卷調查之縣市交易量、抽樣數與有效樣本數

地區	交易數量百分比	抽樣百分比	有效樣本數百分比
台北市	32.7%	32.7%	30.0%
台北縣	45.6%	45.6%	41.7%
桃園縣	21.7%	21.7%	28.3%

附件三 Likert五點量表資料轉換為log-normal方式

假設 y 為受訪者對購屋後居住環境變好的感受， J 是類別，且 $J=1$ 至 5 ， y^* 是真實的態度變數，且 y 與 y^* 的關係如下：

$$y = J \text{ if } \alpha_{j-1} < y^* \leq \alpha_j, \alpha = -\infty, \dots, +\infty \dots \dots \dots (1)$$

$J-1$ 的端點可由式(2)估計：

$$\hat{\alpha}_j = \Phi^{-1} \left(\sum_{i=1}^j n_i / N \right), j=1,2,3,4 \dots \dots \dots (2)$$

其中， Φ^{-1} 是標準常態累積密度的轉置函數， n_j 是 j 分類的樣本數， N 是所有的樣本數。 $\alpha_{j-1} < y^* \leq \alpha_j$ 可以透過式(3)以常態方式估計：

$$\hat{z}_j = (N/n_j)[\phi(\hat{\alpha}_{j-1}) - \phi(\hat{\alpha}_j)] \dots \dots \dots (3)$$

其中 \hat{z}_j 是問卷中的常態分數， $\theta(\cdot)$ 是標準常態分配函數。但受訪者對居住環境改變感受或主觀效率感受，呈現不對稱的分配狀況，因此透過式(4)方式進行調整，使得 y^* 會隨同意度遞減，且恆為正數，符合DEA要求正產出的假設前提。

$$y^* = e^{-z} \dots \dots \dots (4)$$