

# 家戶住宅區位與通勤選擇之研究 —1990年台北市單薪 與雙薪家戶之比較

陳淑美\* 張金鶴\*\*

\* 崑山科技大學不動產經營系副教授  
\*\* 國立政治大學地政系教授

## 中文摘要

本文主要探討雙薪家戶夫妻就業，或單薪家戶由丈夫或妻子養家，對於住宅區位選擇與通勤有何影響，並藉此議題驗證住宅區位與通勤的選擇是否符合空間均衡模型、相關資源與決策權力假說、及家庭責任義務的假說。實證分析採用1990年戶口及住宅普查台北市的資料，以排序的羅吉迴歸模型(logistic regression model)驗證四個假說。結果發現，在各區位環境異質的台北市，家戶選擇住宅區位，仍面臨房價與通勤成本的取捨。丈夫擁有較多經濟資源與決策的影響力；但是妻子就業，甚至養家並不顯著的影響決策，顯示當時台北市女性就業屬性的影響力較小，相關資源與決策權力假說適用於丈夫，卻不適用於就業的妻子。而妻子負擔養家的責任對於通勤距離沒有顯著的影響；另外照顧學齡小孩家庭責任則會使女性的通勤距離較短，家庭責任義務的假說成立。在全家效用最大化的前提下，家戶的決策與丈夫的影響力皆符合理性的預期，但是妻子的就業與資源可能非關鍵的影響因素。

**關鍵詞：**區位選擇、通勤選擇、房價與通勤成本的取捨、相關資源與決策權力假說、家庭責任假說

## 一、前言

國外在都市經濟學、社會學、地理學等各領域對於住宅區位選擇的研究已相當多，大部分從家戶效用最大化的觀點探討住宅區位、就業區位、通勤距離等相關議題，甚至更進一步討論通勤的性別差異。但是在台灣，除了住宅區位、理性選擇的決策程序的研究外（劉怡吟 1996；陳彥仲 1997），則較少見家戶屬性對於住宅區位選擇與通勤的相關研究。

國外相關研究的背景，從單核心都市的假設開始，例如，美國都市的近郊房價較高，環境較好，土地使用分區管制較嚴格，家戶須通勤到較遠的就業區位工作。反觀台北市，住、商、工混雜，土地相容使用，就業區位可能與住宅區位相距不遠，甚至有些家戶為自營作業者，工作地點就在家中，因此對於高通勤成本的敏感度較高。另外，國內高房價的壓力是不爭的事實，台北市房價所得比高達8倍以上，不但居全台灣之冠，更遠超過國外一般的水準，所以家戶勢必面臨房價與通勤成本取捨，他們如何選擇住宅區位與工作通勤的課題值得重視。<sup>1,2</sup> 而且就業區位分布不均、各地住宅區位環境品質有所差異，國外理論是否適用於台

<sup>1</sup> 薛立敏、陳秀里(1997)關於住宅自有率的研究，曾計算在78年台北市房價所得比為8.58倍，在81年則為8.03倍。

<sup>2</sup> 張金鶴(1994)與薛立敏(1996)的研究數據顯示，1990年世界各國房價所得比皆較台灣為低，美國的既存屋為3.19倍；美國的新屋為4.10倍；在日本的首都圈高達7.98倍；在英國則為4.34倍。

灣，可能尚未有定論。本文想了解台北市家戶的區位選擇行為是否符合以上經濟理論的結果？

國外從社會交易理論中相關資源與夫妻決策的觀點，解釋夫妻藉由所得資源，透過權力機制，交換決策影響力，因此提出擁有較多資源的家戶成員，有較大的決策影響力的假說。台灣的社會背景仍深受傳統中國文化的影響，重大家庭事務仍以丈夫為最後的決策者(俞智敏等 1996；林芳攻等 1996)。單薪家戶就業的家庭成員是唯一的養家者，故預期其決策影響力比雙薪家戶的家庭成員較大。<sup>3</sup>而在雙薪家戶中，因為妻子就業，增加對家庭所得的貢獻，甚至負擔主要家計，其影響力可能會顯著提高，使得丈夫的影響力減低。台北市家戶的住宅區位選擇究竟是理性的以資源換取決策影響力？或是仍受傳統文化的影響，即使由妻子養家，所得仍是潛在資源，不發生影響力？

延續陳淑美、張金鶴(1998)的研究，台北市家戶的女性配偶多為無酬的家庭工作者或未就業，其經濟特徵對於住宅區位選擇沒有顯著的影響。本文進一步爭論雙薪家戶在選擇住宅區位與決定通勤距離時，必須考量夫、妻雙方的通勤距離，應與單薪家戶只考量一位就業者的決策有別。另外，傳統性別角色期待女性必須負擔照顧家庭、小孩的責任，女性加入就業市場，家庭的責任義務是否會使妻子的通勤距離較短？

<sup>3</sup> 本文將「養家」定義為：就業且為主要家計負責人，亦即為經濟戶長，其所得對於家庭經濟有直接貢獻，與一般的戶籍戶長不同。

若單從經濟學或社會學的研究，無法完全解釋家戶住宅區位選擇與通勤的課題，因此本文擬綜合相關研究，以及台灣特有的現象，建立相關假說，主要目的是探討台北市夫妻的就業與照顧小孩的責任，對於住宅區位選擇與通勤距離的影響效果為何？本文除了第一部份前言外，第二部份回顧相關文獻與建立假說，第三部份是資料分析與實證模型的建立，第四部分是結果分析與假說驗證，最後是結論。

## 二、文獻回顧與假說建構

區位選擇和通勤成本的課題已被廣泛研究，且歷經多次改良。Alonso(1964)的古典消費均衡理論運用簡化城市的假設，各地土地同質，交通條件、就業機會、公共設施、環境沒有差異，在所得的限制下，家戶選擇住宅區位會面臨住宅價格與通勤成本的取捨，為追求效用最大化，會選擇住在土地成本的節省幅度大於通勤成本增加的區位。Alonso建立空間均衡模型的典範，且證明高所得的家庭競租曲線較平緩，受到通勤成本的影響較小，會選擇郊區大面積的住宅，顯示高所得家庭郊區化的現象。但該模型沒有討論多核心都市或雙薪家戶的情況。本文認為如果放鬆以上簡化都市的假設，各地區位環境、學區、就業機會等有所差異，環境好的區位，房價應較高，那麼，房價與通勤成本取捨的效果是否仍顯著，不受到其他因素的影響？則須進一步驗證。

White(1977) 將家戶的第二個工作者引進空間均衡模型之後，發現夫妻雙方就業，通勤成本增加會使家戶選擇市中心附近區位，高教育程度者比低教育程度者較接近市中心區位。另外雙薪家戶的女性就業，且要理家和照顧小孩，因此通勤的成本較高，其工作區位會較靠近住宅區位，通勤距離較男性就業者短(White 1977；Madden 1981)。雙薪家戶所得、通勤成本的增加對區位選擇的影響漸漸被注意。

Singell and Lillydahl(1986)認為雙薪家戶住宅區位與工作區位是同時決定的。從追求全家效用最大化的函數，建立工資、房價、通勤成本三者的聯立方程式，證實住宅區位決策仍以丈夫的工作區位為主要考量的假說，住宅區位遷移常會使男性通勤距離減少，女性通勤距離增加，對女性較不利。另外傳統女性的工作型態和較低的所得，以及照料小孩的責任均會使女性配偶的通勤距離較短。他們仍認為遷移後男性通勤距離較短，或在有小孩的家庭中，女性通勤距離較短，是符合理性經濟行為的決策。該研究除了夫妻雙方福利的比較之外，實證模型還加入小孩的因素，討論家庭責任對通勤成本的影響。本文發現台北市雙薪家戶的戶數佔有相當多的比例，雙薪家戶是否與單薪家戶一樣，家中有學齡小孩是否使得妻子的通勤距離較短？或另有其他因素的影響。<sup>4,5</sup>

<sup>4</sup> 在1990年台北市自有住宅的核心家庭中，雙薪家戶有19848戶；單薪家戶有24089戶。

<sup>5</sup> 台灣的家庭除了由妻子照顧小孩以外，也可能因為傳統文化的影響，家族的上一代父母即使不與子女同住，也會幫忙照顧孫子；三代同堂家庭甚至

Assadian and Ondrich(1993)改良單核心都市模型，認為居住區位、住宅消費和就業決策三者是同時決定的。放寬原來單薪家戶的假設，以家戶追求效用最大化為前提，將空間均衡理論加入第二位就業者探討雙薪家戶的住宅消費、區位決策。發現雙薪家戶女性配偶就業、分擔家庭責任，住宅消費和區位決策仍以男性為主要考量。<sup>6</sup> 就業的女性工資較低且通勤距離較長，照顧小孩的影響也不會使得通勤距離較短，顯然其福利被剝削。該研究仍以全家效用最大化的角度思考，雖開始討論雙薪家戶女性的福利，但是未深入探討照顧小孩的家庭責任對區位與就業決策的影響。各國社會經濟背景不同，影響台北市家戶就業女性通勤決策的效果為何？是如同已開發國家的女性通勤距離較短？或像開發中國家的女性是雙重勞動者？

Freedman and Kern(1996)延續前述都市模型與雙薪家庭的研究，建立雙薪家戶的住宅區位選擇修正模式，認為女性的就業機會增加，其工資和通勤成本不僅影響家戶的住宅區位，同時決定配偶雙方的工作區位。<sup>7</sup> 該文並討論女性就業、家庭責任等因素對住宅區位的影響，實證發現有全職工作的雙薪家戶較會選擇靠近市中心的住宅區位和工作區位，在量化的模型中，無法進一

---

可以就近互相照顧，與國外的核心家庭，多由妻子負擔照顧小孩的家庭責任不同。

<sup>6</sup> 該文得到和Alonso(1964)研究結果類似的結論，房價上漲的成本會抵銷通勤成本的節省。

<sup>7</sup> Kristensen(1997)將女性經濟改善的因素加入住宅需求函數，以性別特定偏好改良傳統的效用函數，發現所得增加、賦予女性權力資源，使得住宅需求增加，也使住宅區位的偏好轉變，結果類似。

步討論照顧小孩的家庭責任。本文擬將台北市家戶中有特定年齡層小孩的因素加入，將焦點放在學齡及學齡以下的小孩對於通勤產生的影響。

以上經濟學的相關研究，皆從追求全家效用最大化的目標，探討住宅區位與工作區位的選擇，或房價成本與通勤成本的取捨，這些因素是相互影響或同時決定的。另有修正原簡化的都市模型，討論雙薪家庭女性配偶就業後，使家庭所得資源提高，通勤成本也隨之增加，區位選擇的偏好轉變。但是Assadian and Ondrich(1993)強調開發中國家都市的實證結果可能與美國都市的情況不同，結果不一定放諸四海皆準。

因此本文的主要論點是：台北市的家戶是否與國外各都市的背景類似，高所得家庭對於通勤成本的敏感度都比較低，偏好選擇郊區的住宅區位？因為實際上，每個家戶的競租能力不同，各地的區位環境、通勤成本有別，就業區位的分布並非集中在都市核心地區，且家戶在多核心都市中選擇住宅區位，因此對於選擇住宅區位與通勤成本的問題可能無法以簡化的市中心、市郊的觀念來思考。本文質疑在異質都市的環境中，台北市家戶選擇住宅區位的課題時，空間均衡模型的房價、通勤成本取捨的效果是否仍能顯現？

Bielby and Bielby(1992)研究雙薪家庭夫妻轉換工作和住宅遷移，並非考慮夫妻個人效用最大化，從新古典市場模型全家效用最大化的觀點，若丈夫換工作的利得大於妻子的損失，家戶才會做出遷移理性決策。另外將社會學的社會交易理論(social

exchange theory)應用在家庭的決策上，夫妻將相關資源(relative resources)當作決策權力的基礎，雙薪家庭的妻子所得較低，決定工作及住宅區位時，其利益常被置於全家福利之後。另外，社會學傳統性別角色意識型態(gender role ideology)認為男性是養家者，就業妻子的所得，對家庭經濟有貢獻，可增加全家福利，但無法和男性一樣成為決策及談判資源。女性配偶在就業及住宅區位遷移的決策上，常常是被動的。綜合經濟學與社會學的理論，可以交互驗證其研究的結果，並從不同的角度提出周延的解釋。惟擁有經濟資源僅代表「潛在」的決策權力，若配偶不運用「市場權力」交易，仍不會反映在決策的影響力上。從經濟學追求家戶全體效用最大化的觀點，或從社會交易理論的相關資源和夫妻決策的觀點來看，女性因為就業的所得較低，使其就業的特性，對於家戶住宅區位選擇的影響力比丈夫小。<sup>8</sup>本文認為傳統男性養家的意識型態是一種文化，社會背景因時、因地而異，現今社會女性就業的比例增加，若換成女性養家，其資源是否能轉換成決策權力？可能對決策造成不同的結果。<sup>9</sup>

另外，將都市模型加入照顧小孩的家庭責任的因素修正後，許多研究都得到女性通勤距離會較短的結論(White 1977；Madden 1981；Singell and Lillydahl 1986；Assadian and Ondrich

<sup>8</sup> Barber and Allen(1992)也從女性主義的觀點揭露財務資源是女性在家庭決策權力的基礎。

<sup>9</sup> Bielby and Bielby (1992)認為配偶因為所得較低，在追求家戶全體效用最大時，利益會因交易而犧牲。另外因為財務資源是決策權力的基礎，因此配偶在決策過程中的影響並不大。兩者結果類似。

1993；Freedman and Kern 1996）。但是以上研究都基於由女性照顧小孩的假設，本文擬測試在雙薪家戶或女性養家的單薪家戶中是否因為家中的小孩而影響女性的通勤距離？

Camstra(1996)將遷移後的住宅區位選擇和通勤距離的議題連結，建立階層式的假說，討論遷移決策、遷移後的就業決策、以及通勤距離的性別差異。他認為雙薪家戶必須在住宅區位和兩個工作區位之間尋求平衡，會把家庭事件、轉換工作、和住宅遷移等決策當作是相互影響的動態決策過程。因為住宅遷移使得女性通勤距離增加，較易辭去工作，實證結果顯示女性對於通勤距離的敏感度較高。事實上，Howell and Bronson(1996)認為“家庭責任假說”可以解釋這種女性通勤距離比男性短的性別差異。<sup>10</sup> 將生養小孩的家庭事件當作考量通勤和遷移很好的指標，但是住宅區位與工作區位何者先決定仍無定論，須假設這些因素是同時決定。

從女性主義地理學者的觀點而言，女性配偶須負擔照料小孩的家庭責任，而高薪的工作區位有地理區隔，女性被迫選擇工資低、且與住宅區位距離較近的工作。<sup>11</sup> 住在郊區的女性較依賴地方化的就業機會，在通勤距離、住宅區位、就業區位方面有性別差異存在 (Blumen and Kellerman 1990；Hanson and Pratt 1995)。本文綜合相關研究的觀點，欲探討台北市究竟是因為女

<sup>10</sup> 另一個原因是因為女性較依賴大眾交通工具，無法選擇離家太遠的工作。

<sup>11</sup> Hanson and Pratt(1995)較注重就業區位的地理區隔、可及性、性別的勞務分工等對地方化和地方經濟的影響，與產業地理學者的觀點不同。

性就業，經濟改善，使其有較大的決策影響力？或是家庭責任使就業妻子的通勤距離較短？

本研究透過文獻回顧，以及台灣特有的社會背景，藉由以下建立的假說驗證前述的爭論議題。

**假說1：台北市家戶的住宅區位選擇會面臨房價與通勤成本的取捨，預期家戶的通勤距離愈長，選擇高價住宅區位的機率愈低。**

過去研究假設其他各區位的環境品質無異，家戶遷移選擇住宅區位，會面臨房價與通勤成本的取捨。在台北市家戶選擇高房價的區位，可能該區環境品質可能較佳，或是距離市中心較近，而就業的家戶，通勤應是主要的考量因素，因此放鬆原來都市模型的假設後，本文仍預期房價與通勤成本會有取捨(trade-off)的效果。

**假說2：擁有較多資源的家戶成員對於住宅區位選擇的影響力較大**

依據社會交易理論的機制，經濟資源對夫妻雙方而言，是換取決策權力的基礎。但是在實際的決策過程中，可能會受到其他非經濟因素的限制，而無法完全發揮影響力。本文先假設台北市家戶的區位選擇符合理性的決策，因此預期相關資源與夫妻決策權力的假說成立。

**假說3：有學齡小孩會使得妻子的通勤距離較短，但是對丈夫的通勤距離則無影響**

在追求全家福利最大化的過程當中，區位選擇與通勤決策須兼顧夫妻雙方就業與照顧小孩的家庭責任。台北市就業的丈夫，

其教育程度、身為雇主的比例比妻子更高，隱含著所得與照顧小孩的機會成本較高，而且台灣社會仍有傳統的家務性別分工觀念，因此預期預期仍由妻子負擔照顧小孩的家庭責任，妻子的通勤距離較短。

**假說4：雙薪家戶有學齡小孩，且妻子養家，會使得妻子的通勤距離較短**

台北市約有11%的雙薪家戶，妻子為主要家計負責人，負擔養家的經濟責任，對於家庭經濟的貢獻較丈夫大；若基於傳統的觀念，仍由妻子負擔照顧小孩的家庭責任，預期她負擔雙重責任，通勤距離可能較短。

### 三、資料與實證模式

本研究的實證資料係採1990年台閩地區戶口及住宅普查台北市的資料，台北市的住宅自有率高達七成以上，相對的，租屋者為少數族群，且有些並未組成家庭，自有住宅與租屋者擁有不同的住宅歷程，同時避免探討租買選擇的議題，因此本文將研究的主題限定為家戶對於自有住宅的區位選擇，縮小討論的焦點。另外，為了顯現家戶自行選擇住宅區位的決策，僅篩選出自購(建)之一般住宅，將受到區位選擇限制的國民住宅及繼承贈與取得的住宅以及非自有住宅的家戶刪除。在資料處理與篩選的過程中僅採用普查表，將國軍、駐外人員、外國人之資料排除；而且

只選出有人居住之”家宅”，若為其他房屋、處所、空閒家宅或供其他用途使用的資料刪除。

配合本文的課題，僅篩選出普查表中近五年來有遷移的家戶，測試他們近來遷移時面臨通勤及區位選擇的決策效果。另外，採用核心家庭的資料，討論雙薪家戶需要考量夫妻雙方通勤與住宅區位的選擇是否與單薪家戶有所差異，至於其他單身、三代同堂等不同生命週期的家戶，家庭組成不同，則不在討論的範圍之內。<sup>12</sup>

1990年台閩地區戶口及住宅普查的資料針對家戶的戶口狀況及住宅狀況作普查，其中戶口狀況包含戶內各成員的性別、稱謂、生日、籍貫、五年前居住地點、婚姻狀況、教育程度、有無工作、是否為家計負責人、工作地點等資料；住宅狀況包括建築類型、是否有人居住、用途、竣工年份、住宅房間數及樓地板面積、權屬、換住面積及原因等。

普查資料缺乏所得、房價、時間變遷的追蹤資料、區位環境屬性等資料，造成本研究無法針對住宅決策作直接有力推論的限制。由於缺乏家戶成員所得的資料，本研究以年齡、教育程度、從業身分等屬性，作為所得的替代變數。另外由於缺乏房價與區位屬性的資料，本研究須假設家戶選擇某一區位，即代表選擇該

<sup>12</sup> Chang and Chen(1999)研究台北市九類生命週期家戶的住宅需求決策時，發現各群家戶有不同的需求調整決策及區位選擇偏好。單身、夫妻的家庭僅須考量少數家庭成員的需求，三代同堂家庭須考慮兩代家庭成員就業與第三代就學的需求，情況較複雜。因此本文只將核心家庭作為研究的對象。

區位的環境品質及價格的組合財貨，並依照各區位房價的高低排序，以排序性選擇的模式來分析。

將台北市各行政區中位置相鄰、性質相近者分為六區，作為住宅區位選擇的替選區位。<sup>13</sup>「表一」為台北市各行政區的區位

表一：台北市各區位房價及環境屬性表 (房價：元/坪)

分區	行政區	平均 房價	月平均 所得	工商服務 業家數	公園面積 (m <sup>2</sup> /人)	學校 家數
東區	內湖區	224100	60407	10816	1.91	34
(1)	南港區	217400	61302			
南區	文山區 (木柵)	248900 261700 (景美)	58434	5447	9.59	39
西區	大同區	314800	62243	29376	2.66	39
(3)	萬華區	302700	57090			
中區(一)	信義區	--	75277	29818	1.01	37
(4)	松山區	321300	68113			
北區	士林區	366700	72712	17882	3.24	69
(5)	北投區	280800	59790			
中區(二)	中正區	342700	69552	65043	2.57	71
(6)	大安區	435200	86489			
	中山區	423200	65259			

資料來源：1.家戶數來自1990年台閩地區戶口及住宅普查台北市的資料

2.房價資料來自1991年太聯房屋市場，195期

3.工商服務業家數資料來自1991年工商普查台北市的資料

4.其他資料來自1991年台北市統計要覽

<sup>13</sup> 劉怡吟(1996)認為將台北市的區位劃分為三區，即舊市區、新市區、和新興區的方式較為簡化，待後續研究改進。因此本文將台北市的分區方式以地緣改分為六區，以房價的高低排序，期能使模式較能解釋區位的特性。

房價、所得及各區位的環境屬性。中區(一)、中區(二)、西區較靠近市中心區，是台北市房價較貴的區位，每坪在30-43萬元之間；除萬華以外，居民所得在6.2萬-8.6萬之間，也屬所得較高的區位。士林區雖位於郊區，距離市中心較遠，但因為是有名的高級住宅區，每坪房價36萬元，甚至高於市中心區的水準，居民所得也較其他郊區高。中區(二)、北區是學校家數最多的區位。其他郊區的平均房價則較便宜，在21-28萬元之間；居民所得也較低。台北市的西區，因為是早期發展地區，房價接近30萬以上的市中心房價，但是居民的所得較低，可能因為本區已持續沒落。台北市各區的房價、區位環境和居民所得差異頗大。

台北市在中區(一)與中區(二)各有一市中心商業區，工商及服務業家數最多，西區為台北市早期開發區，雖然已較沒落，但是仍有相當多的就業機會。<sup>14</sup> 值得注意的是：工商服務業的地理分布並不像簡化都市的假設，呈現由市中心區向郊區遞減的現象，東區、北區各有許多廠商存在，居民有地方化的就業機會，也可通勤到市中心區工作。普查資料可以知道家戶成員通勤相對距離的遠近排序，但是沒有家戶成員的通勤時間或空間距離的資料，因此只能就普查資料的測量方式定等級：若夫(妻)在自宅工作，夫(妻)不須通勤，則通勤距離的因變數設定為「0」；若夫(妻)在居住區工作，夫(妻)通勤到與居住區同一區工作，則通勤距離設定為「1」；若夫(妻)在居住區接壤的相鄰地區工作，則通勤

距離設定為「2」；若夫(妻)在與居住區相鄰地區以外的台北市其他地區工作，夫(妻)通勤到較遠地區，則通勤距離設定為「3」；若夫(妻)在以上其他區以外的外縣市工作，則皆設定為「4」。因為資料的不足，本文將以上變數由近而遠定等級，作為排序性通勤距離選擇的因變數，此種測量方式與實際的通勤距離可能會有誤差，例如夫(妻)通勤到與居住區接壤的相鄰地區工作(通勤距離設定為「2」)，其通勤距離不一定比通勤到與居住區同一區工作(通勤距離設定為「1」)來得遠，但是本研究儘量以此方式反映通勤的狀況，並在實證時予以檢定。

### 1. 資料分析

本文先計算雙薪家戶與單薪家戶各屬性的平均數，結果如「表二」所示，由妻子養家的單薪家戶：簡稱「單薪家戶2」，由丈夫養家的單薪家戶：簡稱「單薪家戶1」。<sup>14</sup> 另外，將台北市的六個住宅區位，由單位房價最低的東區，依次排列到最高價的中區(二)，各區位家戶特性的平均數如「表三」所示。除了夫、妻的年齡、學齡及學齡前小孩數、每戶房價為連續數值之外，其他虛擬變數的平均數恰等於該變數佔樣本的比例。

從表二的結果可以得知，以丈夫為主要家計負責人的「單薪家戶1」，和雙薪家戶的丈夫相比，差異顯著，單薪家戶養家

<sup>14</sup> 戶口及住宅普查資料缺乏各區就業機會的資料，因此本文以工商普查資料的工商及服務業家數來代表就業機會，其中包括礦業及土石採取業、製造業、商業、及服務業。家數較多的區位，可以提供的就業機會相對較多。

<sup>15</sup> 本研究所謂的夫(妻)養家是指在普查資料中夫(妻)的經濟特徵為主要家計負責人，但是不一定是戶籍戶長。

的丈夫年齡較年長、教育程度較低，且丈夫從業身分為雇主及自營作業者的比例較多，大部分的單薪家戶屬於此類型，其數量約為以妻子為主要家計負責人的單薪家戶的11.7倍。<sup>16</sup> 而少數的「單薪家戶2」，養家的妻子，其高教育程度的比例均比「雙薪家戶」的妻子為低，「單薪家戶2」家中經濟只依賴妻子的收入，其妻子的特性與雙薪家戶的妻子有顯著的差異。<sup>17</sup> 而雙薪家戶中，妻子的教育程度、從業身分均比丈夫低，隱含著經濟位階不高，妻子通勤距離較短的比例較丈夫多，顯然可能受到經濟以外原因的影響，除了「夫(妻)不須通勤」這項變數以外，雙薪家戶的夫和妻的特性差異顯著。<sup>18</sup>

本研究在推估每戶房價時，將各區的單位房價乘以每個家戶的住宅面積，發現家戶在各區消費的平均房屋總價也有如同單價一般的排序。如表三所示，房價較低的東區，夫、妻的年齡較輕。房價最高的中區(二)，雙薪家戶中夫高教育程度的比例(0.72)明顯高於低房價的東區(0.58)；妻的教育程度也有類似的趨勢。在中區(二)、北區、西區，丈夫的從業身分為雇主的比例明顯高於低房價區位的家戶。高房價區位的家戶多屬於年長、高教育程度、雇主比例較多，隱含著高所得的家戶較多。而在房價較低南

<sup>16</sup> 本研究將單薪家戶丈夫的特性與雙薪家戶丈夫的特性作獨立樣本的t檢定，結果發現兩組丈夫的屬性變異數相差很大， $p < 0.05$ ，因此其差異達顯著水準，結果如表二的t值(2)所示。

<sup>17</sup> 表二中也列出單薪家戶養家妻子的特性與雙薪家戶妻子的差異檢定，從t值(3)的檢定發現其差異達顯著水準。

<sup>18</sup> 本研究將雙薪家戶的夫和妻的特性以各變數配對組的方式做平均數的差異檢定，結果如表二的t值(1)所示。

區，雙薪家戶的丈夫通勤距離較短的比例(約0.28)明顯少於房價較高的中區(二)(約0.72)；在這兩區中雙薪家戶的妻子的通勤距離也有類似的情形，預期家戶選擇住宅區位會面臨房價與通勤成本的取捨。

表二：核心家庭各家戶群自變數平均數與差異檢定

變數	雙薪家戶	T值(1)	單薪家戶1	T值(2)	單薪家戶2	T值(3)
丈夫年齡	37.733	--	40.021	21.605**	--	--
夫為中教育程度	0.232	--	0.295	15.920**	--	--
夫為高教育程度	0.632	--	0.408	-51.258**	--	--
夫為僱主	0.109	--	0.110	-5.801**	--	--
夫為自營作業者	0.114	--	0.180	12.242**	--	--
夫為受雇者	0.736	--	0.706	-34.369**	--	--
夫不須通勤	0.060	--	0.079	5.142**	--	--
夫通勤到本區	0.465	--	0.472	-2.496 *	--	--
夫通勤到相鄰地區	0.224	--	0.192	-11.261**	--	--
夫通勤到較遠地區	0.115	--	0.089	-10.603**	--	--
妻子年齡	35.134	47.092**	--	--	39.160	34.093**
妻為中教育程度	0.331	-26.476**	--	--	0.302	-4.582**
妻為高教育程度	0.508	-36.667**	--	--	0.362	-31.826**
妻為僱主	0.039	30.201**	--	--	0.0580	-14.385**
妻為自營作業	0.068	19.079**	--	--	0.110	-15.777**
妻為受雇者	0.825	-30.393**	--	--	0.820	-67.134**
妻不須通勤	0.062	-1.540	--	--	0.037	-20.251**
妻通勤到本區	0.506	-12.328**	--	--	0.435	-43.623**
妻通勤到相鄰地區	0.237	-4.031**	--	--	0.165	-29.465**
妻通勤到較遠地區	0.102	4.586**	--	--	0.068	-17.906**
學齡及學齡前小孩人數	0.661		0.645		0.382	
妻子養家的比例	0.116		0		1	
每戶房價(萬元)	1052		1034		1041	
觀察值數目	19849		22194		1895	

\*\* P&lt;.01, \* P&lt;.05

表三：核心家庭各區家戶自變數平均數

變數	東區(1)			南區(2)			西區(3)			中區(一)(4)			北區(5)			中區(二)(6)		
	雙薪	單薪1	單薪2	雙薪	單薪1	單薪2	雙薪	單薪1	單薪2	雙薪	單薪1	單薪2	雙薪	單薪1	單薪2	雙薪	單薪1	單薪2
丈夫年齡	36.07	38.25	--	37.13	40.16	--	37.60	40.11	--	38.37	40.96	--	38.13	40.01	--	39.36	42.01	--
夫為中教育程度	0.25	0.31	--	0.19	0.27	--	0.31	0.33	--	0.21	0.29	--	0.24	0.29	--	0.18	0.25	--
夫為高教育程度	0.58	0.33	--	0.70	0.46	--	0.41	0.23	--	0.66	0.44	--	0.62	0.41	--	0.72	0.54	--
夫為僱主	0.08	0.08	--	0.05	0.07	--	0.13	0.12	--	0.10	0.09	--	0.13	0.13	--	0.12	0.13	--
夫為自營作業者	0.10	0.17	--	0.10	0.14	--	0.22	0.30	--	0.11	0.15	--	0.10	0.16	--	0.09	0.15	--
夫為受雇者	0.76	0.73	--	0.78	0.77	--	0.59	0.57	--	0.74	0.74	--	0.71	0.69	--	0.73	0.70	--
夫不須通勤	0.05	0.07	--	0.03	0.07	--	0.12	0.12	--	0.05	0.06	--	0.04	0.06	--	0.07	0.07	--
夫通勤到本區	0.32	0.38	--	0.25	0.30	--	0.48	0.51	--	0.54	0.53	--	0.43	0.43	--	0.65	0.62	--
夫通勤到相鄰地區	0.33	0.26	--	0.35	0.27	--	0.20	0.17	--	0.17	0.15	--	0.19	0.18	--	0.11	0.09	--
夫通勤到較遠地區	0.16	0.11	--	0.20	0.15	--	0.09	0.07	--	0.08	0.07	--	0.15	0.12	--	0.01	0.01	--
妻子年齡	33.59	--	38.06	34.57	--	38.51	35.72	--	39.30	35.69	--	39.03	35.41	--	38.98	36.50	--	40.49
妻為中教育程度	0.36	--	0.29	0.32	--	0.29	0.36	--	0.27	0.33	--	0.33	0.33	--	0.30	0.27	--	0.30
妻為高教育程度	0.45	--	0.27	0.55	--	0.40	0.32	--	0.22	0.51	--	0.39	0.49	--	0.33	0.62	--	0.48
妻為僱主	0.02	--	0.03	0.01	--	0.02	0.05	--	0.07	0.03	--	0.07	0.05	--	0.07	0.05	--	0.06
妻為自營作業	0.06	--	0.11	0.04	--	0.07	0.12	--	0.17	0.07	--	0.08	0.06	--	0.11	0.06	--	0.09
妻為受雇者	0.84	--	0.83	0.88	--	0.90	0.67	--	0.73	0.82	--	0.81	0.81	--	0.80	0.82	--	0.83
妻不須通勤	0.05	--	0.03	0.03	--	0.05	0.13	--	0.04	0.05	--	0.03	0.05	--	0.02	0.06	--	0.03
妻通勤到本區	0.36	--	0.32	0.27	--	0.28	0.50	--	0.36	0.58	--	0.47	0.49	--	0.47	0.70	--	0.56
妻通勤到相鄰地區	0.34	--	0.23	0.36	--	0.27	0.23	--	0.18	0.18	--	0.12	0.21	--	0.12	0.11	--	0.10
妻通勤到較遠地區	0.15	--	0.09	0.19	--	0.12	0.08	--	0.07	0.08	--	0.06	0.12	--	0.08	0.01	--	0.01
學齡及學齡前小孩數	0.66	0.70	0.42	0.68	0.63	0.45	0.60	0.60	0.35	0.66	0.60	0.28	0.68	0.65	0.40	0.65	0.58	0.35
妻子養家的比例	0.10	0	1	0.13	0	1	0.14	0	1	0.12	0	1	0.10	0	1	0.11	0	1
每戶房價(萬元)	734	725	730	832	819	828	970	950	939	1098	1094	1084	1240	1243	1192	1368	1348	1339
觀察值數目	6194	6934	479	1251	1120	108	1491	2290	172	2370	2642	235	3433	4340	321	5110	4868	580

特別在台北市北區(士林、北投)，環境品質佳，每公頃面積較多，房價僅次於中區(二)，雖然位於郊區，但是並不像單核心都市，家戶需要通勤到較遠的市中心區位工作，通勤到本區工作的比例仍然很高，顯示就業區位的分布已地方化，傳統單核心都市假設家戶通勤到市中心區工作、各地環境品質沒有差異等條件，並不完全適用於台北市。而在早期發展的西區，商業較鼎盛，離市中心較近，雇主和自營商的比例遠較台北市各區高，在自家或本區工作的比例也較高。

## 2. 實證模式

本文採用排序的羅吉迴歸模型(*ordinal logistic regression model*)，建立家戶住宅區位選擇與通勤距離選擇的實證模式：<sup>19</sup>

$$\log[p(y \leq j | X) / 1 - p(y \leq j | X)] = \alpha_j + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_k X_k \quad (1)$$

其中，y在「區位選擇模式」中代表「表一」中六個不同的替選住宅區位 ( $y = 1, 2, \dots, j$ )，將各區位依房價由低到高排序，作為排序性羅吉迴歸模型的因變數。<sup>20</sup>  $X_i$ 為外生的解釋變數。 $\beta$ 為最大概似機率函數所校估的參數，若參數的符號為正數，表示家戶在該變數的條件下，相對於參考組，選擇高價區位的機率較高；反之，若符號為負，則較傾向於選擇低價的住宅區位。

<sup>19</sup> Liao(1994)提到不連續選擇模式的解釋變數若有連續變數與類別變數混合於其中，則稱為羅吉迴歸模型(logistic regression model)，而如果模式中的解釋變數皆為類別變數則稱為羅吉特模型(logit model)。

<sup>20</sup> 以SAS中的PROC LOGISTIC程序校估時，必須將因變數作反向的編碼(coding)，或將校估參數乘上(-1)才能解釋(Liao, 1994)，本文採取前者的做法。

$y$ 在「通勤距離選擇模式」中，代表5個通勤距離由近而遠排序的因變數， $X_i$ 為外生的解釋變數。 $\beta$ 為最大概似機率函數所校估的參數，若參數的符號為正數，表示家戶在該變數的條件下，相對於參考組，選擇通勤距離近的機率較高；反之，若符號為負，則較可能選擇較遠的通勤距離。本研究採用SAS統計軟體的排序的Logistic程序計算，檢定各參數的顯著性、模式的適合度(model fit)。<sup>21,22</sup>

本文有三個重要的假設：(1)因為本文缺乏所得資料，因此依照人力資本理論，假設年長、教育程度高、雇主的家戶有較高的所得。(2)住宅普查資料的結果是住宅區位選擇偏好顯現的結果。(3)假設家戶在選擇住宅區位時，無論是已知工作地點，再選擇住宅區位；或是先有住宅區位再找工作，皆會將住宅區位與工作區位一起考慮，作理性的選擇。

### 3. 變數選取

為了檢驗以上的假說，本文將台北市核心家戶的資料區分為兩個次樣本做比較，分別是「單薪家戶」、「雙薪家戶」，其中單薪家戶又可再區分為丈夫養家的「單薪家戶1」與妻子養家的「單薪家戶2」。本文為了比較夫妻的就業特徵，與有照顧學齡

<sup>21</sup> 先測試各區位選擇有相同參數的虛無假設(proportional odds assumption)成立之下，表示參數 $\beta$ 與區位j為獨立的。

<sup>22</sup> 測試模式適合度的虛無假設為所有自變數的參數皆為0，概似比統計量 $[-2\log L] = -2\log(L_w/L_0)$ ， $L_0$ 為所有自變數參數最大化的最大概似函數， $L_w$ 為只有常數項常數項最大化的最大概似函數。和概似比指標 $[ \rho^2 = 1 - (\log L_0 / \log L_w) ]$ 、及預測成功率(concordant)同為衡量模式適合度的指標。

小孩的家庭義務對於住宅區位選擇及通勤距離的影響效果，選取夫妻以下的屬性作為模式的解釋變數。<sup>23</sup>

- (1) 年齡：夫妻年齡的高低可能代表不同的家戶生命週期和需求(Chang and Chen 1999)。薛立敏等(1997)的研究結果發現年齡、教育程度等人力資本的變數，作為所得的替代變數，對於擁屋有顯著的影響。本研究預期年齡長者可能因所得較高較有能力選擇高價的區位；或因為所得較高，較有能力負擔通勤成本，可通勤到較遠地區工作。「丈夫年齡」和「妻子年齡」以連續變數的型態放入兩個實證模型。
- (2) 教育程度：本文以兩組虛擬變數表示夫妻的教育程度，放入兩個實證模型中。若夫(或妻)為高中、高職等學歷背景，則「夫(妻)為中教育程度」的變數為1，否則，該變數為0；若夫(或妻)為大專以上等學歷背景，則「夫(妻)為高教育程度」的變數為1，否則，該變數為0；反之，若為中小學以下的教育程度，則以上兩變數皆為0。高教育程度者預期比低教育程度者較會選擇高價的住宅區位(Afsaneh and Ondrich 1993)；預期較高的教育程度者對於居住環境有較高的要求。且教育程度較高，較有能力通勤到較遠地區工作，預期通勤距離較長。

<sup>23</sup> 本研究以家戶中是否有15歲以下的國中及國小學齡兒童，作為區分。因為台灣國中國小學區是以戶籍地址分發在家附近的學校就讀，以此檢驗父母是否因為需要照顧子女而影響住宅區位與工作區位的選擇。至於16歲以上就讀高中或專科子女，由於採聯考制度選擇學校，此效果較不會顯現。

- (3) 從業身分：<sup>24</sup>本文以三個虛擬變數來代表從業身分，若夫(或妻)的從業身分為雇主，「夫(妻)為雇主」設定為1，否則，該變數為0。雇主預期是高所得，和無酬的家庭工作者相比，對於良好環境的區位、房價較高的區位應有較顯著的偏好。若為自營作業者，「夫(妻)為自營作業者」設定為1，否則，該變數為0。他們的工作地點可能就在自宅，不需通勤。若夫(或妻)受僱於公家機關或私人機關，「夫(妻)為受僱者」設定為1，否則，該變數為0；若為無酬的家屬工作者或無業者，以上三變數皆為0。本研究的資料缺乏所得的資料，年齡、教育程度與從業身分這三個變數可以作為所得的替代變數，也可以驗證假說2。
- (4) 通勤距離：<sup>25</sup>選擇住宅區位時，理論上通勤成本與房價有相互取捨的關係。若夫(妻)在自宅工作，則「夫(妻)不須通勤」設定為1；若夫(妻)在居住區工作，則「夫(妻)通勤到本區」設定為1，預期前兩個通勤距離較近的虛擬變數和高價區位的選擇機率呈正向關係；若夫(妻)在住宅相鄰地區工作，則「夫(妻)通勤到鄰近區」設定為1；若夫(妻)

<sup>24</sup> 在住宅普查的資料中有個人工作行業、職業、以及從業身份的資料，但是，受限於缺乏所得資料，從業身分若為雇主、不支薪的家庭工作者較能隱含所得的位階。

<sup>25</sup> 因為普查的資料有關於通勤的問項，只有家戶的工作區位與住宅區位是否位於同一住宅、同一區、在台北市相鄰地區、或台北縣地區的資料，另有該區位的名稱。在缺乏真實通勤距離或通勤時間資料的情況下，本研究將住宅區位和工作區位的關係以此變數表示通勤距離的遠近，已有將排序的精神考慮在內，但是因為這樣的分組不一定是等距的衡量，通勤距離的自變數以四個由近而遠的虛擬變數放入模式中。

在台北市其他地區工作，則「夫(妻)通勤到較遠地區」設定為1。預期後兩個通勤距離較遠的虛擬變數與高價區位的選擇機率呈負向關係。若夫(妻)在其他外縣市工作，則以上變數皆設定為0。這個變數可以在住宅區位選擇模式中驗證假說I的課題。

- (5) 房價：在通勤距離選擇的模式中，以此變數共同驗證假說I。房價代表家戶所消費的住宅總價，預期房價對於通勤模式應有負向的影響，家戶居住在房價較貴的住宅，可能隱含齊區位可及性佳，所付出的通勤成本相對較低。
- (6) 住宅區位：在通勤距離選擇的模式中，台北市的六個住宅區位以5個虛擬變數代表。若家戶住在中山、大安、中正區，則「中區二」設定為1，否則，該變數為0；若家戶住在士林、北投區，則「北區」設定為1，否則，該變數為0；若家戶住在松山、信義區，則「中區一」設定為1，否則，該變數為0；若家戶住在大同、萬華區，則「西區」設定為1，否則，該變數為0；若家戶住在文山區，則「南區」設定為1，否則，該變數為0；若家戶住在內湖、南港區，則以上變數皆設定為0。住宅區位對於通勤成本的影響除了前述的預期之外，也可藉由5個不同的變數測試是否出現各區異質的「地方化」區位特性。
- (7) 有學齡小孩：依據家庭責任義務的假說，家庭中有小孩會使得女性的通勤距離較短。本研究更進一步將焦點放在學齡或學齡以下的小孩所造成的影響。若家中有學齡或學齡

以下的小孩，則「有學齡小孩」設定為1；若無，則設定為0。預期雙薪家戶的妻子、單薪家戶養家的妻子須兼顧家庭而使通勤距離較近。此變數放入兩個實證模型中驗證假說3。

- (8) 養家：在住宅區位選擇模式中，雙薪家戶夫妻都有工作，但是若「妻子養家」，可以測試是否因為女性為經濟戶長，而有區位偏好的性別差異。另外，在通勤距離選擇的模式中，預期養家者對於家庭經濟有較大的貢獻，依照相關資源及夫妻決策權力的假說，養家的身分(此變數設定為1；若否，則設定為0)會使通勤距離較短。藉此驗證假說2。
- (9) 養家與學齡小孩的交叉項：雙薪家戶選擇住宅區位時，若妻子就業且負擔主要家計責任，且家中有學齡小孩，預期其區位選擇會受到兩種因素的雙重影響，其選擇住宅區位的偏好是否與其他家戶不同？在決定夫妻雙方的通勤距離時，兼論資源與決策權力及家庭義務責任兩種假說的交互作用，「妻子養家，有學齡小孩」，可能使通勤距離較短。本文在兩個模型中加入此交叉項驗證假說4。

## 四、結果分析

「表四」為區位選擇模型校估的結果，「表五」為通勤選擇模型的校估結果。樣本資料皆通過參數比例平行線假設(Parallel lines assumption)的檢定，各替選方案有共同的參數。<sup>26</sup>

以Wald Chi-square校估的模式參數，在區位選擇模型中，三個次樣本的模式適合度都顯著，表示模式中的自變數具有聯合的顯著性。雙薪家戶測試家戶通勤距離較短的解釋變數(包括「夫(妻)不須通勤」和「夫(妻)通勤到本區者」)，出現符號為正且顯著的參數，表示選擇高價區位的機率較高；相反的，夫、妻的通勤距離愈長(包括「夫(妻)通勤到相鄰區」和「夫(妻)通勤到台北市其他地區者」)，參數符號為負的，表示家戶選擇高價區位的機率較低。「單薪家戶1」夫的通勤距離較長者，較不傾向於選擇高價區位；「單薪家戶2」妻的通勤距離較短者，選擇高價區位的機率較高。因此發現台北市家戶的區位選擇，的確面臨房價與通勤成本的取捨，與空間均衡理論有一致的結果，假說I在0.01的顯著性水準下，皆得到驗證。

三個次樣本模式中所得的替代變數都顯著，夫和妻年齡長者、高教育程度者、從業身分為雇主的家戶，隱含著所得較高，選擇市中心或高價住宅區位的機率較高，與預期結果相符。在雙

<sup>26</sup> 在區位選擇模型的比例平行線假設檢定中， $p$ 值為0.712。在通勤選擇模型中，比例平行線假設檢定的 $p$ 值為0.656。表示兩個模式的資料採用排序的羅吉迴歸模型是合適的。

薪家戶中，丈夫從業身分為「雇主」和「受僱者」的參數顯然比妻子的影響力較顯著，妻子僅有「雇主」對於區位選擇較有顯著的影響，其他身分則不顯著。雙薪家戶妻子有八成左右為受僱者，就業的影響程度較小，甚至「妻子養家」也不顯著，顯然雙薪家戶養家的妻子擁有較多資源，但是只當作「潛在資源」，未必換取較多的決策權力。「單薪家戶1」丈夫養家，其從業身分只有雇主顯著，這類家戶選擇高價區位的機率是其他無酬工作者的1.9倍，賭倍比(odds ratio)高於雙薪家戶從業身分為雇主的丈夫(1.4倍)，可能由於雙薪家戶夫妻所得對家計都有貢獻，夫的影響力降低。<sup>27</sup> 而「單薪家戶2」妻子養家，其從業身分都不顯著。假說2測試擁有較多經濟資源的家戶成員其影響力較顯著，只有在丈夫養家的雙薪家戶和「單薪家戶1」中成立，但是在妻子養家的雙薪家戶及「單薪家戶2」則不成立。顯然家戶選擇區位，丈夫的就業特性和資源可以作為決策權力的基礎，有較顯著的影響；但是女性還有其他性別差異的考量，使得經濟資源未發揮影響力。

<sup>27</sup> 在排序性的羅吉迴歸模型中，賭倍比是將模型校估的自變數參數，以指數還原成邊際影響效果， $odds\ ratio = \exp(\beta)$ (Liao, 1994)。計算在其他條件不變下，自變數X的變動，對於區位選擇機率的邊際影響倍數。

表四：核心家庭各家戶群區位選擇模型的校估結果

變數	雙薪家戶	單薪家戶1	單薪家戶2
截距1	-3.783**	-2.895**	-2.296**
截距2	-2.893**	-1.899**	-1.518**
截距3	-2.341**	-1.383**	-0.979 *
截距4	-1.977**	-0.919**	-0.557
截距5	-1.657**	-0.676**	-0.262
丈夫年齡	0.023**	0.024**	--
夫為中教育程度	0.351**	0.440**	--
夫為高教育程度	0.589**	0.942**	--
夫為僱主	0.363**	0.643**	--
夫為自營作業者	0.150	0.233	--
夫為受雇者	0.187**	0.300	--
夫不須通勤	0.285**	-0.102	--
夫通勤到本區	0.263**	0.260**	--
夫通勤到相鄰地區	-0.602**	-0.876**	--
夫通勤到較遠地區	-0.664**	-0.962	--
妻子年齡	0.021**	--	0.024**
妻為中教育程度	0.369**	--	0.571**
妻為高教育程度	0.767**	--	1.049**
妻為僱主	0.257**	--	0.044
妻為自營作業者	0.104	--	0.058
妻為受雇者	0.065	--	-0.242
妻不須通勤	-0.139	--	0.654
妻通勤到本區	0.192*	--	0.652**
妻通勤到相鄰地區	-0.680**	--	-0.283
妻通勤到較遠地區	-0.862**	--	-0.362
有學齡小孩	-0.050	-0.219**	-0.065
妻子養家	0.107	--	--
妻子養家，有學齡小孩	-0.07670	--	--
預測成功率(%)	68.000	63.300	62.200
$\rho^2$	0.056	0.035	0.030
-2logL	3923.225**	2537.482**	185.166**
觀察值數目	19848	21794	1895

\*\*p < 0.01 : \*p < 0.05 : 未標示者為不顯著。--表示未輸入模式中。

表五：核心家庭各家戶群通勤距離模型的校估結果

變數	雙薪家戶		單薪家戶1	單薪家戶2
	夫	妻	夫	妻
截距1	-3.128**	-2.548**	-2.197**	-2.517**
截距2	0.211	0.879**	1.109**	1.183**
截距3	1.348**	2.159**	2.199**	2.399**
截距4	2.145**	3.041**	2.895**	3.138**
中區二	1.246**	1.360**	1.059**	1.231**
北區	0.129**	0.355**	0.069	0.367**
中區一	0.652**	0.701**	0.563**	0.712**
西區	0.525**	0.699**	0.544**	0.163
南區	-0.215**	-0.325**	-0.115	-0.214
房價	-0.000**	-0.000**	-0.000**	-0.000
丈夫年齡	-0.001	--	-0.008**	--
夫為中教育程度	-0.489**	--	-0.482**	--
夫為高教育程度	-0.873**	--	-0.799**	--
夫為僱主	1.083**	--	0.530**	--
夫為自營作業者	1.958**	--	1.686**	--
夫為受雇者	0.159	--	-0.304	--
妻子年齡	--	-0.006**	--	0.004
妻為中教育程度	--	-0.773**	--	-0.545**
妻為高教育程度	--	-0.983**	--	-0.815**
妻為僱主	--	0.567**	--	-0.420
妻為自營作業	--	1.316**	--	1.045**
妻為受雇者	--	-0.983**	--	-0.976**
有學齡小孩	-0.033	0.286**	0.054	0.166*
養家	-0.271	-0.098	--	--
養家，有學齡小孩	0.133	0.088	--	--
預測成功率(%)	66.300	66.200	68.500	66.900
$\rho^2$	0.070	0.061	0.080	0.070
-2logL	3210.984	3199.732**	4806.992**	553.782**
觀察值數目	19848	19848	22194	1895

\*\* p < 0.01 ; \* p < 0.05 ; 未標示者為不顯著。--表示未輸入模式中。

在通勤距離選擇模型中，四個次樣本模式的概似比統計量(-2logL)都顯著，表示解釋變數對於模式具有聯合的顯著性。先前預期有學齡小孩的家戶，妻子為了負擔照顧小孩的家庭責任，其通勤距離較短。從「表五」可以看出，在雙薪家戶和單薪家戶中，「有學齡小孩」的變數對夫的通勤距離影響並不顯著，但是對「妻」的通勤距離卻得到符號為正且顯著的參數，表示家中有學齡及學齡以下的小孩，會使就業妻子的通勤距離顯著較短，因此關於家庭責任的假說3，已被證實。

用來測試「假說4」的交叉項，雙薪家戶妻子「養家，家中有學齡小孩」不顯著。妻子養家、對家庭經濟有主要貢獻，通勤距離並沒有以妻子就業為主要考量，而且因為家庭責任的限制，預期應會使妻子通勤距離較短，但是對於妻子通勤距離的影響都不顯著，因此以1990年台北市的資料，假說4不能成立，妻子養家且照顧學齡小孩並不會使其通勤距離顯著較短。

綜合通勤距離模型的結果，台北市家戶夫妻年齡較長、教育程度較高者，隱含所得較高，較有能力負擔較高的通勤成本，通勤距離到較遠地區工作。而夫妻為雇主、自營作業者，較能自主決定工作區位，較可能選擇通勤距離較短的區位；相對的，若妻為受僱者，須通勤到較遠地區工作。雙薪家戶遷移到「中區二」、「北區」、「中區一」、「西區」等比東區房價較貴的住宅區位，顯然通勤距離較短；而遷移到「南區」的家戶，夫妻的通勤距離皆較長，而且「房價」變數出現負的參數，仍然可以觀察到房價與通勤成本的取捨，假說I再一次被證實。雖然從「表一」可以

看出就業區位的分布有地方化的情形，但是居住於郊區的家戶不一定到當地工作，也可能通勤到較遠的市中心區尋找較高所得的工作，因此通勤距離較長。

## 五、結論

本文綜合有關住宅區位、就業、家庭責任限制的相關研究，從全家效用最大化的觀點，建立4個實證的假說，以排序的羅吉迴歸模型實證，討論台北市家戶住宅區位選擇行為與通勤距離的課題，並分析影響家戶決策的因素。結果發現：台北市各地區位環境條件不均質，各地都有地方化的就業機會，但是近年有遷移的家戶選擇住宅區位時仍會面臨房價與通勤成本的取捨，而且受到負擔能力的限制，與預期相符。因此在異質的都市環境中，家戶雖然會考慮選擇有良好生活機能的區位，但是房價與通勤成本的取捨仍是顯著的關鍵因素。在高房價的台北市，家戶若受限於負擔能力而無法選擇高房價的區位，勢必居住在房價較低的區位，而付出較多的通勤成本，政府如能提供方便或廉價的都市交通設施將促進郊區化的現象，而高教育程度或有負擔能力者選擇市中心區或高價區位，可促進其士紳化的現象。最近台北市的大眾捷運系統已陸續完工通車，便捷的交通可輸運住在台北縣淡水、新店、永和等郊區的通勤旅次，未來對於家戶的住宅區位與通勤的選擇又會產生何種影響？值得後續研究進一步探討。

台北市的單薪家戶選擇住宅區位以丈夫的工作特性為主要考量；雙薪家戶的丈夫和妻子的就業特徵皆會影響家戶的區位選擇，但是妻子的邊際影響力顯然較丈夫為低，妻子所擁有的相關經濟資源較少，使得女性配偶無法從資源機制取得決策的影響力。值得注意的是即使妻子養家對家計有貢獻，情況仍未改觀。相關資源愈多愈能取得決策權力的假說，顯然只適用於丈夫，卻不適用於就業的妻子，因此影響夫妻決策權力的因素，除了相關的經濟資源之外，可能受到其他性別角色意識型態的影響。在1990年以後的台北市，是否男性為家庭事務主要決策者的地位仍未改變？女性只是追隨者？或因為近年的教育普及、女性就業更形普遍，其決策影響力已完全改觀。這個課題，有賴後續研究進一步討論。

照顧小孩的家庭責任，是影響女性通勤距離的因素之一，家中有學齡小孩，無論是單薪家戶或雙薪家戶，有就業的妻子通勤距離較近，此符合傳統家務性別分工的假說預期，但是此責任對於丈夫的通勤距離則沒有影響。而雙薪家庭的妻子若負擔傳統男性扮演的養家角色，且家中有學齡小孩，對於其通勤距離並沒有顯著的影響，並不像其他開發中國家的就業女性面臨家庭與就業的雙重責任，通勤距離較長，是雙重的勞動者。<sup>28</sup>因此影響就業

<sup>28</sup> Assadian and Ondrich(1993)研究開發中國家哥倫比亞的城市，發現當地雙薪家戶的女性，所得較低、通勤距離較長，但是仍需負擔家庭責任，是雙重勞動者，在決策時處於弱勢地位。

女性通勤距離的因素是家中有學齡小孩，女性對家計貢獻的影響，並非是影響住宅區位選擇與其通勤選擇的關鍵因素。現今社會雙薪家戶的比例高，若都市中缺乏托育小孩的福利，托兒所、保母制度不完善，三代同堂的比例也不高，這些因素都將使就業的婦女面臨辛苦的雙重責任。

空間均衡模型的分析與相關資源與決策權力的假說，以經濟的觀點不足以完全解釋家戶的住宅區位及通勤距離的選擇行為，遷移的家戶除了考慮夫妻雙方就業的因素之外，可能同時考量照顧小孩的需要，因此社會學方面家庭責任的假說得到驗證。另外尚有其他有關於性別角色意識型態、或是決策權力機制的運作等課題對於住宅區位及通勤會產生影響，則期待有後續研究再加以分析。

## 參考書目

林芳攻等

1996 《女性主義理論與流派》。台北：女書。

俞智敏等譯

1996 《女性主義觀點的社會學》。台北：巨流。

陳彥仲

1997 〈住宅選擇的之程序性決策模式〉。《住宅學報》5: 37-49。

陳淑美、張金鶴

1998 〈家戶就業與住宅區位選擇之研究—女性配偶影響力之探討〉，發表於第一屆華人不動產學術研討會。

陳淑美、張金鶴

1998 〈戶長與配偶對住宅區位選擇的影響〉。《住宅學報》7: 59-82。

張金鶴

1994 《英國住宅天地》。台北：太聯文化。

劉怡吟

1996 《台北市家戶住宅選擇變遷之研究》。國立政治大學地政研究所碩士論文。

薛立敏、陳琇里

1997 〈台灣1980年代住宅自有率變化的探討〉。《住宅學報》6: 27-48。

薛立敏

1996 〈台灣地區合理房價之探討〉。行政院經濟建設委員會委託研究。

薛立敏、陳琇里

1997 〈台灣1980年代住宅自有率變化的探討〉。《住宅學報》6: 27-48。

Alonso, William

1964 *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent.* Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Assadian, Afsaneh and Jan Ondrich

1993 "Residential Location, Housing Demand and Labour Supply Decisions of One- and Two- Earner Household: The Case of Bogota, Colombia." *Urban Studies* 30: 73-86.

- Baber, Kristine M. and Katherine R. Allen  
 1992 *Women and Family : Feminist Reconstructions*. The Guilford Press.
- Bielby, William T. and Denise D. Bielby  
 1992 "I Will Follow Him-Family Ties, Gender- Role Beliefs, and Reluctance to Relocate for a Better Job." *American Journal of Sociology* 97: 1241-67.
- Blumen, Orna and Kellerman, Aharon  
 1990 "Gender Differences in Commuting Distance, Residence, and Employment Location: Metropolitan Haifa 1972 and 1983." *Professional Geographer* 42: 54-71.
- Camstra, Ronald  
 1996 "Commuting and Gender in a Lifestyle Perspective." *Urban Studies* 33: 283-300.
- Chang, Chin-Oh, Shu-Mei Chen and Shiawee X. Yang  
 1998 "Aggregated Needs and the Location Choice of Households in Taipei." *Journal of the Asian Real Estate Society* 1: 81-100.
- Chang, Chin-Oh and Shu-Mei Chen  
 1999 "Households Life Cycle and Housing Demand Decision Adjustment in Taipei, Taiwan." AREUEA/ Asian Real Estate Society International Conference, Hawaii, Maui.
- Freedman, Ora and Clifford R. Kern  
 1996 "A Model of Workplace and Residence Choice in Two Worker Households." *Regional Science and Urban Economics* 27: 241-60.
- Hanson, Susan and Geraldine Pratt  
 1995 *Gender, Work, and Space*: Routledge Press.
- Heenan, Deirdre and Anne M. Grey  
 1997 "Women, Public Housing and Inequality : A Northern Ireland Perspective." *Housing Studies* 12: 157-71.
- Howell, Frank M. and Deborah Richey Bronson  
 1996 "The Journey to Work and Gender Inequality in Earnings: a Cross- Validation Study for the United States." *The Sociological Quarterly* 37: 429-47.
- Kristensen, Gustav  
 1997 "Women's Economic Progress and the Demand for Housing: Theory, and Empirical Analyses Based on Danish Data." *Urban Studies* 34: 403-18.

- Liao, Tim F.  
1994 "Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models." Pp.07-101 in *Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Maddala, G. S.  
1983 *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- Madden, J. F.  
1981 "Why Women Work Close to Home." *Urban Studies* 18: 191-94.
- Munro, Moira, and Susan J. Smith  
1989 "Gender and Housing: Broading the Debate." *Housing Studies* 4: 3-17.
- Singell, Larry D. and Jane H. Lillydahl  
1986 "An Empirical Analysis of the Commute to Work Patterns of Males and Females in Two Earner Households." *Urban Studies* 23: 119-29.
- Smith, Susan J.  
1990 "Income, Housing Wealth and Gender Inequality." *Urban Studies* 27: 67-88.
- Spain, Daphne  
1990 "The Effect of Residential Mobility and Household Composition on Housing Quality." *Urban Affairs Quarterly* 25(4): 659-83.
- White, Michelle J.  
1977 "A Model of Residential Location Choice and Commuting by Men and Women Workers." *Journal of Regional Science* 17: 41-52.

A Study on Households' Housing Location and Commuting Decisions  
—The Comparison between Single and Double Income Households  
in 1990's Taipei

Shu-mei Chen \* Chin-oh Chang \*\*

Abstract

This paper explores the effects on residential location choice in single and double income households in Taipei, and examines the relative hypotheses, such as the trade-off between housing price and commuting costs, relative resources and couple's decision-making, and household responsibility constraints. This empirical study employs the ordinal logistic regression model and uses the data from "1990 Census of Population and Housing in Taipei" to examine the above hypotheses. We've found that the households' residential location choice are facing the trade-off between housing price and commuting costs in Taipei, and the male spouses who are the primary financial provider of a family economy get more decision-making power than the female spouses are. On the other hand, the household responsibility to take care of the school-age or smaller children will yield the effect of the female shorter commute. In 1990, the hypotheses of relative resources and couple's decision-making, and household responsibility were supported for maximizing the household's utility. However, the female had weak marginal effect on residential location and commuting choice with their employment characteristics and resources.

**Keywords:** housing location choice, commuting decision, the trade-off between housing price and commuting costs, relative resources and couple's decision-making hypothesis, household responsibility hypothesis.