

住宅變異性對居住穩定性影響分析*

胡志平**

摘 要

住宅是個人努力工作最重要追求的目標。選擇一個適合自己家庭的住宅，必須兼顧居住空間需求與家庭需要的滿足。住宅具有不可移動性、異質性、價格昂貴及鄰近環境設施，除非重大因素，住戶不會經常遷移，居住具有穩定性。但是對於弱勢家戶而言，生活負擔沉重，缺乏財務支持下，往往會選擇犧牲居住安定，以求溫飽。本文定義家戶屬性與住屋屬性間的共變量為住宅典型因子，並且在住戶穩定居住決策中扮演重要的角色。為了分析住宅典型因子與相關變數對居住穩定性的影響性質與程度，本文利用二階段估計方法建立居住穩定性模型。第一階段利用「典型相關分析」，經由官方統計資料得到「家戶」與「住屋」特徵與屬性資料，作為操作模型的投入變數，並且檢定典型因子的顯著性。住宅變異性，則是依二組住宅典型因子得點值計算標準化之數值差異值取絕對值後而得。第二階段則進一步利用「binary logit 模型」分析住宅變異性及家戶夫妻共變量與政府補助對住戶穩定居住決策的影響性質與程度。研究結果發現，除了夫妻間年齡差異顯著正向影響居住穩定性，其他的夫妻共變量、住宅變異性與政府補助皆顯著負向影響居住穩定性。

* 本文為國科會補助研究計畫案（NSC 100-2410-H-130-057-）部分成果，謹致謝忱。

** 銘傳大學都市規劃與防災學系副教授，本文聯繫作者。電話：(03)350-7001 分機 5050，

Email：chphu@mail.mcu.edu.tw。

DOI：10.3966/054696002015120098005

關鍵詞：住宅、家庭需要、異質性、住宅典型因子、住宅變異性

JEL 分類代號：R21, R28, R23

住宅變異性對居住穩定性影響分析

胡志平

壹、前言

居住穩定性是一個都市最重要的住宅政策之一，美國提出了居住穩定計畫 (housing stabilization program, HSP)，主要的目的是針對持續存在住宅維修管理障礙的住戶，提供協助避免成為無住屋者¹。為了解決居住穩定性問題，HSP 提出了三個重要的議題：1. 財務不穩定與向底層移動：無住屋者如果缺乏政策協助，未來持續向底層移動的風險增加；2. 資源缺乏：政府可以提供多元需要協助窗口，並且提供相關需要的重要網絡聯結；3. 缺乏財務管理技術：提供財務經濟選擇技術與管理技能的協助。HSP 為達成上述目的，更強化了解決家庭生活窘困與永續居住的能力，安身立命是成家立業的根本，居無定所又怎能安身立命。穩定的居住，是每個人重要的決策選項，影響居住穩定包含了三個層面的因素，第一是家戶、其次是住宅、第三是政策 (林左裕與程于芳，2014)。家戶是由先生與妻子的結合形成的，二者具有共同的共變量，當二者間的相對位置差異過大時，因為家戶個體間屬性失衡導致居住穩定性降低。住宅包含家戶與住屋二相對屬性，當二者間的相對位置差異過大時，也會因住宅相對屬性失衡導致居住穩定性降低。透過政策誘因如住宅補貼降低住宅負擔，進而改變居住穩定性。本文將從家戶、住宅、政策三個層面，利用典型相關與 binary logit 模型分析相關變數對居住穩定性的影響性質與程度。因此，本文研究目的分述如下：

¹ 持續存在住宅管理維修障礙包含：住宅安全、缺乏管理債務、資源或營建資產缺乏、生活與規劃技術或教育缺乏、身體與心理健康。

- 一、住宅變異性指標測量。
- 二、家戶夫妻共變量測量。
- 三、建立居住穩定性模型，分析住宅變異性與夫妻共變量的影響性質與程度。

本文將透過資料的收集與整理分析，利用典型相關分析以及 binary logit 模型做為分析工具，建構二分析性模型：住宅變異性模型及居住穩定性模型，並且分析住宅變異性與家戶夫妻共變量及政府補貼對居住穩定性之影響性質及程度。資料來源是以「中央研究院人文社會科學研究中心華人家庭研究計畫」所釋出之「2010 年華人家庭動態資料庫的建立：第十二年計畫 (RR2010)」為依據 (簡錦漢, 2013)。文獻方面則整理有關居住穩定性、住戶遷移研究及相關方法論述的理論與經驗研究回顧之。研究方法方面則利用二階段估計法，第一階段以典型相關分析，建構住宅變異性；第二階段利用 binary logit 模型估計包含住宅變異性、家戶夫妻共變量及政府補貼等之外生變數係數，分析影響居住穩定性的性質與程度。

貳、文獻回顧

「住宅」本質上具有「住戶」(household) 與「住屋」(house) 的特性，而住戶更包含「人」的因素及「家庭」關係 (胡志平, 1997)。該文中利用典型相關分析定義住宅與住戶間具有相關性，本文利用相同的概念，並且進一步分析這種相關性是否會影響居住的穩定性。除此，家庭成員中丈夫與妻子間共變量的差異性，也會影響居住的穩定性。居住穩定性在社會經濟層面而言，反應了社會成本，是都市政策中應該重視的一個重要因素。

一、居住穩定性與政策影響

住宅是家戶安身立命的地方，也是安定感的來源。事實上，有許多的家庭面臨居住不穩定的狀況，更因而影響到家庭的安定感。許多文獻證明了女性及兒童的居住不穩定與家庭暴力有關，甚至造成女性無家可歸 (Toro et al., 1995; Browne and Bassuk, 1997; Shinn et al., 1998; Bufkin and Bray, 1998; Metraux and Culhane, 1999; Baker et al., 2003)，更有證據顯示家庭暴力是造成全國女人成爲無住屋者的原因。Baker et al. (2010) 認爲居住不穩定性包含了多面向非自願遷移、爲了支付房租而無法償付其他帳單、爲了支付房租必須節衣縮食、家庭與朋友規模增加、因租約到期而須遷移。

住宅補貼的目的在協助社會經濟弱勢住戶減輕生活負擔，安排生活事務並且解決居住問題 (London, 2000; Curtis, 2007; Ellen and O'Flaherty, 2007)。生活事務的安排是非常重要的，因爲他們關係著兒童未來的成就表現 (Ram and Hou, 2003)。住宅補貼會直接影響住戶在勞動參與、家庭事務、照顧兒童的時間分配，甚至影響住戶居住穩定性。

Curtis (2011) 利用美國 1980 年、1990 年、2000 年三個普查資料，以 multinomial logit 模型分析住戶居住穩定性，結果發現「住宅價格」增加，會增加住戶的生活負擔，住戶不穩定性增加。而「住宅補貼」提供了住戶提升住品質的誘因，住戶不穩定性增加。Reid et al. (2008) 分析住宅不穩定性對一般健康照護及急性照護的影響程度，結果發現住宅不穩定性愈高者，健康照護品質愈低。

Schafft (2006) 從人力資本模型假設家戶的移動性是出於自願與機會驅使，但是對於低所得家戶而言，通常不適用這種假設。文中利用 2003 年至 2004 年 New York 鄉村地區的家戶調查資料，分析居住穩定性對社會與經濟穩定的影響性質及程度。低所得家戶往往經常遷移，而且是短距離的遷移，也因此而加深社會及經濟不穩定。因此，家戶居住不穩定性增加，會增加經濟與社會的不穩定性。經濟表現同時也會影響居住穩定性，2007 年美國的經濟大衰退突顯了居住不穩定成爲最重要的社會議題 (Robertson et al., 2008; Bennett, et al., 2009; Pollack and Lynch, 2009)。

Burgard et al. (2012) 將住宅不穩定分成八種，分類說明如下：(1) 過去三年曾經搬家至少三次，(2) 過去三曾經因為成本因素搬家，(3) 過去十二個月家戶規模倍增而必須搬家節省支出，(4) 過去十二個月曾經無家可歸，(5) 受訪時為租屋者而且難以支付房租，(6) 租屋者及受訪時既不是擁屋者也不是租屋者，或是房屋貸款支出者，在過去十二個月曾經曾經被逐出住宅，(7) 目前支付銀行房貸而且負擔沉重，或是受訪時處於取消贖回權期間，(8) 曾經或是目前擁屋，或是目前支付銀行房貸，在過去三年曾經被取消房屋贖回權。研究結果發現，依照不同風險族群分類分析住宅不穩定性，將非住宅不穩定的觀察點定義為對照組，其他類型的觀察點定義為實驗組，比較分析各變數的差異情形。本文建議未來在提出住宅不穩定因應策略時，從不同類型的住宅穩定性提供對策，是很重要的政策制定的參考依據。

二、家戶、住宅相對位置分析

「典型相關分析」不同於多元迴歸分析，適用於多個內生變數及多個外生變數間相關分析。Victor (1987) 首先提出都市壓迫來源可以分成住宅壓迫與社會壓迫，並且分析二者間的相關關係及與都市壓迫間的影響程度。文中利用典型相關分析提出七組典型因子，包含：心理健康、生理健康、貧窮、高關懷兒童、心理障礙、家庭壓力、犯罪。利用住宅壓力 26 個內部間與外部環境相關的變數，及 7 個社會壓力相關變數，抽取出七個典型因子。模型操作結果發現：(1) 住宅壓迫中僅低劣舒適感與社會壓迫顯著相關，(2) 住屋實質屬性與社會壓迫間無統計顯著相關，(3) 居住環境品質改善便可解決社會問題。

Qualls and Jaffe (1992) 提出家庭決策中丈夫與妻子間相關關係，尤其是在外顯期望與內在期盼衝突存在時所作的家庭決策。外顯期望的衝突是指夫妻雙方對預期的結果有差異或者對影響作用的感覺意見不一致，會影響當下的家庭決策；而內在期盼的衝突是指夫妻某一方對預期的結果或影響作用的感覺與其認為另一方預期的結果或影響作用的感覺間有差異，除了會影響當下的決策，也會影響未來的家庭決策。文中認為丈夫與

妻子組成的家戶的家庭決策及彼此間衝突協調方法，會顯著受到丈夫與妻子間的屬性的相關性與相異性影響。因此提出四個研究假設：(1) 丈夫與妻子對性別角色、決策影響、決策重要性的認知相近的家戶彼此間的衝突較少，(2) 外顯期望衝突愈高，內在期盼衝突愈低，(3) 丈夫與妻子認知相近的家戶較常在決策上妥協與協商，(4) 丈夫與妻子認知結構相異的家戶較常在決策上讓步。本文以 63 對家戶利用典型相關分析分成認知相同與相異二組樣本，內生變數為家戶決策衝突解決，包含六個變數；外生變數為家戶認知，包含六個變數。操作結果發現，研究假設 1 與 2 成立，研究假設 3 與 4 部分成立²。

Oswald et al. (2007) 利用典型相關分析藉由五個歐洲國家包含：瑞典、德國、英國、匈牙利、拉脫維亞共 1918 位 75 至 89 歲獨居老人訪談資料，分析住宅與老年獨立生活間的關係，結果發現居住區位可及性較高的老年人，認為家具有意義而且具使用意義，並且指出外在環境與居家狀況無關，較能獨立生活。模型操作時提出二組住宅與健康間的典型因子，其中住宅相關變數包含住屋及環境等 10 個變數；健康相關變數則包含主觀滿意與心理感受等 7 變數。隨著家戶年齡老化，面臨的環境挑戰隨之增加，許多的住宅屬性必須加以調適，而且不同的國家需有不同程度的調適，增加老年人口的住宅福祉。

Hacker et al. (2013) 指出 21 世紀都市貧民窟的蔓延是公共與社會政策最嚴峻的挑戰，而貧民窟異質與動態的特性使得研究者難以明確的定義貧民窟社區。因此，建立一套系統性及具彈性的研究，能具體描述貧民窟的特質、輪廓樣貌並且可以提出解決之道的操作模型，對國家與地方部門介入並且提出規劃、戰略布署與監控管理是極為重要的

² 透過典型相關分析的結果說明了夫妻認知相近或相異的特質與衝突解決的方式之間存在強烈的相關關係。假設 3：丈夫與妻子認知相近的家戶較常在決策上妥協與協商。認知相近的夫妻在決策衝突時會視雙方認為重要的程度協商，對家戶愈重要的決策便愈需要協商解決。假設 4：丈夫與妻子認知結構相異的家戶較常在決策上讓步。認知相異的夫妻在決策衝突時最常見到的解決方式卻是協定與逃避，而且是由夫妻雙方自我認定。但是，除此之外解決方式還有讓步、協商與妥協。因此，二個假設在考慮層面上皆非完整，驗證假設為部份成立。

思考方針。文中提出多向度結構模型，並且利用巴西 Salvado 市 300 萬居民普查有關社會經濟類型變數及土地覆蓋類型變數，以典型相關分析方法分析二類型變數間的相關程度。結果發現：共三個顯著的典型因子存在 Salvado 市社會經濟與土地覆蓋變數中，第一典型因子與家戶經濟所得有關，第二典型因子與家戶衛生健康有關，第三典型因子與住屋區位實質因素有關。研究結論建議依第一典型因子得點值差異程度，作為政府監控管理貧民窟與實質改善計畫的重點地區。

參、研究架構與方法

本文採用二階段估計方法，第一階段利用典型相關分析定義並且測量住宅變異性，第二階段利用典型權重估計住宅典型得點值差異值之絕對值即住宅變異性值，並且利用 binary logit 模型估計住宅穩定性。在第一階段之研究方法所需要的變數分為「家戶」與「住屋」二部分，參考文獻相關分析案例，家戶變數選擇：家庭收入、家庭工作時間、居住時間、養育子女數等 (劉欣芸，2001；林幸君與劉力璋，2012；王韋能等，2013)。住屋的變數則選擇：住宅樓地板面積、房間數、廳數、衛浴套數等 (Lin, 1993; Graves et al., 1988；林秋瑾等，1996；李春長等，2012；葉家瑜與陳江明，2012)。此階段主要目的在界定二者共變數，並且利用典型相關分析計算典型負荷量及典型權重，作為第二階段估計的投入資料。第二階段則是基於第一階段之分析結果，外生變數除了住宅變異性外，尚包含影響家戶穩定居住之另外四項家戶夫妻共變量 (表 1)：(1) 夫妻年齡差異、(2) 夫妻受教育年數差異、(3) 夫妻收入差異、(4) 夫妻工作時間差異及一項政策變數：政府補助。內生變數是家戶未來遷移與否決定，屬於名目尺度變數，本文利用 binary logit 模型建立居住穩定性模型。

表 1 中內生變數為住戶搬遷與否，即範疇 i 等於 0 或 1。當 $i = 1$ 時表示住戶未考慮搬遷；當 $i = 0$ 時則表示考慮搬遷。並且從「2010 年華人家庭動態資料庫的建立：第十二

年計畫 (RR2010)」問卷的問項中，整理出 (1) 夫妻年齡差異，(2) 夫妻受教育年數差異，(3) 夫妻每週工作時間差異，(4) 夫妻每月收入差異等影響住戶搬遷的解釋變數。本文並且加入依 (3) 式計算而得之住宅變異性值 I 與 II 及政府補助等七項作為外生變數。其中「夫妻年齡差異」的資料來自問項受訪者與受訪者配偶「請問您及您的配偶的出生年與月？」，計算妻子的年齡減先生年齡的差異的絕對值；「夫妻受教育年數差異」的資料來自問項「先生受教育年數與妻子受教育年數」，計算妻子受教育年數減先生受教育年數的差異的絕對值；「夫妻每週工作時間差異」的資料來自問項「先生每週工作時間與妻子每週工作時間」，計算妻子每週工作時數減先生每週工作時數的差異的絕對值；「夫妻每月收入差異」的資料來自問項「先生每月收入與妻子每月收入」，計算妻子每月收入減先生每月收入的差異的絕對值；「政府補助」的資料是來自問項「在去年之中，您家庭自政府得到的補助總計大約是多少千元？」。

表 1 住宅穩定性外生變數及定義

變數	資料類型	變數說明
住宅變異性 I	量化	由家戶屬性與住屋屬性之第一典型因子標準化得點差異值之絕對值 $ C'_{X_1} - C'_{Y_1} $
住宅變異性 II	量化	由家戶屬性與住屋屬性之第二典型因子標準化得點差異值之絕對值 $ C'_{X_2} - C'_{Y_2} $
夫妻年齡差異	量化	妻子年齡減先生年齡之絕對值
夫妻受教育年數差異	量化	妻子受教育年數減先生受教育年數之絕對值
夫妻收入差異	量化	妻子每月收入減先生每月收入之絕對值
夫妻工作時間差異	量化	妻子每週工作時間減先生每週工作時間之絕對值
政府補助	量化	受訪者去年家庭自政府得到的補助總計大約是多少千元

一、研究架構

本文資料來源為「家庭動態資料庫的建立第十二年計畫 2010 年調查資料」，在第一階段中使用「典型相關分析」進行固有向量計算，得出其變異值後，在第二階段中，加入其他影響之因素，經由「binary logit 模型」分析其結果。研究架構圖如圖 1 所示。

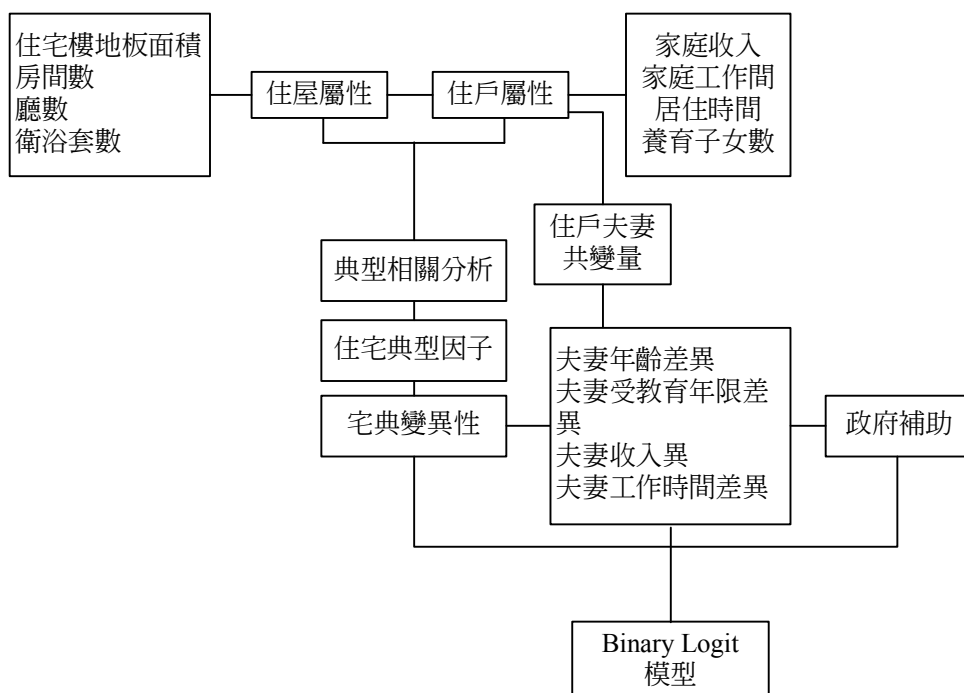


圖 1 居住穩定性模型研究架構

二、分析方法

(一) 典型相關分析

住宅特徵包含家戶與住屋二屬性，本文利用典型相關分析建立二者間的共變量，並且定義為住宅典型因子。假設 $\mathbf{X} = (x_1, x_2, \dots, x_{m_1})'$ 為家戶屬性向量（共有 m_1 個屬性）， $\mathbf{Y} = (y_1, y_2, \dots, y_{m_2})'$ 為住屋屬性向量（共有 m_2 個屬性）。向量 \mathbf{X} 與向量 \mathbf{Y} 間的共變異定義為 $\text{cov}(\mathbf{X}, \mathbf{Y})$ ，典型相關分析的目的是在求取一組向量 $\boldsymbol{\alpha}$ 與向量 $\boldsymbol{\beta}$ ，滿足向量 $\boldsymbol{\alpha}'\mathbf{X}$ 與向量 $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{Y}$ 間的相關係數 $\sigma = \text{corr}(\boldsymbol{\alpha}'\mathbf{X}, \boldsymbol{\beta}'\mathbf{Y})$ 最大。

已知家戶有 m_1 個屬性變數，住屋有 m_2 個屬性變數。住宅典型因子即利用典型相關分析求取向量 \mathbf{X} 與向量 \mathbf{Y} 間 $\min(m_1, m_2)$ 組典型因子的線性組合。 C_{X_1} 與 C_{Y_1} 之相關係數最大時之 m_1 個家戶屬性變數與 m_2 個住屋屬性變數之典型權重³。第一住宅典型因子線性組合如下 (1) 式：

$$\begin{aligned} C_{X_1} &= \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_{m_1} x_{m_1} \\ C_{Y_1} &= \beta_1 y_1 + \beta_2 y_2 + \dots + \beta_{m_2} y_{m_2} \end{aligned} \quad (1)$$

式中 C_{X_1} 與 C_{Y_1} 分別為家戶屬性第一典型因子及住屋屬性第一典型因子， α_{m_1} 與 β_{m_2} 為典型權重，可依 (2) 式之第一住宅典型變數間相關係數 $\sigma = \text{corr}(C_{X_1}, C_{Y_1})$ 最大假設下求取之：

$$\text{corr}(C_{X_1}, C_{Y_1}) = \frac{\text{Cov}(C_{X_1}, C_{Y_1})}{\sqrt{\text{Var}(C_{X_1})\text{Var}(C_{Y_1})}} \quad (2)$$

³ 典型因子個數的決定依右式 c 計算之。

式中 $Cov(C_{X_1}, C_{Y_1})$ 為 C_{X_1} 與 C_{Y_1} 之共變異數， $Var(C_{X_1})$ 與 $Var(C_{Y_1})$ 為 C_{X_1} 與 C_{Y_1} 之變異數。第一組住宅典型因子確定之後，循環 (1)~(2) 式並且在第二組住宅典型相關係數（即 $\sigma(C_{X_2}, C_{Y_2})$ ， C_{X_2} 為住戶之第二典型因子， C_{Y_2} 為住屋之第二典型因子）次大下求取第二組住宅典型因子相關係數，同時滿足第一與第二住宅典型因子線性組合間各種相關係數均為 0（即 $\sigma(C_{X_1}, C_{Y_2}) = \sigma(C_{Y_1}, C_{X_2}) = \sigma(C_{X_1}, C_{X_2}) = \sigma(C_{Y_1}, C_{Y_2}) = 0$ ）。典型相關分析依 (2) 式之極大化求取相關係數，第一住宅典型因子在意義上即在一組對應變數中選出一組最具代表性的住宅典型因子，而且滿足與其他典型因子間相關係數為 0，以區隔其他各組住宅典型因子。

此外 C_{X_1} 與 C_{Y_1} 亦即為家戶與住屋之第一典型因子，為家戶屬性與住屋屬性的合成向量。本文定義的「住宅變異性」指標，即為住宅典型因子得點值標準化後之差異值的絕對值，表之如下 (3) 式：

$$M_{X_1Y_1} = |C'_{X_1} - C'_{Y_1}| \quad (3)$$

式中 C'_{X_1} 與 C'_{Y_1} 為家戶第一典型因子與住屋第一典型因子標準化得點值。 $M_{X_1Y_1}$ 值為零表示變異性為 0，絕對值愈大表示住宅變異性越強。

(二) binary logit 模型

居住穩定性為本文分析的目標，依「家庭動態資料庫的建立第十二年計畫-2010 年調查資料」對受訪者的居住穩定性調查項目，詢問「請問您有沒有打算在兩年之內搬遷？」，受訪者必須在「有」與「無」中選擇一項作答，本文以此問項內容做為內生變數。Burgard et al. (2012) 是從過去的觀點分析住宅的穩定性，本文參考該文的觀點，配合資料庫的問項，將住宅穩定性定義為未來兩年內搬遷與否的選擇。家戶的選擇為未考慮者設定為 1，即穩定居住決策；考慮者則設為 0，即非穩定居住決策。採用的外生變數包含三類，即家

戶中先生與妻子相對關係、住宅中住屋與家戶相對關係、政府政策。(1) 家戶中先生與妻子相對關係包含：夫妻年齡差異、夫妻受教育年數差異、夫妻收入差異、夫妻工作時間差異等。(2) 住宅中住屋與家戶相對關係即：家戶與住屋間之住宅變異性，(3) 政府政策即：政府對家戶的補貼金額。利用 binary logit 模型，估計七項外生變數係數，分析共七項外生變數對居住穩定性的影響性質與程度。如果係數大於 0 表示會正向影響居住穩定性，估計係數的指數值則表示屬性變化後對住宅穩定性之對數勝算比的影響倍數。

本文定義居住穩定性是以家戶未來兩年內的遷移決定，文獻在討論內生遷移決策使用的變數主要分成二種，一為過去的遷移經驗，一為預期未來遷移期望（請參 Gardner et al., 1985; Lu, 1999; Kan, 1999; Walther et al., 2002; Ruhs, 2006; Reuveny, 2007; Freeman and Kessler, 2008; De Groot et al., 2011）。家戶決策為未考慮遷移之機率為 p ，決策為考慮遷移之機率為 $1-p$ 。住宅變異性 I 與 II 與夫妻年齡差異、夫妻受教育年數差異、夫妻收入差異、夫妻工作時間差異與政府補助共七項外生變數變動對內生變數即居住穩定性對數勝算比的影響程度，估計式如下 (4) 式：

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \sum_{i=1}^7 \alpha_i x_i \quad (4)$$

式中 α_i 為外生變數 x_i 之估計係數，而 e^{α_i} 則表示當 x_i 變動時住宅穩定性的變化的程度，即住宅穩定性之勝算比改變倍數。

肆、實證結果與分析

一、敘述統計分析

本文依照分析目的選擇問卷中有關受訪者的婚姻狀況中填寫為：已婚、離婚再婚、

喪偶再婚等三種家庭。全部樣本規模為 5,073 份，剔除未婚、同居、離婚、喪偶、分居、其他選擇後的樣本規模為 1,774 份。其中已婚者 1,749 份佔 98.59%，離婚再婚者 18 份佔 1.01%，喪偶再婚者 7 份佔 0.39%。以住宅持有權屬：自己或配偶所有與租用二者而言，自己或配偶所有者為 1,666 份，佔 98.41%；租用者為 27 份，佔 1.59%。

資料分成家戶屬性變數與住屋屬性變數二類，表 2 與表 3 是變數敘述性統計結果。表 2 為本文家戶屬性變數之敘述性統計。在家庭月收入方面平均值為 7.41 萬元/月，標準差為 1.26 萬元/月，最大值與最小值分別為 34.89 萬元/月與 2.40 萬元/月，中位數為 6.45 萬元/月。而在家庭每週工作時間方面平均值為 80.52 時/週，標準差為 30.63 時/週，最大值與最小值分別為 125.00 時/週與 32.00 時/週，中位數為 76.81 時/週。居住時間其平均值為 13.29 年，標準差為 6.80 年，最大值與最小值分別為 30.00 年與 1.00 年，中位數為 14.55 年。養育子女數方面平均值為 2.33 人，標準差為 3.74 人，最大與最小值分別為 7.00 人與 0.00 人，中位數為 2.48 人。夫妻年齡差異其平均值為 5.76 年，標準差為 2.68 年，最大值與最小值分別為 13.00 年與 0.00 年，中位數為 5.21 年。夫妻受教育年數差異其平均值為 3.28 年，標準差為 2.16 年，最大值與最小值分別為 5.00 年與 0.00 年，中位數為 4.15 年。夫妻收入差異其平均值為 1.12 萬元/月，標準差為 0.78 萬元/月，最大值與最小值分別為 9.50 萬元/月與 0.00 萬元/月，中位數為 1.03 萬元/月。夫妻工作時間差異其平均值為 2.59 小時/週，標準差為 1.74 小時/週，最大值與最小值分別為 10.00 小時/週與 0.00 小時/週，中位數為 3.77 小時/週。

表 3 為住屋屬性變數之敘述性統計。在住宅樓地板面積方面平均值為 23.13 坪/戶，標準差為 9.58 坪/戶，最大值與最小值分別為 95.31 坪/戶與 5.38 坪/戶，中位數為 22.57 坪/戶。在房間數方面平均值為 2.74 間/戶，標準差為 3.23 間/戶，最大值與最小值分別為 5.00 間/戶與 1.00 間/戶，中位數為 2.52 間/戶。其廳數平均值為 1.16 廳/戶，標準差為 1.63 廳/戶，最大值與最小值分別為 1.50 廳/戶與 1.00 廳/戶，中位數為 1.14 廳/戶。衛浴套數方面平均值為 1.72 套/戶，標準差為 1.17 套/戶，最大與最小值分別為 3.00 套/戶與 1.00 套/戶，中位數為 1.07 套/戶。

表 2 家戶屬性變數之敘述性統計

變數 (單位)	平均值	標準差	最大值	最小值	中位數
家庭月收入 (萬元/月)	7.41	1.26	34.89	2.40	6.45
家庭每週工作時間 (小時/週)	80.52	30.63	125.00	32.00	76.81
居住時間 (年)	13.29	6.80	30.00	1.00	14.55
養育子女數 (人)	2.33	3.74	7.00	0.00	2.48
夫妻年齡差異 (年)*	5.76	2.68	13.00	0.00	5.21
夫妻受教育年數差異 (年)*	3.28	2.16	5.00	0.00	4.15
夫妻收入差異 (萬元/月)*	1.12	0.78	9.50	0.00	1.03
夫妻工作時間差異 (小時/週)*	2.59	1.74	10.00	0.00	3.77

註：*表示是妻子的變數值減去先生的變數值取絕對值。

表 3 住屋屬性變數之敘述性統計

變數 (單位)	平均值	標準差	最大值	最小值	中位數
住宅樓地板面積 (坪)	23.13	9.58	95.31	5.38	22.57
房間數 (間)	2.74	3.23	5.00	1.00	2.52
廳數 (廳)	1.16	1.63	1.50	1.00	1.14
衛浴套數 (套)	1.72	1.17	3.00	1.00	1.07

二、研究假說

由文獻回顧可得知，家戶在短期內的遷移決策因為居住區位改變，生活方式必須重新調適，導致住宅失衡與居住不穩定。本文認為家戶居住穩定性的主要影響因素大致可分為三類：(1) 家戶因素，(2) 住宅變異性，(3) 政府政策。基於資料來自「2010 年華人家庭動態資料庫的建立：第十二年計畫 (RR2010)」的調查內容，第一類家戶因素，家戶最重要的組成份子先生與妻子，先生與妻子共變量間相對位置會影響住宅穩定性。包

含：(1) 夫妻年齡差異，(2) 夫妻受教育年數差異，(3) 夫妻每週工作時間差異，(4) 夫妻每月收入差異⁴。第二類住宅變異性，是指住屋屬性與家戶屬性間共變量，利用典型相關分析求取住戶屬性與住屋屬性間的共變量 (即住宅典型因子)，並且計算二者典型因子得點值標準化之差異值的絕對值。住屋屬性包含：住宅樓地板面積、房間數、廳數、衛浴套數等；住戶屬性包含：家庭每月收入、家庭每週工作時間、現宅居住時間、家庭養育子女數。第三類是指政府補助金額。綜合上述本文假說如下：

假說 1. 夫妻年齡差異顯著正向影響居住穩定性。夫妻之間年齡差異如果愈大，因為年齡的差異增加改變現有居住決策的協商成本，搬遷的成本愈高，搬遷選擇的機率會降低，居住愈趨於穩定。

假說 2. 夫妻受教育年數差異顯著負向影響居住穩定性。夫妻之間教育程度差異愈大，顯示有一方教育程度高，而有一方教育程度低，取得意見一致的改變現有居住決策的協商成本低。居住穩定性愈低。

假說 3. 夫妻每週工作時間差異顯著負向影響居住穩定性。夫妻之間每週工作時間差異愈大，顯示工作型態與時間分配差異愈大，會改變現有居住狀況已調適彼此間的差異，取得雙方改變現有居住決策的協商成本低，居住穩定性愈低。

假說 4. 夫妻每月收入差異顯著負向影響居住穩定性。夫妻之間收入差異愈大，顯示有一方收入較高，收入愈高者搬遷機率愈高，而且達成改變現有居住決策的協商成本低，居住穩定性愈低。

假說 5. 家戶與住屋屬性變異顯著負向影響居住穩定性。家戶與住屋間的差異性愈大，顯示二者間相關性愈低，會降低居住穩定性。

假說 6. 政府補助顯著負向影響居住穩定性。政府對家戶生活需求的補貼，會減少搬遷成本，增加搬遷的機率，會降低居住穩定性。

⁴ 共變量「夫妻年齡差異」、「夫妻受教育年數差異」、「夫妻每月收入差異」在文獻的使用可參考 Lehrer (1988)。「夫妻每週工作時間差異」則可參考 Danziger and Neuman (1999)。

三、台灣地區經驗研究

本文以「中央研究院人文社會科學研究中心華人家庭研究計畫」所釋出之「2010 年華人家庭動態資料庫的建立：第十二年計畫 (RR2010)」資料為依據，在第一階段利用 Statistica 8.0 統計軟體以「典型相關分析」求取住屋屬性及住戶屬性間之住宅變異性；第二階段則利用 Stata 12.0 經濟計量軟體以「binary logit 模型」分析住戶之穩定居住決策，外生變數包含：住宅變異性及夫妻共變量與政府補助。

(一)住宅變異性

住宅變異性指標的測量是利用「典型相關分析」做為計算之依據。典型相關係數愈高者，家戶典型因子與住屋典型因子間的共通特質越相近。典型相關係數越低，則顯示典型因子間的共通特質越相異。

1. 家戶屬性與住屋屬性之典型相關分析

利用典型相關分析，建立家戶屬性與住屋屬性間的共通特質，即住宅典型因子。假設家戶屬性為向量 \mathbf{X} 與住屋屬性為向量 \mathbf{Y} ，其中向量 \mathbf{X} 包含表 4 所列之四個家戶屬性，向量 \mathbf{Y} 包含表 4 所列之四個住屋屬性。操作結果如表 4，表 4 顯示，第一組及第二組住宅典型因子相關係數 σ 分別為 0.76 ($p < 0.01$) 與 0.61 ($p < 0.05$)，在顯著水準 5% 下不等於 0。第三組與第四組住宅典型因子相關係數分別為 0.27 與 0.13，在 10% 顯著水準下等於 0，因此剔除不予分析。第一家戶典型因子向量 χ_1 線性組合之典型負荷量，代表住戶屬性對第一家戶典型因子貢獻重要性，強弱依序為「居住時間」、「家庭收入」、「家庭工作時間」、「養育子女數」，而且皆大於 0.3，表示四個住戶屬性顯著影響第一家戶典型因子。第一住屋典型因子向量 η_1 之線性組合之典型負荷量，代表住屋屬性對第一住屋典型因子貢獻重要性，強弱依序為「住宅樓地板面積」、「房間數」、「衛浴套數」、「廳數」，而且皆大於 0.3，表示四個住屋屬性顯著影響第一住屋典型因子。第二家戶典

型因子向量 χ_2 線性組合之典型負荷量，代表家戶屬性對第二家戶典型因子貢獻重要性，強弱依序為「家庭收入」、「家庭工作時間」、「居住時間」、「養育子女數」，而且皆大於 0.3，表示四個家戶屬性顯著影響第二家戶典型因子。第二住屋典型因子向量 η_2 之線性組合之典型負荷量，代表住屋屬性對第二住屋典型因子貢獻重要性，強弱依序為「住宅樓地板面積」、「廳數」、「房間數」、「衛浴套數」，而且皆大於 0.3，表示四個住屋屬性顯著影響第二住屋典型因子。

向量 \mathbf{X} 的第一家戶典型因子 χ_1 與向量 \mathbf{Y} 的第一住屋典型因子 η_1 間的典型根為 58%。四個家戶屬性變異量佔 χ_1 總變異量的 25.53%，四個家戶屬性經由第一組住宅典型組合 (χ_1, η_1) 可以解釋家戶屬性變異量之 10.16%。四個住屋屬性變異量佔 η_1 總變異量的 45.66%，四個住屋屬性經由第一組住宅典型組合 (χ_1, η_1) 可以解釋住屋屬性變異量之 9.23%。向量 \mathbf{X} 的第二家戶典型因子 χ_2 與向量 \mathbf{Y} 的第二住屋典型因子 η_2 間的典型根為 37%。四個家戶屬性變異量佔 χ_2 總變異量的 18.27%，四個家戶屬性經由第二組住宅典型組合 (χ_2, η_2) 可以解釋家戶屬性變異量之 8.12%。四個住屋屬性變異量佔 χ_2 總變異量的 32.56%，四個住屋屬性經由第二組住宅典型組合 (χ_2, η_2) 可以解釋住屋屬性變異量之 7.14%。

表 4 家戶屬性與住屋屬性典型負荷量

X (家戶屬性)	典型因子				Y (住屋屬性)	典型因子			
	χ_1	χ_2	χ_3	χ_4		η_1	η_2	η_3	η_4
家庭收入	0.8275 [†]	0.7529 [†]	0.2158	0.1106	住宅樓地板面積	0.9728 [†]	0.6391 [†]	0.1104	0.2203
家庭工作時間	0.7039 [†]	0.6428 [†]	0.1099	0.0237	房間數	0.6220 [†]	0.5308 [†]	0.0021	0.1904
居住時間	0.9886 [†]	0.6355 [†]	0.0002	0.0014	廳數	0.4776 [†]	0.5322 [†]	0.2103	0.0002
養育子女數	0.6081 [†]	0.5266 [†]	0.2681	0.0205	衛浴套數	0.5149 [†]	0.3691 [†]	0.1119	0.0005
解釋變異量%	25.53	18.27	12.75	10.23	解釋變異量%	45.66	32.56	28.39	12.25
重疊量數%	10.16	8.12	3.71	1.16	重疊量數%	9.23	7.14	4.11	1.01
典型根 σ^2						0.58	0.37	0.07	0.07
典型相關係數 σ						0.76 ^{***}	0.61 ^{***}	0.21	0.11

註：1. [†]表示典型負荷量 > 0.3。

2. *為 $p < 0.1$ ；**為 $p < 0.05$ ；***為 $p < 0.01$ 。

2. 家戶與住屋相對位置差異性-住宅變異性

胡志平 (1997) 在住宅相對性質之實證測度中，認為住屋與住戶之間所存在相對屬性、而且相互影響稱為「相對性」。本文即利用這個特質，將家戶與住屋間的相對關係，量化並且計算指標值，經過標準化後計算二者差異再取絕對值，定義為「住宅變異性」。

在典型相關分析中，典型因子的係數稱為典型權重 (canonical weights) 亦稱為典型加權係數。首先，將每一個調查的觀察點之家戶屬性與住屋屬性資料代入 (1) 式，即可求取第一家戶及住屋典型因子得點值，並且依 (3) 式再將得點值標準化轉換為可計算基準，求取二者差異值的絕對值可得「住宅變異性」指標，由於是依第一家戶及住屋典型組合計算而得，定義為「住宅變異性 I」。其次，依 (3) 式求取第二家戶及住屋典型因子得點值，再將得點值標準化轉換為可計算基準，求取二者差異值的絕對對值定義為「住宅變異性 II」。家戶屬性與住屋屬性之典型權重整理如下表 5，就第一家戶及住屋典型組合而言，四個家戶屬性與四個住屋屬性的典型權重皆大於 0.3，皆顯著影響第一家戶及住

屋典型組合 χ_1 與 η_1 。家戶屬性方面權重大小依序為「居住時間」、「養育子女數」、「家庭工作時間」、「家庭收入」，住屋屬性方面權重大小依序為「住宅樓地板面積」、「房間數」、「衛浴套數」、「廳數」。第二家戶及住屋典型組合方面，四個家戶屬性及四個住屋屬性的典型權重也皆大於 0.3，皆顯著影響第二住家戶及住屋典型組合 χ_2 與 η_2 。家戶屬性方面權重大小依序為「家庭工作時間」、「養育子女數」、「家庭收入」、「居住時間」，住屋屬性方面權重大小依序為「衛浴套數」、「住宅樓地板面積」、「廳數」、「房間數」。

(二)居住穩定性模型

居住穩定性，本文定義為家戶對未來居住遷移決策期望，即搬遷與否的選擇。為調查選項上之「有 (考慮搬遷)」與「無 (不考慮搬遷)」兩個互斥選擇。藉由 binary logit 模型來分析住戶搬遷決策時所考慮各個因素之性質與影響程度 (表 1)。

表 5 家戶屬性與住屋屬性典型權重

X (家戶屬性)	典型權重		Y (住屋屬性)	典型權重	
	χ_1	χ_2		η_1	η_2
家庭收入	0.5480 [†]	0.4629 [†]	住宅樓地板面積	0.8600 [†]	0.5378 [†]
家庭工作時間	0.6952 [†]	0.6115 [†]	房間數	0.6767 [†]	0.3711 [†]
居住時間	0.9809 [†]	0.4289 [†]	廳數	0.5771 [†]	0.5309 [†]
養育子女數	0.7261 [†]	0.5251 [†]	衛浴套數	0.6575 [†]	0.5545 [†]

註：[†]表示典型負荷量 > 0.3。

根據 binary logit 模型分析結果如表 6 所示，所有的外生變數的估計係數在 10% 顯著水準下皆顯著不等於 0。估計結果說明如下：(1)「住宅變異性 I」的係數為 -0.0731，表示變異性值增加 1，居住穩定性勝算比降低為 0.9295 倍；(2)「住宅變異性 II」的係數為 -0.2359，表示變異性值增加 1，居住穩定性勝算比降低為 0.7899 倍。由此結果發現，當

住屋與家戶間的變異性增加時，居住穩定性會降低；(3)「夫妻年齡差異」的係數為 0.0637，即當「妻子年齡與先生年齡」差異絕對值增加 1 年，居住穩定性勝算比增加為 1.0658 倍。此結果顯示當妻子的年齡與先生的年齡差異愈大，居住穩定性會增加；(4)「夫妻受教育年數差異」的係數為 -0.0332，表示當「妻子受教育年數與先生受教育年數」差異絕對值增加 1 年，居住穩定性勝算比降低為 0.9673 倍。結果顯示當妻子的受教育年數與先生的受教育年數差異愈大，居住穩定性會降低；(5)「夫妻收入差異」的係數為 -0.3294，當「妻子每月收入與先生每月收入」差異絕對值增加 1 萬元，居住穩定性勝算比降低為 0.7194 倍。顯示妻子的每月收入與先生的每月收入差異愈大，居住穩定性會降低。(6)「夫妻工作時間差異」的係數為 -0.0181，即當「妻子的每週工作時間與先生的每週工作時間」差異絕對值增加 1 小時，居住穩定性勝算比降低為 0.9821 倍。顯示當妻子的每週工作時間與先生的每週工作時間差異愈大，居住穩定性會降低。(7)「政府補助」的係數為 -0.2759，即當「政府補助」增加 1000 元，居住穩定性勝算比降低為 0.7589 倍。此結果顯示當政府對住戶的補助增加時，居住穩定性會降低。

綜合上述，在七個變項中，僅「夫妻年齡差異」對居住穩定性為正向影響。其他變數「變異性 I」、「變異性 II」、「夫妻受教育年數差異」、「夫妻收入差異」、「夫妻工作時間差異」、「政府補助」對居住穩定性為負向影響。

表 6 居住穩定性與住宅變異性、夫妻共變量及政府補助關係

變數名稱	係數	標準誤	p 值	e^{α_i}
住宅變異性 I	-0.0731***	0.0162	0.0000	0.9295
住宅變異性 II	-0.2359***	0.0463	0.0000	0.7899
夫妻年齡差異	0.0637**	0.0350	0.0344	1.0658
夫妻受教育年數差異	-0.0332***	0.0110	0.0013	0.9673
夫妻收入差異	-0.3294*	0.2256	0.0722	0.7194
夫妻工作時間差異	-0.0181***	0.0030	0.0000	0.9821
政府補助	-0.2759***	0.0345	0.0000	0.7589

註：*為 $p < 0.1$ ；**為 $p < 0.05$ ；***為 $p < 0.01$ 。

四、研究假說檢定

操作結果有關研究假說驗證，分述如下：

假說 1. 夫妻年齡差異顯著正向影響居住穩定性

結果分析：夫妻年齡差異的係數估計值在 10% 顯著水準下不等於 0，而且顯著為正值，顯示夫妻之間年齡差異愈大，改變現有居住狀況的決策較不容易取得一致，增加改變現有居住決策的協商成本，搬遷成本高，居住穩定性愈高。假說 1 成立。

假說 2. 夫妻受教育年數差異顯著負向影響居住穩定性

結果分析：夫妻受教育年數差異的係數估計值在 10% 顯著水準下不等於 0，而且顯著為負值，顯示夫妻之間有一方受教育年數較高，教育年數愈高搬遷機率較高，改變現有居住決策的協商成本低，居住穩定性愈低。假說 2 成立。

假說 3. 夫妻每週工作時間差異顯著負向影響居住穩定性

結果分析：夫妻工作時間差異的係數估計值在 1% 顯著水準下不等於 0，而且顯著為負值，顯示夫妻之間工作時間差異愈大，為了調適生活差異改變現有居住決策的協商

成本低，居住穩定性愈低。假說 3 成立。

假說 4. 夫妻每月收入差異顯著負向影響居住穩定性

結果分析：夫妻收入差異的係數估計值在 10% 顯著水準下不等於 0，顯示夫妻之間收入差異愈大，改變現有居住決策的協商成本低，居住穩定性愈低。假說 4 成立。

假說 5. 家戶與住屋屬性變異顯著負向影響居住穩定性

結果分析：「住宅變異性 I」與「住宅變異性 II」的估計係數在顯著水準 1% 下不等於 0，而且負向影響居住穩定性，顯示家戶與住屋間相對位置差異愈高，居住穩定性愈低。

假說 5 成立。

假說 6. 政府補助顯著負向影響居住穩定性

結果分析：「政府補助」的係數估計值在顯著水準 1% 下不等於 0，而且負向影響居住穩定性，顯示住府補助金額愈高，居住穩定性愈低。假說 6 成立。

伍、結論與建議

選擇一個適宜的住宅居住，是一生中最重要決定，有了它也才會有家的安全感。家是人安身立命所在，人不一定有住宅財產，但是不能沒有家。因為家令人有安定感，如果因為外在環境或是內部因素，使得住宅不穩定，便破壞了家的安定感。沒有家，就像斷了根的樹木，生存變得沒有意義。尤其，居住不穩定，工作與生活便無以為繼。協助家戶增加居住穩定度，有助於家庭的安定感，社會才會更安定，生活福祉才得以改善。家庭是由男性與女性組成。本文利用二者共變量差異分析它們對居住穩定性的影響性質與程度。本文結論建議如下：

一、妻子年齡與先生年齡差異與居住穩定性

「夫妻年齡差異」愈大，居住穩定性愈高。婚姻是人口延續的重要因素，除了是政府人口政策的一環，更是都市居住穩定性政策重要的策略，而且夫妻之間年齡的差異愈大，與有利於居住的穩定性。

二、妻子受教育年數與先生受教育年數差異與居住穩定性

「夫妻受教育年數差異」愈低，居住穩定性愈高。政策鼓勵減少夫妻教育程度的差異，如成人繼續教育、公務人員進修教育、加強兩性教育平權。

三、妻子每週工作時間與先生每週工作時間差異與居住穩定性

「夫妻工作時間差異」愈低，居住穩定性愈高。政府對雙薪家庭應予適當的協助，減少夫妻工作時間的差異，有助於居住穩定性。對於都市中比例最多的家庭態核心家庭，學齡前兒童托育與負擔協助，政府也應提出相關對策。

四、妻子每月收入與先生每月收入差異與居住穩定性

「夫妻收入差異」愈低，居住穩定性愈高。政府應落實工作待遇及福利兩性平權，不應有性別歧視尤其是工作任用、工作內容、工作待遇的歧視。除此，政府更應協助工作環境安全制度的建立與執行管理系統的監督。

五、家戶與住屋相對位置與居住穩定性

住宅包含「住屋」屬性與「家戶」屬性，本文利用典型相關分析操作結果，定義住屋與家戶共變量差異值之絕對值為住宅變異性。「住宅變異性」愈高，顯示家戶與住屋間相對位置差異愈高，居住穩定性愈低。

六、政府補助與居住穩定

社會經濟弱勢家戶生活負擔較一般家戶沉重，政府補助可以減輕家庭生活負擔。政府補助對家戶而言具有所得效果，對家戶具正面積極意義，增加未來遷移期待及等待機會。

七、住宅市場與居住穩定性

居住穩定性會影響住宅市場均衡，而且進一步影響住宅價格甚至是住宅負擔，更會影響居住正義。居住穩定性具政策意涵，尤其是弱勢家戶。

八、市場均衡與住宅下瀘

居住穩定性改變會改變住宅市場均衡，住宅次市場均衡價格也會改變，進而改變住宅次市場下瀘流量，住宅福祉也會因此改變。

(收件日期為民國 103 年 9 月 1 日，接受日期為民國 104 年 2 月 6 日)

參考文獻

一、中文部分

- 王韋能、謝智源與陳智華，2013，「所得稅政策對於經濟成長之影響—以台灣租稅制度為例」，應用經濟論叢，94：155-189。
- 李春長、游淑滿與張維倫，2012，「公共設施、環境品質與不動產景氣對住宅價格影響之研究-兼論不動產景氣之調節效果」，住宅學報，21：67-87。
- 林左裕與程于芳，2014，「影響不動產市場之從眾行為與總體經濟因素之研究」，應用經濟論叢，95：61-100。
- 林幸君與劉力璋，2012，「台灣產業關聯效果與關鍵產業之衡量」，應用經濟論叢，91：1-60。
- 林秋瑾、楊宗憲與張金鶚，1996，「住宅價格指數之研究-以台北市為例」，住宅學報，4：1-30。
- 胡志平，1997，「住宅相對性質之實證測度」，規劃學報，24：21-41。
- 葉家瑜與陳江明，2012，「探討不確定住房需求對旅館成本結構之影響-台灣國際觀光旅館之實證研究」，應用經濟論叢，92：93-117。
- 劉欣芸，2001，「農家已婚婦女勞動參與的多重選擇模型」，農業經濟半年刊，69：31-54。
- 簡錦漢，2013，「2010年華人家庭動態資料庫的建立：第十二年計劃 (RP2010)」，中央研究院人文社會科學研究中心華人家庭研究計畫，台北：中央研究院人文社會科學研究中心、行政院國科會社會科學研究中心。

二、英文部分

- Baker, C. K., K. A. Billhardt, J. Warren, C. Rollins, and N. E. Glass, 2010, "Domestic Violence, Housing Instability, and Homelessness: A Review of Housing Policies and Program Practices for Meeting the Needs of Survivors," *Aggression and Violent Behavior*, 15: 430-439.
- Baker, C. K., S. L. Cook, and F. H. Norris, 2003, "Domestic Violence and Housing Problems: A Contextual Analysis of Women's Help-seeking, Received Informal Support, and Formal System Response," *Violence Against Women*, 9: 754-783.
- Bennett, G. G., M. Scharoun-Lee, and R. Tucker-Seeley, 2009, "Will the Public's Health Fall Victim to the Home Foreclosure Epidemic?" *PLoS Medicine*, 6: e1000087.
- Browne, A. and S. S. Bassuk, 1997, "Intimate Violence in the Lives of Homeless and Poor Housed Women: Prevalence and Patterns in an Ethnically Diverse Sample," *American Journal of Orthopsychiatry*, 67: 261-278.
- Buflin, J. L. and J. Bray, 1998, "Domestic Violence, Criminal Justice Responses and Homelessness: Finding the Connection and Addressing the Problem," *Journal of Social Distress and the Homeless*, 7: 227-240.
- Burgard, S. A., K. S. Seefeldt, and S. Zelner, 2012, "Housing Instability and Health: Findings from the Michigan Recession and Recovery Study," *Social Science and Medicine*, 75: 2215-2224.
- Curtis, M. A., 2007, "Subsidized Housing, Housing Prices, and the Living Arrangements of Unmarried Mothers," *Housing Policy Debate*, 18: 145-170.
- Curtis, M. A., 2011, "The Impact of Housing Subsidies and Prices on Mothers' Living Arrangements: Evidence from the Census," *Housing Studies*, 26: 747-765.
- Danziger, L. and S. Neuman, 1999, "On the Age at Marriage: Theory and Evidence from Jews and Moslems in Israel," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 40: 179-193.
- De Groot, C., C. H. Mulder, and D. Manting, 2011, "Intentions to Move and Actual Moving Behaviour in the Netherlands," *Housing Studies*, 26: 307-328.

- Ellen, I. G. and B. O’Flaherty, 2007, “Social Problems and Household Size: Evidence from New York City,” *Population Research and Policy Review*, 26: 387-409.
- Freeman, G. P. and A. K. Kessler, 2008, “Political Economy and Migration Policy,” *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 34: 655-678.
- Gardner, R. W., G. F. De Jong, F. Arnold, and B. V. Cariño, 1985, “The Best-laid Schemes: An Analysis of Discrepancies between Migration Intentions and Behavior,” *Population and Environment*, 8: 63-77.
- Graves, P., J. C. Murdoch, M. A., Thayer, and D. Waldman, 1988, “The Robustness of Hedonic Price Estimation: Urban Air Quality,” *Land Economics*, 64: 220-233.
- Hacker, K. P., K. C. Seto, F. Costa, J. Corburn, M. G. Reis, A. I. Ko, and M. A. Diuk-Wasser, 2013, “Urban Slum Structure: Integrating Socioeconomic and Land Cover Data to Model Slum Evolution in Salvador, Brazil,” *International Journal of Health Geographics*, 12: 45-56.
- Kan, K., 1999, “Expected and Unexpected Residential Mobility,” *Journal of Urban Economics*, 45: 72-96.
- Lehrer, E. L., 1988, “Determinants of Marital Instability: A Cox-regression Model,” *Applied Economics*, 20: 195-210.
- Lin, C. C. S., 1993, “The Relationship between Rents and Prices of Owner-occupied Housing in Taiwan,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 6: 25-54.
- London, R. A., 2000, “The Interaction between Single Mothers’ Living Arrangements and Welfare Participation,” *Journal of Policy Analysis and Management*, 19: 93-117.
- Lu, M., 1999, “Do People Move When They Say They Will? Inconsistencies in Individual Migration Behavior,” *Population and Environment*, 20: 467-488.
- Metraux, S. and D. P. Culhane, 1999, “Family Dynamics, Housing, and Recurring Homelessness among Women in New York City Homeless Shelters,” *Journal of Family Issues*, 20: 371-396.
- Oswald, F., H. W. Wahl, O. Schilling, C. Nygren, A. Fänge, A. Sixsmith, J. Sixsmith, Z. Széman, S. Tomsone, and S. Iwarsson, 2007, “Relationships between Housing and Healthy Aging in Very Old Age,” *The Gerontologist*, 47: 96-107.

- Pollack, C. E. and J. Lynch, 2009, "Health Status of People Undergoing Foreclosure in the Philadelphia Region," *American Journal of Public Health*, 99: 1833-1839.
- Qualls, W. J. and F. Jaffe, 1992, "Measuring Conflict in Household Decision Behavior: Read My Lips and Read My Mind," *Advances in Consumer Research*, 19: 522-531.
- Ram, B. and F. Hou, 2003, "Changes in Family Structure and Child Outcomes: Roles of Economic and Familial Resources," *Policy Studies Journal*, 31: 309-330.
- Reid, K. W., E. Vittinghoff, and M. B. Kushel, 2008, "Association between the Level of Housing Instability, Economic Standing and Health Care Access: A Meta-regression," *Journal of Health Care for the Poor and Underserved*, 19: 1212-1228.
- Reuveny, R., 2007, "Climate Change-induced Migration and Violent Conflict," *Political Geography*, 26: 656-673
- Robertson, C. T., R. Egelhof, and M. Hoke, 2008, "Get Sick, Get Out: The Medical Causes of Home Mortgage Foreclosures," *Health Matrix: Journal of Law-Medicine*, 18: 65-105.
- Ruhs, M., 2006, "The Potential of Temporary Migration Programmes in Future International Migration Policy," *International Labour Review*, 145: 7-36.
- Schafft, K. A., 2006, "Poverty, Residential Mobility, and Student Transiency within a Rural New York School District," *Rural Sociology*, 71: 212-231.
- Shinn, M., B. C. Weitzman, D. Stojanovic, J. R. Knickman, L. Jimenez, L. Duchon, S. James, and D. H. Krantz, 1998, "Predictors of Homelessness among Families in New York City: From Shelter Request to Housing Stability," *American Journal of Public Health*, 88: 1651-1657.
- Toro, P. A., C. W. Bellavia, C. V. Daeschler, B. J. Owens, D. D. Wall, J. M. Passero, and D. M. Thomas, 1995, "Distinguishing Homelessness from Poverty: A Comparative Study," *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63: 280-289.
- Victor, C. R., 1987, "Housing Stress and Social Stress: A Study of Nottingham C. B.," in Yaday, C. S., ed., *Perspectives in Urban Geography*, 61-74, New Delhi: Concept Publishing Company Press.
- Walther, G. R., E. Post, P. Convey, A. Menzel, C. Parmesan, T. J. C. Beebee, J. M. Fromentin, O. H. Guldborg, and F. Bairlein, 2002, "Ecological Responses to Recent Climate

Change,” *Nature*, 416: 389-395.

Analysis on Inhabitation Stability with Influence from Housing Variation*

Chich-Ping Hu**

Abstract

A suitable house for individuals is the most important object to accomplish with one's efforts. Owning a comfortable house for a family should always consider to meet between living space demand and family need. Households will not often relocate for the reason that living is stable associated with the housing properties of immobility, heterogeneity, high using cost, and environmental quality need only if inevitable requirements take place. But for the disadvantaged families will always be forced to sacrifice stable residence situation to be survived due to considerable living burden and supportive financial lack. This research defines the covariate between household attributes and dwelling attributes as housing canonical factor playing the role to affect the decision of inhabitation stability. For the interpretation of influenced property and level on inhabitation stability from housing canonical factor and relative variables, this research applies two stage estimation to establish investigative model. In the first stage, the canonical correlation analysis method is used to find the covariate between household attributes and dwelling attributes as the input for the calculation of housing

* The author is grateful to the financial support from the National Science Foundation (NSC 100-2410-H-130-057-) of Taiwan.

** Associate Professor, Department of Urban Planning and Disaster Management, Ming Chuan University. Corresponding Author. Tel: 886-3-3507001 ext 5050, Email: chphu@mail.mcu.edu.tw.

canonical factor score with statistical significance test by official data in Taiwan area. Housing variation can be derived for absolute value of the gap between two standardized housing canonical factors selected for the calculation of factor scores by canonical equations. In the second stage, the Binary Logit model is then used to investigate the affected properties and level on inhabitation stability from housing variation, couple's covariates, and government subsidy policy. The result shows that inhabitation stability is negatively affected by other couple's covariates, housing variation, and government subsidy only if it is positively affected by couple's ages gap.

Keywords: House, Family Need, Heterogeneity, Housing Canonical Factor, Housing Variation

JEL Classification: R21, R28, R23