

學術論著

空屋移轉模型—住宅部門之互動分析*

Housing Vacancy Transfer Model- A Study of Housing Sector Interaction*

華昌宜** 胡志平***

Chang-I Hua**, Chich-Ping Hu***

摘要

本文利用美國Cleveland的人口資料探索家庭間及住宅間的互動關係。人口遷移會伴隨相反的空屋移轉，也代表住宅需求與供給的改變。在1937-39年的統計資料中，顯示三個年度空屋鏈長度分別為3.07、3.83、4.21，呈現逐年增加的趨勢。依十分位分成十組家庭，利用邊際總和調整因子重新分配家庭分配，結果發現模型的配適度極佳。中等租金水準家庭的空屋鏈長度高於高租金及低租金水準家庭。空屋鏈結束最主要的原因是家庭遷入與家戶形成，住宅拆除對於空屋結束並不是很重要的因素。相關分析結果顯示，人口遷移乘數和空屋鏈長度與租金十分位數間的差異值間具有高相關。

關鍵詞：住宅變遷、人口遷移、空屋鏈長度

ABSTRACT

This article uses the population data of Cleveland in the United States to explore the interaction between families and houses in the process of housing change. Population migration will be accompanied by the opposite transfer of vacant houses, which represents changes in housing demand and housing supply. In the statistical data of the three years from 1937 to 39, the result of empirical analysis shows that the lengths of the vacancy chain in the three years are 3.07, 3.83, and 4.21 respectively, which shows an increasing trend annually. Divide the households into ten groups according to the rent level of decile, and then use the marginal sum adjustment factor to redistribute the household distribution. The result shows that the model fits very well. Moreover, the length of vacancy chain for households with medium rent levels is higher than the those of families with the highest rents and the lowest rents. The main reason for the end of the vacancy chain is the family move-in and the household formation. The demolition of the house is not a very important factor for the end of the vacancy chain. According to the result of the correlation analysis, there is a high correlation among the population migration multiplier, the length of the vacancy chain and the rent decile gaps.

Key words: housing change, population migration, length of vacancy chain

(本文於2021年4月12日收稿，2021年4月28日審查通過，實際出版日期2021年12月)

* 本文部分摘譯自華昌宜教授1972年Harvard University博士論文「Modelling Housing Vacancy Transfer in the Study of Housing Sector Interaction」。

This article is partially excerpted from the 1972 Harvard University doctoral dissertation "Modelling Housing Vacancy Transfer in the Study of Housing Sector Interaction" by Professor Hua, Chang-I.

** 國立臺灣大學建築與城鄉研究所退休教授

Emeritus Professor, Graduate Institute of Building and Planning, National Taiwan University, Taipei, Taiwan.

*** 銘傳大學都市規劃與防災學系教授，通訊作者

Professor, Department of Urban Planning and Disaster Management, Ming Chuan University, Tao Yuan, Taiwan.

E-mail: chphu@mail.mcu.edu.tw

一、前言

截至今日用於研究地區住宅市場或指導政府住宅計劃的現有理論和分析工具遠遠不夠。由於異質性，不可移動性和對偶性是住宅的基本特徵，因此有必要根據研究目的和數據限制將地區住宅系統劃分為不同住宅部門。但是，這些住宅部門之間互動和相互依存的機制的知識尚不完善。這些互動當然可以透過部門之間的家庭流動來體現。空屋移轉是家庭流動的相反過程。但是，透過分析空屋移轉過程來研究部門間的相互作用有明顯的優勢。臺灣地區目前為止，最近二次人口及住宅普查資料顯示，2000年的空屋率為17.6%，2010年的空閒住宅率為19.3%，10年間提升了1.7%。另依據營建署的不動產資訊平台顯示，2019年臺灣地區低度使用(用電)住宅比例為10.17%，顯示住宅閒置的問題相當嚴重。閒置的住宅一方面代表住宅市場的分配機制出現問題，另一方面也顯示住宅福祉有了嚴重的偏差。了解空屋移轉有助於空屋問題的釐清，才有利於住宅福祉的提升(註1)。Rapkin et al.(1953)首先強調了房屋之間可替代性的重要性以及定義房屋次市場的任務。他們還詢問了空置率與價格變化之間的關係。Grigsby(1963)主張在家庭流動的基礎上研究住宅次市場之間的聯繫，但未能提出分析性表述。Ratcliff(1949)，Fisher & Winnick(1961)，Lowry(1960)，Grigsby(1963)與Smith(1964)代表住宅下瀉的論述傳統，是對住宅部門之間互動性質的另一種探索。目前雖然有許多研究與文獻關注住宅下瀉的意義與內涵，但是仍未有一致的見解，因此從新的方向探討有意義的交互作用度量應該是一個可行的研究取向(彭建文，張金鶚，1995；張金鶚，彭建文，1999；花敬群，2001；林韋宏等，2003；彭建文，2004)。房屋從業人員一直關注房屋空置率，但沒有分析工具來處理空置率。空屋的庫存圖既不令人滿意也不有用。將部門相互作用的分析與對住宅空置的旨趣進行整合的步驟是，透過家庭搬遷將空屋移轉作為次市場之間的聯繫。住宅存量變化可以直接納入空屋移轉分析中。此外，空屋移轉可能具有促進建模的隨機過程的獨立性。Kristof(1965)以經驗方式追溯了紐約市的空屋鏈，這是一個有限的開創性分析。Lansing & Leslie(1957)將這種方法的規模擴大到了全國，並估計平均空屋鏈長度是3.5。Kristof(1965)和Lansing & Leslie(1957)都缺乏理論框架。White(1971)首先提出了嵌入式Markov Chain用於估計住宅部門乘數。他使用一組分配的空屋移轉概率演示了該模型。本文旨在驗證和證實住宅空置移轉過程的隨機模型，特別是嵌入式Markov Chain模型。根據人口普查數據重新估算了美國的平均住房空屋鏈長度(註2)。討論嵌入式Markov Chain的理論，並提出了應用和測試程序。使用Cleveland的匯總數據來測試模型。結果顯示觀測數據與模型預測的配適極好，因此該模型被認為是有效的。透過測試也可以了解Cleveland的住宅過程。

本文的案例雖然是以美國的背景值為依據，但是空屋的問題在臺灣依然存在且嚴重的影響住宅福祉，探究空屋移轉亟需理論輔助作為諸多實際政策佐據。

二、空屋鏈分析

雖然分析空屋鏈最吸引人的部分是探討住宅部門空屋鏈的移轉路徑，但是有關空屋鏈長度及住宅乘數的分析也至為重要。機率模型在住宅各部門的空屋鏈已知條件下，便可以權重求取整體的期望空屋鏈長度。機率模型可以經由假設與努力增加效度下應用分析。以下將以機率模型為依據，加入住宅系統的資料後計算空屋鏈長度。經驗研究中估計美國住宅系統的

空屋鏈起始於Lansing & Leslie(1957)，本節將先回顧與批判他們的工作。該文是以總體資料而非樣本資料，他們認為總體資料容易取得及可以估計。最重要的是如何應用普查資料，而估計空屋鏈長度的期間是1957-59。令人驚訝的是，利用該法預測1966-67與同期的空屋鏈長度相當一致，儘管有許多的批判。

Lansing & Leslie(1957)的工作主要是訪談起始於新建住宅遷移的住戶。他們想要知道：(1)空屋鏈住宅是否都為低價值住宅，(2)空屋鏈為何結束，(3)空屋鏈長是多少。第三部分的答案是3.5。稍晚，他們利用全國資料重新估計，確認空屋鏈長度為3.5。事實上，他們是第一個估計全國的空屋鏈長度的研究，並且提供做為住宅政策的參考依據。

在1956年中，一共訪談起始於新建餘屋的空屋鏈1,144戶。每一個住戶被詢問遷移的起始點，而且每一個空屋鏈被追蹤直到「邏輯結束」，主要的原因是空屋被拆除，或是外部遷入者進住。表一是1,000個空屋變遷過程，結果顯示空屋鏈長度不同，損失率也不同。前4個階段尚可接受，爾後的損失率沒有變化。19個步驟總存活鏈為3,545戶除以起始的1,000戶得到平均鏈長度為3.5。以不同計算方式得到的結果為3.65。不論是3.5或3.65並不是重點，而是機率論估計的結果，起始的空屋沒有從美國住宅市場消失。

持不同見解的研究認為引用的資料來源無法真正專換為住戶的各種項目。首先目前人口報告中的遷移率不可以被使用來乘上目前住戶數得到遷移住戶。原始資料是以個人而非住戶為依據，一個與空屋移轉無關的沒有移動的住戶會被計入空屋是因為有移動的人。第二將婚姻與住戶形成視成相同終結空屋鏈顯然不當，婚姻只有在結婚宴會時沒有住宅才會終結空屋，如果二人都有住宅反而會增加空屋而非終結空屋。第三總死亡數除以得到住戶消失數會產生空屋是一個粗略的估計方法，代表老年人的平均住戶規模為2。第四非先生太太家庭增加可能是因為其他住戶的重複計算。寡婦先前與2個成年人居住，這種情形便會出現重複計算的問題。

空屋鏈是一個清楚定義的觀念，但是利用追蹤個人鏈長度計算在一個住宅體系空屋鏈長度是非常昂貴的。因為訪談住戶必須追蹤二個空屋，在全國住宅體系下二個空屋間可能相距數千英里，如果有任呵一個住戶拒絕訪談空屋鏈調查便告失敗。因為調查成本極高，僅能以少數樣本調查便可能造成統計偏誤。因此，利用總體資料估計空屋鏈長度較追蹤個體空屋鏈長度為可行。同時，普查資料便更被需要。總體資料與個體資料最主要的差異是前者紀錄在一定期間內住戶遷移數量及住宅變遷數量。但是任何一個時間區段，一定會有一些空屋鏈起始於期段之前，結束在期段之後；有一些空屋鏈起始於期段之間，總體資料計算的空屋鏈長度有可能是完整的，也有可能是不完整的。問題是如何計算完整與不完整的空屋鏈長度。

可以利用下列的觀念：為了計算空屋鏈長度，隨機抽取的空屋應該被視為空屋鏈的起始並且以那個時間計算空屋鏈長度。嚴謹的空屋的定義是空屋的啟始是新建住宅、或住戶消失、或是在地區層級的住戶遷移到社區外。但是它們的差異為何？因此，在任何時間點其它不同於新建住宅的空屋起始都應該被視為空屋起始。如同投擲一個錢幣在這個數列的任何位置都可以被視為起始。住戶遷移不同於遷移的住戶或是美國普查資料中的遷移人口。住戶消失可以從住戶形成取得，二者間的差異為住戶變遷。但是事實上住戶形成本身即無資料，而住戶形成是人口驅動、社會經濟與個人偏好間互動的結果，是一個極為有意義的變數。經常被用來表示社區的住戶的變遷，因此許多的專業者常利用戶長率估計之。為了分析空屋鏈必

表一 起始於新建餘屋空屋鏈1000存活數^d

位置	該位置數量 ^b	估計損失比例 ^c	損失 ^b
1	1,000	23.8	238
2	762	27.3	208
3	554	32.8	182
4	372	30.1	112
5	260	30.1	78
6	182	30.1	55
7	127	30.1	38
8	89	30.1	27
9	62	30.1	19
10	43	30.1	13
11	30	30.1	9
12	21	30.1	6
13	15	30.1	5
14	10	30.1	3
15	7	30.1	2
16	5	30.1	2
17	3	30.1	1
18	2	30.1	1
19	1	30.1	a
計	3,545		999

註：a<1，b：單位為「戶」，c：代表地點1、2、3的觀察百分比，其餘地點則是平均百分比，單位為%，d：本調查的目的是Lansing團隊利用選取新建空屋樣本執行空屋移轉訪談以了解空屋鏈長度。主要是想藉由訪談確認：1.空屋鏈是否具有住宅價值遞減的特質，2.空屋鏈結束的原因，3.空屋鏈的平均長度。實際上共訪談了新建住宅的住戶共1,144戶，每個住戶被詢問確認換屋的起始地點，如此每一條空屋鏈依次被追蹤直到空屋鏈邏輯結束，大部分結束的原因是被拆除或是住戶遺留的空屋被居住或是沒又進一步的資訊。調查後所有的空屋鏈在每一個階段每一個地點的損失比例被計算後，依此製作表一。表一顯示1,000戶新建空屋理論上會如何逐步地減少直到19個步驟所有的空屋鏈全部結束，19個步驟剩餘的空屋總數為3,545戶，除以起始空屋數1,000戶得到平均空屋鏈長度為3.5。

資料來源：Lansing et al.(1969)

須計區隔住戶形成與住戶消失。定義住戶形成包含任何形式的新住戶遷入並且持有住宅單元，即包含戶長與遷移的條件同時成立。住戶形成的條件有婚姻與不同類型的去雙成單。(註3)與此相似的住戶消失包含任何形式的住戶瓦解與釋出住宅單元，它也需要戶長與遷移的條件同時成立。住戶消失的來源有婚姻(永有住宅的單身女性結婚)、離婚、死亡、與不同類型的成雙去單。

令人驚訝的是估計的結果與Lansing & Leslie(1957)估計的結果極為一致，而且圖形顯示二個研究成果相同。但是有些不同的結論，Lansing僅使用新建住宅的樣本空屋鏈，如果他們估計1956-1959年的國家平均空屋鏈為3.5，則應該是低估。事實上他們發現空屋鏈長度會隨著

住宅價格或租金而減少，代表新建住宅的價格相較於其他來源的空屋的價格為高。因此他們的低估部分是因為代表性樣本及錯誤的計算過程的問題，應該是3.65而非3.5。住宅具有異質性，一個1,100空屋不一定代表全部都是新建住宅。所有的新建住宅是自大都市中抽取的，建成密集的都市地區的行為與小城鎮及鄉村地區的行為是不同的。事實上Kristoff發現紐約市來自新建住宅的空屋鏈長度為2.4。來自新建住宅的空屋鏈長度高於平均空屋鏈3.5多少？約為總遷移住戶數的2/3。由此可知新建住宅對住戶遷移影響的重要性。Lansing & Leslie(1957)認為新建住宅引起的住戶遷移佔總住戶遷移的一半。

整體的住宅空屋鏈是很重要的資訊。但是要獲得沒有偏誤的全國空屋鏈長度的估計需要花費極高成本去追蹤個人，而且美國普查資料更有遺漏資訊的問題。Lansing & Leslie(1957)團隊估計國家平均空屋鏈長度為3.5，這個估計是基於全國資料樣本的修正結果。整體而言他們低估了真實的空屋鏈長度。

三、研究方法

本文將住宅視為系統的某個部門，部門間的互動與相依分析就變得重要。Markov Chain模型是一個機率性模型，非常適合應用來分析部門間互動關係，並且進一步預測未來部門的變遷情形。模型說明如下：

(一) 住宅空屋移轉Markov Chain模型

假設都市的住宅系統分成1,2,...,s個部門，矩陣 $\tilde{M} = \{m_{ij}\}$ 代表在時間 $t=0$ 至 $t=T$ 期間由部門遷移至部門 j 的住戶數量。另外再加入住戶形成Z與住戶消失F二個部門。令矩陣 $\tilde{N} = \{n_{ij}\}$ 為矩陣 $\tilde{M}$ 轉置矩陣，可以得到因住戶遷移而導致的住宅空屋移轉矩陣。各部門的住戶數量如下(1)式：

$$\begin{aligned}\tilde{H}(0) &= \tilde{B}(0) - \tilde{V}(0) \\ \tilde{H}(T) &= \tilde{B}(T) - \tilde{V}(T)\end{aligned}\quad (1)$$

其中 $\tilde{H}(0)$ 與 $\tilde{H}(T)$ 代表時間 $t=0$ 與 $t=T$ 的住戶數量， $\tilde{B}(0)$ 與 $\tilde{B}(T)$ 代表時間 $t=0$ 與 $t=T$ 時的住宅數量， $\tilde{V}(0)$ 與 $\tilde{V}(T)$ 代表時間 $t=0$ 與 $t=T$ 時的空屋數量。系統滿足一致性條件如下(2)式：

$$n_{.i} - n_{i.} = V_i(T) - V_i(0)\quad (2)$$

其中 $n_{.i}$ 代表其他部門移轉至 i 部門新增空屋數， $n_{i.}$ 代表 i 部門移轉至其他部門的空屋數。令 $\tilde{v}_A(0)$ 、 $\tilde{v}_A(T)$ 代表不同時間的有效空屋數， $\tilde{v}_I(0)$ 、 $\tilde{v}_I(T)$ 為不同時間的閒置空屋數。令矩陣 $\tilde{P} = \{p_{ij}\}$ 為矩陣 $\tilde{N}$ 除以 $n_{i.}$ 即部門 i 移轉至部門 j 的機率。依Markov Chain模型的假設如下(3)式：

$$\tilde{V}(1) = \tilde{V}_I(0) + \tilde{V}_A(0)\tilde{P}_1 + \tilde{U}(1)\quad (3)$$

其中 $\tilde{P}_1$ 為部門 $i=1$ 至 s 的移轉機率， $\tilde{V}(1)$ 為 $\tilde{V}_A(0)$ 中的每一個空屋移轉後的向量， $\tilde{U}(1)$ 為第一次移轉時增加的遷出住戶數量、住戶消失數量、新建住宅數量、變更使用數量、再生住宅數量的總和。上式擴充至 K 期後如下(4)式：

$$\tilde{V}(K) = \tilde{V}_I(0) + \tilde{V}_A(0)\tilde{P}_1^K + \sum_{i=1}^K \tilde{U}(i)\tilde{P}_1^{K-1} \dots (4)$$

(二) 移轉過程的Markov Chain理論

令矩陣 $\tilde{Q} = \{q_{ij}\} = (I - \tilde{P}_1)^{-1}$ 代表空屋鏈開始於部門*i*出現於部門*j*的數量。空屋總乘數如下(5)式：

$$\hat{Q} = \tilde{Q} \times I \dots (5)$$

其中*I*為單位矩陣。住戶乘數可以下式求之：

$$\tilde{E}^G = \tilde{Q} \times \tilde{P}^G \dots (6)$$

其中 $\tilde{P}^G$ 為空屋鏈結束向量(包含：拆除、毀損)。令 $\tilde{J}^G$ 為空屋鏈因為實質因素結束的機率向量，住戶乘數向量 $\tilde{E}^G$ 乘上空屋鏈結束機率列向量 $\tilde{J}^G$ 如下(7)式：

$$\tilde{Q}^G = \{Q_{ij}^G\} = \tilde{E}^G \times \tilde{J}^G = \tilde{Q} \times \tilde{P}^G \times \tilde{J}^G \dots (7)$$

因此，依空屋乘數調整住戶乘數矩陣如下(8)式：

$$\tilde{Q}^* = \tilde{Q} - \tilde{Q}^G \dots (8)$$

住戶乘數向量如下(9)式：

$$\hat{Q}^* = \tilde{Q}^* \times I \dots (9)$$

利用上式可以求得總遷移住戶數量與平均鏈長度如下(10)與(11)式：

$$m = I \times \tilde{N}_3 \times \hat{Q}^* \dots (10)$$

$$\bar{L} = (I \times \tilde{N}_3 \times \hat{Q}^*) \times (I \times \tilde{N}_3 \times I)^{-1} \dots (11)$$

其中 $\tilde{N}_3$ 為空屋數量或式空屋鏈起始數量。

(三) 假設

Markov Chain最關鍵的假設是事件與過去無關。在這一點上，住宅空屋移轉模型似乎比其他Markov Chain應用程序具有更強的論據。在現實世界中，尤其是在社會過程中，很少有事件應該被視為獨立於過去。但是，為了滿足Markov Chain的要求，它們被假設為獨立的。如：假設從祖父身份到父親身份的轉變與從父親到子女的社會流動性無關。個人以前的職業/行業與當前的職業改變沒有影響。選民或買主過去如何改變態度或習慣不會影響從現在開始如何改變自己的偏好，依此類推。這些似乎都是非常脆弱的假設。更令人疑問的是：組織過去的成長或衰落是否不會影響未來規模狀態的轉變，患者過去的發展方式如何對其未來生存沒有影

響，場地過去的土地使用記錄與將來的使用變化等無關。

但是，就過去事件的獨立性而言，空屋移轉與實體移轉根本不同。空屋移轉是對涉及反向真實轉移的抽象化。因此，空屋移轉的機率是否獨立於過去的假設意味著，前任居住者所進入的狀態是否會影響下一個居住者所處的狀態的可能性。獨立性顯而易見，在住宅空屋移轉的情況下，Markov Chain屬性意味著一旦房屋空置，下一個家庭將要進入的住宅部門的機率分布與前一個居住者所進入的部門無關。這看起來完全合理。實際上，空屋將家庭搬遷的兩個事件分隔開了--這應該確保住宅空屋移轉的獨立性。

除此以外，White(1971)還透過經驗案例檢驗證明了其Markov Chain職位空缺模型的有效性，為住宅空屋移轉的Markov性質假設提供了支持。住宅空屋移轉的過程不僅與職位空缺移轉的過程非常相似，而且在許多方面都比後者更簡單明瞭。住宅單位更具體，定義更明確，因此比工作空缺更穩定。家庭是根據住宅單位來定義的，因此住戶與住宅單位之間肯定存在一對一的對應關係，但職缺空置單元是White(1971)模型的工作要素。人與工作之間的關係不一定相同。雖然搬家的住戶其閒置空屋的情況相對少見且短暫，但是人換工作的情況更為複雜，除了線性空缺外，如White(1971)指出的至少存在三種可能的二元性移轉鏈：保險槓鏈、同步鏈和吻合鏈。(註4)更重要的是，儘管以前的工作人員的當前工作狀況可能會對繼任者的選擇產生一些輕微的影響，但在住宅空置移轉中卻並非如此--以前的家庭現在居住在享有聲望的地區還是貧民窟幾乎沒有對它空置的房子有影響。

四、案例分析

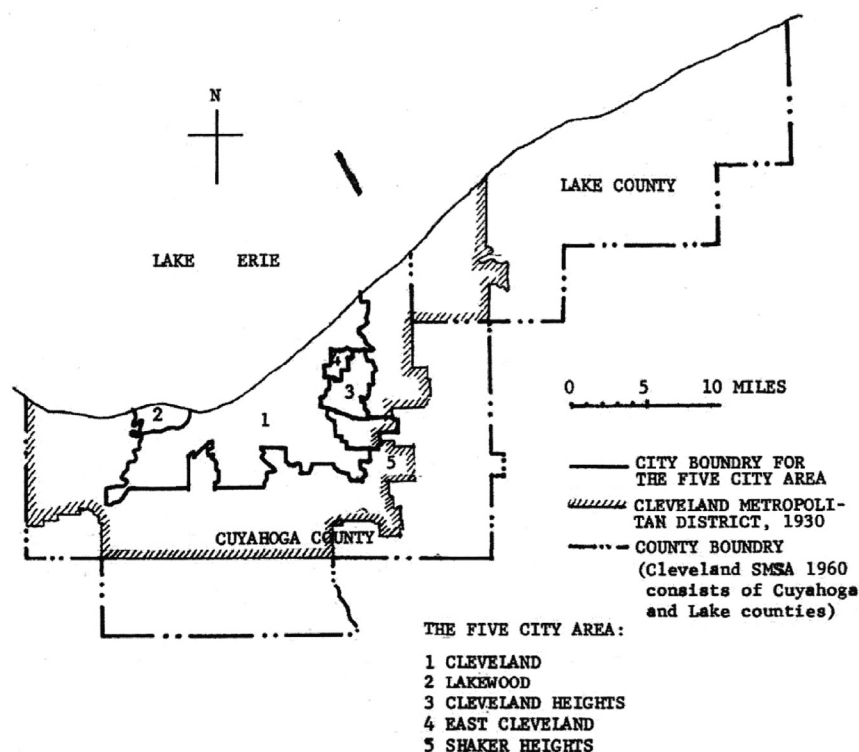
為了測試Markov Chain模型，住戶搬遷應符合以下條件，才能發揮作用：(1)在研究期內，連續記錄並採樣住戶搬遷，或者完整記錄整個過去的居住歷史。(2)在調查期間涵蓋了所有搬出社區的家庭，因此不會遺漏社區內曾經發生過的任何搬遷。(3)記錄所有新成立和解散的家庭。如果不可能追蹤已經解散的家庭，那麼關於新成立家庭的數據應該非常準確，以便可以推斷出解散家庭的訊息。(4)調查必須包含有關該期間住宅存量變化的數據；即新建，拆遷，兼併和改建，拆除和重新裝修的空屋等。(5)所有的住戶遷移數據和住宅存量變化的成分應基於相同的相關住宅屬性；即權屬，價格/租金，面積，位置等。

任何滿足上述規格的分類數據集付諸闕如。本文獲得的唯一的，相對合理的部門分類數據相對完整的匯總數據是Cleveland的住戶遷移和住宅存量數據的資料。該數據由Howard Green三十年前彙編。因此，它用於測試嵌入式Markov Chain模型，以確定觀察到的家庭搬遷計數是否與模型預測相關。最終的配適非常好。結論是，嵌入式Markov Chain模型是研究住宅過程的有價值的工具。

Cleveland數據包含在兩個系列的出版物中。其中之一是Cleveland都會區房地產清單(以下簡稱RPI)，該清單從1932年至1950年每年出版一次，提供每個人口普查區的房地產詳細訊息。此訊息根據房屋和建築物的存量，變更的組成部分，建築物的使用和地段，交易和價格等進行組織。第二本出版物是Cleveland都市區《家庭運動》(以下簡稱為MOF)。該出版物於1933年至1941年出版，提供了每個人口普查區之間的家庭遷移計數，以及每日，每周和每月家庭遷移模式的一些摘要。為了形成住宅空置轉移計數矩陣，以測試嵌入式Markov模型，本文將利用RPI和MOF中的數據。數據的核心是來自MOF的家庭搬家計數。該記錄是從為Cleveland地區

提供服務的電力公司獲得的。

Cleveland都會區於1930年定義，其主要部分落在Cuyahoga郡，一小部分落在Lake郡。它包括12個城市，28個村莊和兩個鄉鎮；佔地306.08平方英里，人口1,194,989。大都市區的地圖如圖一所示。



圖一 Cleveland都會區範圍

資料來源：Hua(1972)

在MOF的1938年、1939年和1940年的每個版本中，都有五個城市地區的「經濟十分位數」(註5)中前一年(從10月到隔年10月)的年度家庭遷移表。根據每個區域的「等量月租金」將五個城市區域的257個人口普查區域分組來獲得經濟十分位數，以使每個經濟十分位數包含五個城市總家庭的十分之一區域。這個10×10子矩陣是N1。為了完成空屋移轉矩陣，必須在子矩陣中添加三個部門：一個部門代表五個城市區域之外的部門(Z部門)，一個部門代表家庭形成和消失(F部門)，以及一個不涉及家庭搬遷的實際創造和終止空屋的部門(G部門)。在1938年、1939年和1940年的RPI版本中，提供過去五年中五個城市地區新建和拆除的住宅單位總數。進入和離開五個城市的家庭總數以及經濟十分之一的百分比分佈都可以從MOF得出，在MOF中，有一張大城市所有社區之間的家庭流動表。從表二中，進入和離開五個城市的家庭總數如下：

表二 Cleveland都會區五個城市家庭遷出與遷入

單位：戶

年	1937	1938	1939
遷出	6,014	5,633	5,449
遷入	12,330	8,625	7,522

儘管這五個城市的地區與Cleveland都會區不同，所以不應使用此比率，但可以接受這五個城市地區從這些比率計算出的百分比分佈。依估計這五個城市的遷入家庭總數分別為1937年的13,400戶、1938年的10,070戶和1939年的9,330戶。三年內家庭總數的下降趨勢與表二上列出的五個城市的家庭下降趨勢非常吻合。這種趨勢可能是由於租金上升所致。當1937年Cleveland地區的租金指數達到歷史最低點42.1時，可能有更多的家庭從外部地區返回。當該指數在1938年上升到70時(即租金在一年內增加了75%)，遷入與遷出的趨勢都下降了。

在估計住戶單位總數之後，下一個問題是如何將其分配到十分位數的每一分位的經濟部門。假設一個社區的經濟十分位之間的家庭形成百分比分佈隨時間推移保持穩定。自1956-59年美國房屋普查：Cleveland在1957-59年間按租金/價格區間對「不同戶長的近期搬家」進行了分類，「不同戶長的近期搬家」的百分比分佈可以得出當年十個經濟部門的十分之一，並且可以估算1937-39年家庭形成的次數分佈。Cleveland自從1959年以來，出租房屋中的「不同戶長的近期搬家者」與「搬家者」之比幾乎為4：1，當時出租的住宅單位僅佔該郡所有住宅的40.2% (1960年)。在1937年至39年間，租屋數量必須佔郡內所有數量的60.9%，這樣的形成必須更加集中在出租住宅中。因此，僅使用1957-59年的租賃住宅數據來得出1937-39年家戶形成的百分比分佈。在十分位的經濟體中，估計的家庭形成百分比分佈的結果如下表三：

表三 Cleveland都會區經濟十分位家戶形成百分比

單位：%

經濟十分位	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
家戶形成百分比	17.3	20.6	16.2	10.3	5.8	3.9	5.2	9.4	8.4	2.8

表三適用於1937-39年的家庭形成量分配到十分位數。關於MOF中空屋的數據與遷入和遷出的經濟十分位的家庭有相同的形式。也就是說，在MOF中，可以找到五個城市地區的總空屋數資料和經濟十分位的百分比分佈。為了得出家庭住戶消失和測試模型的目的，經模擬後獲得了表四至表九的1936年，1937年，1938年和1939年這四年的空屋分佈。仔細檢查三組數據來對五個城市在三年期間的住宅變遷過程進行觀察，無需求助於提出的Markov Chain模型。首先，在G部門中增加新建和拆除舊的數量僅佔所有空屋移轉鏈啟動和終止的一小部分。例如，在1937年，忽略了以現有空屋開始和結束的鏈，在27,763戶(= 6,014戶 + 18,778戶 + 2,971戶)個啟動鏈中，2,971戶新建單元僅佔10.7%，而被拆除的436戶僅佔該鏈初始數量的1.7%。但是，即使忽略了整個Z資訊，Cleveland體系中F和G部門之間的相對比例也與20年後的國家體系相去甚遠。最好的解釋是，在蕭條結束時，新建和拆遷仍然處於極低的水準，而家庭已經開始透過調整和消失來調適住宅需求。其次，經濟部門內部的總空屋移轉(或家庭搬遷)與連鎖終止總數(Z部門、F部門和G部門的列總和)之比三年來不穩定。從1937年的2.09：1(54,574戶 / 26,138戶)改為1938年的2.86：1(55,333戶 / 19,334戶)和1939年的3.27：1(58,238戶 / 17,805戶)。這意味著在三年的時間裡，系統的緊密度不斷提高。換言之，平均鏈長度增加。這也意味著該模型的參數在過去三年中並未保持穩定。但是，這並不意味著有關Markov Chain模型的預測能力。第三，四個空屋分佈的比較揭示了一些有趣的現象。第一個是1936年10月，看起來很正常。空屋數量最多的是第1區，這可能是因為一些廢棄的破舊住宅集中在那兒。數量通常在需求最高的部門中減少了十分之一。第二個是1937年10月，遵循相同的模式，不同的是第二

表四 Cleveland都會區1936年10月至1937年10月經濟十分位數住宅空屋移轉數量 單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Z	F	G	計
1	3,221	855	490	296	271	154	111	82	37	29	747	2,318	180	8,792
2	961	2,838	1,058	668	483	350	315	221	167	54	677	2,774	73	10,639
3	448	776	2,139	869	306	291	227	171	142	61	747	2,171	57	8,405
4	282	423	701	1,983	558	379	251	201	208	81	659	1,381	35	7,141
5	299	236	349	578	2,190	408	505	300	211	146	791	777	9	6,799
6	127	169	303	411	423	1,595	520	549	268	124	1,011	522	30	6,053
7	82	133	210	275	511	587	1,975	771	389	187	967	696	6	6,790
8	85	102	175	231	328	624	810	2,414	959	304	1,319	1,259	17	8,627
9	46	56	136	169	169	236	347	794	2,785	843	2,770	1,125	26	9,503
10	32	30	90	76	193	144	298	475	952	2,682	2,638	375	3	7,988
											(54,574)			
Z	177	177	236	354	401	443	502	886	1,447	1,388	0	0	0	6,013
F	3,077	4,044	2,536	1,288	986	869	874	1,703	1,817	1,579	0	0	0	18,777
G	4	1,860	7	18	40	27	170	105	160	580	0	0	0	2,971
計	8,842	11,699	8,430	7,216	6,859	6,108	6,905	8,672	9,543	8,058	12,329	13,401	436	108,504

表五 Cleveland都會區1936年與1937年經濟十分位數空屋分布 單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1936年10月	1,170	640	515	345	280	350	300	395	520	600
1937年10月	1,230	1,700	540	420	340	405	415	440	560	670

表六 Cleveland都會區1937年10月至1938年10月經濟十分位數住宅空屋移轉數量 單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Z	F	G	計
1	3,161	854	486	285	265	112	104	83	50	21	319	1,741	229	7,710
2	875	2,772	863	460	243	188	170	141	107	25	319	2,083	272	8,519
3	440	820	2,159	710	323	299	192	158	140	50	399	1,630	43	7,363
4	250	469	705	1,993	549	486	257	196	212	58	399	1,036	9	6,620
5	243	270	335	554	2,267	467	528	312	203	168	559	583	12	6,501
6	111	183	291	439	457	1,745	585	625	283	146	638	392	25	5,921
7	89	129	190	287	594	635	2,187	905	410	195	638	523	14	6,797
8	67	118	188	211	280	592	940	2,752	1,028	359	1,038	946	6	8,525
9	36	83	145	210	203	241	365	905	3,020	846	2,156	845	30	9,085
10	21	37	77	82	170	146	243	456	1,084	2,864	2,156	281	3	7,621
											(55,333)			
Z	203	203	270	270	338	338	473	812	1,354	1,367	0	0	0	5,632
F	2,014	1,620	1,709	1,213	957	1,066	852	1,734	1,647	1,316	0	0	0	14,133
G	15	20	65	35	60	65	230	115	117	525	0	0	0	1,247
計	7,525	7,579	7,483	6,750	6,706	6,381	7,127	9,195	9,655	7,941	8,624	10,065	643	95,680

表七 Cleveland都會區1937年與1938年經濟十分位數空屋分布 單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1937年10月	1,220	1,700	540	420	340	405	415	440	560	670
1938年10月	1,035	760	660	550	545	865	745	1,110	1,130	990

表八 Cleveland都會區1938年10月至1939年10月經濟十分位數住宅空屋移轉數量 單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Z	F	G	計
1	4,081	1,040	545	332	156	117	107	93	45	21	225	1,614	540	8,917
2	881	2,914	833	420	201	155	112	101	48	20	361	1,931	175	8,152
3	540	879	2,300	715	343	307	186	167	104	46	361	1,511	85	7,544
4	306	483	861	2,405	573	512	344	261	164	83	451	961	46	7,450
5	216	270	428	650	2,192	606	760	308	217	123	505	541	17	6,833
6	139	176	360	562	666	2,161	793	514	335	168	605	363	37	6,879
7	127	180	290	398	663	810	2,178	566	288	218	722	485	12	6,937
8	82	111	243	350	380	546	658	2,348	674	437	812	877	12	7,530
9	63	95	167	256	245	458	354	737	3,031	783	1,806	783	21	8,799
10	33	26	62	114	168	234	338	517	836	2,729	1,670	261	6	6,994
										(58,238)				
Z	168	168	270	378	364	351	540	742	1,316	1,147	0	0	0	5,448
F	2,400	1,820	1,205	810	792	412	187	866	1,496	423	0	0	0	10,415
G	20	25	110	60	80	95	305	235	200	835	0	0	0	1,965
計	9,057	8,187	7,674	7,450	6,823	6,764	6,862	7,455	8,754	7,034	7521	9,331	951	93,872

表九 Cleveland都會區1938年與1939年經濟十分位數空屋分布 單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1938年10月	1,035	760	660	550	545	865	745	1,110	1,130	990
1939年10月	1,175	795	790	550	535	750	670	1,035	1,085	1,030

區的空屋數量異常多。觀察1938年RPI的檢查表顯示，這不是該時期的空屋移轉機制的結果，而是因為1937年建造了1,849個公共住宅。一個部門大量住宅的注入為該部門提供了觀察結果的機會。一年後，1939年10月第三次空屋分配顯示，空屋數已經移轉到經濟十分之一，而較低經濟十分之一的空屋模式又回到了1936年的「正常」水準。1939年10月的第四次移轉表顯示新的穩定模式。從這四個分佈中，可以不用Markov Chain模型就可以得知住宅部門確實是高度相關的，該部門中新建數量在大都市地區整個住宅系統的一端的影響很可能會完全傳遞給這些部門。所有這些關係都可以透過嵌入式空屋移轉的Markov Chain模型來更精確地分析。

本文對模型的真實檢驗應基於不同數據集估計的參數，以避免重複錯誤的風險。為了遵循該規則，表四、六、八中的三組數據僅用於做出兩個與觀測值比較的預測。步驟如下：1.從1937年空屋移轉表四，根據(5)式至(8)式計算乘數 $\tilde{Q}^*$ ，並計算家庭來源機率。2.透過匯總1938年空屋移轉表六的最後三行，來製作1938年鍵起始的輸入向量。期間(1937年10月)，第三次減去期間末的空屋分佈(1938年10月)。3.應用1937年參數 $\tilde{Q}^*$ 和與機率以及1938年輸入向量來計算

1938年的預測家庭搬遷數量(M)。4.對該預期住戶移轉矩陣(M)進行轉置，並將其與表六的左上角 10×10 子矩陣進行比較，這是1938年的實際空屋移轉。5.重複步驟1到4，將表八作為輸入向量，以進行1939年的預期空屋移轉並將其與表中的實際移轉進行比較表八。表十和十一提供了十個分區之間的預期空屋移轉和實際空屋移轉的比較。每區分成四列數據。第一列是空屋移轉的預測數量，第二列是實際的空屋移轉，第三列是隨機變化的標準差，第四列是標準化偏差—即預測值與觀察值之差除以標準差。透過100個標準化偏差來判斷模型的整體效能。表十二提供了它們在兩次預測中的粗略分佈。

表十二顯示，第二次移轉比第一次移轉好得多。但是即使是第一次移轉也很令人滿意。在100戶中，只有17戶具有一個以上的標準化偏差(只有一個高於2)。應該指出的是，大多數標準化偏差都是負的—這意味著預測的移轉量通常少於觀察到的移轉量。這種偏離的表明，誤差不僅包含隨機變化，而且還包含系統不足的預測誤差。系統誤差的根源顯然來自空屋鏈啟動數，該值小於鏈啟動的實際數量。鏈啟動之所以被低估的主要原因，可以歸因於估算的家庭消失數量。該數量是透過將原始數據「非偶」添加到家庭形成中而構成的，(註6)據估計佔已登記婚姻的80%，這太低估了。可以透過將空屋鏈啟動數提高調整因子來進行校正，該因子等於觀察到的移轉總量與預測移轉總量之比。表十三是在1939年的移轉中計算得出的比率為1.37，表十四是在1938年的移轉中計算得出的比率為1.14。透過這樣的方式來提高鏈起始數量是假設在分區之間的相對分佈是正確的。因此完全可以認為在1938年和1939年的移轉中隨機變化的預測誤差都大大減少了。一如預期，列總計和行總計的偏差小於每一個元素的偏差。標準化偏差詳列表十五。

表十五中的結果相當驚人，因為標準化偏差是如此集中。隨機變化應遵循常態分佈，該分佈應具有約35%的標準化偏差大於1.0。換句話說，該表顯示的結果太好了，無法預期。除了估計的方差被高估以外，似乎沒有其他解釋。但即便如此，除非方差被高估了200%以上，否則該表表明實際的空屋移轉非常緊密地遵循該模型，因此強烈暗示Markov Chain模型確實是合適的模型。但是，這不是統計檢驗。此處未進行嚴格的統計推論。關於Markov Chain中的參數的統計推論也很困難。標準化偏差的使用是為了允許隨機變化進行公平評估。重複上述計算實際上需要花費兩年的時間，使用一年的參數來預測歷年的事件並且比較與實際事件是否吻合。從將模型應用於現實世界的角度來看，模型在兩年內的穩定性很有價值。它確保了一年的數據和從中得出的信息仍然與明年有關。從測試模型的角度來看，兩年期間的擬合度已足夠。這意味著在較短的時間內，兩個更基本的假設，即馬Markov性質和定義住宅狀態的準確性更為有效。嵌入式Markov Chain揭示了Cleveland的住宅變遷過程，1937-39年可以揭示結論：嵌入式住宅空屋移轉的Markov Chain模型確實是有效的。Cleveland的案例不僅說明了模型使用的一部分，而且從總體上闡明了住宅變遷過程。該模型的第一個吸引力無疑是乘數矩陣，尤其是修改後的住戶移動乘數矩陣 $\tilde{Q}^*$ ，透過該矩陣，可以求出由任何部門的空屋產生預期每個部門的住戶移動。表十六僅列出了 $\tilde{Q}^*$ 的部門乘數，即 $\tilde{Q}^*$ 的行總和，代表特定部門的空屋所產生的所有部門的預期家庭總移動量。還列出平均空屋鏈長度，即三年中空屋產生的總體平均家庭移動(可以視為總乘數)。每個平均鏈長度使用實際鏈起始數的比例對各區乘數加權獲得。

第一個值得注意的事實是，三年期間乘數沒有保持相同。實際上，它們都以系統的方式逐年增加。平均鏈長的增加並不一定來自各區乘數的增加，因為它可能是空屋鏈起始分

表十 Cleveland 都會區1939年住宅空屋移轉預測值與觀察值比較^a 單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	計
1	2,365	628	359	217	199	113	81	60	27	21	4,073
	3,161	854	486	285	265	112	104	83	50	21	5,421
	1,545	410	235	142	130	73	53	39	17	13	1,630
	-0.51	-0.55	-0.54	-0.48	-0.51	0.02	-0.42	-0.58	-1.29	0.02	-0.83
2	596	1,760	656	414	299	217	195	137	103	33	4,414
	875	2,772	863	460	243	188	170	141	107	25	5,844
	298	880	328	207	149	108	97	68	51	16	1,032
	-0.94	-1.15	-0.63	-0.22	0.38	0.27	0.26	-0.06	-0.07	0.51	-1.39
3	317	550	1,517	616	217	206	161	121	100	43	3,852
	440	820	2,159	710	323	299	152	158	140	50	5,291
	144	249	688	279	98	93	73	55	45	19	815
	-0.85	-1.08	-0.93	-0.33	-1.08	-0.99	-0.42	-0.67	-0.86	-0.34	-1.77
4	216	324	538	1,522	428	291	192	154	155	62	3,890
	250	469	705	1,993	549	486	257	196	212	58	5,175
	100	150	250	707	199	135	89	71	74	28	920
	-0.33	-0.96	-0.67	-0.66	-0.61	-1.44	-0.72	-0.58	-0.70	0.15	-1.56
5	228	180	267	442	1,676	312	386	229	161	111	3,998
	243	270	335	554	2,267	467	528	312	203	168	5,347
	120	95	140	232	881	164	203	120	85	58	984
	-0.12	-0.94	-0.48	-0.48	-0.67	-0.94	-0.70	-0.68	-0.49	-0.96	-1.37
6	95	127	228	310	319	1,204	392	414	202	93	3,389
	111	183	291	439	457	1,745	585	625	283	146	4,865
	51	68	123	167	172	648	211	223	109	50	781
	-0.29	-0.81	-0.50	-0.77	-0.80	-0.83	-0.91	-0.94	-0.74	-1.04	-1.89
7	82	119	175	265	548	586	2,020	836	378	180	5,194
	127	180	290	398	663	810	2,178	566	288	218	5,718
	57	83	123	185	394	411	1,416	586	265	126	1,677
	-0.78	-0.73	-0.93	-0.70	-0.30	-0.54	-0.11	-0.46	0.34	-0.30	-0.31
8	63	111	178	199	265	560	890	2,607	973	340	6,190
	82	111	243	350	380	546	658	2,348	674	437	5,820
	38	67	106	119	159	336	534	1,563	584	203	1,811
	-0.49	0.01	-0.61	-1.25	-0.72	0.04	0.44	0.17	0.51	-0.48	0.20
9	37	85	150	217	210	249	377	936	3,125	875	6,265
	63	95	167	256	245	458	354	737	3,030	783	6,189
	19	45	79	115	111	132	200	496	1,658	464	1,817
	-1.30	-0.20	-0.21	-0.34	-0.31	-1.58	0.12	0.40	0.06	0.20	0.04
10	18	32	67	72	149	128	213	401	953	2,520	4,558
	33	26	62	114	168	236	338	517	836	2,729	5,057
	11	20	42	45	93	80	134	251	598	1,580	1,719
	-1.25	0.32	0.14	-0.92	-0.20	-1.31	-0.93	-0.46	0.20	-0.13	-0.29
計	4,874	4,997	4,799	4,738	4,986	4,548	5,185	6,166	6,334	4,347	50,980
	6,468	6,174	6,089	6,202	5,587	5,906	5,830	5,612	5,742	4,628	58,238
	2,019	1,607	1,400	1,412	1,662	1,374	1,635	1,829	1,897	1,672	5,262
	-0.79	-0.73	-0.92	-1.04	-0.36	-0.99	-0.39	0.30	0.31	-0.17	-1.38

a：十分位數的第四列數據代表比值

表十一 Cleveland 都會區1938年住宅空屋移轉預測值與觀察值比較^a 單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	計
1	3,018	815	464	272	253	106	99	79	47	20	5,176
	4,081	1,040	545	332	156	117	107	93	45	21	6,537
	1,940	524	298	174	162	68	63	50	30	12	2,048
	-0.55	-0.43	-0.27	-0.34	-0.60	-0.15	-0.12	-0.27	0.09	-0.07	-0.66
2	722	2,288	712	379	200	155	140	116	98	20	4,825
	881	2,914	833	420	201	155	112	101	48	20	5,685
	442	1,403	436	232	123	95	86	71	54	12	1,565
	-0.36	-0.45	-0.28	-0.17	0.00	0.00	0.33	0.22	0.74	0.05	-0.55
3	372	693	1,826	600	273	252	162	133	118	42	4,475
	540	879	2,300	715	343	307	186	167	104	46	5,587
	239	445	1,172	385	175	162	104	85	76	27	1,364
	-0.70	-0.42	-0.40	-0.30	-0.40	-0.33	-0.23	-0.39	0.19	-0.14	-0.81
4	225	422	634	1793	494	437	231	176	190	52	4,657
	306	483	861	2405	573	512	344	261	164	83	5,992
	152	285	429	1214	334	296	156	119	129	35	1,421
	-0.53	-0.21	-0.53	-0.50	-0.24	-0.25	-0.72	-0.71	-0.21	-0.87	-0.94
5	232	257	320	529	2,166	446	504	298	193	160	5,109
	216	270	428	650	2,192	606	760	308	217	123	5,770
	162	180	223	369	1,513	311	352	208	135	112	1,682
	0.10	-0.07	-0.48	-0.33	-0.02	-0.51	-0.72	-0.05	-0.17	0.33	-0.39
6	103	170	270	408	425	1,623	544	581	263	137	4,527
	139	176	360	562	666	2,161	793	514	335	168	5,874
	74	122	194	293	305	1,165	390	417	189	97	1,402
	-0.48	-0.05	-0.46	-0.52	-0.79	-0.46	-0.64	0.16	-0.38	-0.33	-0.96
7	63	103	163	213	396	456	1,534	598	302	145	3,977
	89	129	190	287	594	635	2,187	905	410	195	5,621
	33	54	86	113	210	241	812	317	159	76	958
	-0.75	-0.47	-0.31	-0.65	-0.94	-0.74	-0.80	-0.97	-0.67	-0.65	-1.71
8	64	76	132	174	247	470	611	1,822	723	229	4,552
	67	118	188	211	280	592	940	5,752	1,028	359	6,535
	29	35	61	81	115	219	285	849	337	107	1,001
	-0.10	-1.14	-0.91	-0.45	-0.28	-0.55	-1.15	-1.00	-0.90	-1.21	-1.98
9	34	42	103	128	128	179	263	602	2,114	639	4,236
	36	83	145	210	203	241	365	905	3,020	846	6,054
	14	17	43	54	54	75	111	254	892	290	980
	-0.07	-2.26	-0.96	-1.51	-1.38	-0.82	-0.91	-1.19	-1.01	-0.76	-1.85
10	25	24	72	61	155	115	239	381	764	2,155	3,995
	21	37	77	82	170	146	243	456	1,084	2,864	5,180
	10	9	29	25	64	47	99	158	316	892	969
	0.44	-1.29	-0.16	-0.88	-0.23	-0.63	-0.04	-0.47	-1.01	-0.79	-1.22
計	2,009	3,819	4,038	4,101	4,068	5,566	4,058	4,522	4,660	3,535	40,380
	5,293	5,735	5,439	5,231	5,351	4,911	5,571	6,533	6,537	4,732	55,333
	1,590	1,023	865	864	980	778	935	995	1,032	945	3,235
	-0.81	-0.87	-1.62	-1.31	-1.31	-1.73	-1.62	-2.02	-1.92	-1.27	-4.62

a：十分位數的第四列數據代表比值

表十二 Cleveland都會區1937-39年Markov模型100個標準化偏差分布 單位：%

標準化偏差	第一次移轉 (1938)	第二次移轉 (1939)
低於0.1	6	12
0.1-0.49	25	58
0.5-0.99	52	25
1.0-1.99	16	5
高於2.0	1	0
計	100	100

佈改變的結果。但是在這種情況下，很明顯，平均鏈長度的增加主要是由於所有部門乘數的增加。三年中部門乘數的增加有其源由，原因是，在此期間，空屋鏈的吸收即斷鏈。幾年是蕭條的恢復期，1937年出現了對前幾年住宅不景氣的更正或補償，形式是更多的家庭搬回Cleveland市中心或增加收入。1938年租金水準大幅上升，表四、六、八的右下角數字表示，空屋移轉的總數特別令人關注，因為空屋移轉的總數特別令人著迷，而恢復的速度更快，住宅空屋的吸收減慢了，空屋鏈的長度增加了。這意味著1937年活躍的鏈比1939年多得多。從模型本身的角度來看，三年期間乘數的實質性變化意味著該模型很容易代表真實世界。反過來，這意味著乘數一方面對於描述目的而言是非常有用的，但另一方面，由於不穩定，除非確定在此期間本地住宅變遷過程將保持穩定，否則不適合較長時期的規劃。儘管這三年的Cleveland平均鏈長與1957-59年期間美國全國平均鏈長度相同，但不應直接將兩者進行比較。Cleveland的住宅變遷過程是一個地區過程，因此，以Z區為代表的跨邊界家庭流動是創建和終止空屋鏈的主要來源。換句話說，當地的住宅變遷過程比國家的住宅體系更為開放。前者的平均鏈長度應短於後者。Cleveland在1938年為3.8和1939年為4.2的平均鏈長度與美國1957-59年的國家平均鏈長度4.0大致相同，說明1938-39年的國家平均鏈長實際上是比那二十年後更長。在這兩個時期之間，全國家庭流動率也許沒有太大變化，但是住宅空屋率卻大大提高了(根據人口普查資料，從1940年的6.5%上升到1960年的9.1%)。因此，1938-39年的全國平均鏈長度必須大於1958-59年的全國平均鏈長度。

表十六還說明，中等租金水平部門(部門5、6、7)的乘數大於兩端的部門。在其他地區的住宅變遷過程中，這種模式也適用嗎？在美國，透過減少所得稅和抵押貸款計劃間接補貼中等收入住戶，而不是直接補貼低收入住宅的長期政策至少可以證明是合理的。對原始機率矩陣的檢查說明，兩端的較小乘數可以直接由兩端的較大吸收機率來解釋。但是，在租金最高的部門，吸收機率較大的原因與租金最低的部門不同。對於9區和10區，遷入家庭(Z區)主導了空屋終止，而家庭形成(F區)則可忽略不計，但對於1區和2區則相反。家庭形成通常發生在租金最低的部門中，這並不奇怪，因為在家庭週期的這一階段，家庭收入通常很低。但不清楚為什麼搬家的家庭集中在租金最高的部門。在其他城市或不同時期，情況並非一定如此，因為大多數貧困移民居住在廉租房中。因此，這方面的Cleveland乘數模式無法推廣。原始移轉機率矩陣僅包含每次移轉的吸收機率。為了比較三個吸收區(Z, F和G)中每個分區的相對影響，計算三年中B的終止矩陣。在每個矩陣中，對於鏈開始的每個分區，顯示了三個吸收區之間的終止分佈。例如，在1937年，所有空屋鏈都從1區開始，其中30%以從五個城市之外進入

表十三 Cleveland 1939年空屋鏈移轉預測值與觀察值比較^a

單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	計
1	3,241	860	493	297	272	155	111	82	37	29	5,582
	3,161	854	486	285	265	112	104	83	50	21	5,421
	2,118	562	322	194	178	101	73	53	24	19	2,235
	0.04	0.01	0.02	0.07	0.04	0.42	0.11	-0.01	-0.52	0.43	0.07
2	816	2,412	899	567	410	297	267	187	141	45	6,048
	875	2,722	863	468	243	188	170	141	107	25	5,844
	481	1,421	529	334	241	175	157	110	83	27	1,666
	-0.12	-0.25	0.07	0.32	0.69	0.63	0.62	0.42	0.42	0.77	0.12
3	435	754	2,079	844	257	282	220	166	138	59	5,278
	400	820	2,159	710	323	299	192	158	140	50	5,291
	288	500	1,378	559	197	187	146	110	21	39	1,632
	-0.02	-0.13	-0.05	0.24	-0.13	-0.09	0.20	0.07	-0.02	0.24	-0.01
4	296	445	737	2,086	587	398	264	211	218	85	5,331
	250	469	705	1,993	549	486	257	196	212	58	5,175
	219	329	545	1,543	434	295	195	156	161	63	1,790
	0.21	-0.07	0.06	0.06	0.09	-0.30	0.04	0.10	0.04	0.43	0.09
5	313	247	366	606	2,297	428	529	314	221	153	5,478
	243	270	335	554	2,267	467	528	312	203	168	5,347
	246	194	287	476	1,805	336	416	247	173	120	2,015
	0.29	-0.12	0.11	0.11	0.02	-0.12	0.00	0.01	0.11	-0.12	0.07
6	131	174	313	425	637	1,650	538	568	277	128	4,644
	111	183	291	439	457	1,745	585	625	283	146	4,865
	108	143	258	350	360	1,358	442	467	228	105	1,635
	0.19	-0.06	0.09	-0.04	-0.05	-0.07	-0.11	-0.12	-0.02	-0.17	-0.13
7	87	141	223	292	544	624	2,102	820	414	199	5,450
	89	129	190	287	594	635	2,187	905	410	195	5,621
	66	108	171	224	417	479	1,612	629	317	152	1,903
	-0.03	0.12	-0.20	0.03	-0.12	-0.02	-0.05	-0.13	0.01	0.03	0.00
8	87	105	180	238	339	645	837	2,496	991	314	6,238
	67	118	188	211	280	592	940	2,752	1,028	359	6,535
	56	68	117	154	219	418	542	1,617	642	203	1,905
	0.37	-0.18	-0.06	0.18	0.27	0.13	-0.19	-0.16	-0.06	-0.22	-0.16
9	47	58	141	175	175	256	360	825	2,896	876	5,805
	36	83	145	210	203	241	365	905	3,020	846	6,054
	29	35	86	107	107	150	220	504	1,771	536	1,945
	0.40	-0.69	-0.04	-0.32	-0.25	0.03	-0.02	-0.16	-0.07	0.06	-0.13
10	35	33	99	83	212	158	328	523	1,048	2,953	5,474
	21	37	77	82	170	146	243	456	1,084	2,864	5,180
	22	21	63	53	135	100	209	333	667	1,881	2,043
	0.63	-0.19	0.35	0.03	0.31	0.12	0.41	0.20	-0.05	0.05	0.14
計	5,494	5,233	5,534	5,619	5,574	4,886	5,561	6,197	6,385	4,844	55,333
	5,293	5,735	5,439	5,231	5,351	4,911	5,571	6,533	6,537	4,732	55,333
	2,221	1,664	1,669	1,812	1,990	1,599	1,856	1,925	2,054	1,980	5,966
	0.09	-0.30	0.06	0.21	0.11	-0.02	-0.01	-0.17	-0.07	0.06	0.00

a：十分位數的第四列數據代表比值

表十四 Cleveland 1938年空屋鏈移轉預測值與觀察值比較^a

單位：戶

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	計
1	3,448	931	530	310	289	122	113	90	54	22	5,913
	4,081	1,040	545	332	156	117	107	93	45	21	6,537
	2,217	599	340	199	185	78	72	58	35	14	2,341
	-0.29	-0.19	-0.04	-0.11	0.72	0.07	0.09	-0.04	0.27	0.13	-0.27
2	325	2,614	814	322	229	177	160	132	100	23	5,512
	881	2,914	833	420	201	155	112	101	48	20	5,685
	506	1,603	499	266	140	108	98	81	61	14	1,788
	-0.11	-0.19	-0.04	0.05	0.20	0.21	0.29	0.39	0.86	0.25	-0.10
3	425	792	2,086	686	312	288	185	152	135	48	5,112
	540	879	2,300	715	343	307	186	167	104	46	5,587
	273	509	1,340	440	200	185	119	98	86	31	1,559
	-0.42	-0.17	-0.16	-0.17	-0.15	-0.10	0.00	-0.15	0.36	0.07	-0.30
4	257	482	724	2,049	564	499	264	201	217	59	5,320
	306	483	861	2,405	573	512	344	261	164	83	5,992
	174	326	400	1,387	382	338	178	136	147	40	1,624
	-0.28	-0.03	-0.28	-0.26	-0.02	-0.04	-0.45	-0.44	0.37	-0.58	-0.41
5	265	294	365	604	2,474	509	576	340	221	183	5,336
	216	270	428	650	2,192	606	760	308	217	123	5,770
	185	205	255	422	1,729	326	402	237	156	128	1,922
	0.27	0.12	-0.24	-0.11	0.16	-0.27	-0.46	0.14	0.03	0.47	0.03
6	118	194	309	466	485	1,855	621	664	300	155	5,171
	138	176	360	562	666	2,161	793	514	335	168	5,874
	84	139	222	335	348	1,331	446	476	215	111	1,602
	-0.25	0.13	-0.23	-0.28	-0.52	-0.23	-0.38	-0.32	-0.16	-0.11	-0.44
7	93	136	200	302	627	670	2,308	955	432	205	5,933
	127	180	290	398	663	810	2,178	566	288	218	5,718
	65	95	140	212	439	469	1,618	669	303	144	1,916
	-0.50	-0.46	-0.64	-0.45	-0.08	-0.30	0.08	-0.58	0.48	-0.08	0.11
8	72	127	203	228	303	640	1017	2,978	1112	398	7,072
	82	111	243	350	380	546	658	2,348	674	437	5,829
	43	76	122	136	181	384	610	1,786	667	233	2,069
	-0.22	0.22	-0.32	-0.89	-0.42	0.25	0.59	0.35	0.66	-0.21	0.60
9	42	98	171	248	239	284	431	1,069	3,570	1,000	7,157
	63	98	167	256	245	458	354	737	3,031	783	6,189
	22	52	90	131	127	151	228	567	1,894	530	2,076
	-0.91	0.06	0.05	-0.06	-0.04	-1.15	0.34	0.59	0.28	0.41	0.47
10	21	37	77	82	170	146	244	458	1,089	2,879	5,207
	33	26	62	114	168	234	338	517	836	2,724	5,057
	13	23	48	51	107	92	153	287	683	1,805	1,964
	-0.90	0.48	0.32	-0.61	0.03	-0.95	-0.61	-0.20	0.37	0.08	0.08
計	5,568	5,709	5,483	5,413	5,696	5,195	5,923	7,044	7,236	4,966	58,238
	6,468	6,174	6,089	6,202	5,587	5,906	5,830	5,612	5,742	4,628	58,238
	2,307	1,837	1,600	1,614	1,899	1,570	1,868	2,089	2,167	1,910	6,012
	-0.39	-0.25	-0.38	-0.49	0.06	-0.45	0.05	0.69	0.69	0.18	0.00

a：十分位數的第四列數據代表比值

表十五 Cleveland都會區1937-39年Markov模型100個標準化偏差分布修正 單位：%

標準化偏差	第一次移轉 (1938)	第二次移轉 (1939)
低於0.1	43	22
0.1-0.49	59	65
0.5-0.99	7	15
1.0-1.99	0	1
高於2.0	0	0
計	100	100

表十六 Cleveland都會區1937-39年住戶移動乘數與平均空屋鏈長度

部門	1937	1938	1939
1	2.852	3.537	3.692
2	3.080	3.469	3.745
3	3.013	3.801	4.123
4	3.293	4.207	4.601
5	3.582	4.493	4.943
6	3.452	4.474	4.995
7	3.518	4.526	5.845
8	3.238	4.127	4.466
9	2.729	3.498	3.974
10	2.842	3.505	4.052
平均鏈長度	3.071	3.827	4.208

該地區的家庭結束，66%以家庭形成結束，4%以房屋拆遷結束。這三個吸收部門的總體相對比例可以透過將終止矩陣B乘以該年各部門之間空屋鏈啟動的百分比分佈來衡量。三年的結果如下表十七所示。

表十七 Cleveland都會區1937-39年空屋鏈結束類型比例分佈

	Z部門	F部門	G部門
1937	0.469	0.511	0.030
1938	0.445	0.518	0.037
1939	0.419	0.520	0.061

應該指出的是，儘管模型中的終止矩陣B，實際上包含在表四、六、八中原始空屋移轉矩陣中的Z，F和G的列總計。在上表中，Cleveland在1937-39年間，家庭形成是空屋移轉鏈終止的最主要來源，而遷入的家庭則是第二個重要來源，房屋拆除僅佔很小的比例部分。與

Cleveland的發現相比，在大多數住宅研究中，房屋拆除對促宅市場的影響可能被誇大了。在美國採用公共住宅計劃的前幾年，房地產開發集團成功地向聯邦政府施加壓力，要求每個要建造的公共住宅單元，當地社區應拆除一個貧民窟住宅單元，以便保持市場租金/價格水準。在過去的十年中，出於公共利益的考慮，人們一直使用相同的理由來反對任何涉及都市更新或社區公路的拆除，因為人們認為，透過公共行動進行的拆除將大大提高住宅價格，尤其是在同一被拆遷次市場中。對此，作者所知，文獻從未提出拆除對價格的影響的經驗證據。為了測量部門之間的空屋鏈變遷，將「租賃距離 d_{ij} 」定義為任意兩個部門 i 和 j 之間的等級差的絕對值，即 $d_{ij} = |i - j|$ 。 d_{ij} 與空屋鏈移轉機率 h_{ij} 相關程度可以透過移轉機率矩陣計算出的簡單相關係數來表示。每個矩陣有 $10 \times 10 = 100$ 個向元。因為對角元素的值是1.0，所以應該將它們排除在外，並且每次計算都留下90個觀察值。下表十八提供三年 d_{ij} 或 $\log(d_{ij})$ 與 h_{ij} 或 $\log(h_{ij})$ 之間的簡單相關係數。

表十八 Cleveland 都會區1937-39年空屋移轉機率與租賃距離相關係數

	$h_{ij}-d_{ij}$	$h_{ij}-\log(d_{ij})$	$\log(h_{ij})-d_{ij}$	$\log(h_{ij})-\log(d_{ij})$
1937	0.909	0.926	0.944	0.895
1938	0.901	0.916	0.942	0.893
1939	0.892	0.888	0.911	0.852

上表係數表明，部門空屋移轉和部門租賃距離之間存在很高的相關性，尤其是 $\log(h_{ij})$ 與 d_{ij} 。這說明從租賃距離可以很容易地預測這種空屋移轉。實際上，由於 $\log(h_{ij})$ 與 $\log(d_{ij})$ 兩個變量之間的相關性也很高，所以可以假設 $b_{ij} = k \frac{1}{d_{ij}^c}$ 的函數關係(其中 k 與 c 是雙對數迴歸方程的估計截距和斜率)。

結論

為了校估和測試Markov Chain模型，當前的住戶搬家數據均不能滿足所有要求。三十年前Howard Green編制的Cleveland數據是最可取的。它包含每個人口普查區的年度住宅存量變化和321個人口普查區中的家庭每年遷移的詳細記錄。後者的數據是每天從公用事業記錄中獲得的，因此實際上是住戶遷移計數的記錄。如果在此最細分的遷移計數數據中存在錯誤，則可能僅是由於遺漏而導致計數不足。但是，根據數據計算出的整體Cleveland家庭流動率與根據人口普查數據推估的合理流動率進行比較，結果證明該計數沒有遺漏。本模型使用三張表(1937年，1938年，1939年)在Cleveland五個都市地區的相對租金水準所定義的十個住宅部門中匯總的家庭總數，用於校估和測試該模型。除了空屋分佈外，每年還提供以下數據項：從外部搬入該區域的家庭數量，搬出該區域家庭數量，新建築和拆除數量。資料庫中包含這四個總數的百分比分佈。因此，確定了Z區(外部地區)和G區(住宅的創建或拆除)的空屋移轉。對於F部門，沒有家庭消失，而必須從家庭形成數量中推估。根據1956-59年Cleveland的特別人口普查報告，提供的家庭結構分佈的資料，假設等於該地區的總家庭構成為「不加倍」的家庭加婚姻數量的80%。某些信息可以從完整而有組織的數據中得出，而無需求助於Markov Chain

模型。本文發現平均鏈長度在三年中逐年增加，空屋分佈趨於平衡。一年後甚至在租金最高的部門中，大量公共住宅的空屋也反映了公共住宅的影響，但到隔年年底恢復了空屋狀態。根據估計結果，1938年和1939年的兩個預測矩陣都與1938年和1939年的實際空屋移轉緊密匹配，因為根據計算的隨機方差評估的相應元素之間的所有差異都很小。標準化偏差顯示了對預測不足的系統性誤差，這說明空屋鏈起始數量被低估。為了糾正偏差，本文還進行了另外兩個預測，每個部門中的空屋鏈起始數量增加了一個調整因子，該調整因子是根據預測的總轉移量與實際的總轉移量差異計算得出的。表十三、十四(並彙總在表十五中)的兩個結果非常令人滿意。該模型的配適度非常好。因此，可以保留有關住宅空屋移轉的Markov Chain的那些假設，並且判斷該模型有效。嵌入式Markov Chain定理的應用提供了Cleveland住宅體系的以下資訊：(1)在過去三年中，部門乘數發生了顯著變化，它們並不是特別穩定。(2)中等租金水準部門的乘數大於高租金或低租金部門的乘數。(3)遷入家庭和家庭形成是終止空屋鏈的兩種主要形式。拆除的影響可以忽略不計。(4)兩個住宅部門之間空屋移轉，與兩個部門之間的租賃距離高度相關。

本文說明了空屋的移轉，在市場上是有乘數效應的，如同工作職缺帶來的社會就業改善的效果是有乘數效應相同。台灣地區的空屋數量與比例從現有的研究與統計資料顯示相當偏高，代表住宅資源閒置引起的效率不足及福祉惡化嚴重。探究空屋移轉及空屋吸附有利於空屋問題的釐清及福祉的改善。

註 釋

註1：空屋啟始於新建住宅或是遷移換屋或是住戶消失，遺留的住宅由其他的住戶遷入居住，而其遺留的住宅依次由其他住戶居住，直到區外住戶遷入居住或是住戶形成新住戶遷入居住或是拆除為止。空屋起始後引發的住戶遷移過程定義為空屋鏈，而誘發的住戶遷移的住宅數定義為空屋鏈長度，即1個空屋所產生的住戶遷移的住宅數。

註2：空屋鏈長度具有住宅福祉指標的經濟與政策意涵。空屋鏈長度愈大代表空屋啟始誘發的住戶遷移愈多，住宅福祉乘數效應愈大。通常藉由啟始於社會經濟階層較上層的空屋較底層所產生的住戶遷移較多，乘數效應也較高。

註3：去雙成單包含戶長死亡或離婚。

註4：住宅空屋鏈較工作空缺鏈更具有有一對一(住戶對住宅)的對偶關係。工作空缺鏈除了有線性的工作職缺傳遞效應外，至少還具有三種類型的對偶性空缺鏈：保險桿鏈(bumper chain)、同步鏈(simultaneous chain)、吻合鏈(matchmaking chain)。

註5：實際操作時是指所得十分位數。

註6：空屋啟始數量是依據住戶消失數量計算而得，而住戶消失數量則是根據住戶形成數量計算之。住戶形成數量是以原始資料中“成單非偶(undoubling)”納入婚姻形式的住戶形成，而此數量估計只佔婚姻數量的80%，有低估的可能。

參考文獻

中文部份：

彭建文、張金鶚

1995 〈台灣地區空屋現象與原因分析〉《住宅學報》(3)：45-71。

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

1995 “An Analysis of Housing Vacancy Rate Phenomenon and Reasons in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. (3): 45-71.

張金鶚、彭建文

1999 〈空屋與餘屋面面觀〉《住宅學報》(8)：97-98。

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

1999 “A Discussion on Vacant Houses in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. (8): 97-98.

花敬群

2001 〈自有率、空屋數量與住宅市場調整〉《住宅學報》10(2)：127-137。

Hua, C. C.

2001 “Ownership Rate, Vacancy, and the Adjustment of Housing Market,” *Journal of Housing Studies*. 10(2): 127-137.

林韋宏、彭建文、林子欽

2003 〈住宅屬性對空屋形成機率影響之研究〉《住宅學報》12(2)：91-107。

Lin, W. H., C. W. Peng & T. C. Lin

2003 “Formation of Vacant Housing Units in Relation to Their Characteristics- The Case of Taipei City,” *Journal of Housing Studies*. 12(2): 91-107.

彭建文

2004 〈台灣地區空屋狀況變遷與原因分析〉《住宅學報》13(2)：23-46。

Peng, C. W.

2004 “An analysis of High Housing Vacancy Rates in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. 13(2): 23-46.

英文部份：

Fisher, E. M. & L. B. Winnick

1961 “A Reformulation of the Filtering Concept,” *Journal of Social Issues*. 7: 47-85.

Grigsby, W. G.

1963 *Housing Market and Public Policy*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.

Hua, C. I.

1972 “Modelling Housing Vacancy Transfer in the Study of Housing Sector Interaction,” Ph. D. Dissertation, Harvard University.

Kristof, F. S.

1965 “Housing Policy Goals and the Turnover of Housing,” *Journal of the American Institute of Planners*. 31: 232-245.

- Lansing, J. B. & L. Kish
1957 "Family Life Cycle As an Independent Variable," *American Sociological Review*. 22: 512-519.
- Lansing, J. B., C. W. Clifton & J. N. Morgan
1969 *New Homes and Poor People*, Ann Arbor. Michigan: Institute of Social Research, University of Michigan.
- Lowry, I. S.
1960 "Filtering and Housing Standards," *Land Economics*. 34: 362-370.
- Rapkin, C., L. Winnick, & D. M. Blank
1953 *Housing Market Analysis*. Washington, D.C: Housing and Home Finance Agency.
- Ratcliff, R. U.
1949 *Urban Land Economics*. New York: McGraw-Hill.
- Smith, W.
1964 *Filtering and Neighborhood Change*. Berkeley: Center for Real Estate and Urban Economics, University of California.
- White, H. C.
1971 "Multipliers, Vacancy Chains, and Filtering in Housing," *Journal of the American Institute of Planners*. 35: 88-94.

統計資料來源

- Green, H. W.
1938 Movement of Families within the Cleveland Metropolitan District. Cleveland.
1939 Edition.
1940 Edition.
- Green, H. W.
1938 Real-Property Inventory of Cleveland Metropolitan District.
1939 Edition.
1940 Edition.
- Green, H. W.
1940 Cleveland Market Data Handbook.
- U. S. Department of Census, Bureau of Census.
1943 U. S. Census of Housing 1940. Vol. I(1), Data for Small Areas, Part 2. Washington, D.C.: Government Printing Office.
- U.S. Department of Commerce. Bureau of Census.
1943 U. S. Census of Housing: 1940. Vol. II(2). General Characteristics, Part 1. Washington, D.C. Government Printing Office.
- U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.
1963 U. S. Census of Housing: 1960. Vol. I(1). State and Small Areas, Part 6. Washington, D.C.: Government Printing Office.

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1963 U. S. Census of Housing: 1960. Vol. II(2). Metropolitan Housing, Part 1. Washington, D.C.: Government Printing Office.

U. S. Department of Census, Bureau of Census.

1960 U. S. , Census of Housing: 1960. Vol. IV(4). Components of Inventory Change-Inventory Characteristics Final Report HC (4), Part 1B. Washington, D.C.: U. S. Government Printing Office.

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1962 U. S. Census of Housing: 1960. Vol. IV(4). Components of Inventory Change-Inventory Characteristics Final Report HC (4), Part 1B. No. 13. Washington, D.C.: U. S. Government Printing Office.

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1963 U. S. Census of Housing: 1960. Vol. II(2), Metropolitan Housing, Part 2. Washington, D.C.: U. S. Government Printing Office.

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1947 County Data Book.

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1966 Current Population Reports, Population Characteristics, Series P-20. No. 152.

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1966 Current Population Reports, Population Characteristics, Series P-20. No. 156.

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1972 Current Housing Reports, Housing Vacancies, Series H-111 - 71-5 (annual).

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1964 Statistical Abstract of the U.S.

U. S. Department of Commerce, Bureau of Census.

1971 Pocket Data Book, U. S. A.