住宅所有形態選擇에 관한 計量分析

—家口特性 및 住居環境의 影響을 中心으로—

金 仲 秀

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 模 型
Ⅲ. 資料 및 分析方法
Ⅳ. 實證分析結果 論議
Ⅴ. 結論 및 政策的 意味

Ⅰ. 序 論

근년에 들어 國民의 住宅政策에 대한 관심은 날로 증대되어 왔다. 經濟成長에 따른 國民所得水準의 증가에 따라 住宅에 대한 經濟的 需要가 증가하였을 뿐 아니라, 人口增加 및 核家族化 경향에 따른 家口數의 증가로 住宅에 대한 社會的 需要(social need)도 크게 늘어났던 것이다. 住宅에 대한 超過需要(excess demand)現象은 住宅相對價格의 상승을 초래하게 되었으며, 이러한 超過需要現象이 지속될 것이라는 國民의 期待는 住宅相對價格 상승을 가속화시켜, 住宅이 投資 또는 投機의 대상으로 부각되었으며 住宅에 대한 超過需要現象은 더욱 심화되었던 것이다.

住宅이 다른 財貨에 비해 國民의 각별한 관심을 끌게 된 것은 住宅財貨에 內在되어 있는 다음 두 가지 특성에 기인한다고 볼 수 있다.

첫째, 住宅은 人間生活을 영위하는 데 필요한 衣·食·住의 3大 基本要素 중의 하나이므로 國家의 全家口가 需要對象이 됨과 더불어 이 財貨의 需給均衡이 國民의 福祉와 직접적으로 연결되며, 둘째 餘他財貨의 경우에는 시간의 경과에 따라 財貨가 創出하는 효용이 줄어들거나 減價償却(depreciation)이 되는 것이나, 住宅財貨의 경우에는 그 價値의 上昇(appreciation) 가능성이 內在되어 있는 것이다. 특히 우리나라의 경우와 같이 可用宅地面積의 제약성 때문에 宅地供給이 수요에 미치지 못하

筆者：韓國開發硏究院 副硏究委員

* 草稿를 읽고 批評하여 준 朴埈卿·李元暎 博士, 資料處理過程에서 커다란 도움을 준 金暎姬 主任硏究員, 原稿整理를 하여 준 金振榮 硏究員에게 감사를 표한다. 또한 本硏究의 一部 資料를 제공하여 준 國土開發硏究院의 金政鎬 首席硏究員에게도 감사한다. 本硏究 내용의 어떠한 오류도 전적으로 筆者의 책임임을 밝혀 둔다.

거나 또는 과거와 같이 國民의 인플레이션期 待心理가 높아 實物資産에 대한 選好가 있을 경우 이러한 가능성은 더욱 높아지는 것이다.

위와 같은 住宅財貨의 두 가지 특성은 住宅의 효용성이란 측면에서 볼 때 前者는 住宅서비스(housing service)를 創出하는, 즉 居住(sheltering)를 위한 住宅의 효용성이라 할 수 있고, 後者는 住宅所有에 기인하는 財産增殖의 효용성이라고 할 수 있다. 이러한 住宅財貨의 양면성을 고려할 때, 우리나라 住宅政策의 當面課題는 住宅相對價格의 상승, 즉 住宅에 대한 超過需要現象의 요인을 住宅의 특성에 따라 구분하는 것에 그 1차적 목표를 두어야 할 것이다. 다시 말하면, 住宅에 대한 超過需要가 國民福祉(national welfare)의 측면에서 住宅서비스의 증대를 의미하는 경우(즉 居住目的)와, 단순히 住宅相對價格 상승에 따른 利潤追求를 목적(즉 投資目的)으로 住宅所有를 요구하는 경우에 각각 대응하는 政策手段開發戰略上 차이가 있기 때문이다[1].

이러한 住宅當面課題의 이해를 돕기 위하여 本硏究는 住宅所有에 대한 要因分析을 그 목적으로 한다. 自家所有家口와 自家非所有家口를 비교하면서 첫째 家口特性上의 差異點(예를 들면 家口所得, 家口主年齡, 家口員數 등) 둘째 住居環境上의 差異點(예를 들면 부엌, 上·下水道施設 등)이 住宅所有形態에 미치는 영향을 체계적으로 분석하고자 한다. 예를 들면, 住宅價格이 高價이므로 家計所得水準이 높을수록 自家所有確率이 높을 것이라는 것은 쉽게 기대할 수 있다. 그러나 所得水準(또는 年齡, 敎育水準 등의 기타 家口特性)이 동일한 두 家口를 비교할 때, 家口員數가 많은 家口일수록 自家보다 貰房에 居住할 확률이 더 높다면 이는 그 반대의 경우에 비하여 社會政策上 심각한 문제로 대두될 것이다. 本硏究에서는 條件附「로짓」推定方法(conditional logit estimation method)을 사용하여 각 家口의 특성에 상응하는 所有形態別 選擇確率을 추정한 후, 위와 같은 현상의 存在與否 檢證을 시도하고 있다.

本硏究는 다음과 같이 전개된다. 第Ⅱ節에서는 추정될 模型에 대한 설명이 있고, 第Ⅲ節에서는 분석에 사용될 資料 및 分析方法에 대한 論議가 이루어지며, 第Ⅳ節에서는 규정된 實證分析結果를 論議하며, 마지막 節에서 政策的 意味와 結論을 제시한다.

Ⅱ. 模　型

1. 理論的 考察

本硏究의 理論的 背景은 消費者選擇理論(the theory of consumer choice)을 근거로 한다.[2] 經濟行爲(本硏究에서는 住宅所有形態의 선택)의 주체를 家口라 假定하고, 각 家口는 여러 가지 가능한 住宅所有形態(예를 들면 自家, 傳貰, 月貰) 중, 當家口의 選好度(preference) 및 諸般制約條件(예를 들면 所得水準)에 따라 가장 바람직한 형태를 선택한다고 假定한다. 각 家口의 效用函數는 엄밀한 準오목函數(a strictly quasi-concave function)의 형태를 취

1) 住宅需要 및 供給要因에 대한 巨視模型分析은 金仲秀(1983) 참조.

2) 本節에서 論議되는 模型의 자세한 說明은 Deaton and Muellbauer(1980) 참조.

한다고 假定할 때, 가장 바람직한 선택이란 각 家口의 적절히 定義된 效用函數(a welldefined utility function)를 極大化시키는 所有形態를 의미한다. 엄밀한 準오목效用函數의 假定은 두 개의 선택이 동일한 量의 효용(an equal amount of utility)을 제공하지 않는다는 것을 나타내기 위해서 필요한 假定이다. 이는 本硏究의 從屬變數인 所有形態는 각 두개의 형태가 相互獨立的인 選擇對象(pairwise mutually exclusive alternatives)이라는 것을 나타내기 위해서 필요한 假定이다. 즉 각 家口는 단 하나만의 所有形態를 선택한다는 假定이다. 理論的으로 이 假定을 설정하지 않으면 어떤 家口는 동일한 量의 효용을 創出하는 두 개의 所有形態를 반씩 선택하게 되는 예를 들면 自家나 月貰의 형태를 동시에 취하는 경우가 나타날 수 있으므로 이러한 현상을 방지하기 위해서도 위의 假定은 필요한 것이다.

각 家口들의 所有形態에 대한 合理的 選擇行態(rational choice behavior)는 原則的으로 家口들의 效用函數의 極大化理論으로 충분히 설명이 가능하다. 즉 각 家口들의 效用函數를

$$u = u(c \mid x) \quad \cdots\cdots (1)$$

이라고 하자. 여기에서 c (choice)는 選擇可能한 所有形態의 確率變數이고, x는 관측된 家口의 특성(observed household characteristics)을 나타내는 外生變數의 「벡타」(vector)이다. A를 각 家口의 選擇可能한 所有形態의 集合이라 할 때, 각 家口는 $c \in A$라는 制限條件下에 그 家口의 效用函數를 極大化시키려고 할 것이다. 위와 같은 制限條件下의 極大化過程에 따라, c에 대한 일종의 需要函數가 유도된다.

$$c = c(A, x) \quad \cdots\cdots (2)$$

本模型의 從屬變數인 c는 세 가지 선택의 可否를 나타내는 質的(qualitative)인 내용을 確率的으로 표시하므로, 이러한 模型의 推定에는 다음과 같은 두 가지 문제점이 따른다.

첫째, 위와 같은 選擇方程式을 추정하기 위한 計量經濟模型의 設定을 위해서는 '選好의 可分性'(separability of preferences)이란 理論的 假定이 필요하게 된다. 論理的으로 볼 때, 이 假定은 각 家口가 所有形態를 선택할 때, 그 家口의 所有形態에 대한 選好가 선택에 따르는 情報費用(information costs)을 극소화시키는 近視眼的 決定法則(a myopic decision rule)을 만족시킨다는 假說과 一脈相通하는것이다.

둘째, 多選擇選發過程(the multiple choice selection process)은 '無關한 餘他選擇의 獨立性'(the independence of irrelevant alternatives)이 假定된다. 이 假定은 복잡한 推定過程을 훨씬 단순하게 추정할 수 있게 한다. 즉 위의 假定이 의미하는 것은 두 選擇形態 사이의 관계(다시 말해서 두 選擇形態 사이의 選好序列 : the preference ordering between the two alternatives)는 다른 제 3의 選擇形態의 存在與否에 불문하고 일정하다는 것을 나타낸다. 위의 獨立性 假定의 장점은 여러 가지 選擇可能性中 하나를 선택할 경우 그 推定過程을 훨씬 간단하게 해 주는 것이다. 그러나 이러한 假定은 현실적으로 항상 성립한다고 볼 수 없는 취약점도 안고 있다. 本硏究에서 예를 들면 어떤 家口의 경우 傳貰와 月貰의 두 가지 選擇중 택일할 경우에는 傳貰를 月貰보다 더 選好한다 하더라도 自家를 포함한 세

가지 형태 중에서 택일할 경우에는 傳貰보다 月貰를 더 選好할 수도 있기 때문이다(즉 選好序列의 뒤바뀜). 일반적으로 표현하면, 第3의 選擇可能性이 기존의 선택들과 보완(being complementary to each other)의 관계에 있을 경우에는 選好의 順序가 뒤바뀔 수도 있을 것이다[3].

選擇模型設定上의 특징은 需要變數들(demand variables)의 영향이 고려되지 않는다는 점이다. 즉 비록 모든 家口가 自家를 傳貰보다 더 選好할지라도 自家를 소유할 住宅의 수가 제한되어 있는 경우 事後的(ex post)으로 볼 때 自家를 所有하지 못한 家口는 結果的으로 自家를 選好하지 않은 것으로 나타날 수 있는 것이다. 이러한 경우에도 選擇模型에서는 그러한 家口들이 需要側의 制限性을 事前(ex ante)에 고려하여 貰房을 선택하였다고 간주하는 것이다[4].

2. 實證模型의 定式化

本研究에서 推定된 模型은 다음과 같이 定式化된다.

$$p_i = p_i(MAR_j, SEX_j, AGE_j, EDUC_j, INCOME_j, NFAM_j) \cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

$$p_i = p_i(KITC_j, TOIL_j, BATH_j, WATR_j, SEWR_j, TRAS_j) \cdots\cdots (4)$$

3) 多選擇模型의 자세한 論議는 Domenich and McFadden(1975) 참조.

4) 이 현상은 관측되지 않은 特性(unobserved characteristics)上의 영향이 模型의 定式化過程에서 포함되지 않기 때문에 야기되는 문제라고도 볼 수 있다. 즉 模型의 定式化가 완전하다면(perfect specification), 本文에서 제기되는 문제를 감안한 變數가 포함되어야 할 것이다. 이 문제는 Heckman(1979)이 고안한 標本選擇問題(sample selectivity issue) 처리방법으로써 어느 정도 해결할 수 있을 것이다.

여기에서 $p_i(i=1, 2, 3)$는 住宅所有形態를 나타내며, 式 (3)은 家口特性을 나타내는 變數들, 式 (4)는 住居環境을 나타내는 變數들로 구성되어 있다. 각 獨立變數들 역시 質的 指數(qualitative indicators)라 할 수 있는 範疇變數(categorical variables)들이다.

家口特性變數들은 家口主의 특성을 나타내는데, 아래글자 j는 각 變數들의 범주를 표시한다. *MAR*은 結婚 與否, *SEX*는 性別, *AGE*는 年齡層, *EDUC*는 敎育程度, *INCOME*은 (家計)所得分位, 그리고 *NFAM*은 家口員數를 나타낸다. 居住環境變數로서는 *KITC*는 부엌施設, *TOIL*은 化粧室施設, *BATH*는 沐浴施設, *WATR*은 上水道施設, *SEWR*은 下水道施設, 그리고 *TRAS*는 쓰레기處理施設을 나타낸다.

式 (3), (4)에 사용된 주요 變數들이 所有形態에 미치는 期待關係는 다음과 같다. 우리나라에서는 住宅財貨의 相對價格이 所得水準에 비해 高價이고, 또한 住宅所有에 대한 選好性向이 두드러지기 때문에, 사회적으로 성공한 階層, 즉 所得이나 敎育水準이 높은 階層이 自家를 소유할 確率이 사회적으로 성공하지 못한 階層에 비하여 더 높을 것이라는 것은 일반적으로 기대되는 현상이다. 또한 사회적으로 성공한 階層이 그렇지 못한 階層에 비하여 더 쾌적한 住居環境을 享有하리라는 점도 일반적으로 假定할 수 있다. 그러나 전술한 바와 같이 다른 여건이 동일한 경우에도 위의 관계가 성립되는지는 분명하지 않다. 즉 동일한 所得水準에서 敎育水準이나 年齡의 차이가 所有形態에 어떤 영향을 미치는가에 대한 統計的 有意性의 檢證과 동시에 각 變數들의 相對的 重要性에 대한 統計的 分析이 本研究의

목적인 것이다. 각 變數들의 相對的 寄與度에 대한 識別은 社會政策上의 優先順位(priority)를 賦與하는 데 중요한 역할을 할 것이다.

本硏究에서 검증할 주요 내용은 첫째, 所有形態에 따른 家口主의 年齡別 構成이다. 우리나라의 경우 현재 人口의 年齡別 構成上 젊은 年齡階層이 압도적으로 높은 比重을 차지하고 있는데,[5] 만약 自家非所有家口가 젊은 年齡階層에 집중되어 있고, 家口主의 年齡이 많아질수록 自家所有確率이 증가한다면 이러한 현상은 사회적으로 커다란 문제가 될 수 없으나, 이 반대의 경우에는 國民福祉側面에서 심각한 문제가 될 수 있을 것이다. 둘째, 敎育水準別 所有形態의 構成問題이다. 人的資本理論(the human capital theory)에 의하면, 敎育에 投資한 사람은 敎育投資에 따르는 機會費用만큼을 一生週期 동안 所得水準의 上昇으로 補償받는다. 따라서 所得水準이 所有形態에 미치는 영향을 統制(control)한 후에도 高學歷者가 低學歷者 보다 自家를 소유할 確率이 더 높다든지, 더 좋은 住居環境을 享有한다면, 自家나 좋은 住居環境이 優等財(superior goods)라고 假定할 경우, 이는 우리나라 사회에서 敎育投資의 프리미엄(premium)이라고도 볼 수 있는 것이다. 세째, 所得水準과 所有形態의 관계는 國民福祉의 측면에서 가장 중요한 문제점을 시사한다고 볼 수 있다. 즉 經濟活動의 결과라고 할 수 있는 所得水準이 國民生活의 基本要素인 "住" 生活을 전적으로 지배한다면, 이는 國民厚生의 관점에서 低所得層에 대한 公共部門의 적극적인 政策遂行이 요구되는 것이다. 네째, 住居環境要素들은 두 가지 형태로 나눌 수 있는데, 그 하나는 부엌, 化粧室 및 沐浴施設 등으로 이들은 居住家口의 용도에 따라 改良可能한 것이며, 나머지는 上·下水道 및 쓰레기 處理施設 등으로 이들은 住居生活의 基本必須要件들이며 居住家口가 조달하는 것이 아니라 公共政策의 범주에 속하는 사항들이다. 따라서 前者의 住居與件과 後者의 住居與件이 所有形態에 따라 차이가 난다면 이는 住宅福祉上의 관점에서 公共政策上의 문제로 제기될 수 있는 것이다.

Ⅲ. 資料 및 分析方法

1. 資 料

本硏究는 1980年『社會統計調査』및 1982年『住宅市場 및 需要調査』로부터의 資料를 이용하였다[6]. 住宅所有形態에서 自家에 대응하는 형태가 무엇인가는 두 가지 관점에서 이해할 수 있다. 그 하나는 住居生活環境이란 관점에서 볼 때 貰집과 貰房을 그 對應形態로 구분할 수 있으며, 다른 분류로는 住宅을 구입할 수 있는 능력, 또는 현재의 住宅費用을 부담하는 방법을 기준으로 볼 경우, 傳貰와 月貰를 그 代案으로 볼 수 있는 것이다. 社會統計調査는 前者와 같이 분류를 하였으며 住宅市場 및 需要調査는 後者의 情報가 可用하므로 本硏究에서는 兩分類方法에 대한 効果分析을 모두 검증하려고 시도하였다.

5) 예를 들면, 1970年부터 1980年 사이 總人口는 19.0% 증가하였으나, 25~34歲 人口는 32.8%나 증가한 것으로 나타났다. 經濟企劃院,『韓國의 社會指標』(1983) 참조.

6) 社會統計調査資料는 國民의 貧困實態把握을 主目的으로 한 調査로 本調査內容은 徐相穆外(1981) 참조. 住宅市場 및 需要調査資料에 관한 자세한 설명은 金政鎬(1983) 참조.

上記 調査資料는 우리나라의 住宅市場 現況에 대한 최근의 情報를 포함하고 있다는 사실 이외에도 所得에 관하여 비교적 자세한 情報를 가지고 있다는 장점을 또한 지니고 있는 것이다.

2. 分析方法

本硏究의 從屬變數 및 모든 獨立變數들은 質的 內容을 표시하는 變數(qualitative variables)들이다. 연속적인 量을 나타내지 않고 選擇可否만을 나타내는 質的 從屬變數를 回歸分析하는 경우, 誤差項(error term)의 異分散(heteroskedasticity) 및 추정된 豫測値가 確率變數의 한계점인 (0, 1)을 벗어날 수 있다는 이유 등으로 전통적인 最小自乘法(ordinary least squares method)이 不適切하다는 사실은 이미 널리 알려져 있다[7]. 從屬變數가 二元變數(binary variable)인 경우에는 線型「로짓」(linear logit) 방법으로 推定可能하나, 本硏究에서와 같이 3 개 이상의 多元變數(apolytomous variable)일 경우에는 條件附「로짓」推定方法(the conditional logit estimation procedure)으로서 推定可能하다.

예를 들어, 式 (3)에서 p_i를 p_1=傳貰, p_2=月貰, 그리고 p_3=自家로 표시하자. 각 家口가 선택한 所有形態를 事後的으로 보면(1, 0, 0), (0, 1, 0), 및 (0, 0, 1) 중 단 하나일 것이나 이를 事前的(ex ante) 確率變數($\hat{p}_i$)로 표시하면, 각 家口는 $\hat{p}_1+\hat{p}_2+\hat{p}_3=1$이란 制約條件下에, ($\hat{p}_1, \hat{p}_2, \hat{p}_3$)의 각 所有形態選擇에 대한 確率을 가질 것이다. 從屬變數가 3個 이상의 選擇可能性이 있을 경우 二元從屬變數의 경우처럼 線型「로짓」으로 推定이 안되는 이유는, 推定된 確率値의 합이 1이 된다는 보장이 없기 때문이다. 즉 $\ln(p_1/1-p_1)$, $\ln(p_2/1-p_2)$, $\ln(p_3/1-p_3)$ 등으로 二元從屬變數의 경우처럼 추정을 하여도, $\sum_{i=1}^{3} \hat{p}_i=1$의 條件式을 만족시킨다는 보장이 없기 때문이다.

위의 條件式을 만족시키며 確率値를 추정하는 방법이 條件附「로짓」 推定方法이다[8]. 條件附「로짓」이란 서로 다른 각 두 개씩의 선택 로그(log)比率을, 즉 $\ln(p_r/p_s)$, $r \neq s$를 뜻하는 데, 이는 s라는 선택에 비하여 r이라는 선택을 選好하는 確率의 比率을 뜻하는 것이다. 式 (3)의 條件附「로짓」模型을 세번째 선택을 比校의 對象選擇으로 하여, 模型을 線型으로 定式化하면,

$$\ln(p_1/p_3)=X\hat{a} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

$$\ln(p_2/p_3)=X\hat{b} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

여기에서 X는 獨立變數들의 「벡타」(Vector)를 나타내며, $\hat{a}$와 $\hat{b}$는 각기 추정된 係數의 縱「벡타」(column vector)를 표시한다. 式 (5)(6)의 推定方法은 式(5)와 式(6)의 誤差項들의 相關(correlation) 關係로 OLS방법은 적합하지 못하며 一般化最小自乘法(generalized least squares method, GLS)을 사용하여 추정이 가능하다. 式 (5), (6)을 n번째 선택을 비교의 對象選擇으로 하여, 일반적으로 표현하면,

$$y(\equiv \ln(p_i/p_n))=X\hat{\beta} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7),$$
$$i=1, \cdots, n-1$$

따라서 $\hat{\beta}$의 GLS推定量(GLS estimator)은

7) Nerlove and Press(1973) 참조.

8) 推定方法에 대한 자세한 統計的 說明은 Theil(1969, 1971) 참조.

$$\hat{\beta}=(X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}y \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

로 표시할 수 있으며, 여기서 V는 誤差項(ε)의 漸近的 共分散行列(the asymptotic covariance matrix)이며, $\hat{\beta}$의 漸近的 共分散行列은 $(X'V^{-1}X)^{-1}$인 것이다.

本硏究의 경우와 같이 세 가지 選擇可能性이 있는 從屬變數의 경우, 式 (7)을 X_1(j個의 범주를 가진 變數)과 X_2(k個의 범주를 가진 變數)로 추정할 경우, V^{-1}은

$$V_{jk}^{-1}=n_{jk}\begin{bmatrix} p|_{jk}(1-p_1|_{jk}) & -p_1|_{jk}\ \ p_2|_{jk} \\ -p_1|_{jk}\ \ p_2|_{jk} & p_2|_{jk}(1-p_2|_{jk}) \end{bmatrix} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

로 표시되며, n_{jk}는 X_1과 X_2의 각 범주(category)에 상응하는 구획의 크기(cell size)를 나타낸다[9]. 위와 같은 「로짓」推定式의 有效性(validity)을 檢定하는 統計値(test statistic)는 χ^2統計値이다[10].

이와 같이 推定된 $\hat{\beta}$, 即 式(5)와 式(6)의 $\hat{a}$와 $\hat{b}$을 이용하여 定義關係式(identity relationship) $\hat{p}_1+\hat{p}_2+\hat{p}_3=1$에 依據, 각 $\hat{p}_i(i=1, 2, 3)$은 式 (5), (6)에서 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\hat{p}_1/\hat{p}_3=\exp(X\hat{a}) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)'$$

$$\hat{p}_2/\hat{p}_3=\exp(X\hat{b}) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)'$$

$$\hat{p}_1+\hat{p}_2+\hat{p}_3=\hat{p}_3\cdot\exp(X\hat{a}) +\hat{p}_3\cdot\exp(X\hat{b})+\hat{p}_3=1 \cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

따라서 式 (10)에서 $\hat{p}_3$을 다음과 같이 구한 후 $\hat{p}_3=1/(1+\exp(X\hat{a})+\exp(X\hat{b}))$, 이를 式 (5)'와 (6)'에 代入하여 $\hat{p}_1$과 $\hat{p}_2$를 구할 수 있는 것이다.

「로짓」分析의 특성은 第Ⅱ節에서 論議한, 무관한 選擇形態의 獨立性에 의거, 다른 選擇間의 特性分析도 쉽게 유도할 수 있는 것이다. 즉 式 (5), (6)에 포함되지 않은 p_1과 p_2의 비교를 하고자 할 경우, 새로운 추정이 필요하지 않고 式 (5)와 (6)을 이용하여 아래의 式에 의하여 쉽게 導出할 수 있는 것이다.

$$\ln(p_1/p_2)=\ln(p_1/p_3)-\ln(p_2/p_3) =X(\hat{a}-\hat{b}) \cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

「로지스틱」分布(logistic distribution)의 對稱性(symmetry) 때문에, 어떤 選擇形態를 分母로(즉 比較의 對象) 취하든 係數의 推定値는 질적으로 不變인(qualitatively invariant) 결과를 나타낸다.

Ⅳ. 實證分析結果 論議

本硏究의 標本家口는 都市家口로 한정되어 있다. 이는 과거의 經濟成長過程에서 產業化에 따라 都市로의 人口集中 및 都市化現象이 야기되었고, 따라서 住宅問題는 農村보다 都

9) 이 推定方法을 다시 설명하면 加重最小自乘法(weighted least squaresmethod)으로 볼 수 있다. 이 방법은 誤差項 自乘의 加重合(the weighted sum of squares of error)을 最小化시키는 것이다. 여기서 加重値는 式(9)에 표시된 것과 같다. 이 방법은 Grizzle, Starmer, Koch(1969)에 의하여 고안되었는데, 이 방법의 취약점은 式(9)의 n_{jk}의 크기가 아주 작을 때 分散推定値(variance estimates)에 偏倚를 가져오는 것이다. 이와 같은 현상을 검증하기 위해 本硏究에서는 각 選擇函數의 連合多項尤度函數(the joint multinomial likelihood function)의 값을 最大化시키는 最尤法(maximum likelihood method)을 사용하여 方程式들을 再推定하였다. 두 推定方法이 질적으로 거의 동일한 결과를 보여 주어, n_{jk}의 크기에 따른 分散推定値에 대한 영향이 本硏究에서는 크지 않음을 나타내었다. 最尤法推定에 관한 자세한 설명은 Schmidt and Strauss(1975) 참조.

10) Theil(1971) 附錄 E 참조.

市에서 훨씬 심각한 문제로 나타나 있기 때문이다[11]. 더우기 本硏究의 分析對象인 所有形態라는 측면에서 볼 때, 農家는 대부분 自家에 起居하므로, 本硏究의 분석에서 제외되었다[12]. 實證分析은 式 (3), (4)에 포함되어 있는 주요 變數들을 사용하였으며, 式 (5), (6)은 GLS 推定方法에 의하여 連合推定(joint estimation) 하였다.

1. 貰房, 貰집, 自家 중의 선택 : 1980年 社會統計調査資料分析

農家와 郡部를 제외한 本調査의 標本家口는 12,711 都市家口로 구성되어 있다. 〈表 1〉에 家口特性 및 住居環境 變數들의 範疇(category)別 標本數 및 變數說明이 나타나 있다[13]. 方程式推定에는 각 變數의 마지막 범주를 비교의 對象範疇로 하였다.

가. 家 口 特 性

本調査에서는 家計所得의 勤勞所得 및 非勤勞所得으로의 구별이 가능하므로 本硏究에서는 이 情報들을 사용하였다. 이는 근본적으로

〈表 1〉 所有形態別家口特性 및 住居環境變數의 標本規模 ; 社會統計調査

變數	標本數 (n_i)	變數	標本數 (n_i)
從屬變數		1. 서울, 부산, 대구	8,399
1. 貰房	6,744	2. 기타도시	4,312
2. 貰집	1,249	*NFAM*(가구원수)	
3. 自家	4,718	1. 1~2名	2,463
EDUC(교육)		2. 3~5名	7,554
1. 國卒以下	3,556	3. 6名이상	2,694
2. 中卒	2,972	*KITC*(부엌시설)	
3. 高卒	4,158	1. 獨立式	11,352
4. 大在以上	2,025	2. 共同使用	658
AGE(나이)		3. 없음	701
1. 30才미만	3,118	*TOIL*(화장실)	
2. 30才~39才	4,155	1. 獨立式	3,220
3. 40才이상	5,438	2. 共同使用	9,491
YLBR (근로소득 4분위)		*BATH*(목욕시설)	
1	3,178	1. 獨立式	2,084
2	3,177	2. 共同使用	847
3	3,178	3. 없음	9,780
4	3,178	*WATR*(급수시설)	
YNLB (비근로소득4분위)		1. 上水道	11,388
1	3,178	2. 자가·펌프·우물	1,323
2	3,177	*SEWR*(하수도)	
3	3,178	1. 있음	12,221
4	3,178	2. 없음	490
MAR (결혼여부)		*TRAS* (쓰레기처리)	
1. 결혼	9,969	1. 수거차	11,864
2. 미혼	2,742	2. 방치	847
SEX(성별)		*ROOM*(방수)	
1. 남자	10,301	1. 1個	6,284
2. 여자	2,410	2. 2個	3,672
CITY (도시구분)		3. 3個以上	2,755

11) 1982年 현재 都市의 住宅普及率은 61.8%인 데 반하여 農村에서는 住宅普及率이 100%를 넘어 空家現象이 초래되고 있는 실정이다. 韓國住宅銀行(1983).

12) 실제로는 1家口가 여러 住宅을 소유할 수도 있으며, 더우기 여러 住宅을 소유한 家口가 本家口는 貰房을 賃貸하여 居住하는 경우도 있을 것이다. 本硏究의 實證分析에서는 重複所有形態에 관한 情報가 없으므로 각 家口가 居住하고 있는 住宅의 所有形態를 기준으로 하였다.

13) 本稿에서는 記述統計値(descriptive statistics)에 대한 분석은 포함하지 않았다. 이는 근본적으로 센서스 이외의 標本調査(sample survey)인 경우 科學的인 標本抽出方法(scientific sampling selection procedure)에 의하여, 標本이 全家口를 대표하기 위해서 필요한 標本의 각 家口에 적절한 標本加重値(sampling weight)가 주어져야 되는 것이다. 本硏究에서 사용한 두 資料 모두 標本加重値에 대한 情報가 缺如되어, 〔無作爲 標本抽出(random sampling selection)에서와 같이〕 여기에서 얻어지는 情報가 전국의 都市家口를 적절히 代表(represent)한다고는 볼 수 없기 때문이다.

單一變數 統計値(univariate statistics)의 경우와, 標本加重値가 결여되어 있는 경우, 平均이나 分散 등이 偏倚(biased)되어 있다는 것은 말할 나위 없으나, 多變數 回歸分析(multivariate regression analysis)의 경우 標本加重値의 역할에 대해서는 統計學界에서 아직 定說이 확립되어 있지 않다. 다시 말하면, 全家口를 나타내기 위해서는 각 家口의 代表性(representativeness)이 중요하나 각 家口의 行態를 분석하는 行態方程式(behavioral equation) 分析에서의 標本加重値 역할에는 통계학적 의미가 아직 명확하게 해결되어 있지 않은 것이다. 이에 대한 자세한 論議는 Manski and Lerman (1977), DeMouchel and Duncan (1980), 및 Kim(1982) 참조.

式 (2)와 같은 需要函數誘導에 있어서 豫算制約(budget constraint) 條件式이 포함되는데, 住宅金融의 역할이 미미한 우리나라의 경우에는 勤勞所得水準에 비하여 住宅價格이 高價이므로 일정한 시점에서 볼 때, 住宅이라는 財貨가 이 豫算制約 條件式에 포함되지 않을 수 있는 것이다. 한편 家口當 富의 蓄積水準이 勤勞所得水準과는 比例하지 않을 수 있으므로

〈表 2〉 所有形態別 家口特性에 관한 條件附「로짓」推定結果 ; 社會統計調査

	推定式 (1)		推定式 (2)	
	$\ln(P_1/P_3)$	$\ln(P_2/P_3)$	$\ln(P_1/P_3)$	$\ln(P_2/P_3)$
常數	0.6311** (515.18)	−0.9535** (562.98)	0.3235** (84.05)	−0.6022** (198.66)
*MAR*1	—	—	0.1002** (7.48)	0.0056 (0.02)
*MAR*2	—	—	—	—
*SEX*1	—	—	−0.0010 (0.00)	−0.1401** (9.86)
*SEX*2	—	—	—	—
*AGE*1	1.1420** (657.43)	0.5097** (61.27)	0.7167** (252.72)	0.4048** (52.70)
*AGE*2	−0.0494 (2.00)	−0.0099 (0.04)	0.0317 (0.76)	0.0019 (0.00)
*AGE*3	—	—	—	—
*EDUC*1	0.2901** (48.66)	0.1173* (3.91)	0.2611** (38.09)	0.0642 (1.47)
*EDUC*2	0.2438** (30.89)	0.0769 (1.50)	0.2032** (22.41)	0.0873 (2.55)
*EDUC*3	0.0957* (6.32)	0.0114 (0.04)	0.1303** (11.68)	0.0156 (0.10)
*EDUC*4	—	—	—	—
*YLBR*1	0.6161** (167.08)	0.2246** (9.63)	0.3443** (49.42)	0.0867 (1.95)
*YLBR*2	0.2360** (27.68)	−0.0177 (0.07)	0.2421** (30.33)	0.1025† (3.35)
*YLBR*3	−0.2449** (23.01)	−0.0646 (0.74)	−0.1085* (4.74)	0.0573 (0.83)
*YLBR*4	—	—	—	—
*YNLB*1	0.5973** (153.76)	0.5788** (70.66)	0.4541** (97.83)	0.3827** (43.16)
*YNLB*2	0.7079** (167.71)	0.5255** (43.19)	0.5487** (106.18)	0.2902** (18.22)
*YNLB*3	−0.2863** (34.22)	−0.1758* (6.04)	−0.2133** (19.72)	−0.0573 (0.94)
*YNLB*4	—	—	—	—
*NFAM*1	—	—	0.6447** (185.18)	0.3112** (27.76)
*NFAM*2	—	—	0.0626† (3.64)	−0.0811* (3.87)
*NFAM*3	—	—	—	—
*CITY*1	—	—	0.1314** (29.13)	−0.0005 (0.00)
*CITY*2	—	—	—	—

註 : 1) ** $PROB \leq 0.01$
* $0.01 < PROB \leq 0.05$
† $0.05 < PROB \leq 0.10$
2) ( ) 안의 數値는 Chi-Square統計値임.

이의 영향을 분석하기 위해서도 非勤勞所得을 독립적으로 포함시켰다.

〈表 2〉에는 추정된 方程式들이 나타나 있다. 괄호 속의 수치는 「카이-스퀘어」 統計値(χ^2: chi-square statistic)이다[14]. 推定式(1)은 *AGE*, *EDUC*, *YLBR* 및 *YNLB* 등 정책적으로 중요한 構造變數(structural variables)들로 구성하여 추정한 方程式들이며, 推定式 (2)는 *MAR*, *SEX*, *NFAM* 및 *CITY* 등 餘他統制變數(control variables)들을 추가로 포함시켰다. 각 推定式의 左側에 있는 方程式들은 ($\ln p_1/p_3$), 自家所有家口에 대한 貰房居住家口들의 특성을 비교한 條件附「로짓」函數이며, 右側에 표시된 方程式들은($\ln p_2/p_3$), 自家所有家口에 대한 貰집居住家口들의 특성을 비교한 條件附「로짓」函數이다.

推定式 (1)을 보면 *AGE*1은 기대되었던 正의 符號와 統計的으로 有意한 推定係數를 나타내었으나, *AGE*2는 統計的으로 有意性이 낮으며 기대와는 반대인 負의 係數를 보였다. 이를 설명하면, 다른 여건이 동일할 경우, 家口主 年齡이 40歲 이상인 경우에 비하여 家口主 年齡이 30歲 미만인 경우에는 自家에 居住할 確率보다 貰房이나 貰집에 起居할 確率이 相對的으로 높으나, 家口主 年齡이 30~39歲인 경우에는 40歲 이상인 경우와 비교하여 所有形態選擇確率에 統計的으로 有意性 있는 차이점이 발견되지 않는다는 것이다. 즉 다른 여건이 동일하다면 自家에 비하여 貰房이나 貰집에 居住할 確率이 높은 年齡階層은 30歲 미만의 家口主 家口에 집중되어 있다는 것을 뜻한다. 敎育水準이 所有形態에 미치는 영향을 보면, 다른여건이 동일한 두 家口를 비교할 때, 敎育水準이 낮을수록 自家에 비하여 貰房에 起居할 確率이 相對的으로 높게 나타나 있다. 즉 *EDUC*1, *EDUC*2 및 *EDUC*3의 係數가 統計的 有意性이 있는 正의 符號를 보였을 뿐만 아니라, 敎育水準과 貰房/自家選擇의 相對的 確率의 크기가 강한 逆比例 關係를 보였다. 敎育水準의 貰집과 自家에 居住할 相對的 確率에 미치는 영향도 비슷한 類型을 나타내었으나, *EDUC*2와 *EDUC*3의 係數는 統計的 有意性이 낮게 나타나 있다.

家計所得과 所有形態의 관계를 보면, 勤勞所得이나 非勤勞所得의 경우, 所得分位가 第Ⅰ 및 第Ⅱ分位에 속하여 있는 家口는 第Ⅳ分位에 속하여 있는 家口와 比較할 때, 自家보다 貰房에 居住할 確率이 높게 나타났다. 반면에 勤勞 및 非勤勞所得 第Ⅲ分位에 속하여 있는 家口는 第Ⅳ分位에 속하여 있는 家口에 비하여 自家보다 貰房에 居住할 相對的 確率이 오히려 낮게 나타났다. 다시 말하여 다른 여건이 동일하다면, 勤勞 및 非勤勞所得 上位 25% 이내의 階層이 貰房과 自家 중에서 自家를 선택할 相對的 確率이 그보다 낮은 所得階層인 上位 25~50%의 階層이 自家를 選擇할 相對的 確率보다 더 낮다는 것이다. 이 결과는 기대와는 반대의 현상으로서 설명이 쉽지 않다[15]. 한편 勤勞所得과 貰집/自家의 相對的 確率關係를 보면 敎育水準의 경우와 같이 가장 낮은 所得階層은 가장 높은 所得階層에

14) 自由度(degree of freedom)가 1일 경우, 推定係數의 標準誤差(standard error)는 推定係數를 「카이-스퀘어」 統計値의 평방근(square root)으로 나누어 구할 수 있다.

15) 한 가지 가능성 있는 설명은 家口主職業(occupation) 및 從事上의 地位(position)의 효과를 本硏究가 감안하지 못하였다는 점이다. 예를 들어 임시로 自營業을 경영하는 家口主의 경우, 일정시점에서의 所得水準은 높다 할지라도 就業期間 및 就業場所의 不安定性 등이 있을 경우 自家보다는 임시로 住宅을 賃貸하여 居住할 수 있을 것이다.

비하여 貰집에 居住할 確率이 自家에 居住할 確率보다 상대적으로 높으나 기타 所得階層(第Ⅱ, 第Ⅲ分位)에서는 가장 높은 所得階層에 비하여 相對的 確率에 있어 統計的으로 有意性있는 차이를 보이고 있지 않다. 반면, 非勤勞所得 階層間의 貰집/自家의 相對的 確率 類型은 위에서 설명한 貰房/自家의 類型과 질적인 면에서 동일한 결과를 나타내었다.

推定式 (2)는 推定式 (1)의 方程式에 *MAR*, *SEX*, *NFAM* 및 *CITY*의 네 變數가 추가되었다. 공통으로 포함된 變數들의 推定된 係數들은 두 推定式間에 질적으로 차이가 있는 결과를 보이지 않았다. 즉 새로 추가된 變數들이 旣存變數들에 미치는 영향을 보면 추정된 係數의 크기에 약간의 변화를 가져오기는 하였으나, 係數의 符號나 統計的 有意性에는 커다란 영향을 미치지 않았다.

*MAR*變數의 효과를 보면, 旣婚家口主는 未婚家口主에 비하여 다른 여건이 동일하다면 貰房에 居住할 確率이 自家에 居住할 確率보다 상대적으로 높게 나타났으며, 貰집에 起居할 確率은 自家에 居住할 確率과 統計的으로 차이가 없게 나타났다. 이 결과는 旣婚家庭이 未婚家庭에 비하여 住居生活의 安定性을 제공하는 自家所有를 더 필요로 한다는 假說에는 상반되는 현상이지만, 所得年齡이나 기타 與件이 동일할 경우 旣婚家庭이 未婚家庭에 비하여 住宅購入에 지출할 수 있는 所得의 比率이 더 적다는 것을 나타낸다고도 볼 수 있는 것이다[16]. 한편 家口主 性別의 영향은 男性家口主가 女性家口主에 비하여 貰집/自家의 相對的確率이 더 작게 나타났다.

家口員數가 적은 家口는 家口員數가 많은 家口에 비하여 貰房/自家의 相對的確率이 더 높게 나타났다. 이는 다른 여건이 동일할 경우, 小家口에 비하여 大家口가 自家所有에 대한 필요성이 더욱 높아 이를 選好한다는 것을 나타낸다고 볼 수 있다. 한편, 貰집/自家의 相對的 選好確率을 보면 家口員數 1~2 人의 家口는 家口員數 6人 이상의 家口에 비하여 貰집/自家의 相對的 選好確率은 높으나, 家口員數 3~5人의 中規模家口는 大規模家口보다 오히려 貰집보다는 自家를 選好하는 比率이 더 높은 결과를 보여 주었다. 都市規模에 따라, 즉 大都市와 中·小都市 사이에는 生活費用(cost of living) 등의 차이가 있으므로, 이들의 住宅所有形態에 미치는 영향을 고려하기 위하여 *CITY*變數가 사용되었다. 다른 여건이 동일할 경우, 서울·釜山·大邱 등의 大都市에 居住하는 家口들의 貰房/自家 居住確率이 기타 都市居住家口들보다 상대적으로 높게 나타났으나, 貰집/自家의 相對的 比率의 都市規模에 따른 統計的 有意性에는 차이점이 나타나지 않았다.

나. 住 居 環 境

所有形態別 住居環境에 대한 推定方程式들이 〈表 3〉에 제시되어 있다. 각 家口別 住居與件特性變數들로 구성되어 있는 推定式(1)의 결과가 의미하는 것은, 부엌施設을 갖추지 못한 家口를 基準으로 할 때, 貰房家口의 경우 自家所有家口에 비하여 獨立式 부엌施設을 갖춘 家口의 比率이 낮으며, 이보다 强度는 낮으나 共同使用 부엌施設을 갖춘 家口의 比率도 낮게 나타났다. 獨立式 化粧室을 갖춘 家

16) 推定式 (2)에서 *NFAM*을 제외하였을 경우 *MAR*의 係數는 負의 符號를 보였으나 統計的 有意性은 극히 낮아 *MAR*의 영향은 거의 없는 것으로 나타났다.

口도 貰房家口가 自家家口에 비하여 낮게 나타났고, 上記 두 變數의 경우 貰집/自家所有의 相對的 確率도 동일한 類型을 보여 주었다. 沐浴施設의 경우 獨立式 施設을 갖춘 家口는 貰房이나 貰집 家口에 비하여 自家가 상대적으로 높은 比率을 나타냈으나 共同使用施設의 경우는 貰房家口가 自家보다 상대적으로 높은 比率을 나타내었다[17].

推定式 (2)는 推定式 (1)에 포함된 變數들에 公共福利施設이라 할 수 있는 上·下水道 및 쓰레기 處理施設 變數를 포함시킨 것이다. 또한 住宅類型을 나타내는 *ROOM*變數가 推定式 (2)에 추가되었다. *ROOM*變數가 사용된 이유는 위에서 論議된 住宅의 附帶施設은 住宅規模와 밀접한 관련이 있어 이 효과의 통제를 목적으로 하고 있다. 예를 들면, 방 1개

〈表 3〉 所有形態別 住居環境에 관한 條件附「로짓」推定結果 ; 社會統計調査

	推定式 (1)		推定式 (2)	
	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$
常數	0.0027 (0.00)	−0.9018** (83.70)	−0.6752** (44.59)	−0.7533** (40.02)
*KITC*1	−0.7687** (126.08)	−0.5496** (32.97)	−0.1906** (7.09)	−0.2860** (9.38)
*KITC*2	−0.4905** (31.31)	−0.2916* (4.97)	−0.4732** (25.96)	−0.2532* (4.11)
*KITC*3	—	—	—	—
*TOIL*1	−0.8848** (820.22)	−0.1425** (13.79)	−0.4587** (150.97)	0.0242 (0.36)
*TOIL*2	—	—	—	—
*BATH*1	−1.3522** (385.72)	−0.2744** (14.71)	−0.6750** (80.61)	−0.1110 (2.31)
*BATH*2	0.4747** (58.74)	0.0597 (0.39)	0.3607** (25.06)	0.1191 (1.65)
*BATH*3	—	—	—	—
*WATR*1	—	—	−0.0204 (0.19)	−0.0043 (0.00)
*WATR*2	—	—	—	—
*SEWR*1	—	—	−0.0171 (0.05)	−0.2181* (6.12)
*SEWR*2	—	—	—	—
*TRAS*1	—	—	0.3356** (34.40)	0.1066 (2.20)
*TRAS*2	—	—	—	—
*ROOM*1	—	—	2.0737** (2,010.09)	0.8345** (219.56)
*ROOM*2	—	—	−0.1552** (13.95)	−0.0554 (1.48)
*ROOM*3	—	—	—	—

註 : 1) ** $PROB \leq 0.01$
* $0.01 < PROB \leq 0.05$
† $0.05 < PROB \leq 0.10$
2) ( ) 안의 數値는 Chi-Square 統計値임.

17) 自家가 住宅 독채를 사용할 경우에는 *KITC*나 *BATH* 變數에서 共同使用이란 범주는 의미 없는 項目들이다. 현실적으로 많은 自家所有家口들이 住宅의 일부를 貰주므로 이 項目이 自家家口에게도 해당되었던 것이다. 이런 의미에서 共同使用이라는 범주가 포착하는 현상은 부엌이나 沐浴施設이 되어 있는 自家의 경우 同居家口의 有無를 나타낸다고도 볼 수 있다.

의 貰房에 居住하는 경우 여러 개의 방을 가진 自家의 경우에 비하여 諸般附帶施設이 可用하지 않을 것이기 때문이다. 이러한 變數들의 추가에 따라 推定式 (1), (2)에 공통적으로 사용된 變數들의 推定係數들의 변화를 보면, 貰房/自家所有의 相對的 確率推定式의 경우에는 질적인 차이가 나타나지 않았으나, 貰집/自家의 推定式 경우에는 *TOIL*變數의 係數가 統計的 有意性이 낮은 正의 係數로 변하였다.

推定式 (2)의 결과에서 特記할 事項은 推定式 (1)에 사용되었던 變數들의 所有形態에 따른 諸般施設上의 차이점들에 비하여 公共施設의 경우에는 住宅所有形態에 따른 차이점이 그렇게 심각하게 나타나지 않았다는 점이다. 즉 上水道施設의 경우에는 貰房·貰집·自家 住宅間에 統計的으로 有意性 있는 차이점이 나타나지 않았으며 下水道의 경우에는 自家에 비해 貰집의 施設이 약간 미비하게 나타났다[18].

위의 결과들을 종합하면 각 家口들의 生活能力에 따라 설치할 수 있는 住居施設의 경우에는 貰房이나 貰집家口에 비하여 自家所有家口가 더 近代式 施設을 갖추고 있으나 住居生活의 最小標準生活(minimum standard living)을 위한 福祉施設에 해당하는 公共施設의 경우에는 所有形態에 따른 중요한 차이점이 발견되지 않는다는 점이다.

2. 傳貰·月貰·自家 중의 선택 : 1982年 住宅市場 및 需要調査分析

貰房·貰집·自家의 住宅所有形態에 대응하는 분류로 傳貰·月貰·自家의 구분이 가능하다. 이 분류는 家口의 住宅購入能力에 대한 尺度로서 또는 현재의 住宅費用을 지불하는 방법으로서 의미가 있는 것이다. 즉 自家에 대한 選好를 假定할 때 傳貰家口는 어느 程度의 富를 축적하여 自家 마련에 대한 準備段階의 家口로 특징지을 수 있는 것이다. 〈附表 1〉에 각 變數別 標本數가 나타나 있다. 근본적으로 本模型은 앞에서 論議된 模型과 유사하게 設定되었으므로 本節에서는 중요한 결과만 간략하게 제시한다.

가. 家口特性

본 所有形態 분류는 貰房·貰집·自家의 前分類에 비하여 다음과 같은 家口特性上의 차이점을 보여 주고 있다(附表 2).

첫째, 다른 家口特性의 效果를 統制할 때 年齡(*AGE*變數)效果가 완연하게 나타났다는 점이다. 前分類에서는 家口主 年齡 30歲 미만의 경우에만 중요하게 나타났던 年齡效果가 여기에서는 30代의 家口主 경우에도 40歲 이상 家口主에 비하여 傳貰나 月貰에 居住할 確率이 自家에 居住할 確率보다 相對的으로 높게 나타났다. 즉 年齡의 증가에 따라 自家에 居住할 確率이 傳貰나 月貰에 비하여 單純增加(monotonicallyincreasing)하는 경향을 보여 주고 있다.

둘째, 敎育水準이 所有形態에 미치는 영향에서는 敎育水準과 傳貰나 月貰에 對比한 自家所有 確率의 正比例關係가 다음 두 가지 경우 성립하지 않는 것으로 나타났다. 즉 大在以上 學歷 家口主에 비교할 때 國卒學歷 家口主의 傳貰/自家, 高卒學歷 家口主의 月貰/自家所有의 相對的 確率에는 통계적으로 차이점이 없는 것으로 나타났다.

18) 한 가지 특이한 결과는 쓰레기處理의 경우 自家에 비해 더 높은 比率의 貰房家口가 쓰레기를 放置하지 않고 수거차를 이용한다는 점이다.

세째, 社會統計調査資料 분석의 경우와 마찬가지로 家計所得 第Ⅲ分位에 속한 家口의 自家所有 確率은 第Ⅳ分位의 家口에 비하여 오히려 높게 나타났다. 이러한 경향이 貰房/自家所有의 相對的 確率比較에서 두드러졌듯이, 月貰/自家의 相對的 確率比較에서 더욱 강하게 나타난 점은 두 統計調査에서 공통적으로 나타난 점으로 특기할 만한 결과이다.

네째, *MAR·SEX* 및 *NFAM*變數의 효과들은 自家所有와의 聯關性에 있어서 兩調査資料分析에서 상이한 결과를 보여주고 있다. 즉 다른 여건이 동일할 경우 旣婚의 家口主는 未婚의 家口主에 비하여 貰房/自家의 相對的 確率이 높게 나타났었으나, 本分類에서 月貰/自家의 比率은 오히려 낮게 나타났으며, 한편 家口主의 性別은 本所有形態 분류에 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 家口員數에 따른 所有形態도 3~5人의 中規模家口가 小規模나 大規模家口 보다 傳貰나 月貰에 居住할 確率이 더욱 높게 나타났다.

나. 住 居 環 境

所有形態別 住居環境에 관한 推定式은 〈附表 3〉에 제시되어 있다. 自家에 비하여 傳貰나 月貰家口가 現代式 부엌施設을 갖출 確率은 작게 나타났다. 그러나 化粧室施設의 경우 傳貰家口가 自家에 비하여 現代式施設을 갖출 確率은 오히려 높게 나타났으며, 溫水沐浴施設의 경우는 그 반대로 自家가 傳貰家口에 비하여 現代式施設을 구비할 確率이 더 높게 나타났다. 月貰와 自家를 비교하여 보면 위의 두 變數 모두 통계적으로 중요한 차이점을 나타내지는 않았다.

公共福祉施設인 上·下水道 및 쓰레기處理施設의 所有形態에 따른 특성을 보면 傳貰家口와 自家 사이에는 통계적으로 有意性 있는 차이점이 발견되지 않았으나, 月貰家口는 自家所有家口에 비하여 上·下水道 施設이 미비되었음을 보여 주고 있다.

3. 所有形態選擇豫測分析

지금까지의 論議는 全家口를 分析對象으로 삼아 所有形態別 家口特性 및 住居環境上의 차이점에 초점을 맞추었다. 한편, 住宅福祉증진을 위한 정책은 全家口를 대상으로 하기보다는 可用財源의 制限性을 고려할 때, 사회적으로 도움이 필요한 特定目標集團(specific target group; 예를 들면 低所得 老齡階層 등)의 福祉增進을 목적으로 하는 경우가 많은 것이다. 이러한 政策對象 目標集團의 선별과 또한 이들 集團의 所有形態選擇決定에 미치는 주요영향을 분석하기 위하여 〈表 2〉, 〈表 3〉과 〈附表 2〉, 〈附表 3〉의 推定式 (2)를 사용하여 典型的 特性(typical characteristics)을 지닌 家口의 각 住宅所有形態를 선택할 確率의 예측과 각 變數들의 寄與度, 즉 偏影響(partial impacts)을 구하였다.

條件附「로짓」의 장점은 確率推計에 있어 必要條件들이라 할 수 있는 限界條件〔boundary condition ; 즉 각 推計된 確率豫測値가 (0, 1)에 內存해야 한다는 것〕과, 線型制約條件(linear restriction condition; 즉 각 推計된 確率豫測値의 합이 1이 되어야 한다는 것)을 만족시킨다는 점이다. 한편 條件附「로짓」과 같은 非線型方程式의 경우, 각 變數의 偏導函數(partial derivatives)는 不變이 아니고 그 函數의 어떤 점에서 評價하였느냐에 따라 상이

하므로, 本硏究에서는 일정한 특성을 지닌 典型的 家口(a typical household)를 선정하여 이 家口를 분석의 기준으로 삼았다.

〈表 4〉에 典型的 家口의 특성이 제시되어 있다. 이 家口의 家口主는 旣婚으로서, 男性이고, 年齡은 30代이고, 高卒學歷에 家計所得은 Ⅳ分位 중 Ⅱ分位에 속해 있고, 結婚期間은 10年 정도이고, 家口員數는 3~5人, 大都市에 居住하며 住宅類型은 單獨住宅에 居住하고 있다고 假想하였다[19]. 한편, 住居環境의 경우에는 부엌, 化粧室 및 沐浴施設 등은 近代式이 아닌 在來式, 上·下水道 및 쓰레기處理施設 등은 양호한 편이며, 그리고 房은 2個를 사용하고 있다고 假定하였다. 論議의 초점은 이러한 특성을 지닌 家口가 각 所有形態를 선택할 確率은 얼마인가, 또한 다른 모든 여건이 동일하고 한 變數만의 여건이 변한다면 이의 영향은 어떻게 나타나는 가 등이다.

〈表 4〉 典型的 家口의 家口特性 및 住居環境

家口特性[1]			住居環境[1]		
變數	社會統計調査	住宅市場및需要調査	變數	社會統計調査	住宅市場및需要調査
MAR	1	1	*KITC*	2	2
SEX	1	1	*TOIL*	2	2
AGE	2	2	*BATH*	2	2
EDUC	3	3	*WATR*	1	1
YLBR	2	—	*SEWR*	1	1
YNLB	2	—	*TRAS*	1	1
YHHT	—	2	*ROOM*	2	2
YMAR	—	3	*HSTP*	—	1
NFAM	2	2			
CITY	1	—			
HSTP	—	1			

註 : 1) 각 범주의 설명은 〈表 1〉과 〈附表 1〉 참조.

19) 말할 나위 없이, *CITY*는 社會統計調査資料分析의 경우, *YMAR* 및 *HSTP*는 住宅需要 및 市場調査資料分析에만 사용되었으므로, 이 典型的 家口의 특성도 각각 해당 분석에만 적용되는 것이다.

가. 家口特性에 따른 貰房·貰집·自家 中의 選擇 : 社會統計調査資料分析

〈表 4〉에 提示된 家口特性을 지닌 典型的 家口의 所有形態에 대한 確率豫測値 및 偏導函數가 〈表 5〉에 나타나 있다. 이 典型的 家口는 貰房을 살 確率이 가장 높게 나타났다. 즉 이 家口는 貰房을 살 確率이 74%, 貰집에 居住할 確率이 10%, 그리고 自家를 所有할 確率이 15%로 推計되었다.

所有形態選擇確率에 미치는 각 變數의 효과를 推計하기 위하여 각 變數의 偏導函數가 제시되어 있다. 즉 〈表 4〉에 제시된 家口特性에서 만일 어떤 特定變數의 특성만이 다를 경우, 그 家口의 所有形態選擇確率이 어떻게 달라질 것인가가 偏導函數에 나타나 있다. 예를 들면 典型家口의 家口主 年齡이 30代가 아니고 30歲 미만일 경우 이 家口主의 所有形態別 選擇確率이 어떻게 변할 것인가가 $AGE=1$의 欄에 나타나 있다. 이 경우 貰房의 確率은 16.9%가 증가한 12.55% 「포인트」만큼 늘어날 것이고(즉 74.27%에서 86.82%로 증가), 반면에 貰집 및 自家에 居住할 確率은 각기 60.7% 및 41.1%씩의 減少인 6.24%「포인트」(10.28%에서 4.04%로) 및 6.35%「포인트」(15.46%에서 9.09%로) 낮아질 것이다.

이 推計에 있어서 條件附「로짓」 推定方法의 특이점은 한 所有形態選擇確率의 증가는 필수적으로 다른 所有形態選擇確率의 감소를 수반하는 補償的 變化(compensatory changes; 즉 $\sum_{i=1}^{n}\Delta\hat{p}_i=0$)를 가져 온다는 점이다. 이러한 현상은 〈表 2〉나 〈表 3〉의 추정된 係數의 符號로서는 쉽게 파악될 수 없는 특징이 있다.

구체적인 예를 들어, x_1이란 變數 값의 변화에 따라 a, b 및 c 사이의 선택중에서 a의 減少量이 클 때는, b, c 모두 증가하여야 하는 경우가 발생하는데, 이러한 결과는 두개 選擇間의 비교에 있어서는(pairwise comparisons) 쉽게 이해할 수가 없는 것이다. 즉 $\ln(a/c) = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \sum_{i=2}^{n} \alpha_i x_i$와 $\ln(b/c) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \sum_{i=2}^{n} \beta_i x_i$의 方程式에서 α_1과 β_1이 모두 正의 係數일 경우 x_1의 증가에 따라 a나 b가 모두 증가하리라는 보장은 없는 것이다. 만일 (즉 $\alpha_1 \gg \beta_1$)일 경우, a가 0.2만큼 증가하고 b가 0.05만큼 감소하고 c가 0.15만큼 감소할 경우에도 α_1과 β_1은 모두 正의 係數를 나타낼 것이기 때문이다.

〈表 5〉를 보면 $\Delta\hat{p}_i$는 推計된 確率의 變化値를 나타내며, 이 수치의 比率(%)이 $\Delta\hat{p}_i/\hat{p}_i$欄에 나타나 있다. 상대적인 의미에서(즉 $\Delta\hat{p}_i/\hat{p}_i$을 볼 때) 貰房에 居住할 確率에 가장 커다란 영향을 미치는 變數로는 家口主 年齡이 30歲 미만에서 30歲 이상으로 변하는 것과 非勤

〈表 5〉 典型的 家口의 家口特性에 따른 所有形態別 確率豫測値 및 偏導函數 ; 社會統計調査

	$\hat{p}_1$(貰房)=0.7427		$\hat{p}_2$(貰집)=0.1028		$\hat{p}_3$(自家)=0.1546	
	$\Delta\hat{p}_1$	$\Delta\hat{p}_1/\hat{p}_1$(%)	$\Delta\hat{p}_2$	$\Delta\hat{p}_2/\hat{p}_2$(%)	$\Delta\hat{p}_3$	$\Delta\hat{p}_3/\hat{p}_3$(%)
MAR=1	—	—	—	—	—	—
=0	−0.0191	−2.6	0.0073	7.1	−0.0119	−7.7
SEX=1	—	—	—	—	—	—
=0	0.0112	−1.5	0.0136	13.2	−0.0025	−1.6
AGE=1	0.1255	16.9	−0.0624	−60.7	−0.0635	−41.1
=2	—	—	—	—	—	—
=3	−0.0059	−0.8	0.0022	2.1	0.0037	2.4
EDUC=1	0.0206	2.8	−0.0055	−5.4	−0.0152	−9.8
=2	0.0082	1.1	0.0010	1.0	−0.0093	−6.0
=3	—	—	—	—	—	—
=4	−0.0245	−3.3	0.0087	8.5	0.0157	10.2
YLBR=1	0.0204	2.7	−0.0090	−8.8	−0.0115	−7.4
=2	—	—	—	—	—	—
=3	−0.0687	−9.3	0.0238	23.2	0.0446	28.8
=4	−0.0405	−5.5	0.0089	8.7	0.0316	20.4
YNLB=1	−0.0264	−3.6	0.0168	16.3	0.0093	6.0
=2	—	—	—	—	—	—
=3	−0.1386	−18.7	0.0237	23.1	0.1148	74.3
=4	−0.0933	−12.6	0.0136	13.2	0.0794	51.4
NFAM=1	0.0699	9.4	−0.0098	−9.5	−0.0601	−38.9
=2	—	—	—	—	—	—
=3	−0.0189	−2.5	0.0129	12.5	0.0058	3.8
CITY=1	—	—	—	—	—	—
=2	−0.0261	−3.5	0.0104	10.1	0.0155	10.0

勞所得分位가 Ⅱ分位에서 Ⅲ分位로 증가할 때라고 볼 수 있다[20]. 그 다음으로 중요한 영향을 미치는 變數로는 非勤勞所得이 Ⅲ分位에서 Ⅳ分位로 증가하는 경우, 勤勞所得이 Ⅱ分位에서 Ⅲ分位로 상승하는 경우 및 家口員數가 1~2人 家口에서 3~5人 家口로 증가할 때로 나타났다. 위의 모든 경우들에 典型的 家口主의 貰房居住 確率은 크게 줄어드는 것으로 나타났다.

한편, 貰집 居住確率에 중요한 영향을 미치는 變數들을 보면, 家口主의 年齡이 30歲 미만일 경우의 貰집 居住確率은 30代인 경우와 비교하면 압도적으로 적게(60.7%만큼의 차이) 나타났다. 勤勞所得 및 非勤勞所得이 Ⅱ分位에서 Ⅲ分位로 상승할 때, 또는 家口員數가 증가할 때, 貰집 居住確率도 크게 증가하였다. 위의 變數들은 貰房 居住確率에도 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 흥미있는 사실은 上記 變數들의 貰房과 貰집 居住確率에 미치는 효과가 正反對라는 점이다.

각 變數値의 변화가 自家 居住確率에 미치는 효과의 類型은 貰집 居住確率에 미치는 영향의 경우와 質的(즉 偏導函數의 符號)으로 거의 비슷하다. 특기할 만한 결과는 非勤勞所得의 절대적 영향이다. 예를 들면 非勤勞所得 Ⅱ分位에서 Ⅲ分位로 올라감에 따라 自家所有確率은 15.46%「포인트」에서 26.94%「포인트」로 무려 74.3%의 증가를 보였다[21]. 그 다음으로 중요한 영향을 보인 變數가 家口主 年齡이 30歲 미만에서 30代로 들어서는 경우, 家口員數가 1~2人에서 3~5人으로 늘어나는 경우 및 勤勞所得이 Ⅱ分位에서 上位分位로 상승하는 경우 自家所有確率은 크게 증가되는 것으로 나타났다.

나. 住居環境에 따른 貰房·貰집·自家 중의 선택 : 社會統計資料分析

〈表 4〉에 제시된 住居環境을 가진 典型的 家口主의 所有形態別 選擇確率을 보면 貰房에 起居할 確率이 28.0%, 貰집에 居住할 確率이 18.5%, 自家를 所有할 確率이 53.4%로 나타났다. 각 住居施設의 차이에 따른 所有形態 確率値의 변화를 보면 다음과 같다(表 6 참조). 獨立式 化粧室施設을 사용하고 있는 家口가 貰房家口일 確率은 共同使用 化粧室施設의 家口에 비해 29.7%가 낮게 나타났고 이에 대응하는 沐浴施設 比較의 경우, 貰房 居住確率은 54.6%나 낮게 나타났다. 반면, 獨立式 化粧室施設을 구비한 家口가 典型的 家口에 비하여 貰집에 居住할 確率은 13.7%, 自家에 居住할 確率은 10.9% 높게 나타났으며, 獨立式 沐浴施設의 경우 상응하는 確率値는 貰집의 경우 1.7%, 自家의 경우 28.0%씩 높은 것으로 나타났다. 한편. 부엌施設의 경우를 보면, 典型的 家口를 부엌施設을 갖추지 못한 家口와 比較하면 다른 여건이 동일할 경우 그 家口가 貰房 및 貰집에 居住할 確率은 각기 31.2% 및 5.3% 높았으며, 自家所有家口일 確率는 18.2%가 낮은 것으로 제시되었

20) 推計된 確率値의 증감은 典型的 家口主의 특성을 기준으로 하였으므로 이 家口主의 특성을 다르게 표현하였을 때 基準確率値의 變化로 增減率은 말할 나위 없이 다를 것이다. 예를 들어 $AGE=2$를 기준으로 하여 $AGE=1$으로 되었을 때, 貰房에 居住할 確率은 16.9% 늘었으나(0.1255/0.7427), 반대로 $AGE=1$을 기준으로 하면 $AGE=2$가 됨에 따라 貰房에 居住할 確率은 14.5%(0.1255/0.8682) 감소하는 것으로 나타날 것이다.

21) 앞에서 論議한 $YNLB$(및 $YLBR$)의 負의 係數 때문에 $YNLB=4$(및 $YLBR=4$)의 ΔP_i가 $YNLB=3$(및 $YLBR=3$)의 Δp_i보다 $\hat{p}_1, \hat{p}_2$ 및 $\hat{p}_3$에서 모두 작게(絶對値로서) 나타났다.

다. 그러나 共同부엌施設 家口를 獨立施設 家口에 비교할 때, 오히려 貰房일 確率이 증가하는 반면, 貰집이나 自家일 確率이 줄어드는 것으로 나타난 것은 일반적 기대와 상충되는 결과인 것이다.

대부분의 公共施設의 경우 施設의 변화에 따른 所有形態確率値의 뚜렷한 차이는 없으나 下水道施設 未備일 경우 貰집 居住의 確率이 18.5% 높은 것으로 나타났다[22].

다. 家口特性 및 住居環境에 따른 傳貰·月貰·自家 中 選擇 : 住宅市場 및 需要調査分析

〈表 4〉에 제시된 특성을 지닌 典型的 家口의 住宅費用支出類型別 所有形態選擇確率이 〈附表 4〉에 나타나 있다. 이 典型的 家口는 傳貰를 택할 確率이 52%, 月貰를 택할 確率이 18%, 그리고 自家를 所有할 確率이 30%인 것으로 나타났다.

각 變數値의 변화가 傳貰選擇確率에 미치는 영향을 요약하면 다음과 같다. 家口主의 敎育水準이나 家計所得 모두 傳貰選擇確率에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 한 가지 특기할 결과는 두 變數의 경우, 본 典型的 家口의 특성에서 다른 특성으로 어떠한 변화가 발생하더라도 傳貰選擇의 確率은 감소한다는 점이다. 즉 다른 여건이 동일할 경우 傳貰

〈表 6〉 典型的 家口의 住居環境에 따른 所有形態別 確率豫測値 및 偏導函數 ; 社會統計調査

	$\hat{p}_1$(貰房)=0.2804		$\hat{p}_2$(貰집)=0.1853		$\hat{p}_3$(自家)=0.5343	
	$\Delta\hat{p}_1$	$\Delta\hat{p}_1/\hat{p}_1$(%)	$\Delta\hat{p}_2$	$\Delta\hat{p}_2/\hat{p}_2$(%)	$\Delta\hat{p}_3$	$\Delta\hat{p}_3/\hat{p}_3$(%)
KITC=1	0.0622	22.2	−0.0201	−10.8	−0.0421	−7.9
=2	—	—	—	—	—	—
=3	0.0875	31.2	0.0099	5.3	−0.0975	−18.2
TOIL=1	−0.0834	−29.7	0.0253	13.7	0.0584	10.9
=0	—	—	—	—	—	—
BATH=1	−0.1530	−54.6	0.0032	1.7	0.1497	28.0
=2	—	—	—	—	—	—
=3	−0.0618	−22.0	−0.0013	−0.7	0.0631	11.8
WATR=1	—	—	—	—	—	—
=0	0.0039	1.4	−0.0004	−0.2	−0.0035	−0.7
SEWR=1	—	—	—	—	—	—
=0	−0.0088	−3.1	0.0342	18.5	−0.0255	−4.8
TRAS=1	—	—	—	—	—	—
=0	−0.0580	−20.7	−0.0004	−0.2	0.0584	10.9
ROOM=1	0.4450	158.7	−0.0596	32.2	−0.3855	−72.2
=2	—	—	—	—	—	—
=3	0.0292	10.4	−0.0001	−0.1	−0.0291	−5.4

22) 方程式 推定結果 論議에서 지적하였듯이, 쓰레기處理施設의 경우 收去車에 비하여 放置하는 家口가 自家일 確率은 증가하는 반면, 貰房이나 貰집일 確率은 줄어드는 것으로 나타났다. 이 결과는 일반적으로 기대되는 관계가 아니며 설명이 쉽지 않다.

家口에 居住할 確率은 高卒學歷의 家口主가 다른 學歷의 家口主보다 더 높고, 또한 家計所得 Ⅱ分位에 속한 家口가 다른 所得分位의 家口보다 傳貰에 居住할 確率이 더욱 높다는 점이다. 傳貰選擇確率에 미치는 효과의 强度는 상대적으로 적지만, 家口主 年齡 및 家口員數의 영향에서도 이러한 非線型關係(nonlinear relationship)가 동일하게 나타났다. 다시 말하면, 典型的 家口의 傳貰居住確率 推定値인 52%는 일반적인 期待値보다 높은 數値라고 볼 수 있으나, 이 결과는 위의 分析結果에서 보여주듯이, 本硏究에서 假想한 典型的 家口의 특성이 傳貰居住確率을 극대화시키는 특성과 우연히 일치한다는 데 기인한다고 볼 수 있는 것이다.

月貰 居住確率 推定의 경우에도 위와 유사한 非線型關係의 결과가 導出되었다. 즉 가장 커다란 영향을 미치는 變數가 敎育水準으로 나타났는데, 傳貰選擇確率의 경우와는 반대로, 다른 여건이 동일할 경우 典型的 家口主의 특성인 高卒學歷의 경우가 月貰에 居住할 確率이 다른 敎育水準 家口主에 비하여 가장 낮다는 점이다. 한편 家口員數의 경우에는 傳貰居住確率에서와 같이 3~5人의 경우가 다른 家口員數規模의 家口보다 높게 나타났다.

한편 自家所有確率에 미치는 각 變數値 變化의 效果는 비교적 線型關係를 나타냈다. 즉 年齡效果, 敎育水準效果, 結婚期間效果 및 家口員數效果 등이 모두 自家所有確率에 正의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 각 효과의 상대적 크기를 비교할 때 年齡이나 敎育水準보다는 家計所得, 結婚期間 및 家口員數의 差異에 따라 自家所有確率에 더 큰 차이가 생기는 것으로 나타났다.

〈表 4〉에 제시된 典型的 家口의 住居環境에 따른 所有形態確率 推定値를 보면 (附表5 參照), 이 家口의 傳貰 居住確率은 22%, 月貰居住確率은 8%, 自家所有일 確率은 70%로 나타났다. 住居施設의 差異에 따른 傳貰 居住確率의 變化를 보면, 부엌과 沐浴施設의 경우는 現代式 施設을 갖출수록 在來式 施設을 갖춘 경우에 비하여 傳貰家口일 確率이 높아지는 반면, 化粧室施設 및 上·下水道施設 등은 良好한 施設일수록 傳貰家口일 確率은 줄어드는 傾向을 나타냈다. 月貰家口일 確率에 미치는 각 要素의 影響을 보면, 化粧室 및 沐浴施設의 경우 傳貰家口의 경우와 反對의 聯關性을 보이고 있으나, 나머지 變數들은 同一한 方向의 影響을 보여주고 있다. 한편 自家所有家口의 住居環境上의 特徵을 傳貰나 月貰家口에 비하여 公共施設與件이 좋아질수록 所有確率이 높아진다는 점이다[23].

V. 結論 및 政策的 意味

住宅에 대한 超過需要現象은 住居서비스 增進이라는 住宅福祉側面과 住宅所有에 따른 財産增殖效果를 期待하는 投資財側面의 兩側面으로 解釋할 수 있다. 本硏究에서는 이러한 住宅政策 當面課題의 理解를 돕기 위하여 自家所有家口의 家口特性 및 住居環境을 貰房이나 貰집家口 또는 傳貰 및 月貰家口의 特性과

23) 한가지 期待關係와 反對로 나타난 現象은 부엌施設과 所有形態의 相關關係이다. 在來式施設에 비하여 現代式 부엌施設을 具備한 家口일수록 自家보다는 傳貰나 月貰家口인 것으로 나타났다.

比較分析하였다. 1980年 『社會統計調査資料』 및 1982年 『住宅市場 및 需要調査資料』를 利用하여 多選擇模型(a multiple choice model)의 推定方法인 條件附「로짓」推定方法을 應用하여 實證分析하였다. 本方法의 長點은 각 家口의 特性에 相應하는 所有形態選擇確率을 限界條件과 線型制約條件을 充足시키면서 推定할 수 있다는 점이다.

本硏究에서 使用한 推定方法은 多變數回歸分析이므로 그 結果가 나타내는 意味는 다른 모든 與件이 同一할 경우라는 前提條件下에 成立되는 것이다. 그 主要結果를 要約하면 다음과 같다. 貰房·貰집 또는 自家에 居主할 相對的 確率을 比較해 보면, 貰房에 居住할 確率은 家口主 年齡이 30歲未滿일 경우, 敎育水準이나 家計(勤勞 및 非勤勞) 所得이 낮고, 家口員數가 적은 家口일수록 높게 나타났다. 自家에 居住할 確率은 上記 變數들과 逆의 關係를 나타낸 데 반해, 貰집 居住家口의 特性은 貰房 居住家口의 特性과는 달리 오히려 自家所有家口의 特性과 類似하게 나타났다.

한편 所有形態의 分類를 傳貰·月貰·自家 등 住宅費用負擔類型에 따라 分類할 때 月貰의 居住形態를 選擇한 家口의 特性은 貰房居住를 選擇한 家口의 特性과 類似하게 나타났으나, 相異한 結果로는 家口主의 年齡과 傳貰 및 月貰形態의 選擇 確率이 比例的으로 減少한다는 점과, 敎育水準과 傳貰 및 月貰形態의 選擇確率이 線型關係를 維持하지 않는다는 점이다.

住宅所有形態別 住居環境上의 差異點을 보면, 自家所有家口가 自家非所有家口에 비해 부엌·化粧室 및 沐浴施設 등에서 더 近代化된 良好한 與件을 갖추고 있으나 公共施設이라고 할 수 있는 上·下水道 및 쓰레기處理施設등에서는 重要한 差異點이 發見되지 않았다.

각 所有形態의 選擇確率에 미치는 각 家口特性의 相對的 重要性을 推計하면, 貰房이나 貰집 居住確率은 家口主 年齡이 30歲미만에서 30代로, 또는 非勤勞所得이 Ⅱ分位(上位 50~75%)에서 Ⅲ分位(上位 25~50%)로 변할 때 가장 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 特記할 만한 事實은 위의 경우 貰房 居住確率은 減少하는 데 반해, 貰집 居住確率은 自家所有의 경우와 같이 增加한다는 점이다. 한편 自家所有確率에 絶對的 영향을 미치는 家口特性은 家計의 非勤勞所得이 Ⅱ分位에서 그 이상으로 上昇하는 경우로 나타났다. 傳貰나 月貰所有形態에는 家口主의 敎育水準이 가장 重要한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

위의 結果들이 示唆하는 政策的 意味를 提示하면 다음과 같다. 첫째, 家計所得, 年齡 등과 같은 主要家口特性이 同一한 家口中에서 貰房居住確率 對比 自家所有相對確率이 家口主의 敎育水準에 比例한다는 事實이다. 이 結果는 世帶間 富의 移轉(intergenerational wealth transfer)效果를 反映한다고 類推할 수 있다. 즉 敎育水準에 따른 所得效果는 所得變數에 의하여 이미 統制되었으므로, 위의 結果는 社會的으로 富裕한 階層이 敎育도 많이 받는 同時에 富의 移轉(예를 들면, 父母로부터의)을 받고 있다는 事實을 意味한다고 解釋할 수 있는 것이다. 住宅價格이 所得水準에 비해 相對的으로 高價인 現狀況下에서는 富의 移轉이 自家所有確率에 미치는 영향은 더욱 至大할 것이다. 이러한 推測은 自家所有確率에 가장 큰 效果를 주는 家口特性이 勤勞所得이 아닌 非勤勞所得이라는 점에서도 支持받는 假說이

라고 할 수 있다.

둘째, 다른 모두 家口特性이 同一할 경우 自家에 비해 貰房에 居住할 確率이 家口主 年齡 30歲 미만인 경우나, 또는 家口員數가 적은 家口에 集中되어 있다는 事實은 그 反對의 경우에 비해 社會的으로 덜 深刻한 問題라고 할 수 있다. 다시 말하면 家口主年齡이 높아질수록 또는 家口員數가 많아질수록 다른 與件이 同一하다면 自家所有確率이 높게 나타난다는 것은 國民의 住宅福祉 觀點에서 바람직스러운 現象인 것이다.

세째, 家口의 富의 水準을 反映하는 住宅附帶施設의 경우와 달리, 上·下水道등의 公共施設이 住宅所有形態와 커다란 聯關性을 보이지 않았다는 事實도 特記할 만한 結果이다. 만일 住宅福祉의 根幹이라고 할 수 있는 公共施設이 家口의 富의 水準과 직접적으로 聯關이 있다면 이는 社會的 衡平이란 觀點에서 問題로 擡頭될 것이다.

이러한 結果들을 綜合하여 보면, 우리 나라의 住宅에 대한 超過需要現象은 住宅서비스 提高를 위한 需要보다는 所有를 目的으로 하는 需要現象을 反映하는 것이라고 볼 수 있다. 즉, 住宅서비스 創出이라는 住宅效用性은 住宅所有와는 직접적 聯關性이 없다고 볼 수 있으나, 위의 結果에서 나타난 것은 敎育이나 所得水準을 尺度로 할 경우, 社會的으로 成功한 階層이 그렇지 못한 階層에 비해 自家所有確率이 높게 나타난 것은 自家의 優等財(superior goods) 役割을 意味하는 것이라고 할 수 있다. 公共住宅政策의 目的이 國民의 住宅福祉增進을 追求할 때, 政策目標集團은 社會的으로 도움이 必要한 敎育 및 所得水準이 낮고, 젊은 年齡階層을 包含하여야 할 것이다. 特記할 만한 事項은 上記階層들은 住宅을 購入할 能力이 相對的으로 약하기 때문에 所有를 前提로 한 住宅建設政策보다는 住居서비스創出의 極大化를 目的으로 하는 住宅政策設立이 要求되는 것이다. 富를 蓄積하지 못한 國民階層의 住宅福祉增進을 위해서는 政策對象階層에 대한 住宅金融惠擇 또는 賃貸住宅活用을 통한 住宅費用負擔을 輕減시키는 公共政策의 樹立 등을 圖謀할 수 있을 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金政鎬, 「住宅需要 및 賃貸住宅에 관한 硏究」, 『韓國住宅政策의 發展方向에 關한 硏究』, 大韓住宅公社, 1983.

金仲秀, 「우리나라 住宅需給決定要因의 時系列分析」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1983 겨울호.

徐相穆 外, 『貧困의 實態와 零細民對策』, 韓國開發硏究院, 1981.

經濟企劃院, 『韓國의 社會指標』, 1983.

韓國住宅銀行, 『統計年報 1982』, 1983.

Deaton, D. and Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press, 1980.

DeMouchel, W.H., and G.J. Duncan, "Using Sample Survey Weights to Compare Various Linear Regression Models," Unpublished paper University of Michigan.

Domenich, T.A., and D. McFadden, *Urban*

Travel Demand, Amsterdam, Oxford: North-Holland Publishing Company, 19 75.

Grizzle, J.E., C.F. Starmer, and G.G. Koch, "Analysis of Categorical Data by Linear Models," *Biometrics,* 25, 1969, pp. 489~504.

Heckman, J.J., "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica,* 47, 1979, pp. 153~161.

Kim, C., "On the Use of Survey Sample Weights in a Multivariate Analysis," a report for U.S.D.O.L., Ohio State University, 1982.

Manski, C.F., and S.R. Lerman, "The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples," *Econometrica,* 45, 19 77, pp. 1977~1988.

Nerlove, M., and S.J. Press, *Univariate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models,* Santa Monica, California: Rand Corporation, 1973.

Schmidt, P. and R. Strauss, "The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models," *International Economic Review,* 16, 1975, pp. 471~486.

Theil, H. "A Multinomial Extension of the Linear Logit Model," *International Economic Review,* 10, 1969, pp. 251~259.

_____, "On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables," *American Journal of Sociology,* 76, 1971, pp. 103~154.

〈附表 1〉 所有形態別 家口特性 및 住居環境變數의 標本規模 ; 住宅市場 및 需要調査

變　　數	標本數 (n_i)	變　　數	標本數 (n_i)
從屬變數		2. 기　　타	1,032
1. 傳　　貰	1,174	*NFAM*(가구원수)	
2. 月　　貰	400	1. 1～2명	22
3. 自　　家	3,213	2. 3～5명	714
EDUC(교육)		3. 6명이상	4,051
1. 국졸이하	741	*KITC*(부엌)	
2. 중　　졸	879	1. 현대식	1,897
3. 고　　졸	1,727	2. 재래식	2,874
4. 대재이상	1,440	*TOIL*(화장실)	
AGE(나이)		1. 수세식	1,851
1. 30세미만	262	2. 재래식	2,920
2. 30～39세	1,405	*BATH*(목욕탕)	
3. 40세이상	3,120	1. 온　수	1,002
YHHT(총가계소득4분위)		2. 냉　수	3,769
1	1,194	*WATR*(상수도)	
2	1,199	1. 잘 나온다	3,871
3	1,197	2. 잘 안나온다	679
4	1,197	3. 전혀 안나온다	221
MAR(결혼여부)		*SEWR*(하수도)	
1. 결　　혼	4,470	1. 잘 되어있다	4,081
2. 미　　혼	317	2. 잘 안되어있다	586
SEX(성별)		3. 전혀 안되어있다	104
1. 남　　자	4,521	*TRAS*(쓰레기처리)	
2. 여　　자	266	1. 수거원	2,032
YMAR(결혼기간)		2. 청소차, 기타	2,739
1. 5년미만	850	*ROOM*(방수)	
2. 5～10년	692	1. 1개	831
3. 10년이상	3,245	2. 2개	1,561
HSTP(주택유형)		3. 3개 이상	2,379
1. 단독주택	3,755		

〈附表 2〉 所得形態別 家口特性에 關한 條件附「로짓」推定結果 ; 住宅市場 및 需要調査

	推　定　式 (1)		推　定　式 (2)	
	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$
常　數	−0.5264** (76.97)	−1.4855** (339.89)	−0.1939 (1.70)	−0.5089** (9.39)
*MAR*1	—	—	−0.0431 (0.23)	−0.2239* (5.41)
*MAR*2	—	—	—	—
*SEX*1	—	—	0.0094 (0.01)	−0.1362 (1.71)
*SEX*2	—	—	—	—
*AGE*1	0.7880** (62.71)	1.0036** (58.33)	0.2072† (3.18)	0.2957* (4.97)
*AGE*2	0.2462** (14.53)	0.4049** (20.35)	0.2128** (8.66)	0.2178* (6.09)
*AGE*3	—	—	—	—
*EDUC*1	−0.0672 (0.61)	0.3797** (9.72)	0.0489 (0.33)	0.3106** (8.71)
*EDUC*2	0.1884* (6.61)	0.4346** (19.22)	0.1470* (4.09)	0.3463** (14.23)
*EDUC*3	0.1846** (9.92)	−0.0008 (0.00)	0.1602** (7.36)	−0.0212 (0.07)
*EDUC*4	—	—	—	—

〈附表 2〉의 계속

	推定式 (1)		推定式 (2)	
	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$
*YHHT*1	0.3513**	0.6394**	0.2436**	0.3790**
	(25.37)	(41.21)	(12.72)	(19.05)
*YHHT*2	0.2936**	0.2091*	0.2589**	0.1385
	(23.26)	(4.80)	(17.41)	(2.55)
*YHHT*3	−0.0368	−0.4341**	−0.0223	−0.1779†
	(0.33)	(13.75)	(0.12)	(3.24)
*YHHT*4	—	—	—	—
*YMAR*1	—	—	0.2897**	0.3079**
			(14.01)	(10.61)
*YMAR*2	—	—	0.1218†	0.2349*
			(2.82)	(6.44)
*YMAR*3	—	—	—	—
*NFAM*1	—	—	0.1319	0.0340
			(0.23)	(0.01)
*NFAM*2	—	—	0.2775†	0.3853*
			(3.48)	(5.40)
*NFAM*3	—	—	—	—
*HSTP*1	—	—	−0.1304**	−0.3711**
			(9.16)	(45.47)
*HSTP*2	—	—	—	—

註 ; 1) ** $PROB \leq 0.01$
* $0.01 < PROB \leq 0.05$
† $0.05 < PROB \leq 0.10$
2) ( ) 안의 數値는 Chi-Square 統計値임.

〈附表 3〉 所有形態別 住居環境에 관한 條件附「로짓」推定結果 ; 住宅市場 및 需要調査

	推定式 (1)		推定式 (2)	
	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$
常數	−1,3421**	−2.3961**	−0.5879**	−0.7039**
	(654.60)	(748.06)	(25.69)	(32.41)
*KITC*1	−0.4137**	−0.6876**	−0.1790**	−0.2244**
	(62.20)	(43.82)	(9.95)	(7.52)
*KITC*2	—	—	—	—
*TOIL*1	0.2806**	0.0728	0.1613**	−0.0179
	(30.24)	(0.68)	(8.41)	(0.05)
*TOIL*2	—	—	—	—
*BATH*1	−0.4532**	−0.1211	−0.2024**	0.2036*
	(54.22)	(1.04)	(10.33)	(5.04)
*BATH*2	—	—	—	—
*WATR*1	—	—	−0.0344	−0.2261*
			(0.21)	(6.19)
*WATR*2	—	—	0.0733	0.0728
			(0.64)	(0.45)
*WATR*3	—	—	—	—
*SEWR*1	—	—	−0.0251	−0.3756**
			(0.06)	(11.28)
*SEWR*2	—	—	0.1229	0.1119
			(1.12)	(0.78)
*SEWR*3	—	—	—	—
*TRAS*1	—	—	−0.0093	−0.0735
			(0.06)	(1.69)
*TRAS*2	—	—	—	—

〈附表 3〉의 계속

	推定式 (1)		推定式 (2)	
	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$	$\ln(p_1/p_3)$	$\ln(p_2/p_3)$
*ROOM*1	—	—	1.3397** (366.06)	1.6236** (330.08)
*ROOM*2	—	—	−0.1018† (3.50)	−0.3602** (20.80)
*ROOM*3	—	—	—	—
*HSTP*1	—	—	−0.1719** (12.83)	−0.3988** (39.09)
*HSTP*2	—	—	—	—

註 ; 1) ** $PROB \leq 0.01$
* $0.01 < PROB \leq 0.05$
† $0.05 < PROB \leq 0.10$
2) ( ) 안의 數値는 Chi-Square 統計値임.

〈附表 4〉 典型的 家口의 家口特性에 따른 所有形態別 確率豫側値 및 偏導函數 ; 住宅市場 및 需要調査

	$\hat{p}_1$(傳貰)=0.5216		$\hat{p}_2$(月貰)=0.1784		$\hat{p}_3$(自家)=0.2999	
	$\Delta\hat{p}_1$	$\Delta\hat{p}_1/\hat{p}_1$(%)	$\Delta\hat{p}_2$	$\Delta\hat{p}_2/\hat{p}_2$(%)	$\Delta\hat{p}_3$	$\Delta\hat{p}_3/\hat{p}_3$(%)
MAR=1	—	—	—	—	—	—
=0	−0.0115	−2.2	0.0305	17.1	−0.0190	−6.3
SEX=1	—	—	—	—	—	—
=0	−0.0156	−3.0	0.0218	12.2	−0.0062	−2.1
AGE=1	−0.0088	−1.7	0.0122	6.8	−0.0034	−1.1
=2	—	—	—	—	—	—
=3	−0.0342	−6.6	−0.0126	−7.1	0.0468	15.6
EDUC=1	−0.0620	−11.9	0.0664	37.2	−0.0045	−1.5
=2	−0.0415	−8.0	0.0618	34.6	−0.0202	−6.7
=3	—	—	—	—	—	—
=4	−0.0420	−8.1	0.0182	10.2	0.0238	7.9
YHHT=1	−0.0278	−5.3	0.0396	22.2	−0.0116	−3.9
=2	—	—	—	—	—	—
=3	−0.0433	−8.3	−0.0209	−11.7	0.0644	21.5
=4	−0.0523	−10.0	0.0026	1.5	0.0497	16.6
YMAR=1	0.0407	7.8	0.0174	9.8	−0.0579	−19.3
=2	0.0070	1.3	0.0240	13.5	−0.0308	−10.3
=3	—	—	—	—	—	—
NFAM=1	−0.0071	−1.4	−0.0352	−19.7	0.0423	14.1
=2	—	—	—	—	—	—
=3	−0.0376	−7.2	−0.0298	−16.7	0.0674	22.5
HSTP=1	—	—	—	—	—	—
=0	−0.0060	−1.2	0.0459	25.7	−0.0397	−13.2

〈附表 5〉 典型的 家口의 住居環境에 따른 所有形態別 確率豫側値 및 偏導函數 ; 住宅市場 및 需要調査

	$\hat{p}_1$(傳貰)=0.2213		$\hat{p}_2$(月貰)=0.0793		$\hat{p}_3$(自家)=0.6993	
	$\Delta\hat{p}_1$	$\Delta\hat{p}_1/p_1$(%)	$\Delta\hat{p}_2$	$\Delta\hat{p}_2/p_2$(%)	$\Delta\hat{p}_3$	$\Delta\hat{p}_3/p_3$(%)
KITC=1	0.0276	12.5	0.0140	17.7	−0.0416	−5.9
=0	—	—	—	—	—	—
TOIL=1	−0.0268	−12.1	0.0041	5.2	0.0228	3.3
=0	—	—	—	—	—	—
BATH=1	0.0206	9.3	−0.0151	−19.0	−0.0053	−0.8
=0	—	—	—	—	—	—
WATR=1	—	—	—	—	—	—
=2	0.0129	5.8	0.0223	28.1	−0.0350	−5.0
=3	0.0016	0.7	0.0174	21.9	−0.0189	−2.7
SEWR=1	—	—	—	—	—	—
=2	0.0210	9.5	0.0182	23.0	−0.0391	−5.6
=3	−0.0035	−1.6	0.0315	39.7	−0.0280	−4.0
TRAS=1	—	—	—	—	—	—
=2	0.0003	0.1	0.0054	6.8	−0.0056	−0.8
ROOM=1	0.2017	91.1	0.1814	228.8	−0.3831	−54.8
=2	—	—	—	—	—	—
=3	0.0103	4.7	0.0282	35.6	−0.0384	−5.5
HSTP=1	—	—	—	—	—	—
=0	0.0220	9.9	0.0301	38.0	−0.0520	−7.4