

# 우리나라 住宅需給決定要因의 時系列分析

金 仲 秀

## ▷ 目 次 ◁

- I. 序 言
- II. 模型의 定立; 理論的 考察
- III. 우리나라 住宅市場 研究事例 檢討
- IV. 實證分析模型定立 및 推定方法
- V. 實證分析結果 論議
- VI. 結 語

## I. 序 言

本稿의 目的은 住宅서비스의 需要 및 供給이 어떠한 要因들에 의하여 決定되는가를 說明하는데 있다. 近年 우리나라의 諸般經濟社會問題中 住宅問題만큼 持續적으로 社會的 關心을 불러일으킨 問題도 흔하지 않을 것이다. 住宅問題는 여러 觀點에서 接近할 수 있겠으나, 무엇보다도 중요한 점은, 住宅에 대한 超

過需要(excess demand)가 存在할 뿐 아니라 이러한 現象이 더욱 深化할 것이라는 期待가 一般經濟에 널리 퍼져있고, 따라서 이러한 期待가 一般物價에 비하여 住宅價格의 相對的上昇을 必然적으로 招來하게 되었다는 점이다.

住宅需要側面에서 보면 人口增加 및 核家族化傾向에 따른 家口數의 增加와 所得의 增加에 따라 住宅서비스에 대한 需要의 增加가 發生되었다. 한편, 供給側面에서 보면 限定된 可用宅地面積이란 制限條件下에, 住宅의 生産은 다른 財貨의 生産에 비하여 相對적으로 많은 資本投資와 長期間의 生産過程이 要求되므로, 短期間에 있어서는, 供給이 需要를 充足시키지 못하게 되고, 따라서 超過需要의 發生과 같은 不均衡 狀態가 나타나게 되는 것이다.

住宅問題에 대한 至大한 社會的 關心도에 비하여, 이에 대한 經濟學的 研究는 現在까지 상당히 未洽한 狀態에 있다고 할 수 있다. 예를 들면, 住宅서비스에 대한 需要는 需要者의 所得水準 및 價格에 의하여 주로 決定될 것이지만, 現 우리나라의 住宅市場에서 住

筆者: 韓國開發研究院 副研究委員

\* 草稿를 읽고 批評하여 준 金鍾基, 李元暎, 鄭燦亨 博士, 資料整理 및 實證分析過程에서 커다란 도움을 준 金暎姬 主任研究員에게 感謝를 表한다.

宅서비스에 대한 所得 및 價格彈力性이 어느 정도인가에 대한 適切한 實證分析은 상당히 貧弱한 狀態인 것이다. 이와 더불어 住宅問題를 解決하려는 우리나라 政策은 住宅市場에서의 需給決定要因에 根據를 두기보다는, 經濟外的인 要素에 의하여 設定된 社會的 輿望 指標, 이를테면 政策的으로 設定된 總家口數 對比 住宅數의 比率 達成을 위하여 市場構造를 度外視한 諸政策手段들이 遂行되었던 것이다. 다시 말하면, 우리나라의 住宅政策이나 住宅問題研究들은 經濟學的 見地에서의 住宅 需要·供給問題를 다루기보다는 社會的 必要 (social need), 이를테면 ‘一家口 一住宅’과 같은 概念에 더 많은 關心을 集中시키고 있었다 하겠다.

住宅이라는 높은 價格의 耐久消費財의 購入을 위해서는 住宅을 必要로 하는 家口數의 增加란 經濟學的인 意味를 갖지 못하며, 이를 購入할 정도의 所得을 가진 家口數의 增加가 問題인 것이다. 이의 分析을 위해서는 一次的으로 住宅價格 對比 家計所得水準의 住宅購入에 대한 效果의 研究가 必要하겠으나, 한편 家計所得分布 즉, 總家口中 住宅購入能力保有 家口의 比率이 미치는 影響도 아울러 檢討하여야 할 것이다.

住宅問題分析의 또 다른 問題點은 一般財貨의 同質性 假定에 反하여 住宅이라는 財貨는 異質的 特性을 內包하고 있다는 점이다. 다시 말하면 過去 住宅政策이나 研究의 焦點이었던, 住宅在庫(stock)나 新規建設의 物量 需給은 住宅의 同質性을 假定하였고 따라서 住宅의 質이나 規模의 變化가 住宅서비스 創出

에 미치는 分析은 이루어지지 않았던 것이다.

住宅서비스에 대한 研究는 微視理論에 立脚한, 個人的 經濟行爲를 分析하는 方法과 時系列資料를 利用하여 國家經濟全體에서의 總住宅需要와 供給過程을 分析하는 研究로 區分할 수 있는데 本研究는 後者에 속한다고 할 수 있다. 本研究의 焦點은 다음 두 가지로 要約할 수 있다. 첫째, 時系列資料를 利用하여 住宅市場의 需要·供給均衡要因을 識別하여 그 影響을 分析하는 한편, 둘째 既存 住宅需要模型을 發展시켜 所得分布와 住宅需要의 關係를 糾明하는 것이다.

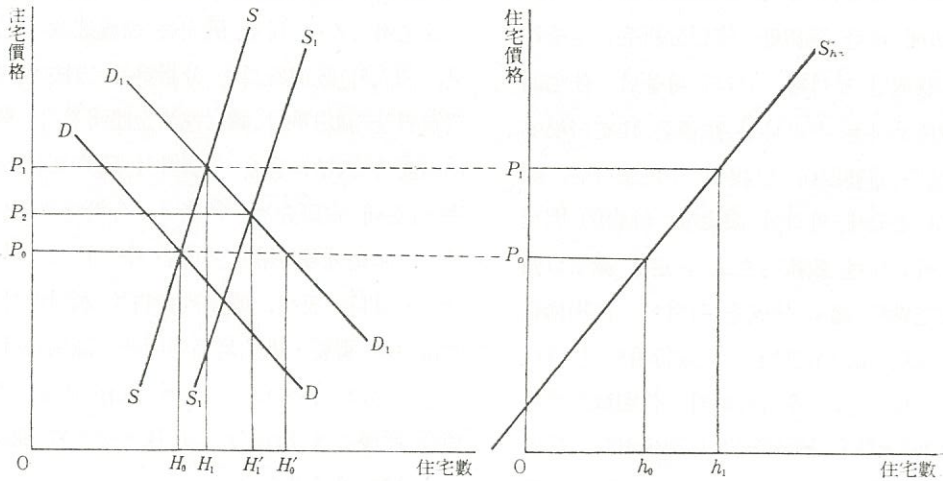
本稿는 다음과 같이 展開된다. 第Ⅱ章에서는 住宅需給模型의 實證分析을 위한 理論的 背景이 論議되고, 第Ⅲ章에서는 既存 住宅問題 研究事例에 대한 檢討가 提示되며, 第Ⅳ章에서는 實證分析을 위한 定式化 및 推定方法에 대한 說明이 있고, 第Ⅴ章에서는 實證分析 結果에 대한 論議와 이의 政策의 意味를 說明하고, 結語가 마지막 章에 이어진다.

## Ⅱ. 模型의 定立; 理論的 考察

실제로 應用可能한 理論的 經濟模型을 設定하는 것은 一般財貨의 경우에도 어려운 問題라 할 수 있겠으나, 특히 耐久消費財(consumer durables)인 住宅財貨의 需要·供給模型 設定에는 다음과 같은 難點이 따른다<sup>1)</sup>. 우선 住宅서비스의 定義 및 이의 測定方法이 一般化되어 있지 않다. 설령 이를 新規住宅의 建設量 또는 總住宅在庫量에 比例하여 創出되는 財貨 또는 서비스의 一種이라 定義하더라도

1) 耐久財需要分析의 諸般問題點은 「더이븐」과 「뮤엘bauer」(Deaton and Muellbauer, 1980), 13章 參照.

〔圖 1〕 住宅의 需要 및 供給



(1) 住宅在庫需要 및 供給

(2) 新規住宅供給

아래와 같은 問題點이 따른다. 첫째, 財貨의 同質性의 缺如이다. 즉 住宅은 規模 및 形態 等의 異質의 特性을 지녀, 住宅이라는 異質의 財貨의 價格을 一貫된 尺度로 指數化하기는 힘든 것이다. 둘째, 長期間에 걸쳐 消費될 수 있는 耐久財의 購買가 어느 時點에서 어떤 要因에 의하여 決定되는 否는 經濟外的인 要因에 의하여 尙당히 支配받을 수 있어, 이의 豫測은 容易하지가 않다(the volatility of durable goods demand). 예를 들면, 一生에 不過 몇 번 밖에 購買하지 않는 住宅과 같은 耐久財의 경우, 所得水準이 어느 정도 되어야 이와 같은 耐久財를 購入하느냐는 個人의 住宅에 대한 選好度(preference)에 影響을 받을 것이며, 더우기 이를 計量模型化하여 總體的 時系列(aggregate time series)資料로 分析하는 데에는 많은 統計的 問題點이 따르는 것이다.

本章에서는 理論的 側面에서 住宅需要 및 供

給에 관한 基本模型을 論議하고자 한다. 前述한 바와 같이, 住宅이라는 財貨는 同質性을 缺如하였으나, 이 問題는 實證分析 結果를 論議하는 곳에서 상세히 다루기로 하고, 우선 論理의 展開를 위하여 住宅서비스( $h$ )는 一定時點의 住宅在庫( $H$ ; stock)에 比例하여( $k$ ; 常數) 創出된다고 假定하자.

$$h = k \cdot f(H) \dots\dots\dots(1)$$

이 경우 住宅서비스의 決定要因은 住宅의 總在庫量의 決定要因을 分析함으로써 把握할 수 있을 것이다. 住宅서비스의 問題를 다루는데는 新規住宅需給(flow概念)과 既存住宅需給(stock概念)의 두 가지 問題가 擡頭된다. 短期間의 住宅서비스 需要量의 變化는 概念上 經濟變數들로 說明할 수 있으나, 이 需要量의 變化에 對應하는 住宅서비스 供給量의 調節을 時間을 요하므로, 一時的으로는 不均衡 狀態를 惹起시킬 수 있다.

新規住宅 및 在庫住宅間의 均衡到達關係는 [圖 1]에 表示되어 있다<sup>2)</sup>. 一定時點에서의 需

2) 더욱 자세한 模型說明은 「무스」(Muth, 1960)나 「로빈슨」(Robinson, 1979) 參照.



要와 供給을 各各  $DD$ 와  $SS$ 로 表示하였을 경우, 均衡價格 및 數量은 需要와 供給이 交叉하는 점인  $P_0$ 와  $H_0$ 일 것이다. 一般적으로 住宅在庫의 경우 需要函數보다는 供給函數가 價格變化에 대하여 相對적으로 非彈力的일 것이므로  $SS$ 가  $DD$ 보다 垂直線에 더 가까울 것이다. 한편 短期供給函數(新規住宅供給函數)를 나타내는  $S_h$ 는  $SS$ 보다는 價格彈力的일 것이다. 예를 들어 만일 政府의 住宅融資制度改善 등의 영향으로 인하여 需要函數가  $DD$ 에서  $D_1D_1$ 으로 上向移動(shift upward)하였다고 假定하면, 均衡價格  $P_0$ 에서  $H_0H_0'$ 만큼의 超過需要가 惹起될 것이며, 이 超過需要의 結果로 均衡價格은  $P_0$ 로부터  $P_1$ 으로 上昇할 것이다. 한편 이러한 價格의 上昇은  $h_0h_1$ 만큼의 供給增加를 誘發할 것이며, 이에 따라 總在庫函數도  $SS$ 에서  $S_1S_1$ 으로 下向移動하여 새로운 均衡價格  $P_2$ 와 均衡數量  $H_1'$ 에 到達할 것이다. 위의 圖表에서 需給不均衡이 發生하였을 경우, 어떻게 均衡點에 到達하는가가 간단하게 例示되었다. 물론 住宅市場이 一定時點에 均衡狀態에 있는가 하는 問題는 理論적이기보다는 實證적인 問題이겠으나, 模型推定에 있어 需給均衡狀態를 說明하려는 誘導型方法(reduced form approach)보다는 需要 및 供給의 各構造式(structural equations)을 定立하는 것이 더 바람직하다는 것을 위의 圖表가 意味하고 있다고 할 수 있다.

## 1. 需要模型

基本的인 需要模型은 다음과 같이 定式化할 수 있다. 한 消費者가 住宅이라는 經濟財와 餘他的 財貨를 需要하는 要因을 分析하기 위

하여, 消費者는 다음과 같은 效用函數를 그의 豫算制約(budget constraint)條件下에 極大化시킨다고 假定하자.

$$\text{Max } U(H, NH), \text{ subject to} \\ P_h H + P_{nh} NH \leq y \dots\dots\dots(2)$$

$H$ 와  $NH$ 는 各各 住宅 및 非住宅財貨의 量을 나타내며,  $P_h$ 와  $P_{nh}$ 는 이에 相應하는 價格을 表示하며,  $y$ 는 所得을 나타낸다. 效用函數의 極大化를 위한 一次條件式에서 그 消費者의 住宅에 대한 需要函數는 쉽게 導出될 수 있으며, 이의 線形總合(linear aggregation)을 國民經濟 全體의 住宅需要函數로 假定하여, 이를 定式化하면 아래의 式과 같이 表示할 수 있다.

$$H^D = f(P_h, P_{nh}, y, z) \dots\dots\dots(3)$$

$z$ 는 벡터(vector)로서  $H^D$ 에 영향을 주는 다른 獨立變數를 나타낸다. 式(3)은 非確率의 關係(deterministic relationship)를 나타내므로 實證分析에서는 確率의 關係(stochastic relationship)로 定式化하기 위하여 誤差項(error term)을 式(3)에 附加시킨다.

需要函數 推定の 焦點은 住宅의 需要가 所得 및 價格의 變化에 彈力的으로 對應하는가에(즉, 彈力值가 1보다 큰가)에 맞추어지거나 다음과 같은 問題點이 提起된다. 첫째, 耐久財需要에 영향을 미치는 所得의 定義問題이다. 즉, 耐久財消費의 主體를 家口라고 假定할 경우, 總所得(measured income)과 恒常所得(permanent income)中 어느 것이 耐久財購買에 영향을 미치며, 만일 後者가 要因이라면 이를 어떻게 推計하는가의 問題이다. 이는 「밀턴 프리드만」(Milton Friedman)의 假說, 즉



消費支出은 可處分所得(disposable income)보다는 恒常所得, 다시 말하면 一時的인 所得(transitory income)을 除하고 期待되는 正常所得(expected normal income)에 의하여 決定된다는 假說을 應用한 것이다<sup>3)</sup>. 恒常所得의 模擬變數(proxy variable)로서는 可處分所得의 加重移動平均(weighted moving average)이나 消費支出이 使用된다.

둘째 住宅서비스를 從屬變數의 單位로 하였을 경우,  $P_h$ 는 觀測이 되지 않고 단지  $Ph*H$ 만 觀測이 可能하다. 이에 따라 異質的(heterogeneous)財貨인 住宅價格의 경우 特性勘案 價格指數(hedonic price index)의 問題가 提起되는 것이다. 이의 解決方案은 價格指數를 財貨의 諸特性에 回歸分析하여 새로운 價格指數를 만들거나, 또는 財貨의 異質的 特性을 需要函數에 導入하여 이의 效果를 統制(control)하는 方法들이 있다.

## 2. 供給模型

供給模型은 住宅의 生産函數에서 導出할 수

있다.

$$H^s = g(M, W, L) \dots\dots\dots(4)$$

$M, W, L$ 은 各各 住宅生産을 위한 要素로서 材料, 勞動 및 土地를 나타내는데, 企業의 利潤極大化의 一次條件式에 의하여 各要素의 要素費用이 要素의 限界生産(marginal product)과 均等하게 될 때 生産의 均衡이 이루어지게 된다. 한편 [圖 1]에서 提示된 바와 같이 住宅의 追加生産은 需要函數의 變動에 따른 需要價格의 上昇에 따라 이루어지므로, 住宅의 供給函數는 다음과 같이 定式化할 수 있다.

$$H^s = h(P_h, P_{nh}, m, w, l, X) \dots\dots\dots(5)$$

$m, w, l$ 은 各要素의 費用을 나타내며,  $X$ 는 기타 獨立變數를 나타낸다<sup>4)</sup>.

또한 [圖 1]의 均衡過程을 살펴볼 때, 需要의 變化가 發生하였을 경우 供給量이 均衡供給量에 到達할 때까지는 상당한 時間을 요할 수도 있어, 短期間에는 不均衡狀態에 머무를 경우를 假想할 수 있으므로, 資本스톡調節(capital stock adjustment)模型의 理論을 援用하는 것이 實際現象을 더 잘 反映한다고 할 수 있다.

$$H_t - H_{t-1} = \alpha(H^* - H_{t-1}) \dots\dots\dots(6)$$

$H^*$ 는 均衡供給量을 뜻하며,  $t$ 는 時間을 나타내고,  $\alpha$ 는 調節速度(speed of adjustment)를 表示한다<sup>5)</sup>.  $\alpha$ 의 數値는  $0 < \alpha < 1$ 에 속하고, 數値가 작을수록 長期均衡(long-run equilibrium)에 到達하는데 많은 時間이 要하는 것을 나타낸다.  $H^*$ 는 式(5)에 의하여 說明되므로, 式(6)을 定式化하면 다음과 같다.

$$H_t^s = h'(P_h, P_{nh}, m, w, l, H_{t-1}^s, X) \dots\dots(7)$$

3) 恒常所得假說에 대한 자세한 論議는 「프리드만」(Friedman, 1957) 參照.

4) 理論的인 觀點에서, 供給函數의 價格指數는 需要에 效果를 주는 價格指數에 비하여 약간의 時差를 두어 (예를 들면 前期의 價格指數), 需要와 供給間에 거미줄모형(cobweb model)을 設定할 수 있다. 本研究에서는 後述하는 바와 같이 資本스톡調節模型을 利用하였으므로, 時差變數의 영향은 間接的으로 捕捉될 수가 있다.

5) 常用되는 調節速度係數를 表示하는 方法은 두 가지가 있는데, 그 하나가 式(6)에 表示된 것이고, 다른 하나는 로-그形態를 취한  $\frac{H_t}{H_{t-1}} = \left[ \frac{H^*}{H_{t-1}} \right]^{\alpha'} \dots\dots(6')$ 이다.  $H_t$ 의 初期值(initial value)를  $H_0$ 라 할 때, 式(6)의 定差方程式(difference equation)을 풀면,  $\frac{H_t}{H^*} = 1 + (1-\alpha) \left[ \frac{H_0}{H^*} - 1 \right]$ 이며, 式(6')의 定差方程式을 풀면,  $\frac{H_t}{H^*} = \left[ \frac{H_0}{H^*} \right]^{1-\alpha'^t}$ 를 얻는다.

### 3. 새로운 住宅需要模型定立을 위한 假說提案

위에서 說明한 需要와 供給模型은 既存住宅 需要·供給分析에서 默示的으로 假定(implicitly assumed)된 基本理論이라 할 수 있다. 本稿에서는 앞에서 提示한 需要函數를 補完하면서 새로운 假說을 提示하며, 이를 實證分析하기 위한 論理를 展開하고자 한다.

住宅과 같은 耐久消費財를 一般財貨와 같이 取扱해 需要函數를 推定하기 위한 先決條件은 長期間의 期待所得(expected income streams)에 대한 充分한 情報(full information)와 完全한 資本市場(perfect capital market)에 있을 것이다. 구체적인 예를 들면 어느 個人의 경우, 投機를 目的으로 하지 않는다면 所得이 增加하였다 하여 一般財貨의 경우와 같이 住宅을 여러 個 購入하지는 않을 것이다. 물론 所得의 增加에 따라 現在의 住宅보다 더 좋은 住宅을 購入함으로써 住宅서비스를 增大시킬 경우는 豫想할 수 있으나, 相對的 意味에 있어서, 耐久消費財의 경우 一般消費財와 같은 消費行態를 나타내지는 않을 것이다. 反面, 住宅과 같은 耐久消費財의 價格은 家計所得에 비하여 相對的으로 상당히 높으므로, 所得水準이 어느 정도에 달하지 않을 경우, 住宅購入에 대한 所得增加의 效果는 微微할 것이다. 이와 같은 경우는 특히 우리나라 住宅市場과 같이 資本市場이 不完全할 경우 더욱 該當되는 것으로서, 住宅購入이 銀行融資 등의 資本借入(capital borrowing)으로 이루어지는 것이 아니라, 現金으로 購入되기 때문이며 따라서 所得水準이 낮을 경우 住宅購入의 可能性은

所得水準의 약간의 增加에 거의 영향을 받지 않을 수도 있다.

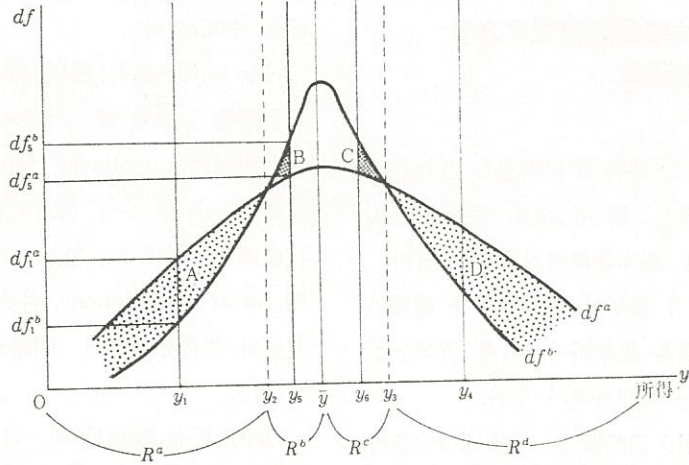
이는 一面으로는 微視經濟學에서 個人의 消費行態를 分析할 때 所得과 耐久財需要間의 非線形關係(curvilinear relationship)를 意味한다 할 수 있으나, 個人消費行態의 總合的인 巨視模型分析에서는 한편으로는 線形綜合의 問題(linear aggregation), 다른 面으로는 耐久財需要와 所得分布間의 問題로 解釋할 수 있는 것이다.

實證分析을 論議할 때 더 상세히 說明되겠지만, 위의 假說이 適用될 수 있는 與件은 다음과 같다. 첫째, 우리나라와 같이 住宅政策의 目標가 一年에 주어진 一定量(예를 들면 30萬戶)의 新規住宅을 建設하는 것이라 하고, 이러한 新規住宅을 現在의 無住宅者가 購買하는 경우 쉽게 適用될 수 있다(現在 우리나라 新規住宅分讓의 경우 無住宅者를 優待하고 있음). 만일 필터링理論(filtering theory)이 提示하듯 新規住宅(flow概念)이 既存住宅(stock概念)所有者에 의하여 購買되고, 이들이 使用하던 住宅을 新規需要者가 購買한다는 論理도 豫想할 수 있으며 이 경우에도 上記 假說을 適用시키는데는 論理上問題가 없으나, 實證分析上 所得分布效果를 檢定하기 위해서는 複雜한 模型設定이 必要할 것이다. 실제로, 우리나라와 같이 新規住宅의 相當數가 無住宅庶民을 위한 것이라는 점을 勸案하면 住宅市場이 어느 정도 分節(segmented market)되었다고 볼 수 있기 때문에 上記假說의 適用性은 더욱 넓어지는 것이다.

反面, 住宅서비스는 住宅在庫에서 創出된다 는 概念으로 分析해 보면, 社會全家口가 실제로 住宅서비스를 利用하고 있다는 점에서 上記



[圖 2] 所得分布密度函數(density function)와 住宅需要와의 關係



假說의 適用에는 상당한 制限이 있을 것이다. 즉, 住宅을 所有하지 않는 家口도 賃貸(rental housing)의 경우로 住宅서비스를 消費하기 때문이다. 이를테면 모든 家口들이 住居費를 支出한다는 事實이 上記 假說應用의 限定性을 意味한다고 볼 수 있다. 이러한 論理를 實證分析하기 위하여 家口의 住居費支出 역시 所得分布의 分散(variance)에 의하여 有意性있게 說明할 수 있는가에 대해서도 後節에서 檢證할 것이다.

本稿에서 提示한 假說을 定式化하면 式(3)을 다음과 같이 補完할 수 있을 것이다.

$$H^D = i(P_h, P_{nh}, F(y), z) \dots \dots \dots (8)$$

$F(y)$ 는 所得分布函數 (income distribution

function)를 나타낸다.  $F(y)$ 를 간단한 論理의 展開를 위하여 一次積率(first moment, 즉 平均值,  $\bar{y}$ )과 二次積率(second moment, 즉 分散,  $\sigma(y)$ )로 충분히 特徵지을 수 있다고 假定하자<sup>6)</sup>. 또한 論理의 단순화를 위하여  $F(y)$ 가 正規分布(normal distribution)의 形態를 갖는다고 假定하고 그 密度函數(density function)를  $df$ 로 表示하자<sup>7)</sup>.  $H^D$ 와  $y$ 의 關係는 이미 說明되어 있으므로,  $H^D$ 와  $F(y)$ 의 關係를 이해하기 위해서는  $H^D$ 와  $df$ 의 關係를 分析하는 것으로 縮約될 수 있다. 이의 關係를 表示하면 [圖 2]와 같다.

平均值( $\bar{y}$ )가 같은 두 개의 分布函數 $F(y)^a$ 와  $F(y)^b$ 를 比較하여 보자. 各分布의 密度函數를  $df^a$ 와  $df^b$ 라 하고  $\sigma(y)^a > \sigma(y)^b$ 라 하여 縱軸에 密度函數에 相應하는 家口數, 橫軸에 所得을 表示하면 [圖 2]와 같은 形態를 나타낼 것이다. 論議의 便宜를 위하여 住宅購入資金은 全的으로 所得에 依存하며, 資本借入을 할 住宅金融市場이 不在한다고 假定하자. 또한 論理의 普編性을 잃지 않으면서, 各個人이 一生동안의 期待所得(expected life-time in-

6) 分布函數의 精確한 形態를 推定하기 위해서는 三次積率(skewness, 非對稱度; 非對稱의 方向 및 程度를 나타냄)과 四次積率(kurtosis, 尖度; 最頻值를 中心으로 뾰족한 정도를 나타냄)의 情報(information)도 必要하다.

7) 實際의 所得分布는 正規分布를 나타내지 않을 것이나, 단지 例示의 便宜를 위하여 對稱性을 갖는 正規分布를 假定하였다. 本研究에서 提示하는 假說은 分布의 形態에 相關없이 適用될 수 있다.

come streams)을 適切한 割引率(discount rate)로 割引한 所得에 相應하는 一定時點의 所得水準을  $y$ 라고 假定하자<sup>8)</sup>. 住宅價格의 水準이 예를 들어  $y_1$ 의 所得에 相應한다고 할 경우,  $y_1$ 의 左側에 分布되어 있는 所得水準의 消費者(家口)들은 一定時點에 있어서는 住宅購買能力이 없는 것이다. 즉  $\int_0^{y_1} f(y)dy$ 에 該當하는 數의 消費者가 購買能力이 없다고 볼 수 있는데 [圖 2]에서 보는 바와 같이  $df^a$ 의 경우가  $df^b$ 의 分布보다 더 많은 消費者들을 포함하고 있는 것이다. 다시 말해서 이 경우 所得分布의 分散이 클수록 所得彈力이 높을수록 가까운 消費者들의 比率이 더 많으므로, 所得이 增加하더라도 住宅은 하나밖에 購買하지 않는다는 強力한 假定下에서는, 所得分布의 分散과 住宅購買는 負의 關係(negative relationship)를 나타낼 것이다. 말할나위없이  $y_1$ 의 右側에 位置한 消費者들이 所得이 올라갈수록 相對적으로 더 많은 住宅서비스를 원한다면 負의 關係가 確立되는 것은 아니지만, 耐久財의 경우 一般財貨의 경우와는 달리 無限한 數量을 購入하지 않을 것이라는 假定下에서 위의 關係는 成立될 것이다.

反面, 住宅價格이 상당히 높은 水準에 있어, 所得水準  $y_4$ 에 相應한다고 하자. 이 경우에는  $y_4$ 의 右側에 위치한 消費者의 比率(즉  $\int_{y_4}^{\infty} f(y)dy$ )이  $df^a$ 의 分布가  $df^b$ 의 分布보다 더 많으므로 앞의 경우와는 달리 所得分布의 分散과 住宅購買는 正의 關係(positive relationship)를 維持할 것이다.

8) 이러한 假定은 本節에서 論理說明의 便宜를 위하여 두 個人의 所得水準比較를 하는 데 必要한 것으로서, 微視理論의 立場에서 個人의 一生所得이 現在의 恒常所得에 比例한다는 假定이 必要하다는 것은 아니다.

한편, 住宅價格의 水準이  $y_5$ 에 相應할 경우를 보면,  $y_5$ 보다 낮은 水準의 所得을 가진 消費者數를 推定해 볼 경우,  $df^a$ 와  $df^b$ 에 대한 各各의  $\int_0^{y_5} f(y)dy$ 를 比較하여야 하는데, [圖 2]에서 보면 이는 斜線으로 表示된 A, B의 面積比較에 該當된다. 따라서 이 경우 分布函數의 形態와  $y_5$ 의 크기에 따라 所得分布의 分散과 住宅需要와의 關係는 正 또는 負의 關係를 지닐 수 있다. 同一한 論理를 適用하여, 住宅價格이 所得水準  $y_6$ 에 相應할 경우에도 斜線面積 C와 D의 比較에 따라 두 變數사이에는 正 또는 負의 關係를 나타낼 수 있다.

이를 綜合하면 住宅需要와 所得分布와의 關係를 다음과 같이 要約할 수 있다. 住宅價格에 相應하는 所得水準이  $y_2$ 보다 적을 경우, 즉 圖表의  $R^a$  範圍에서는  $dH^D/d\sigma(y) < 0$ ; 所得水準이  $y_3$ 보다 높은  $R^d$ 範圍에서는  $dH^D/d\sigma(y) > 0$ ; 所得水準이  $y_2$ 와  $y_3$ 사이인  $R^b$ 와  $R^c$ 範圍에서는 두 變數사이의 關係가 明確하지 않을 것이다. 實證分析結果를 分析할 때, 우리나라의 住宅市場이 어떤 경우에 처하여 있는가를 重點적으로 다룰 것이다.

### Ⅲ. 우리나라 住宅市場 研究事例 檢討

本章에서는 우리나라 住宅市場에 대한 既存分析結果를 檢討한다(表 1 參照). <表 1>에 提示된 研究들은 需要函數의 推定에 있어서 所得 및 價格彈力性的 값을 구하는데 그 焦點을 맞추었다 할 수 있다. 住宅市場에 대한 計量模型化 試圖로서는 「宋」-「스트라이크」(Song-



〈表 1〉 우리나라 住宅市場의 研究事例

研究事例	所得彈力性	價格彈力性	資 料	備考(餘他獨立變數)
Song-Struyk (1977)	0.91	-2.42	時系列 및 크로스섹셔널 資料綜合; 1960~1965 및 1966~1970	家口數增加率
Mills-Song <sup>1)</sup> (1979)	0.027 <sup>2)</sup>	-0.134 <sup>2)</sup>	時系列資料; 1962~1975	總家口數
Follain, et al. (1980)	0.57	-0.20~-0.30	1976年 EPB 特別家計調 査	住宅不足率, 家口當人員數, 都 心地까지의 交通時間
金 政 鎬 (1983)	0.09~0.24	-0.06~-0.16	住宅市場 및 需要調査; 1982	家口規模

註: 1) Mills-Song(1979)은 供給函數도 동시에 推定하여 0.283의 價格彈力值 및 -0.377의 要素費用彈力值을 提示하였으나 推定된 係數의 統計的 有意성이 낮음.

2) 推定된 係數의 統計的 有意성이 낮음.

Struyk, 1977)研究가 처음이라 할 수 있는데 서울·釜山 및 7個 道の 人口 5萬以上 都市에 대한 센서스資料를 利用하여 두 期間(1960~1965年, 1966~1970年)동안의 新規住宅建設量의 需要函數를 18個의 觀測值로 推定하였는데 약간 非彈力的인 0.91의 所得彈力值과 상당히 彈力的인 價格彈力值(-2.42)를 推定하였다. 이 研究以外의 「밀스-宋」(Mills-Song, 1979), 「폴레인-임-르노오」(Follain-Lim-Renaud, 1980) 및 金政鎬(1983)研究에서는 利用된 研究資料 및 推定函數의 形態는 서로 다르지만, 모두 상당히 非彈力的(즉 彈力性 絕對值가 1보다 작음)인 所得 및 價格彈力值 結果를 提示하였다<sup>9) 10)</sup>.

위의 研究들은 상당히 단순화된 模型을 利用하여 所得 및 價格彈力值의 推定을 그 目的으로 하여 다음과 같은 몇 가지 共通된 脆弱點 및 特徵을 갖고 있다 하겠다. 첫째는 住宅需要 즉 住宅購買力 說明에 있어서 金融市場 役割이 看過되었다. 말할나위없이 抵當市場(mortgage market)의 未發達로 인하여 우리나라에서는 直接的인 住宅去來가 金融機關을 통하지 않고 이루어져 왔으나, 이러한 事實이 金融市場의 行態가 住宅市場의 動向에 아무런 影響을 미치지 않았다는 것을 뜻하는 것은 아니다. 다시 말해서 金融市場의 逼迫은 投機를 目的으로 하는 住宅需要뿐 아니라, 住宅市場의 供給面 역시 間接적으로 影響을 미칠 것이다.

둘째, 住宅需要의 要因分析에서 豫想되는, 住宅價格 上昇에 따른 購買時期의 調整可能性이 考慮되지 않았다. 一定時點에서 住宅價格이 餘他財貨의 價格보다 더 上昇할 경우 住宅에 대한 購買需要는 現時點에서 減少하고, 未來의 時點으로 옮겨진다고 豫測할 수 있으나 反面住宅이 必須耐久財라는 점을 勘案하여 불

9) 「밀스-宋」(Mills-Song)의 研究는 1962~75년까지의 時系列資料를 利用分析하였으나, 나머지 두 研究는 서베이(survey) 資料에 의한 크로스-섹셔널(cross-sectional) 資料를 利用하였다.

10) 〈表 1〉에 제시된 研究以外의 住宅市場分析에 관한 計量分析으로는 金光錫-朴坡卿 研究(1977)를 들 수 있는데, 이 研究는 需給構造式의 推定보다는 家計調査資料를 利用하여 간단한 所得階層別 住宅需要函數와 獨立變數의 豫測值를 推定한 뒤 앞으로의 住宅需要展望을 推計한 것이 研究의 焦點이었다고 할 수 있다.

때 다른 財貨보다 높은 價格上昇이 持續될 것이라고 豫見될 때는 오히려 住宅購買時期를 앞당기는 效果도 가져올 수 있기 때문이다.

세째, 社會·人口學的 變數(socio-demographic variable)인 家口數에 관한 變數들이 모든 需要研究에 어떤 形態로든 包含되어 있다는 特徵이 있다. 이 變數는 經濟學的 意味를 갖기 보다는 巨視模型에서 總家口數의 增加나 또는 微視模型에서 家口當家口員數의 增加가 社會學的 見地에서(住宅購買力 問題에 關係없이)住宅서비스의 需要增大에 대한 壓力(pressure)을 나타내기 위하여 使用되었던 것이다.

#### Ⅳ. 實證分析模型定立 및 推定方法

本研究는 年間 時系列資料를 利用하였으며 그 標本期間은 1963~82年으로서, 과거 20年 間의 우리나라 住宅市場行態를 分析하였다. 方程式推定은 需要函數는 式(8), 供給函數는 式(7)을 그 基本模型으로 하였으며, 從屬變數와 獨立變數間에는 로그線形(log-linear)關係에 있다고 想定하였다.

需要 및 供給函數推定을 위한 從屬變數로서는 다음 네 가지 變數가 사용되었다. *LHPS*, *LHCF*, *LHHS* 및 *LNHS*이며 머리글자 *L*은 로그數值(log value)를 나타낸다.

*LHPS* : 住居用 建築許可 延面積

*LHCF* : 住宅建設戶數實績

*LHHS* : 總住宅數(stock)

*LNHS* : ( $HCF_t + HHS_{t-1}$ )의 로그數值

위의 네 가지 變數中 *LHCF*와 *LHHS*는 過去 住宅市場 需給研究에서 常用되는 것으로서 一個住宅에서 創出되는 住宅서비스는 同一하며, 따라서 總住宅서비스는 住宅數에 比例한다는 假定下에 使用되는 것이다. 특히, *LHCF*는 우리나라의 住宅政策의 基本目標로서 設定되어 왔다.

*LHPS*와 *LNHS*는 本研究에서 새로이 試圖되는 變數들이다. 近年에 들어 새로이 建築된 우리나라의 住宅은 大規模化하는 傾向이 宛然하여 總住宅서비스의 尺度로서 建設될 總戶數 보다는 全體面積으로 推定하는 것이 더 바람직하다는 見地에서 *LHPS*가 試圖되었다. 한편 住宅서비스는 在庫數에 比例한다는 從來의 假定下에서도 新規需要와 代替需要間의 區別問題가 擡頭된다. 다시 말하면, 在庫(stock)란 前期의 住宅數에 新規需要를 合한 後 여기에서 代替需要를 除한 것을 나타낸다. 이를테면 不良住宅을 破壞하지 않고 모두 改良하여 使用한다고 할 경우 總住宅數는 前期의 在庫에 新規住宅數를 더한 數值가 될 것이다. 이러한 試圖의 根本的인 理由는 一般的으로 住宅의 平均壽命을 40年으로 期待할 경우 每年約 2.5%의 代替需要가 豫測되지만, 우리나라의 경우 새마을사업 등에 의하여 상당수의 不良住宅들이 短期間에 撤去되는 등 代替需要를 推定하는데 利用되는, 破壞하여 없애버린 住宅數의 變化가 상당히 不規則的으로 변하기 때문이다. 이로 인하여 住宅在庫總需要에 미치는 政府政策의 效果를 除去하기 위하여 *LNHS*가 推定되었다.

需要函數는 式(8)에 따라 다음과 같은 獨立變數들로 說明된다고 定式化되었다.

$$H^D = j(LRPH, LYPM, LYPV,$$



LHFD, LUNR, ECPH,  
RQA(B), LMPH).....(9)

단,  $H^p$ : LHPS, LHCF, LHHS

또는 LNHS

LRPH: 住宅의 非住宅財貨 對比 相對價  
格, 즉 式(8)에서  $P_h/P_{nh}$

LYPM: 月平均 家計消費支出

LYPV: 月平均 家計消費支出의 分散  
(variance)

LHFD: 住宅銀行의 公營 및 民營住宅資  
金 總貸出額

LUNR: 失業率

ECPH: 住宅價格 期待上昇率

RQA(B): 建築許可面積 및 新規住宅建設  
의 “質(quality)”의 模擬變數  
(proxy variable)

LMPH: 家口當 家口員數

한편 住宅供給函數 式(7)은 다음과 같이 定  
式化하였다.

$$H^s = k(LRPH, LHMP, LHWP, LHLp, \\ LHFS, RQA(B), LHHS(-1)) \\ \dots\dots\dots(10)$$

단,  $H^s$ : LHPS, LHCF, LHHS

또는 LNHS

LHMP: 住宅建築材料價格

LHWP: 住宅建設勞務費

LHLp: 住宅建設地價格

LHFS: 住宅銀行의 住宅資金貸出 總額中  
公營 및 民營住宅貸出資金을 제

## 의한 金額

上記 變數中 所得, 貸出金 및 價格指數는  
모두 消費者物價指數(CPI)로 나누어 不變價  
格으로 表示하였다(단, 例外的으로 LHMP는  
住宅投資 GNP디플레이터(deflator)로 나누었  
음). 各 變數들의 定義와 資料根據에 관한 자  
세한 說明은 附錄에 收錄하였다. 「뮤스」(Muth,  
1960)와 「폴레인」등(Follain, et al., 1980)의 分  
析結果에 의거, 所得變數로서는 可處分所得보  
다 恒常所得이 耐久財需要를 더 잘 說明한다  
는 假定下에, 本稿에서는 恒常所得의 模擬變  
數로 消費支出을 使用하였다<sup>11)</sup>.

한편 本研究에서는 需要函數의 다른 從屬變  
數의 하나로 家計消費支出中 住居費支出額  
(LEHS)을 使用하였다(Mayo, 1981 參照).

上記 從屬變數들은 住宅서비스의 推定을 實物  
財貨에서 구하려고 하였으나, LEHS變數는  
式(2)에서 直接 導出한 住居費支出이 住宅서  
비스를 나타낸다고 想定하였다. 이 函數推定  
의 또 하나의 目的은 앞에서 論議하였듯이 住  
宅서비스의 需要가 本研究의 假說이 提起하  
듯 所得水準과 不連續的(discontinuity)인 關係  
를 갖는가에 대한 檢證도 될 수 있을 것이다.

앞 章에서 論議한 既存住宅研究와 比較하여  
보면 上記 式(9) 및 式(10)은 過去 住宅研究  
의 脆弱點들을 다음과 같이 補完하고 있다.

첫째, II 章에서 提案한 假說의 檢證을 위하  
여 家計消費支出分布의 分散을 需要函數에 包  
含하였으며

둘째, 住宅金融의 效果를 分析하기 위하여  
需要 및 供給函數에 金融變數들을 包含시켰  
다. 「페어」(Fair, 1972)의 分析대로 住宅需給  
模型에서 住宅金融市場의 與件을 度外視한 實  
物側面만의 分析은 不完全한 模型의 定立이라

11) 可處分所得을 趨勢變數(trend variable) 및 家口當人  
員數를 나타내는 變數 등에 回歸分析하여, 이의 豫測  
值을 恒常所得의 模擬變數로서 使用하였으나, 消費支  
출의 경우에 비하여 커다란 差異點을 發見치 못하였  
다.

고 할 수 있다. 우리나라와 같이 抵當市場(mortgage market)이 未發達된 경우, 住宅金融의 住宅需要에 대한 直接的인 效果는 金融市場이 發達된 美國 등과 比較하여 볼 때 상당히 制限的인 것이나 반면, 住宅供給에 대하여는 어느 정도 正의 效果를 가져오리라 期待된다. 더우기 住宅投資는 懷妊期間이 길뿐만 아니라 金融市場의 逼迫狀況을 나타내는 變數이기도 하므로 다른 投資에 대한 住宅投資의 相對的 收益率을 間接的으로 나타낸다고도 볼 수 있다.

세째, 住宅價格의 持續的인 上昇이 豫想되면 住宅需要가 增加한다는 假說檢證을 위하여 *ECPH*가 需要函數에 包含되었으며

네째, 經濟全般의 景氣狀況을 測定하는 指標로서 失業率을 包含시켰다. 前述한 바와 같이 耐久財消費가 一生週期(life-cycle)中 어느 時點에서 發生하는가를 豫測하기는 어려운 일이나, 恒常所得 水準이 同一한 두時點을 比較할 때 景氣가 相對的으로 좋은 時點에 需要되리라는 期待에서 이 變數를 包含시켰다.

다섯째, 建設된 住宅의 質의 異質性을 勘案하기 위하여 *RQA(B)*가 需要 및 供給函數에 各各 統制變數(control variable)로서 使用되었다. 住宅서비스 質의 變化를 나타내는 *RQA*

(B)의 推計過程을 具體的으로 說明하면 다음과 같다. 建設戶當 平均資金所要額을 住宅投資 *GNP*디플레이터로 나눈 不變價格을 *QUAL*이라 表示하면 *QUAL*은 다음과 같은 式으로 나타낼 수 있다(머리글자 *L*은 *log*值를 나타냄).

$$LQUAL = f(LHMP, LHWP, LHL, LSIZE, q) \dots \dots \dots (11)$$

단, *LSIZE* : *LHPS*(-1) - *LHCF*

*q* : 住宅의 質을 나타내는 模擬變數

여기에서 *LSIZE*는 前期의 住宅建築許可面積을 今期の 建設戶數로 나눈 것이다<sup>12)</sup>. 式(11)은 戶當建設資金所要額을 要素費用인 *LHMP*, *LHWP* 및 *LHL*와 住宅規模(*LSIZE*) 및 質의 加重平均值(weighted average)로서 表示할 수 있는데<sup>13)</sup>, 여기에서 注意할 것은 *q*變數가 觀測되지 않아(unobservable) 直接 式(10)이나 式(11)에 使用할 수가 없다는 점이다.

따라서 本研究에서는 *q*를 다음과 같이 推定하였다. *LQUAL*을 *q*를 제외한 나머지 獨立變數에 回歸分析을 한 후, 이 方程式의 殘餘項(residual term)을 *q*의 代用變數로 利用하였다<sup>14)</sup>. 다시 말하면 諸般要素費用 및 規模의 變化로 說明되지 않은 資金所要額의 變換(variation)이 바로 *q*의 寄與度를 나타낸다고 보는 것이다<sup>15)</sup>. 한편 *LHPS*從屬變數에 相應하는 *q*變數의 推定에 있어 *LQUAL*에는 當期の 住宅投資額(不變價格基準으로)을 許可面積으로 나눈 數值를 使用하였으며, 式(11)의 獨立變數로는 *LHMP*와 *LHWP*만 包含하였다. *LHL*를 제외시킨 理由는 住宅投資推計에는 宅地價格이 包含되지 않기 때문이다.

住宅需要 · 供給量의 不均衡은 本研究에서는

12) 말할나위없이, 前年度의 建築許可가 全部 今年度の 建築實績에 相應한다고 볼 수는 없으나, 이 變數가 規模變化의 傾向은 나타낸다는 假定下에 使用되었다.  
 13) 單一住宅의 경우는 式(11)이 定義式이라 볼 수 있으나, 全體住宅의 경우 各 住宅마다 쓰여진 要素投入(factor input)의 比率이 다를 것이므로, 「페러미터」推定値는 이의 加重平均值로 볼 수 있다.  
 14) 本方法은 二段階推定方法(two-step estimation method)이라 일컬을 수가 있는데, 이에 따른 計量經濟學의 問題는 「골드버거-조킴즈」(Goldberger-Jochims, 1961) 參照.  
 15) *LQUAL*의 一段階推定過程에서 傳統的인 省略變數의 問題(omitted variable problem)가 發生한다. 이에 대한 자세한 論議는 「클라인」(Klein, 1974)參照.



價格의 變化와 同時에 調整된다고 定式化하였으므로 式(9)와 式(10)을 傳統的인 最小自乘法(ordinary least squares method)으로 推定할 경우 聯立方程式偏倚(simultaneous equation bias)가 생기므로, 이를 제거하기 위하여 二段階最小自乘法(two-stage least squares method)을 利用하여 上記 方程式들을 推定하였다.

## V. 實證分析結果 論議

### 1. 記述統計值

模型推定에 使用된 變數들의 記述統計值(descriptive statistics)가 <表 2>에 나타나 있다. 各變數의 推計單位가 다르므로 이의 分布度를 比較하기 위하여 標準偏差를 平均值로 나눈 變異係數(coefficient of variation)를 구하였다. 從屬變數들의 變異係數를 보면, 大體的으로 작은 數值를 보여 年間變化가 그다지 크지 않은 것을 나타내고 있으나, 從屬變數中에서는 LHPS가 相對的으로 약간 큰 數值를 보이고 있다. 獨立變數中에서는 價格指數인 LRPH 및 ECHP가 各各 1.43 및 0.90의 係數로서 比較的 높은 年間變化를 나타내며, 住宅融資變數 역시 커다란 年間變化를 보이고

<表 2> 變數들의 平均(mean), 標準偏差(standard deviation) 및 變異係數(coefficient of variation); 1963~82

	單位	平均	標準偏差	變異係數
LHPS	千m <sup>2</sup>	8.69	0.88	0.10
LHCF	戶	11.78	0.47	0.04
LHHS	千戶	8.42	0.15	0.02
LNHS	千戶	8.45	0.15	0.02
LEHS	원	9.39	0.49	0.05
LRPH	千m <sup>2</sup>	0.14	0.20	1.43
LYPM	원	11.05	0.30	0.03
LYPV	원	3.95	0.47	0.12
LHFD	百萬원	2.22	2.11	0.95
LUNR	%	1.75	0.24	0.14
ECHP	%	13.41	12.03	0.90
LHMP	1975=100	5.38	0.21	0.04
LHWP	1975=100	4.63	0.54	0.12
LHLP	1975=100	5.83	0.71	0.12
LHFS	百萬원	1.60	2.34	1.46
LMPH	千名	1.69	0.06	0.04
LURB	%	-0.81	0.22	-0.27

註: ECHP(%)를 제외한 모든 變數들의 數值는 로그-그 數值임. 變數들에 대한 說明은 本文 및 附錄 參照.

있다<sup>16)</sup>.

### 2. 需要函數

各 從屬變數에 대하여 세 가지의 方程式이 推定되었다. EQ.1은 理論的인 模型에 立脚한 基本方程式이고, EQ.2는 q變數를 첨가한 것이며, EQ.3은 社會·人口學的 變數(LMPH)를 포함하였다. 다시 말하면, q(RQA 또는 RQB)나 LMPH는 理論的 根據에서 보다는 資料의 未備點을 補充하기 위해서나 또는 特殊한 目的을 위해서 使用되었다<sup>17)</sup>.

#### 가. 新規住宅需要函數 推定結果

<表 3>에는 flow概念이라고 볼 수 있는 新規住宅需要函數의 推定結果가 나타나 있다.

16) 住宅融資變數가 相對的으로 높은 變異係數를 보인 것은 住宅金融의 制度的 活用이 1967年 以後 이루어졌으므로, 1963~66年 동안 住宅融資에 零의 數值가 代 入된 것에도 어느 정도 基因된다고 볼 수 있다.

17) 函數推定은 傳統的인 最小自乘法(OLS) 및 制限情報 最尤法(limited information maximum likelihood)의 두 가지 方法도 試圖되었다. OLS結果는 本稿에 論議 되는 2SLS結果와 상당히 다른 結果를 보였으며, LIML結果는 質的인 面에서(qualitatively), 2SLS結果와 거의 同一하게 나타났다.

〈表 3〉 二段階最小自乘法에 의한 Flow概念 住宅서비스 需要函數推定(1963~82)

	LHPS			LHCF		
	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3
常數	2.6249 (0.53)	2.4848 (0.72)	2.0787 (0.48)	-1.0605 (-0.47)	-1.9189 (-0.74)	-0.1972 (-0.06)
LRPH	0.6976 (0.70)	0.7282 (1.06)	0.7713 (1.01)	-0.4576 (-1.01)	-0.6286 (-1.22)	-0.7601 <sup>+</sup> (-1.43)
LYPM	1.1368** (2.70)	1.1711** (4.02)	1.1797** (3.82)	1.3805** (7.21)	1.4313** (6.89)	1.3909** (6.57)
LYPV	-0.9420* (-2.26)	-1.0074** (-3.49)	-1.0494* (-2.64)	-0.1049 (-0.55)	-0.0282 (-0.13)	0.1142 (0.44)
LHFD	-0.0276 (-0.38)	-0.0433 (-0.87)	-0.0405 (-0.74)	-0.1405** (-4.31)	-0.1473** (-4.25)	-0.1580** (-4.37)
LUNR	-1.6410** (-4.26)	-1.5965** (-6.00)	-1.5713** (-4.93)	-0.9355** (-5.35)	-0.9181** (-5.07)	-1.0151** (-5.00)
ECHP	0.0047 (1.05)	0.0026 (0.84)	0.0026 (0.77)	0.0010 (0.49)	0.0012 (0.56)	0.0013 (0.62)
RQA	—	-1.1191** (-3.91)	-1.1425** (-3.44)	—	0.0905 (0.74)	0.0732 (0.60)
LMPH	—	—	0.2498 (0.16)	—	—	-0.9651 (-1.07)
R <sup>2</sup>	0.9775	0.9901	0.9901	0.9836	0.9841	0.9854
SSE	0.3286	0.1444	0.1443	0.0677	0.0657	0.0605
DW	2.61	2.80	2.80	2.83	2.61	2.40

註: ( )속의 數値는 *t*-統計值임.

\*\*信賴水準 99%에서 *t*-統計值 有意性있음, one-tailed test.

\*信賴水準 95%에서 *t*-統計值 有意性있음, one-tailed test.

+信賴水準 90%에서 *t*-統計值 有意性있음, one-tailed test.

LHPS의 推定結果를 보면, LRPH는 期待符號인 負의 係數를 보이지 않고 正의 係數로 나타났으나, 統計的 有意性이 극히 낮아 LHPS의 決定要因으로서의 信賴性은 거의 없는 것으로 나타났다. 한편 所得變數는 平均值인 LYPM 및 分散을 表示한 LYPV 모두 期待關係(expected relationship)를 나타내는 同時에 두 變數의 係數 또한 상당히 높은 統計的 有意性을 보여 주었다. LYPM은 正의 符號를 나타내어 所得이 增加할수록 住宅서비스에 대한 需要가 增加한다는 關係를 明示하였다. 二重로그(double log)方程式의 경우 推定된 係數는 彈力值를 나타내는데, LHPS의 所得彈力性은 1.14~1.18로서 이는 〈表 1〉에서 提示된 既存研究結果와 比較해 볼 때, 상당히 높

은 數値인 것이다.

한편 本研究에서 提示된 假說檢證을 위하여 使用된 LYPV의 係數는 負의 符號를 보임과 同時에 統計的 有意性을 가졌다. 負의 符號의 係數란 所得分布의 分散이 커질수록, 즉 所得이 偏在될수록, 新規住宅서비스에 대한 需要는 減少한다는 것을 意味한다. 이 結果를 [圖 2]를 利用하여 解釋하면, 어떤 住宅價格을 需要할 能力이 있는 最低所得水準을  $y_m$ 이라 할 경우, 所得分布가 偏在될수록 所得彈力性이 零에 가까운  $YPM < y_m$  階層의 比率이 相對的으로 增加한다는 것을 뜻한다. 住宅需要의 LYPV彈力性 또한 비교적 彈力的인  $-0.94 \sim -1.05$ 의 數値를 보이고 있다.

所得變數에 관한 위의 두 結果를 綜合하면,



所得水準의 1% 増加에 따라, 다른 與件이 同一하다면, 住宅需要가 1% 増加할 것이나, 所得增加가 所得分布의 惡化를 招來하여 分散이 同時에 1% 늘었다 하면, 所得分布의 效果를 勘案하여야 되므로 結果的으로 各 所得效果는 相殺되어, 住宅需要는 거의 變하지 않을 것이다. 만일 이러한 所得水準의 向上이 所得分布의 改善을 隨伴한다면 住宅需要는 그 倍인 2%까지 増加할 수 있다는 것을 보여준다.

住宅金融의 住宅需要에 대한 役割을 計測하는 *LHFD*의 係數는 期待符號의 反對인 負의 關係를 나타내었으나 統計的 有意성이 극히 낮아 信賴性있는 關係를 나타낸다고 볼 수 없다. 最近의 한 研究(金政鎬, 1983)에 의하면 우리나라 家計의 住宅購入時 制度金融의 住宅資金調達에 대한 期待寄與度는 극히 낮은 2.4%에 지나지 않는다는 사실을 考慮할 때, *LHFD*의 *LHPS*에 대한 낮은 說明力은 豫期치 못한 結果는 아닌 것이다.

經濟狀態를 나타내는 失業率(*LUNR*)의 係數는 期待符號인 負의 關係를 나타내었으며 統計的 有意性 역시 상당히 높게 나타났다. 經濟與件이 나빠질수록, 다른 與件이 同一하다면, 住宅需要는 下落한다는 것을 뜻한다. 한편 住宅需要의 *LUNR*彈力値는 높게 나타났으며(-1.64~-1.57), 이는 1982년의 失業率 5.5%의 경우, 失業率 1%포인트 増加에 따라(즉 18.2%增加, 1.0/5.5) 住宅需要는 28.5%~29.8% 減少한다는 것을 意味한다.

豫想되는 住宅價格上昇率은 正의 符號를 나

타내었으나 推定係數의 統計的 有意성은 극히 낮게 나타났다. 價格上昇이 期待될수록 住宅需要가 増加한다는 것은 一面 住宅을 必須耐久財로 보는 見解에서도 期待할 수 있는 現象이며, 다른 한편으로는 住宅投機에 의한 需要增加現象이라는 說明이 있겠으나 本研究의 結果에서는 이러한 說明들을 支持하는 증거가 나타나지는 않았다. 이러한 結果는 한편 住宅購入時 住宅價格上昇이 相對的으로 主要한 要因이 아니라는 最近의 한 研究報告(住宅銀行, 1983)와도 一致하는 結果라고 할 수 있다<sup>18)</sup>.

한편, 住宅의 質의 增加(*RQA*)는 住宅需要와 統計的 有意성이 높은 負의 關係를 갖는다고 나타났는데, 이는 規模(또는 量)와 質의 代替(substitution)關係를 意味한다고 볼 수 있다. *q*變數를 실제로 計測할 수 없으므로 係數의 크기에 正確한 意味를 附與하기는 힘드나 1보다 큰 彈力値는 注意를 요하는 結果이다. 家口當 人員數가 많을수록 住宅需要가 増加할 것이라는 假說(*LMPH*의 係數가 正의 符號를 갖는다는)은 本研究에서는 支持하지 않는 結果가 나왔다.

*LHPS*와 同一한 函數式으로서 *LHCF*도 推定하였다. *LHCF*는 住宅需要推計에 있어 *LHPS*에 비하여 若干의 時差上의 問題가 있으며(즉 前期의 *LHPS*가 今期の *LHCF*로 實現되는 등) 또한 *LHCF*는 規模가 이미 定해져 *LHPS*에 비하여 財貨로서의 形態가 갖추어져 價格 등과의 關係가 확실하게 推定될 수 있다는 점이다. 두 函數式推定 結果의 共通點으로는 *LYPM*의 正의 符號와 *LUNR*의 負의 符號의 係數推定이라 하겠다. 두 係數 모두 統計的 有意성을 보였다. *LHCF*의 所得 및 失業率彈力値는 *LHPS*의 同一變數彈力値와 統

18) 上記 報告書에 의하면 住宅選擇時, 財産增殖效果는 住宅構造 및 施設, 交通便利, 住居環境, 그리고 이웃關係 등의 要因들과 比較하여 볼 때, 相對的으로 덜 중요한 要因으로 調査되었다.

計的으로 差異가 없는 數値를 나타내었다<sup>19)</sup>.

推定된 結果의 差異點을 보면, LYPV係數의 統計的 有意性이 극히 낮게 나타났고, LHFD의 係數가 期待符號의 反對인 負의 符號를 계속 보이고 있으나 統計的 有意性은 높게 나타났으며;  $q$ 變數는 統計的 有意性이 낮게 推計되었으며; 價格變數 LRPH는  $t$ -統計値는 높지 않으나 期待符號인 負의 關係를 나타내었다. 위의 結果中, 限界的 效果를 보이고 있으나 期待關係인 負의 價格效果關係를 보인 것은 模型推定の 鼓舞的인 면이라 하겠으나, 統計的 有意性이 높은 負의 係數를 보인 LHFD의 結果는 쉽게 說明할 수가 없다 하겠다. 한 가지 可能한 解釋이란 다음과 같다. 前述한 바와 같이, 우리나라의 경우 住宅制度金融의 活用性은 극히 制限的이지만, 住宅金融에 대한 超過需要는 存在한다고 假定하자. 一般家口가 住宅購入을 考慮할 때 住宅金融의 利用可能性에 따라 需要가 決定되는 것이 아니라(즉, 式(8)의 理論的 模型에서 說明

하였듯이), 需要가 供給에 미치지 못한다고 豫想할 경우에 政府가 政策金融의 一環으로 住宅金融을 增加시키는 狀況이라고 說明할 수 있는데, 이는 다시 말해서 景氣活性化의 一策으로서 住宅需要가 낮을 當時에 住宅金融惠澤을 늘려주는 경우를 뜻한다. 이 경우 當期에서는 統計的으로 住宅需要와 住宅金融間에 負의 關係가 나타날 수가 있으며, 動態的인 면에서 볼 때 住宅金融의 效果가 長期的으로 正의 效果를 가져올 수도 있을 것이다. 이러한 解釋의 適用性은 供給函數推定結果의 檢討에서 다시 論議될 것이다<sup>20)</sup>.

新規住宅需要(flow概念)를 나타내는 上記 LHPS와 LHCF의 方程式은 모두 自由度 높은 決定係數( $R^2$ )를 보이고 있다. 自由度(degrees of freedom)를 勘案한 調節된 決定係數(adjusted  $R^2$ )의 경우도 거의 비슷한 數値를 나타낸다<sup>21)</sup>. 한편 誤差項(error term)의 時系列相關(serial correlation)을 測定하는 「더빈-왓슨」(Durbin-Watson)統計値는 負의 相關係數를 나타내나 統計的 有意性은  $D-W$ 檢定 統計表에 의할 때 95% 有意水準에서 未定(inde terminate)地域에 속해 있어(즉  $dl < D-W < du$ ) 時系列 相關與否는 명확하지 않게 나타났다.

#### 나. 住宅在庫需要函數 推定結果

〈表 4〉에는 LHPS와 LHCF에 對應하는 既存住宅需要(stock概念)變數인 LHHS와 LNHS를 同一한 獨立變數로 說明하려고 한 推定結果가 提示되어 있다. LHHS와 LNHS의 推定函數式 사이에는 거의 差異點을 찾을 수가 없다. 回歸係數의 信賴性으로 볼 때 오로지 差異點이란 LUNR의 係數가 LNHS의 EQ. 3

19) 예를 들면, LHPS의 EQ. 3의 LYPM 係數 1.1797과 이에 相應하는 LHCF의 LYPM 係數 1.3909가 統計的으로 差異가 있는가를 檢證하기 위하여 다음과 같은  $t$ -統計値를 求하였다.  $t = (c_1 - c_2) / (\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}})$ . 여기서  $c_1, c_2$ 는 係數를 뜻하며  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ 은 各推計된 係數의 標準誤差(standard error)의 自乘을 뜻하며, 共分散(covariance)  $\sigma_{12}$ 는 零이라 假定하였을 때, 推定된 係數 사이의  $t$ -統計値는 0.56에 불과하며 두 係數 사이의 差異는 統計的 意味가 없는 것으로 나타났다. 이에 相應하는 LUNR의  $t$ -統計値는 1.47로 나타났다.

20) 住宅市場과 金融市場을 連結시키는 다른 試圖로서 非制度金融(unregulated money market)과 制度金融間의 利率의 差異를 函數式에 使用하였으나, 統計的으로 有意性있는 係數를 얻지 못하였다.

21) 決定係數( $R^2$ )는 自由도가 높지 않을 경우 별로 意味가 없는 統計値라고 볼 수 있다. 이 경우  $\bar{R}^2$ (adjusted  $R^2$ )을 구하는데,  $\bar{R}^2 = \bar{R}^2 - ((k-1)/n-k)(1-R^2)$ 을 使用할 수 있다. 〈表 3〉에 提示된 모든 函數의 경우 상당히 높은  $\bar{R}^2$ 을 보여주고 있다. 예를 들면 LHCF의 EQ. 3의 경우  $\bar{R}^2$ 은 0.9748로서  $R^2$ 인 0.9854와 별 차이가 없는 것으로 나타났다.



〈表 4〉 二段階最小自乘法에 의한 Stock概念 住宅서비스 需要函數推定(1963~82)

	LHHS			LNHS		
	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3
常數	6.4738** (16.90)	6.3447** (14.24)	6.5947** (12.26)	6.1385** (15.58)	5.9945** (13.08)	6.2892** (11.46)
LRPH	-0.2412** (-3.15)	-0.2669** (-3.00)	-0.2860** (-3.05)	-0.2707** (-3.44)	-0.2994** (-3.27)	-0.3219** (-3.37)
LYPM	0.2163** (6.66)	0.2239** (6.26)	0.2181** (5.85)	0.2513** (7.53)	0.2598** (7.06)	0.2529** (6.65)
LYPV	-0.0922** (-2.87)	-0.0807* (-2.13)	-0.0600 (-1.32)	-0.0842* (-2.54)	-0.0713* (-1.83)	-0.0469 (-1.01)
LHFD (*10 <sup>-3</sup> )	-0.6744 (-0.12)	-0.0017 (-0.28)	-0.0033 (-0.51)	-0.0051 (-0.91)	-0.0063 (-1.03)	-0.0081 (-1.25)
LUNR	-0.0212 (-0.72)	-0.0186 (-0.60)	-0.0327 (-0.92)	-0.0443 (-1.45)	-0.0414 (-1.29)	-0.0580* (-1.59)
ECHP (*10 <sup>-3</sup> )	-0.3913 (-1.13)	-0.3667 (-1.01)	-0.3458 (-0.93)	-0.3217 (-0.91)	-0.2942 (-0.79)	-0.2696 (-0.71)
RQB	—	0.0136 (0.65)	0.0111 (0.51)	—	0.0152 (0.71)	0.0122 (0.55)
LMPH	—	—	-0.1401 (-0.88)	—	—	-0.1652 (-1.02)
R <sup>2</sup>	0.9952	0.9952	0.9954	0.9955	0.9955	0.9957
SSE	0.0019	0.0019	0.0019	0.0021	0.0021	0.0019
DW	2.25	2.10	2.00	2.19	2.00	1.85

註: ( )속의 數値는 *t*-統計值임.

\*\*信賴水準 99%에서 *t*-統計值 有意性있음, one-tailed test.

\*信賴水準 95%에서 *t*-統計值 有意性있음, one-tailed test.

+信賴水準 90%에서 *t*-統計值 有意性있음, one-tailed test.

에서 限界의(marginally)으로 統計的 有意性을 가진다는 것이나 이 係數(-0.058) 역시 이에 相應하는 LHHS式의 係數(-0.0327)와 比較할 때 統計的으로 다르다고 볼 수 없는 것이다(즉 두 係數의 크기 比較를 위한 *t*-統計值가 0.50임).

LHHS는 新規 및 代替需要를 모두 考慮한 住宅需要인 반면, LNHS는 代替需要가 零이라는 假定下에 만들어진 變數이므로, 推定된 두 變數가 同一한 結果를 나타내었다는 事實은 新規 및 代替需要行態가 同一要因에 의하여 決定된다는 것을 間接的으로 示唆한 것이라 볼 수 있다.

既存住宅需要函數를 LHPS나 LHCF와 比較하면 다음과 같은 相異點이 發見된다. 첫째,

價格變數인 LRPH의 既存住宅需要에 대한 統計的 有意性이 높은 負의 效果이다. 推計된 係數의 數値(즉 彈力性)는 그리 크지 않은 -0.24~-0.32의 範圍에 들어 第Ⅲ章에서 紹介한 研究中 「宋-스트라이크」(Song-Struyk, 1977)를 제외한 나머지 研究에서 發表된 彈力值와 類似한 數値라 할 수 있다.

둘째, LYPM의 係數는 正의 符號를 나타냈고 統計的 有意性도 높은 것을 볼 수 있다. 所得彈力性은 LHPS나 LHCF의 경우 보다는 훨씬 낮은 0.22~0.26의 水準에 머물렀다. 需要函數의 所得非彈力的 現象도 역시, 〈表 1〉에서 論議된 研究中 「宋-스트라이크」(Song-Struyk, 1977)를 제외한 過去의 研究結果와 一致한다고 볼 수 있다. 〈表 3〉과 〈表 4〉의 所

所得彈力值 比較解釋에 있어서 한가지 難點이 提起된다. 즉 新規住宅需要에 대한 所得彈力性은 1.1~1.4이었으나, 既存住宅需要에 대한 所得彈力性은 그 1/5의 크기인 0.2~0.3%으로 나타났다. 한편 年間 平均 新規住宅建築量은 既存住宅在庫의 5%에도 미치지 못하는 것이다.

具體적인 예를 들면, 所得 1%의 增加가 既存住宅在庫需要의 0.2%정도의 增加를 誘發한다면, 이는 既存住宅의 5%에도 未達하는 新規住宅需要의 경우 4%(0.2\*20)以上の 增加를 誘發시켜야 할 것이나, <表 3>의 推定結果에 의하면 1.5%未滿의 增加를 가져온다는 것이다. 이러한 乖離의 說明은 一面으로 本研究에서 推定한 式(9)가 決定的 關係(deterministic relationship)가 아닌 確率的 關係(stochastic relationship)의 推定이므로 어느 정도의 誤差는 있을 수 있다는 統計的 側面이 있으나, 다른 한편으로는 模型定式化의 假定上의 差異에 起因한다고 볼 수 있다. 다시 말하면, 既存住宅을 前期住宅在庫( $H_{t-1}$ )와 新規住宅( $\Delta H$ )으로 細分하여 보면, <表 3>의 函數式은 所得增加로 인한 住宅需要增加의 效果가 오로지  $\Delta H$ 로 顯示된다는 假定인 반면, <表 4>의 函數式의 假定은 所得增加의 影響은  $H_{t-1}$ 에도 波及된다는 것이므로 結果적으로 <表 4>의 方程式이 示唆하는 彈力値은 <表 3>의 彈力値에 比較하여 훨씬 크게 나타나는 것이다(즉 4%對1% 정도). 다른 말로 表現하면, <表 3>의 假定은 所得增加에 의한 新規住宅需要는 예를 들어 住宅을 所有하지 않은 家口에만 해당된다고 볼 수 있는 경우이며, <表 4>의 假定이란 所得의 增加는 住宅을 所有하고 있는 家口(즉  $H_{t-1}$ 에 해당하는)의 住宅需要도 惹起한다는 경우를

포함하고 있는 것이다. 위의 두 경우를 綜合하여 볼 때 社會의 新規住宅需要에 대한 所得彈力性은 <表 3>에서의 1.1~1.4가 下限線(lower bound)이라 볼 수 있고, <表 4>에서 暗示된 彈力値(implied elasticity)인 4.0정도가 上限線(upper bound)이라 볼 수 있는 것이다.

세째,  $LYPV$ 의 係數는 <表 3>의 結果와 같이 期待符號인 負의 符號를 보이고 있으나,  $q$ 變數나  $LMPH$ 의 添加에 따라 係數의 統計的 有意性이 低下하는 傾向을 보였으며, 또한 所得分布分散( $LYPV$ )의 效果(彈力値)는,  $LYPM$ 彈力値에 相對적으로 比較하여 볼 때, <表 3>의 相應數値에 비해 작게 나타나 있다.

네째, 나머지 獨立變數들의 係數는 統計的 有意性이 낮게 나타나 既存住宅需要에 대한 效果가 극히 微微한 것을 보여 주었다.  $D-W$  統計値는 <表 3>의 경우에 비해 良好한 편이며 <表 4>의 函數式의 경우 常數項들의 높은 統計的 有意性은 <表 2>에 나타난 낮은 變異係數로부터 豫期할 수 있었던 結果이다.

#### 다. 住居費支出函數 推定結果

「메이오」(Mayo, 1981)는 「스톤-기어리」(Stone-Geary) 效用函數로부터 다음과 같이 線形需要函數를 導出하였다. 效用函數가 아래와 같은 形態를 갖는다고 假定하자.

$$U = (H - \theta_H)^\beta (Z - \theta_Z)^{1-\beta} \dots \dots \dots (12)$$

여기에서  $H$ 는 住居(財貨),  $Z$ 는 餘他財貨,  $\theta_H$ ,  $\theta_Z$  및  $\beta$ 는 패러미터(parameter)로서, 餘他財貨의 價格을 1이라 하고(normalized to one), 豫算制約條件式下에  $U$ 函數를 極大化하여(로그數値로 表現하면),



$$R = P_H H = \theta_H (1 - \beta) P_H + \beta Y - \beta \theta_Z$$

.....(13)

여기에서  $R$ 은 住居費支出,  $P_H$ 는 住居의 相對價格(relative price),  $Y$ 는 所得을 가리킨다.

式(13)에  $LYPV$ 를 添加하여 推定한 結果가 <表 5>에 提示되어 있다. 基本函數인  $EQ. 1$ 을 보면  $LRPH$ 의 係數는 期待와는 反對인 正의 符號를 보였으나,  $LYPM$  및  $LYPV$ 의 係數는 지금까지 論議하여 온 需要函數와 一致하는 推定結果를 보여준다. 단지  $LYPM$  및  $LYPV$ 의 係數의 相對的 크기에 있어서 <表 4>의 結果와 近似한 傾向을 보여주고 있는 것은(즉,  $LYPM$ 의 係數가  $LYPV$ 係數보다 絕對值로서 3倍以上 큰 것) 興味있는 現象으로서, 아마도 두 函數 모두 住宅在庫에 關聯된

需要函數라는 데 起因한다고 볼 수 있다.

$LRPH$ 係數의 正의 符號는 需要函數의 價格 變數라는 意味에서는 理論的 期待符號와는 反對의 關係를 나타낸다. 正의 係數에 대한 한 가지 解釋方法은 住宅需要의 경우 競爭市場(competitive market)論理에 의한 多數財需要 與件이 適用되는 것이 아니라, 住宅서비스 需要量의 制限의 伸縮性 때문에 住宅價格의 上昇에 따라 더 많은 住居費를 支出하게 되는 現象을 說明하는 것이라 볼 수 있다. 예를 들면, 賃貸住宅(rental housing)의 경우 賃貸料가 어느 정도 오르더라도 더 싼 住宅으로 移徙해 가는 데에는 移徙費用(moving cost)이 따르므로 既存賃貸住宅에 그대로 머물게 되는 傾向이 있음을 나타낸다. 1보다 작은 彈力值는 住居費支出이 住宅價格上昇만큼 比例的으로 增加하지는 않는다는 것을 뜻한다.

<表 5> 二段階最小自乘法에 의한 住居費支出 函數推定(1963~82)

	LEHS		
	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3
常數	-5.7779** (-5.88)	-4.2339** (-3.12)	-2.6796 (-1.00)
LRPH	0.7574* (2.29)	0.3163 (0.75)	0.4726 (0.97)
LYPM	1.5046** (19.57)	1.4452** (17.22)	1.3141** (6.16)
LYPV	-0.3956** (-2.94)	-0.0989 (-0.44)	-0.0515 (-0.22)
LMPH	—	-1.1851+ (-1.62)	-1.1819+ (-1.61)
LURB	—	—	0.3964 (0.67)
R <sup>2</sup>	0.9817	0.9835	0.9844
SSE	0.0820	0.7423	0.0699
DW	1.58	1.71	1.54

註: ( )속의 數値는  $t$ -統計值임.

\*\*信賴水準 99%에서  $t$ -統計值 有意性있음, one-tailed test.

\*信賴水準 95%에서  $t$ -統計值 有意性있음, one-tailed test.

+信賴水準 90%에서  $t$ -統計值 有意性있음, one-tailed test.

한편  $LMPH$ 는 限界의으로 統計的 有意性이 있는 負의 係數를 나타냈는데, 이 變數의 包含에 따라  $LRPH$ 와  $LYPV$ 의 係數의 統計的 有意性은 낮아졌다.  $LMPH$ 係數의 符號는 어떤 論理的 根據에 의하여 使用되었다기보다는, 現在 우리나라의 경우 核家族化의 傾向으로 家口當 人員數가 減少趨勢에 있으므로 이러한 現象이 住居費支出과 어떤 關係를 갖는가를 알아보기 위한 것이었다. 一般的으로 家口當 人員數가 늘어남에 따라 住居서비스에 대한 需要가 늘어나게 되고 따라서 더 많은 住居費支出을 요하게 된다는 關係를 豫想할 수 있으나 <表 5>의 推定結果는 두 變數 사이에 逆關係가 있음을 보여 주었다. 위의 結果는 家口當 人員數가 적을 수록 住居서비스에 支出할 수 있는 比率이 增加한다는 것을 뜻한다.

〈表 6〉 二段階最小自乗法에 의한 住宅서비스 供給函數推定(1963~82)

常 數	LHFS			LHCF			LHHS			LNHS		
	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3	EQ. 1	EQ. 2	EQ. 3
		24.2968* (2.26)	15.9119+ (1.68)	20.6268* (2.27)	2.4163 (0.14)	4.4228 (0.24)	-18.2066 (-0.88)	0.5226 (0.46)	1.0148 (0.85)	1.3774 (0.91)	1.0596 (0.83)	1.5410 (1.13)
LRP	0.6467 (0.58)	1.0840 (1.14)	0.6650 (0.74)	1.3747* (2.08)	1.3460* (1.96)	1.6176* (2.51)	-0.0104 (-0.23)	-0.0175 (-0.39)	-0.0218 (-0.46)	0.0175 (0.35)	0.0106 (0.21)	0.0120 (0.22)
LHMP	-3.2718* (-2.23)	-1.5363 (-1.12)	-2.2732+ (-1.71)	-0.4405 (-0.45)	-0.4168 (-0.41)	1.4363 (1.07)	-0.0289 (-0.43)	-0.0230 (-0.35)	-0.0527 (-0.53)	-0.0537 (-0.72)	-0.0481 (-0.64)	-0.0388 (-0.34)
LHWP	-0.8812+ (-1.49)	-0.5566 (-1.10)	-0.5899 (-1.26)	-0.0508 (-0.17)	-0.0388 (-0.13)	0.1984 (0.64)	0.0079 (0.39)	0.0101 (0.54)	0.0071 (0.31)	0.0098 (0.43)	0.0127 (0.55)	0.0139 (0.53)
LHLP	1.0250* (2.23)	0.5182 (1.22)	0.4454 (1.13)	0.7047** (3.08)	0.6741* (2.64)	0.1998 (0.58)	-0.0058 (0.37)	-0.0134 (-0.80)	-0.0058 (-0.23)	0.0173 (0.98)	0.0099 (0.53)	0.0076 (0.26)
LHFS	—	0.2778** (2.75)	0.2046* (2.03)	—	0.0218 (0.32)	0.2028* (1.79)	—	0.0054 (1.22)	0.0025 (0.29)	—	0.0052 (1.05)	0.0061 (0.64)
RQB	—	—	-1.3275* (-1.87)	—	—	-0.8055* (-1.90)	—	—	0.0129 (0.41)	—	—	-0.0040 (-0.11)
LHHS(-1)	—	—	—	0.9132 (0.63)	0.6701 (0.40)	2.3377 (1.32)	0.9589** (9.67)	0.8992** (8.23)	0.8725** (6.71)	0.8969** (8.06)	0.8386** (6.75)	0.8470** (5.69)
R <sup>2</sup>	0.8848	0.9251	0.9411	0.9114	0.9122	0.9320	0.9958	0.9962	0.9963	0.9952	0.9956	0.9956
SSE	1.6848	1.0956	0.8614	0.3671	0.3638	0.2819	0.0017	0.0015	0.0015	0.0022	0.0020	0.0020
DW	1.01	0.97	1.22	1.04	1.05	1.48	1.74	1.98	2.03	1.42	1.58	1.58

註: ( ) 속의 數値는 t-統計値임.

\*\*信賴水準 99%에서 t-統計値 有意性있음, one-tailed test.

\*信賴水準 95%에서 t-統計値 有意性있음, one-tailed test.

+信賴水準 90%에서 t-統計値 有意性있음, one-tailed test.



### 3. 供給函數

式(10)의 供給函數推定 結果는 <表 6>에 나타나 있다. 需要函數의 경우와 같이 各 住居變數에 3個의 推定된 方程式이 紹介되는데, EQ. 1은 基本方程式으로 住宅의 相對價格과 要素費用 要因들로서만 構成이 되어 있고, EQ. 2와 EQ. 3은 各各 LHFS와  $q$ 變數가 차례로 添加되었다.

LHPS의 函數는 다른 供給函數와 달리 時差從屬變數(lagged dependent variable)가 包含되지 않은 均衡模型으로 推定되었다. EQ. 1을 보면, LRPH는 論理的으로 期待되는 正의 符號를 보였으나 그 係數는 統計的으로 有意性이 없었으며, 要素費用中 材料費와 勞務費는 LHPS와 負의 關係를 보여 주었다. 특히 供給函數의 LHMP에 대한 彈力値는 상당히 높은 數值(-3.27)를 나타내었다. 한편 LHLP는 豫想과는 反對로 正의 符號의 係數를 나타내었다. 이는 要素費用으로서의 土地價格이라는 觀點에서는 說明이 어렵지만, 土地價格이 住宅價格으로 그대로 反映된다면 解釋이 可能한 것이다. 즉 住宅을 위한 土地供給者의 立場에서 볼 때, 土地價格의 上昇이란 宅地供給을 위한 誘因要素가 되어, 이는 住宅供給을 增大시키는 結果를 가져오는 것이다.

한편, 金融變數의 包含에 따라 上記 變數들의 係數符號는 變함이 없으나, 그 統計的 有意性은 무척 낮게 나타났으며, LHFS는 正의

符號와 함께 높은 統計的 有意性을 보였다.

이는 需要函數 推定結果論議에서 豫見한 대로, 우리나라의 경우 住宅金融資金貸出의 效果는 住宅의 需要創出에 미치는 영향보다는 新規住宅供給에 더 直接的인 效果를 준다는 것을 立證한 것이라 하겠다. 또한  $q$ 變數는 負의 係數를 보이는데 이는 質의 增加에 따라 供給量이 減少한다는 것을 뜻하는 것으로서 質과量의 代替關係를 意味하는 것이다.

LHCF의 函數式은 LHPS와 다른 樣相을 나타내었다. 첫째로 供給에 대한 強力한 價格效果이다. 彈力値도 1 보다 크게 나타났는데, 이 結果를 LHPS의 경우와 比較하여 보면 價格의 上昇은 住宅數(LHCF)의 增加에는 效果를 미치나 總住宅面積(LHPS)의 增加에는 중요한 影響을 驅使하지 못한다는 것이다. 이 結果의 單面的인 類推로, 住宅價格의 上昇이 總住宅面積에는 影響을 주지 않는다는 것을 考慮할 때 小規模의 住宅을 많이 짓게 된다는 것을 意味한다고 볼 수 있다. 한편 土地價格, 住宅金融 및  $q$ 變數의 從屬變數에 대한 說明力은 LHPS의 函數式과 거의 비슷하게 나타났다.

住宅在庫供給函數인 LHHS와 LNHS의 경우에는 自己回歸性(autoregressiveness)이 強하게 나타난 반면, 其他 獨立變數의 係數들은 統計的 有意性이 무척 낮게 나타났다. LHHS의 경우 時差從屬變數의 係數는 0.87~0.96으로서 이는 實現된 年間 供給量의 增分은 年間の 바람직한 總均衡 住宅供給量의 4~13% 정도 밖에 充足시키지 못하였다는 것을 意味하는 것이다. LNHS의 推定式의 경우에는 相應하는 係數의 크기가 0.85~0.90으로서 10~15% 정도의 不均衡狀態만이 年間 調整된다는 것을 뜻한다<sup>22)</sup>.

22) 需要函數에 비하여 <表 6>에 提示된 供給函數는 특히 LHPS의 경우 時系列相關(serial correlation)이 強하게 나타났다. 時差從屬變數의 包含으로 LHPS를 除外한 從屬變數의  $D-W$ 統計値에 대한 檢定은 意味가 없다. 觀測値가 30個 미만이지만, 더빈統計値(Durbin

#### 4. 獨立變數의 說明力寄與度

지금까지의 論議는 住宅需要 및 供給函數의 推定에 있어 特定한 說明變數와 被說明變數間의 統計的 關係(statistical relationship)에 대한

〈表 7〉 需要 및 供給函數의 各變數에 대한 偏相關係數(partial correlation coefficient)<sup>1), 2)</sup>

〈需要 函數〉

變 數	LHPS	LHCF	LHHS	LNHS
LRPH	0.2913	0.3959	0.6769	0.7127
LHCF	0.7551	0.8927	0.8699	0.8949
LYPV	0.6228	0.1315	0.3698	0.2913
LHFD	0.2178	0.7966	0.1520	0.3527
LUNR	0.8297	0.8333	0.2673	0.4323
ECHP	0.2261	0.1838	0.2700	0.2093
RQA(B)	0.7199	0.1780	0.1520	0.1636
LMPH	0.0482	0.3070	0.2565	0.2940

〈供給 函數〉

變 數	LHPS	LHCF	LHHS	LNHS
LRPH	0.2010	0.5867	0.1316	0.0634
LHMP	0.4285	0.2951	0.1512	0.0967
LHWP	0.3299	0.1817	0.0891	0.1530
LHLP	0.2991	0.1651	0.0662	0.0748
LHFS	0.4906	0.4591	0.0834	0.1817
RQA(B)	0.4604	0.4809	0.1175	0.0317
LHHS(-1)	—	0.3561	0.8886	0.8542

註: 1) 〈表 3〉~〈表 6〉에서 EQ. 3을 利用한 偏相關係數 印.

2) 偏相關係數는 回歸係數와 同一한 符號를 가지며, 위의 數値는 絕對值印.

statistics)를 구하여 時系列相關을 檢定한 결과, LHHS와 LNHS의 경우, 95% 水準에서 時系列相關이 있다는 假說을 支持하는 結果를 얻지 못하였다. 예를 들면, LHHS 및 LNHS의 EQ. 1의 더빈統計值가 各各 1.50 및 0.65로 나타났다. 존스톤(Johnston, 1972) 參照.

23) 자세한 統計的 論議는 「타일」(Theil, 1971) 參照.

24) 例外的으로, LHPS의 경우 LUNR의 偏相關係數가 LYPV의 係數보다 약간 크게 나타났다.

經濟學的 解釋에 焦點이 맞추어졌었다. 한편 여러 獨立變數들간의 相對的 寄與度를 測定하기 위하여 偏相關係數(partial correlation coefficient)가 推計되어 〈表 7〉에 提示되어 있다. 즉, 從屬變數의 變異(variation)說明에 各 獨立變數의 相對的 重要性이 어느 정도인가를 알아보는 것이다.

決定係數(coefficient of determination) 및 어떤 特定變數, 예를 들면 h變數의 偏相關係數를 各 R 및 r<sub>h</sub>로 表示하면, 다음과 같은 關係가 成立된다.

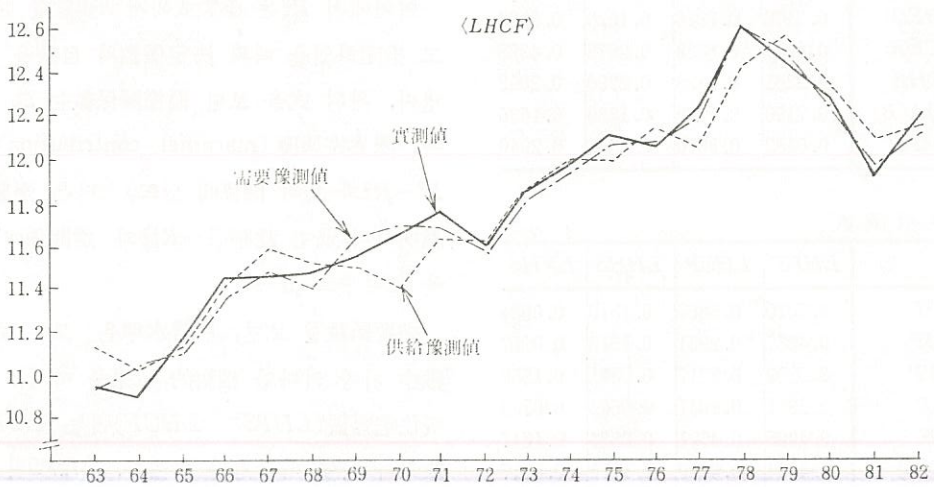
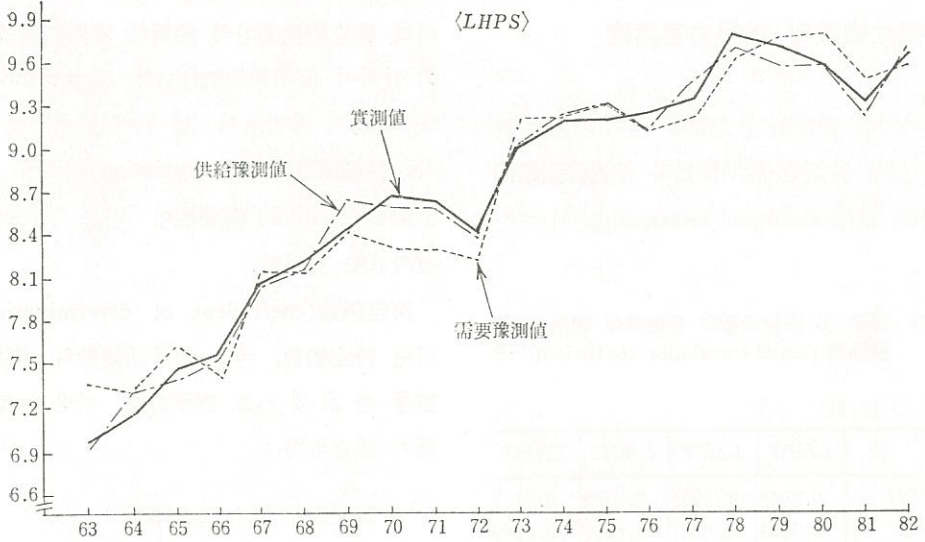
$$r_h^2 = (R^2 - R_h^2) / (1 - R_h^2)$$

여기에서 R<sub>h</sub><sup>2</sup>는 函數式에서 h變數를 제외하고 推定하였을 때의 決定係數의 自乘을 나타낸다. 위의 式을 보면 偏相關係數는 그 變數의 限界寄與度(marginal contribution), 즉 R<sup>2</sup> - R<sub>h</sub><sup>2</sup>과 正의 關係에 있고, 다른 變數들이 說明하지 못한 比率(1 - R<sub>h</sub><sup>2</sup>)과 逆關係에 있음을 보여주고 있다<sup>23)</sup>.

需要函數를 보면, 所得水準은 모든 從屬變數中 가장 커다란 相對的 效果를 미치고<sup>24)</sup> 新規住宅需要(LHPS와 LHCF)에는 LUNR의 效果가 이에 버금간다 하겠다. LHPS의 경우에는 q變數(RQA)와 LYPV가 그 다음으로 重要한 影響을 미친다 하겠으며, 나머지 變數들의 相對的 效果는 比較的 작게 나타났다. LHCF의 경우에는 期待關係와는 反對의 符號를 보였었으나, LHFD의 影響이 큰 것으로 나타났다. 반면, LHHS 및 LNHS의 경우에는 價格效果가 所得效果 다음으로 重要한 要因으로, LHHS函數式에 있어서는 LYPV, LNHS 函數式에 있어서는 LUNR變數가 그 다음으로 重要한 影響을 미치는 것으로 나타



〔圖 3〕 實測値와 需要・供給豫測値 比較



났다.

供給函數의 경우를 보면, LHPS函數에서는 LHFS,  $q$ 變數 및 LHMP가 거의 비슷한 크기의 影響力을 行使하며, LHCF의 경우는 價格效果가 두드러지는 한편,  $q$ 變數 및 LHFS 역

시 重要한 效果를 보여 주었다. 住宅在庫函數의 경우는 時差從屬變數의 影響이 壓倒的으로 강하게 나타났으며, 다른 變數들의 效果는 극히 微微한 것으로 나타났다<sup>25)</sup>.

### 5. 模型의 豫測性檢討

本研究에서는 앞에서 밝힌대로, 誘導型方程

25) <表 7>에 提示된 偏相關係數는 <表 3> <表 4> <表 6>의 EQ. 3를 利用하여 求한 것이므로, 다른 方程式들을 利用하면 약간 다른 結果를 보일 수도 있을 것이다.

式的推定보다는 需要·供給의 各構造式을 推定하였다. 이는 一定時點의 住宅市場에서 需要 및 供給間의 不均衡(disequilibrium)狀態가 發生될 수 있다는 것을 暗黙의으로 假定하였기 때문이다. 住宅市場에서의 不均衡狀態가 發生될 경우, 重要的 問題點은 事前的(ex ante)으로 豫測된 需要 및 供給量이 事後的(ex post)으로 觀測된 實測值(observed quantity)와 많은 差異를 보일 수 있으며, 이러한 觀測值가 需要 및 供給與件中 어느것에 의하여 支配받았는가를 識別하는 것은 計量經濟學的 觀點에서 상당히 어려운 問題에 속한다 할 수 있다<sup>26)</sup>.

在庫變數(LHHS 및 LNHS)는 <表 2>에 나타난대로 變異係數가 작으므로 模型의 豫測能力分析을 위해서는 變異係數가 相對的으로 큰 LHPS와 LHCF의 推定函數(EQ. 3)를 택하여, 첫째 標本期間內에서의 事後的 豫測能力(ex post forecasting ability)과 둘째 標本期間밖의 豫測能力(ex ante forecasting ability)을 檢定하면 다음과 같다.

[圖 3]에 表示된 것이 LHPS 및 LHCF의 實測值와 需要 및 供給의 事後的 豫測值이다. 推定된 方程式의 높은 決定係數( $R^2$ )를 考慮하면, 一般的으로 實測值에 대한 豫測值의 比率은 상당히 近似하다고 볼 수 있으므로, 分析의 主眼點은 需要 및 供給模型이 實測值의 增減變化패턴(pattern)을 과연 어느 정도 追跡할 수 있는가에 주어졌다.

LHPS의 경우를 보면, 需要 또는 供給豫測值가 實測值의 變化模型과 宛然하게 다른 形態를 보인 時點이 두 곳에서 나타나는데, 그 하나는 實測值나 供給豫測值에 비해 需要豫測值가 減少現象을 나타낸 1965~66年이고, 다른 하나는 需要豫測值가 增加現象을 豫見한 1978~79年 사이이다. 供給模型의 경우는 實測值와 거의 같은 패턴의 豫測值를 나타내었으며, 이 結果는 本研究에서 使用된 需要 및 供給模型이 適切하게 定立化되었다는 假定下에서는, LHPS의 實測值는 相對的으로 供給條件에 制約을 받았다는 것을 意味한다고 볼 수 있다.

한편 LHCF의 推定函數式은 LHPS와 比較하여 볼 때, 需要·供給 兩模型 모두 實測值의 變化를 덜 明確하게 追跡하였다고 볼 수 있다. LHPS의 경우와 같이 1978~79年의 實測值 및 供給豫測值의 下落現象에 反하여 需要豫測值는 增加性向을 보였으며, 그 외에 實測值와 比較하여 볼 때, 需要豫測值의 경우에도 1967~70年, 1971~72年, 1975~77年 期間에 實測值의 增減과 反對되는 趨勢를 보였다. 한편, 供給豫測值 또한 1963~64年, 1967~68年, 1970~72年 期間에는 實測值의 增減과 어긋나는 變化를 나타내었다.

推定된 模型의 事前的 豫測能力을 評價하는 絕對的 尺度는 定義하기 困難하나, 本研究에서는 다음과 같은 方法을 택하였다. LHPS 및 LHCF의 1963~80年의 標本期間에 該當하는 函數式을 再推定한 후, 여기에서 推定된 係數 및 獨立變數의 實測值를 利用하여 1981年 및 1982年의 豫測值를 推計하여 이를 同期間의 實測值와 比較하였다. 事前的 豫測值의 實測值와의 近似性도 重要하겠지만, 實測值의

26) 市場不均衡狀態를 需要 및 供給條件에 의하여 「레이셔닝」(rationing) 받고, 이를 需要 및 供給 「리짐」(regime)으로 分類하는 方法이 「케이」와 「제피」(Fair and Jaffee, 1972)에 의하여 分析·檢討되었다. 이 分析은 根本的으로 價格을 媒介變數로 使用하여 不均衡狀態를 需要 및 供給 「리짐」으로 分類하는데 本研究에서는 價格指數의 信賴性이 그다지 높지 않아, 그들이 提示한 方法들을 使用하지 않았다.



增減性向, 즉 轉換點(turning point)의 豫測能力이 더욱 重要하다고 思料되어, <表 8>에는 各變數의 增減率을 明示하였다<sup>27)</sup>.

<表 8> 實測值增減率 및 需要·供給豫測值 增減率; 事前的 豫測(ex ante forecasting)  
(단위: %)

	LHPS		LHCF	
	1981	1982	1981	1982
前年對比 實測值增減率	-29.6	60.6	-29.1	27.8
需要豫測值 增減率	-14.7	35.4	-37.7	17.0
供給豫測值 增減率	-18.7	4.7	-12.7	6.8

LHPS 및 LHCF의 두 函數式 모두 實測值의 增減의 變換을 正確히 捕捉하고 있다 하겠다. 구체적으로 보면, LHPS 와 LHCF의 實測值는 모두 1981년에는 減少, 1982년에는 增加하는 形態를 보였는데, 需要 및 供給 推定式 모두 事前的으로 實測值와 同一한 變化形態를 豫測하고 있는 것이다. 다시 말하면 實測值의 轉換點은 本研究의 推定된 函數式에 의하여 正確히 豫見할 수 있다는 것을 알 수 있다.

## V. 結 語

本研究는 1963~82年の 標本期間에 該當되는 年間 時系列資料를 利用하여 過去 20年間の 우리나라 住宅市場에서의 需要 및 供給 決

定要因을 分析하였다. 특히 本稿에서는 既存 住宅研究에서 分析되던 所得水準의 住宅需要에 대한 效果 이외에, 所得分布가 住宅需要에 미치는 영향에 관한 假說을 實證分析하였다. 本研究는 다음과 같은 結論을 提示한다.

첫째, 住宅政策의 根本目標가 國民의 住宅 서비스의 極大化라 할 때, 과연 住宅서비스의 定義가 무엇인가에 대해서 明確히 理解되어야 한다. 現在 우리나라 住宅政策의 目標는 住居普及率의 增加에 있으며, 이는 新規住宅 建設戶數의 極大化로 歸結된다. 國民의 住宅 所有에 대한 選好 역시 默示的 假定으로 받아들여져 왔다. 이러한 政策目標의 達成은 住宅의 大規模化 傾向에 의하여 制約을 받아 왔다. 한편 住宅政策의 目標를 家口當 또는 個人當 住居面積의 極大化 또는 質的 向上에 둘 수도 있을 것이다. 다시 말하면, 住居서비스는 規模의 增大 및 質的 向上과도 正의 關係를 갖는다고 假定할 수 있다. 이러한 命題들을 檢證하기 위하여 本研究에서는 既存 및 新規住宅數와 더불어 建築許可延面積에 대한 需給決定要因을 識別하였다. 특히 新規住宅建設戶數와 建築許可延面積의 決定要因을 比較할 때, 需要側面에서는 所得分布 및 質的 向上效果, 供給側面에서는 住宅價格 및 要素費用 등의 영향들이 各各 다르게 나타난 것을 보면 各 政策目標에 適用될 수 있는 手段들이 다르다는 것을 알 수 있다.

둘째, 既存의 住宅問題研究는 住宅需要에 대한 所得水準의 影響分析이 그 核心을 이루었다고 할 수 있다. 本研究에서는 所得水準뿐만 아니라 所得分布 역시 住宅需要의 重要한 決定要因이라는 假說을 提案하고 이에 대한 理論의 背景을 論議하였고, 이를 實證分析하

27) 豫測值의 增減率은 再推定된 方程式의 마지막 標本時點인 1980年の 豫測值를 基準으로 이에 대한 增減을 表示한다. 이는 推定된 方程式의 마지막 時點에 있어서의 豫測值와 實測值의 乖離에 대한 效果를 減少시키려는 意圖에서 이루어졌다.

었다. 研究結果는 所得分布의 分散이 작을수록, 즉 所得이 公平하게 分布되어 있을수록 다른 與件이 同一하다면, 住宅需要가 增加한다는 假說을 支持하는 結果를 住宅在庫需要 및 延面積需要에서 強力하게 보여 주었다. 이는 所得의 增加가 所得分布의 改善을 隨伴하면 住宅需要는 加速的으로 增加하지만 所得의 增加가 所得分布의 惡化를 招來하면 住宅需要는 크게 增加하지 않는다는 것을 意味한다. 다시 말하면, 所得階層別로 볼 때 中産層의 住宅需要에 대한 寄與도가 다른 所得階層의 寄與도보다 크다는 것을 뜻하는 것이다. 한편, 所得分布의 效果는 新規住宅建設戶數 需要의 경우에도 나타났지만 統計의 有意性은 높지 않았다. 이러한 結果는 住宅需要研究에서 흔히 常用되는 필터링理論(filtering theory)이 우리나라 住宅市場 行態의 說明에 適切하지 않음을 나타낸다고 볼 수 있다. 즉 高所得層이 大規模 新規住宅을 需要하고 低所得層은 高所得層이 使用하던 住宅을 需要하는 現象을 說明하기 위해서는 특히 新規住宅需要의 所得分布의 分散에 대한 係數가 正의 符號를 나타내었어야 할 것이다.

세제, 住宅金融의 住宅需要에 대한 效果는 微微하였거나 또는 期待와는 反對의 關係를 보이기도 하였으나, 新規住宅供給은 住宅金融의 增加와 正의 關係를 나타내었다. 住宅供給 및 需要에 대한 住宅金融이 거의 同時에 일어나므로, 이는 一面으로는 住宅市場과 金融市場의 聯關性을 나타낸다고 볼 수 있다.

네제, 住宅需給의 量的 變化研究에 있어서 質과 量의 代替效果를 統制(control)할 必要性이 提起되었다. 住宅研究의 根本的 目的函數가 住居서비스의 極大化過程으로 表現된다면

豫算制約이란 與件을 考慮할 때, 質과 量은 서로 代替關係에 있는 것이다.

다섯째, 住宅需要가 投機動機에 起因하거나 또는 住宅價格의 期待上昇率이 增加한다고 現在의 住宅需要를 增加시킨다는 假說은 本研究의 分析에서 支持받지 못하는 結果를 나타내었다.

마지막으로, 앞으로의 住宅研究가 本研究의 未備點을 補完하여야 할 몇 가지를 提案하면 다음과 같다. 微視理論과 巨視模型과의 連結을 위하여 微視理論에서 提起되는 住宅需要에 대한 富의 效果(즉, 住宅購入의 主要資金源泉이 父母로부터의 富의 移轉 등에 의한 것)에 相應하는 變數(예를 들면 非勞動所得등)를 巨視模型에 包含시켜야 할 것이며, 또한 우리나라의 住宅金融은 最近에 活性化되었으므로, 標本期間을 이에 對應하는 期間으로 잡아, 이의 效果를 再分析할 必要가 있을 것이다.

한편 本研究과 같은 全國民經濟를 主體로 한 時系列研究는 總體的인 住宅市場의 行態를 理解하는 데에는 도움이 되나, 만일 政策의 目標集團(target group)이 예를 들어 一定所得水準 以下の 庶民家口라고 할 경우, 이들의 住宅서비스에 대한 需給行態는 高所得層에 비하여 다를 수가 있으므로, 所得階層別 微視分析이 補完的으로 이루어져야 할 것이다. 말할 나위없이, 이러한 研究의 信賴性을 높이기 위해서는 住宅價格 등에 대한 基礎資料의 體系的인 蒐集이 必須要件일 것이다.

## 附錄：變數定義 및 資料出處

LHPS：住宅用 建築物建築許可延面積(千 $m^2$ ),



- 經濟企劃院, 『韓國統計月報』.
- LHCF**: 住宅建設實績(戶), 住宅銀行, 『統計年報』, 1982.
- LHHS**: 住宅數;  
1962~80, 國土開發研究院, 『住宅資料便覽』, 1981.  
1981~82, 經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1983.
- LRPH**: 住宅의 對其他財貨 相對價格—우리나라에는 信賴할 만한 住宅價格에 대한 時系列資料가 不在함. 따라서 全都市 消費者物價指數에서 住居費指數와 非住居費指數의 比率를 模擬指數로 使用하였음. 1963~64年의 全都市 消費者物價指數의 不在로 서울 消費者物價指數를 使用하였음. 韓國銀行, 『經濟統計年報』.
- LYPM, LYPV**: 家計消費支出의 平均 및 分散—分散은 消費支出階層別 家口當消費支出額의 平均을 調査家口數로 加重平均하여 算出하였음. 經濟企劃院, 『都市家計年報』.
- LHFD, LHFS**: 科目別 住宅資金貸出實績中 **LHFD**는 公營 및 民營住宅資金을 包含하고 **LHFS**는 國民住宅債券資金, 國民住宅福券資金, 福券基金, 民營產業住宅資金, 建設業者建設資金, 垜地造成資金 및 機資材生産資金을 包含함. 住宅銀行, 『統計年報』, 1982; 民營住宅資金의 一部는 住宅供給者에 貸與되나, 이를 區分한 時系列資料가 利用可能하지 않아, 本研究에서는 民營住宅資金을 全部 **LHFD**에 포함시켰으므로, **LHFD**가 약간 過大推計되었음.
- LUNR**: 失業率, 經濟企劃院, 『韓國統計月報』.
- ECHP**: 住宅價格期待上昇率—住宅價格에 대한 資料의 不在로, 現 우리나라에서 의 住宅價格은 垜地價格上昇이 主因이라는 假定下에 過去 3年間の 垜地價格上昇率의 平均値를 使用하였음. 아래의 **LHMP**의 出處와 같음.
- LMPH**: 家口當 家口員數; **LHHS**의 出處와 같음.
- LHMP**: 建築材料價格;  
1963~78, 國土開發研究院, 『住宅資料便覽』, 1981.  
1979~82, 住宅銀行, 『住宅建設費指數調査』, 1983.
- LHWP**: 建設業賃金指數; 1971~82年은 鑛工業調査報告書에서 建設費賃金を 使用하였고, 1963~70年은 1971~82年의 建設業賃金を 同期間의 工業賃金에 線形回歸시켜 推定된 係數를 利用하여 豫測된 數値를 利用하였음. 韓國銀行, 『鑛工業調査報告書』 및 『經濟統計年報』.
- LHLP**: 垜地價格指數; **LHMP**의 出處와 같음.
- LQUAL**: 戶當住宅建設資金所要額; 住宅銀行, 『統計年報』, 1982.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 金光錫·朴竣卿, 「우리나라의 長期住宅需要展望」, 『韓國住宅政策심포지움主題發表論文』, 韓國開發研究院·韓國住宅銀行, 1977.
- 金政鎬, 「住宅需要의 賃貸住宅에 관한 研究」, 『韓國住宅政策의 發展方向에 관한 研究』 大韓住宅公社, 1983. 8.
- 韓國住宅銀行, 『응자주택실태조사 1982』, 1983. 3.
- Deaton, D. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- Fair, R.C., "Disequilibrium in Housing Models," *Journal of Finance*, May 1972, pp. 207-221.
- \_\_\_\_\_, and D.M. Jaffee, "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, May 1972, pp. 497-514.
- Follain, J., G.C. Lim, and B. Renaud, "The Demand for Housing in Developing Countries: The Case of Korea," *Journal of Urban Economics*, 1980, pp. 315-336.
- Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press, 1957.
- Goldberger, A.S. and D.B. Jochems, "Note on Stepwise Least Squares," *Journal of American Statistical Association*, March 1961, pp. 105-110.
- Johnston, J., *Econometric Methods*, McGraw-Hill Book Company, 2nd edition, 1972.
- Klein, L.R., *A Textbook of Econometrics*, Englewood Cliffs: Prentice-Hall Inc., 1974.
- Mayo, S. K., "Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand," *Journal of Urban Economics*, 1981, pp. 95-116.
- Mills, E.S. and B.N. Song, *Urbanization and Urban Problems*, Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1979.
- Muth, R.F., "The Demand for Non-Farm Housing," in *The Demand for Durable Goods*, edited by A.C. Harberger, Chicago, Ill: The University of Chicago Press, 1960.
- Robinson, R., *Housing Economics and Public Policy*, London: Unwin Brothers Ltd., 1979.
- Song, B.N. and R.J. Struyk, "Korean Housing: Economic Appraisal and Policy Alternatives," in *Industrial and Social Development Issues* edited by C.K. Kim, Korea Development Institute, 1977.
- Theil, H., *Principles of Econometrics*, New York: John Wiley and Sons, Inc., 1971.