
賃貸住居서비스需要分析

—計量經濟學的 接近方法의 問題點 및 政策的 意味를 中心으로—

金 仲 秀

▷ 目 次 ◁

- I. 序
- II. 模型의 定立
- III. 實證分析 結果
- IV. 住宅補助金政策에 따른 住宅 및 賃貸料負擔 效果分析
- V. 要約, 政策的 意味 및 結語

I. 序

國民의 住居서비스를 증진시키기 위한 施策의 一環으로 賃貸住宅建設促進에 관한 政策的 方案이 최근에 활발히 摸索되고 있다. 이는 현재까지 暗默的으로 가정되어 온 自家所有促進政策으로부터 탈피하여 賃貸住居를 더욱 보편화시키는 方向으로의 政策轉換이라 볼 수 있다.

筆者：韓國開發研究院 副研究委員

* 草稿를 읽고 有益한 批評을 하여 준 李元映 博士, 研究補助를 하여 준 金暎姬 主任研究員, 金振榮 研究員 및 崔銀姬 研究員에게 感謝를 표한다. 本研究의 어떠한 誤謬도 全的으로 筆者의 責任임을 밝혀 둔다.

지금까지 우리나라 住宅政策의 根幹은 住宅普及率 提高에 있었다. 다시 말하면, 달성되어야 할 普及率을 政策的으로 설정한 후, 이 목표의 달성을 위해서 新規住宅建設量의 極大化를 추구하여야 했다. 한편 新規로 공급되는 住宅은 自家所有를 증진시키기 위하여 賃貸보다는 分讓方法을 택하였다.

住宅의 自家所有라는 概念은 사실상 住宅供給者나 需要者 兩側에게 住宅의 賃貸라는 概念보다는 더 바람직한 현상이었다. 즉 供給者의 側面에서 보면 住宅金融의 역할이 미미한 現況下의 自家分讓은 投資된 資金 및 收益의 即刻的 回收를 의미하고 따라서 去來費用(transaction costs)을 減少시키는 결과를 가져오게 되었고, 需要者의 立場에서는 新規住宅에 대한 價格統制政策의 施行에 따라 新規住宅의 價格이 市場에서 形成되는 實價보다 낮게 策定되었으므로 新規住宅에 대한 超過需要(excess demand) 현상이 惹起되었다. 이러한 條件下에서는 住宅價格이 一般物價보다 더 높은 上昇率을 나타내 住宅所有에 따른 資產增

殖(capital gains) 효과를 누리기 위해서도 需要者 역시 賃貸보다 소유를 選好하게 되었던 것이다.

이러한 현상이 長期的 觀點에서 持續的인 안정성을 유지하는 “바람직한” 균형을 이루지 못하는 이유는 우리나라의 경우 根本的으로 住宅需給이 市場機能(market mechanism)만으로는 균형을 얻지 못한다는 데 있다. 住宅市場 不均衡狀態를 야기시키게 된 需給上的 因果關係를 설명하면, 복합적으로 相互關聯되는 要因들이기는 하나, 住宅金融市場의 未發達, 所得 특히 富의 分배의 상대적 惡化趨勢, 住宅購買力提高를 度外視한 住宅供給促進策에 局限된 住宅政策, 또한 社會正義 次元에서 施行된 住宅投機防止對策들로 인하여 住宅需要가 상대적으로 감소하게 되었다. 한편 地價 및 建築資材費 上昇現象下에서 住宅供給者에 대한 價格統制政策의 施行은 企業利潤의 감소를 가져와 供給量의 下落을 超來하게 되었다. 이에 따라 住宅市場에서의 需給量은 상대적으로 감소하게 되었다.

물론 이렇게 減少된 需給量도 事後的으로 (ex post) 보면 일시적으로 均衡點에 도달하였다고 이해할 수도 있다. 단지 이러한 균형이 內在的 安定性を 缺如하고 있다는 사실이 經濟·社會的으로 問題가 되고 있는 것이다. 理論的 觀點에서 위의 현상이 균형을 成就한 것인가는 論爭의 대상이 될 수 있으나, 社會政策의 眼目에서는 위의 현상이 바람직하지 않는 것으로 歸結된다는 점에 住宅問題의 어려움이 있다고 할 수 있다. 즉 住宅이라는 財貨는 一般消費財와 달리 國民生活의 必須財이므로 經濟財와 다른 屬性을 또한 지니고 있는 것이다. 國民福祉增進 次元에서 政府의 介入이

이루어지고 있다는 의미에서 住宅은 一種의 公共財로서의 특성도 지니고 있는 것이다. 구체적으로 예를 들면, 住宅供給量에 비하여 家口數의 相對的 증가는 住宅에 대한 社會的 需要 (social needs)를 증가시킬 것이나, 이것이 바로 購買力을 수반하여야 한다는 經濟的 의미에서의 住宅需要(demand for housing)와 연결될 보장은 없는 것이다. 따라서 市場經濟機能의 視角下에서 家口數의 증가는 住宅需要에 직접적 영향이 없는 變數로 간주되며 이에 따른 住宅供給의 증가가 기대되지 않는으나, 社會政策的 觀點에서는 家口數의 증가가 住宅供給의 증가를 요구하는 社會的 壓力(social pressure)으로 작용하게 되는 것이다.

위와 같은 住宅需給의 현상에 대처하며 국민의 住居서비스 增進對策으로서 현재 政策的으로 論議되고 있는 施策이 賃貸住宅建設促進方案이다. 현재 우리나라 都市家口의 상당 비율이 自家所有 아닌 賃貸住宅에 居住하고 있다. 예를 들면, 서울의 住宅普及率은 60%에도 미치지 못하고 있으며, 自家居住家口의 比率은 50% 미만인 것이다. 이럼에도 불구하고 賃貸需要에 대한 深層分析은 현재까지 거의 이루어지지 않은 상태이다.

本論文은 두 가지 목적을 지니고 있다. 첫째, 賃貸住宅需要의 決定要因을 計量經濟學的 接近方法을 사용하여 識別하고, 둘째, 賃貸住居서비스의 수요에 영향을 미치는 두 主要變數는 所得과 價格이므로 所得補助政策 또는 賃貸住宅價格統制政策 등이 施行되었을 경우 賃貸需要에 미치는 영향을 分析·考察하고자 한다. 한편 計量經濟學的 觀點에서 보면, 기존의 資料로서 이러한 實證分析을 하는 데에는 다음의 세가지 問題點, 즉 標本選擇偏倚의

考慮方法, 特性勘案價格指數의 推定方法 및 恒常所得假說의 適用方法 등의 문제가 提起된다. 따라서 本論文은 이러한 問題點들의 解決方法 등에 대해서도 論議하고자 한다. 本論文은 다음과 같이 전개된다. 第Ⅱ章에서는 上述한 賃貸住宅需要推定에 따르는 理論的·計量經濟學的 側面에서의 세 가지 問題點에 대한 소개와 論議가 있고, 第Ⅲ章에서는 實證推定結果에 대한 분석이 다루어지며, 第Ⅳ章에서는 所得補助 또는 賃貸價格統制政策이 賃貸家口의 福祉 및 住宅需要에 미치는 효과에 대한 分析 및 檢證이 이루어지며, 第Ⅴ章에서는 本研究結果의 要約, 政策的 意味와 結語가 제시된다.

Ⅱ. 模型의 定立: 理論的 考察

賃貸住居서비스需要模型은 消費者 選擇理論을 배경으로 定式化할 수 있다. 즉 個人의 效用函數를 豫算制約條件下에 極大化시키면 賃貸住居서비스需要量에 대한 函數式이 導出된다.

$$Q=Q(p, y, Z) \dots\dots\dots(1)$$

式(1)에서 Q 는 賃貸住居서비스需要量, p , y , Z 는 각기 賃貸住居서비스의 其他財貨에 대한 相對價格, 實質所得 및 기타 外生變數(예를 들면 消費者의 嗜好 및 家口特性)의 「벡터」(vector)를 나타낸다.

1) 예를 들면, 自家住宅價格의 機會費用만큼을 賃貸料로 支拂하고 있는 것으로 간주할 수 있다.
2) p 가 관측되지 않아 이 變數가 住宅需要函數 推定에서 省略되었을 때 일어나는 推定된 係數들의 偏倚에 대해서는 Polinsky(1977)의 說明 參照.

위와 같은 傳統的 需要函數 形態를 이용하여 賃貸住居서비스의 需要를 推定하는 데에는 다음의 理論的 및 資料의 制約에 기인하는 問題點들이 제기된다. 첫째, 標本選擇偏倚問題이다. 근본적으로 式(1)은 社會母集團(population) 全構成員에 適用될 수 있는 函數式이나 賃貸資料에 관한 情報은 自家所有 아닌 借家居住者에게서만 蒐集可能하다는 점이다. 다시 말해서, 住居서비스의 消費需要行態函數는 市場內의 모든 成員에 適用되나 賃貸料의 資料蒐集은 실제로 資料蒐集 당시 借家居住者에 한하여 얻어지기 때문이다. 예를 들면, t 時點에서 資料를 수집하였을 경우 $t-1$ 이나 $t+1$ 時點에 借家를 需要할 消費者가 t 時點에 自家를 소유하고 있을 경우, 이 消費者의 借家需要行態는 市場分析에서 제외되게 되는 것이다. 즉 標本센서링(sample censoring)問題가 제기되는 것이다. 이 問題를 보완하는 한 가지 方法은 自家所有者의 歸屬賃貸料(imputed rents)를 推定하여 母集團 全員의 賃貸需要行態를 분석할 수도 있다¹⁾. 그러나 歸屬賃貸料推定은 그 推定過程이 복잡하고 推定值의 統計的 信賴性이 높지 않기 때문에 이를 統計的으로 해결하는 方法이 後述하는 標本選擇偏倚 矯正方法이다.

둘째, 式(1)을 推定하기 위해서는 需要量과 價格變數들이 觀測可能하여야 한다. 그러나 실제로 관측되는 資料는 $p \times Q$ 라 할 수 있는 賃貸料(R)인 것이다. 즉 Q 는 住宅의 사용에서 創出되는 서비스의 量을 의미하고, p 는 이 서비스의 單位當 相對價格(즉 numeraire good에 대한)을 나타내므로 Q 와 p 모두가 觀測可能하지 않는 變數들(unobservable variables)인 것이다²⁾. 이를 해결하는 方法이 다음에 論議

되는 特性勘案價格指數 推定方法으로서 p 에 대한 指數를 推計한 후, 推計된 \hat{p} 을 이용하여 $\hat{Q}=R/\hat{p}$ 에서 \hat{Q} 을 推計하는 방법이다. \hat{p} 의 推定은 住居서비스를 創出하는 變數(Z_1)들을 R 에 영향을 주는 다른 變數(Z_2)들과 함께 R 을 설명하는 方程式에 포함시켜 Z_1 의 係數들을 이용하여 推計하는 것이다.

세째, 住居서비스와 같은 耐久消費財는 計測된 家計所得(measured household income; y_M)보다는 恒常所得(y_P)의 函數라는 것이 일반적으로 통용되는 假說이다. 本研究에서는 y_M 과 y_P 중 어떤 變數의 統計的 有意性이 더 높은가와 더불어 $y_M - y_P$ 인 y_T (臨時所得)와 y_M 의 賃貸住居서비스需要에 미치는 相對的 영향력에 대하여도 統計的으로 檢證할 것이다. 위의 假說檢證에 따르는 難點은 y_M 을 y_P 와 y_T 로 어떻게 分轄(decomposition)하는가 하는 방법이다. 本研究에서는 人的資本(human capital)理論에 根據하여 y_P 를 推計한 후 $\hat{y}_T = y_M - \hat{y}_P$ 을 이용하여 \hat{y}_T 을 구한다. 위의 세 가지 문제점에 대한 자세한 설명은 아래와 같다.

1. 標本選擇偏倚

標本選擇偏倚(Sample Selection Bias, SSB) 問題는 根本的으로 標本에 선택된 成員의 특

성이 標本選擇에서 제외된 成員(member)의 特性에 비하여 體系的(systematically)으로 異質的(heterogeneous) 特性을 지니고 있는가를 고려하는 방법이라 할 수 있다³⁾. 標本센서링 問題는 Tobin(1958)이 제안한 Tobit(Tobin's probit)를 시초로 하여 Amemiya(1973), Gronau(1974), Heckman(1976) 등에 의하여 발전되어 왔다⁴⁾.

Heckman의 記法을 따라 SSB의 特性을 설명하면 다음과 같다. N 명의 母集團을 대상으로 하여 다음의 두 式이 定式化되었다고 假定하자.

$$Y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + U_{1i} \dots (2)$$

$$Y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + U_{2i} \dots (3)$$

$$(i=1, 2, \dots, N).$$

本研究의 예를 들어 Y_{1i} 는 賃貸料를 나타내며, Y_{2i} 는 住宅의 占有形態(housing tenure)를 나타낸다고 하자. 論議의 편의를 위하여 式(2)와 (3)은 각기 最小自乘法(OLS) 推定을 위한 統計的 조건들을 충족시킨다고 假定하자. 이 경우 母集團의 일부 成員의 Y_{1i} 가 標本에 選擇되지 않아 관측되지 않았다고 하면, 즉 自家所有家口の 賃貸料 母集團을 기준으로 式(2)를 推定할 때,

$$E(Y_{1i} | X_{1i}) = X_{1i}\beta_1 \dots \dots \dots (4)$$

가 成立하나, Y_{1i} 가 관측된 資料만 사용하는 標本에서는

$$E(Y_{1i} | X_{1i}, \phi) = X_{1i}\beta_1 + E(U_{1i} | \phi) \dots (5)$$

의 條件式이 성립될 것이다. 여기서 ϕ 는 標本選擇基準을 나타낸다. 式(5)에서 Y_{1i} 의 관측이 Y_{2i} 의 數值에 의하여 결정된다고 가정하자. 즉

3) 本研究의 論議는 標本센서링 問題에 국한하며, 이보다 더 포괄적인 標本截頭(sample truncation) 問題는 다루지 않는다. 前者는 本研究에서와 같이 母集團의 일부 成員의 特殊變數들에 대한 資料가 蒐集되지 않는 경우이며, 後者는 일부 成員이 標本選擇過程에서 빠져 이들에 대한 資料가 전혀 蒐集되지 않는 경우를 뜻한다. 예를 들면 母集團中 所得水準이 어느 정도 이하인 成員에 대한 서베이(survey)를 하였을 경우가 後者에 해당된다. 이에 대한 자세한 論議는 Amemiya(1973) 參照.

4) 한정된 從屬變數(limited dependent variable)와 定性變數(qualitative variable)의 사용에 따르는 計量經濟學的 論議는 Maddala(1983) 參照.

Y_2 가 標本選擇基準(ϕ)의 역할을 하여 $Y_2 \geq 0$ 이면 Y_1 이 관측되고 $Y_2 < 0$ 이면 Y_1 이 관측되지 않는다고 하자. 예를 들면 借家의 경우 $Y_2 = 1$, 自家所有의 경우 $Y_2 = 0$ 에 해당된다. 일반적으로,

$$E(U_{1i} | X_{1i}, \phi) = E(U_{1i} | X_{1i}, Y_{2i} \geq 0) \\ = E(U_{1i} | X_{1i}, U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) \dots \dots \dots (6)$$

式(2)와 (3)에서 $E(U_{1i} | U_{2i}) = 0$ 가 성립하면, Y_1 이 관측되지 않은 成員이 Y_2 와 무관하게 無作為(randomly)로 제외되었을 경우와 동일한 효과를 나타내므로 式(6)의 U_{1i} 의 條件附平均値(conditional mean)는 零인 것이다. 일반적인 경우, 零이 아니라면 標本內에서의 回歸式은 다음과 같이 表示된다.

$$E(Y_{1i} | X_{1i}, Y_{2i} \geq 0) \\ = X_{1i}\beta_1 + E(U_{1i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) \dots (7)$$

式(2)와 式(7)을 비교하여 보면, 式(7)의 마지막 項이 式(2)에 빠져 있음을 알 수 있다. 따라서 標本에서 蒐集된 자료를 이용하여 式(2)를 推定할 경우, 傳統的인 省略變數(omitted variable)의 問題가 惹起되어 式(2)를 사용하여 推定된 係數들이 偏倚되어 있음을 알 수 있다. 이러한 偏倚는 U_{1i} 와 U_{2i} 의 相關關係에서 緣由하는 것이다.

이 偏倚를 고려하기 위한 Heckman의 방법은 다음과 같다. U_{1i} 와 U_{2i} 의 結合密度(joint density)函數인 $h(U_{1i}, U_{2i})$ 가 二變量正規分布(bivariate normal density)를 갖는다고 假定하면 Johnson-Kotz(1972)의 결과에 따라 아래와 같은 關係를 얻을 수 있다⁵⁾.

$$E(U_{1i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) = -\frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_i \dots (8)$$

$$E(U_{2i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) = \frac{\sigma_{22}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_i \dots (9)$$

$$Z_i = -\frac{X_{2i}\beta_2}{(\sigma_{22})^{1/2}} \text{라 할 때,}$$

$$\lambda_i = \frac{f(Z_i)}{1 - F(Z_i)} = \frac{f(Z_i)}{F(-Z_i)} \dots \dots \dots (10)$$

로 나타내어진다. $f(\cdot)$ 과 $F(\cdot)$ 는 자기 標準正規變量(standard normal variate)의 確率密度函數(probability density function)와 分布函數(distribution function)를 나타낸다⁶⁾.

式(7)~(10)을 綜合하여 Heckman의 방법을 要約하면 式(10)에서 λ_i 를 推定하여 이를 式(8), 따라서 式(7)에 代入하는 것이라 할 수 있다. 즉 이 방법은 二段階推定(two-stage estimation)방법으로서, 第一段階에서는 X_{2i} 에 관한 (式(3)의) 資料를 이용하여 프로빗(probit) 推定方法으로 $Y_{2i} \geq 0$ 의 確率을 推定하는 것이다. 여기에서 推定되는 係數가 $\beta_2 / (\sigma_{22})^{1/2}$ 를 나타내는데, 이를 이용하면 Z_i 를 구할 수 있으며 따라서 式(10)에서 λ_i 를 推計할 수 있는 것이다. 第二段階는 λ_i 를 式(7)에 포함시켜 Y_{1i} 를 推計하면 省略變數의 問題가 해결되어 推定된 係數들의 一致性(consistency)이 保障되는 것이다⁷⁾. 이러한 과정을 거쳐 결과적으로 式(7)의 마지막 項인 $E(U_{1i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2)$ 의 條件附期待値를 零으로 만들어 式(7)을 傳

5) pp. 112~113 參照.

6) λ_i 는 Mill's ratio의 逆을 나타낸다. 이는 각 成員이 標本에 選擇될 確率에 逆比例한다.

7) Heckman方法에 대한 자세한 論議는 Heckman(1976) 參照. 本論文에서 설명된 방법은 OLS를 基準으로 하였으나 GLS方法으로도 應用될 수 있음. Heckman(1976)에 의하면 GLS方法은 컴퓨터時間(computer time)을 많이 요구해 실질적으로 使用價値가 없다고 밝히고 있으며, 더우기 GLS推定値도 漸近的으로 有效性이 없으므로(not asymptotically efficient) OLS方法의 使用을 제안하고 있음.

統的 OLS方法으로 推定可能케 하는 것이다.

2. 特性勘案價格指數

特性勘案價格指數 (Hedonic Price Index, HPI)의 문제는 同質性이 결여된 耐久消費財의 價格指數를 推定할 때 惹起되는 문제로서 同一商品의 質的 차이를 고려하는 방법이다⁸⁾. 本研究의 경우 前述한 바와 같이 賃貸住居서비스의 單位當 價格指數(p)는 관측되지 않고 賃貸料($R=p \times Q$)만 관측된다. HPI를 推計하는 방법은 R 의 函數式을 定式化한 후 p 에 決定的 영향을 미치는 變數들로 構成된 標準住居서비스單位 (standardized unit of housing services)의 價格指數를 推計하는 것이다. 즉,

$$R_i = \alpha_0 + \sum_k \beta_k A_{ki} + \sum_l \gamma_l B_{li} + U_i \quad (i=1, \dots, N) \dots\dots\dots(11)$$

여기서 A 는 賃貸者의 特性, B 는 住居與件의 特性을 나타내는 變數들의 「벡터」이다. 다시 말하면, R 은 A 와 B 의 函數로 定式化되며 A 는 教育水準, 年齡 및 家口員數 등 賃貸料負擔能力을 나타내는 變數들이고, B 는 부엌·化粧室等 住宅의 附帶施設과 住宅의 周邊與件을 표시하는 變數들로 구성된다.

式(11)에서 B 의 變數들이 p 를 결정하는 變

數들이므로 $\hat{p}_i = \sum_l \gamma_l B_{li}$ 를 사용하여 p 의 豫測值을 推計한다. 式(11)에 A 를 포함시키는 것에 대하여 설명하면 다음과 같다. 賃貸料 決定過程은 다른 財貨서비스의 價格決定過程과 달라 賃貸料 策定에 프리미엄(premium)이나 할인(discount)이 따르게 되는 경우가 많다. 더우기 同一住宅에 장기간 居住하는 경우에는 상대적으로 낮은 賃貸료를 지불하는 것이 가능하며 또한 負擔能力에 따라 下向調整되기도 한다. 이러한 行態를 반영할 수 있는 資料들을 실제로 入手하는 것은 어려우며, 따라서 本研究에서는 A 의 變數들을 住宅需要函數에 포함시키는 대신 R 의 推定에 사용하여 p 의 예측을 적절히 하도록 하였다. 다른 중요한 점은 R 의 決定行態가 市場에 따라 상이한 패턴(pattern)을 보일 수 있다는 점이다. 즉 동일한 住宅에 대한 賃貸料 決定方法이 서울의 경우와 地方都市의 경우 판이할 수 있다는 것이다. 따라서 R 은 可能限 한 市場을 세분하여 推定해야 p 의 豫測值 \hat{p} 의 誤差를 줄일 수 있는 것이다. $\hat{Q} = R/\hat{p}$ 에 의하여 賃貸住居서비스의 需要量이 정하여진다⁹⁾.

3. 恒常所得假說

耐久消費財의 需要에 計測된 家計所得(y_M)과 恒常所得(y_P) 중 어느 所得變數의 영향이 더 큰가는 Friedman(1957) 이후 經濟學界에서 오랫동안 論議되었던 課題이다. 이 問題는 臨時所得(y_T)의 耐久消費財 需要效果分析으로 歸結된다고 볼 수 있다. 本研究은 다음 두 이유에서 y_T 가 \hat{Q} 에 正의 效果를 미친다는 假說을 세우고 이를 檢證하고자 한다.

첫째, 우리나라와 같이 住宅金融市場機能이

8) 特性勘案價格指數에 관한 포괄적 논의는 Griliches (1971) 및 Rosen(1974) 參照. 特性勘案賃金指數에 관한 論議는 Lucas(1977) 參照.

9) Goodman and Gawai(1984)는 Box-Cox(1964)의 函數形態設定을 위한 檢證方法을 美國의 資料를 이용하여 試圖하였다. 즉 式(11)에서 從屬變數의 形態를 R 이 아닌 $(R_i^{\delta}-1)/\delta$ 로 變形시켜 δ 의 값을 구한 후 方程式을 推定하는 것이다. $\delta=1$ 이면 式(11)은 線型函數, $\delta=0$ 이면 로그-線型函數(log-linear)로 推定可能하나, 美國 都市資料를 사용한 결과 δ 의 값은 대부분 0과 1 사이로 推定되어 일반적으로 通用되는 로그-線型函數의 不適合함을 지적하였다.

불완전할 경우 恒時的으로 기대되는 y_P 의 에도 y_T 의 變換이 住宅需要에 일반적으로 영향을 미치리라 思料된다. 예를 들어 資本市場이 불완전할 경우, 消費者는 一生週期(life-cycle) 동안 기대되는 所得의 흐름(expected income streams)에 相應하는 資金을 金融市場에서 借入할 수 없을 것이다. 둘째, 더욱 중요한 이유는 本研究에서와 같이 需要의 對象財貨가 住宅이 아닌 住居서비스라는 면에서 y_T 의 聯關性은 더욱 커지리라 기대된다. 즉 「플로우」(flow)概念의 서비스需要는 상대적인 의미에서 「스톡」(stock)概念인 住宅에 비하여 購買行爲가 더욱 짧은 기간 안에 이루어지기 때문이다. 後者の 購買는 다시 말해서 投資의 효과를 지니고 있으나 前者의 需要는 一般的 消費財購買 行爲에 더 가깝다고 볼 수 있다.

y_M 을 y_P 와 y_T 로 分轄하는 방법은 다음과 같다.

$$y_{Mi} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m c_j H_{ji} + \sum_{j=1}^n d_j N_{ji} + V_i$$

$$(i=1, \dots, N) \dots \dots \dots (12)$$

여기서 H_j 는 人的資本을 나타내는 變數들, 즉 教育水準 및 年齡을, N_j 는 非人的資本을 나타내는 統制變數(control variable)들이며, V 는 殘餘項이다. 위의 式(12)에서 y_{Mi} 의 豫測

10) y_P 와 人的資本變數들의 相關關係에 대한 理論的 說明은 다음과 같다. $y_P = f(N, NH)$ 에서 (H 는 人的資本, NH 는 非人的資本變數의 「벡터」), H 는 근본적으로 一生동안 기대되는 勤勞所得의 割引된 현재 所得水準을 뜻한다. 즉 $H = \int_0^a e^{-r(t-a)} w_t dt$, 여기서 a 는 연령, a 는 退職時 연령, r 는 割引率, w_t 는 t 時點에서의 勤勞所得을 나타낸다. 勤勞所得의 年間成長率을 g 라고 하면 $w_t = w_a e^{gt}$ 로 쓸 수 있으며 $H = w_a \int_0^a e^{-(r-g)(t-a)} dt$ 가 된다. 여기서 w_a 는 t 時點까지 축적된 教育(E) 및 社會經驗(a 로 代表됨)의 函數로 표시되어 $w_a = k(E, a, X)$, 따라서 $y_P = f(E, a, NH)$ 로 定式化되는 것이다.

值가 y_P 의 推計值로 사용되며, y_T 는 V_i 로 나타난다고 볼 수 있다. 다시 말해서, 體系的으로 기대되는 所得, \hat{y}_M 은 y_P 의 개념과 相應하며 非正規的인 所得部分인 $y_M - \hat{y}_M$ 은 y_T 의 定義와 일치한다고 볼 수 있는 것이다¹⁰.

本研究의 假說이 타당할 경우, Q 의 推定에 y_T 가 포함되어 있지 않으면 Q 函數의 定式化가 完全하지 않아 推計된 係數는 偏倚되었다고 볼 수 있다. 그러나 y_P 와 y_T 는 서로 直交(orthogonal)의 관계에 있으므로 y_T 의 생략이 推定된 y_P 의 係數를 偏倚시키지는 않으나 Q 函數의 전체적 說明力(overall explanatory power)이 낮아질 것이고, 또한 推定된 나머지 變數들의 係數가 偏倚될 것이다.

4. 賃貸住居서비스函數

前述한 세 가지 問題點들을 勘案하여 式(1)을 線型으로 定式化하면 다음과 같다.

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 y_P + \alpha_2 y_T + \alpha_3 p$$

$$+ \sum_{j=1}^n \alpha_j X_j + \alpha_{n+1} \lambda + U \dots \dots \dots (14)$$

다음 章은 式(14)의 實證的 推定過程과 結果를 論議하며 第IV章은 實證結果를 土臺로 政策시뮬레이션(policy simulation)分析을 提示한다.

III. 實證分析 結果

本研究의 實證分析에서는 1982年 여름을 基準으로 國土開發研究院과 世界銀行이 共同調

査한 「住宅市場 및 需要調査」의 資料를 사용하였다. 同調査는 全國의 都市家口를 母集團으로 하였으며, 標本은 4,850個의 家口로 構成되어 있다. 上記 調査의 特徵은 다른 調査資料에 비하여 年齡, 家計所得等 家口主의 特性 및 住宅附帶施設, 周邊環境等 住居與件에 관한 變數들이 包括적으로 蒐集되었다는 데 있다¹¹⁾.

1. 變數의 說明 및 記述統計值

上記 標本에 포함되어 있는 都市家口를 借家家口와 自家家口로 구분하여 이들 家口들의 主要 特性들이 <表 1>에 비교되어 있다¹²⁾. 表에 포함된 變數들의 定義는 다음과 같다.

y_M =家計所得, AGE =家口主年齡, $SEX=1$ 男性家口主, $MAR=1$ 既婚家口主, $NFAM$ =家口員數, $EDUC1$ =家口主 學歷이 中卒 以下, $EDUC2$ =家口主 學歷이 高卒, $EDUC3$ =家口主 學歷이 大在 이상, NRM =家口의 專用使用房數, $ENV=(1, 2, 3, 4, 5)$ 住宅狀態에 대한 家口主의 上向性 主觀的 評價尺度(scale), $DEV=1$ 住宅의 周邊地域이 既開發, $KITC=1$ 부엌施設이 現代式, $TOIL=1$ 化粧室 施設이 水洗式, $BATH=1$ 沐浴施設具備, $WATR$ 및 $SEWR$ 은 (1, 2, 3)의 척도로서 잘 되어 있음과 잘 안 되어 있음 및 전혀 안되어 있음을 나타내는 指數이다. 定性變數의 경우 上記 說明에 該當되지 않는 경우는 0이 주어졌다.

<表 1> 住宅占有形態別 家口 및 住居與件 特性¹⁾

	自 家 (N=3218)			借 家 (N=1473)		
	平 均	標準偏差	變異係數	平 均	標準偏差	變異係數
y_M (萬원)	47.5	51.7	1.09	34.9	39.1	1.12
AGE (歲)	47.0	10.1	0.21	39.9	9.7	0.24
SEX (%)	94.1	23.6	0.25	94.9	21.9	0.23
MAR (%)	93.0	25.5	0.27	93.9	24.0	0.26
$NFAM$ (名)	5.3	1.5	0.28	4.4	1.4	0.32
$EDUC1$ (%)	32.7	46.9	1.43	36.8	48.2	1.31
$EDUC2$ (%)	32.8	32.8	1.00	42.3	49.4	1.17
$EDUC3$ (%)	34.5	47.5	1.38	20.7	40.5	1.96
NRM	3.0	1.2	0.40	1.8	0.9	0.50
ENV	3.3	0.9	0.27	2.8	0.8	0.29
DEV (%)	62.8	48.3	0.77	62.3	48.5	0.78
$KITC$ (%)	46.8	49.9	1.07	25.1	43.4	1.73
$TOIL$ (%)	42.5	49.5	1.16	33.1	47.1	1.42
$BATH$ (%)	63.8	48.1	0.75	32.9	47.0	1.43
$WATR$	2.9	0.3	0.10	1.3	0.5	0.38
$SEWR$	2.9	0.3	0.10	1.2	0.4	0.33

註: 1) 變數의 定義는 本文 參照.

11) 本調査 資料에 대한 자세한 설명은 Kim(1983) 參照.

12) 標本家口 중에서 <表 1>에 사용된 變數 중 한 變數라도 應答하지 않는 家口는 回歸方程式 推定에서 제외되었으므로 <表 1>의 標本數는 전체 標本數의 97%만을 포함하고 있음.

위 變數들의 記述統計值(descriptive statistics)를 보면, 借家家口는 自家家口에 비하여 다음과 같은 특성을 갖는 것으로 나타났다¹³⁾. 우선 月平均 家計所得이 自家의 73%로서 12.6萬원이 낮고, 家口主의 年齡이 7歲나 적게 나타났다. 또한 教育水準도 低學歷履修家口主의 비율이 높게 나타났고(高卒 이하의 비율이 79.3% 對 65.5%), 家口員數도 平均 1名이 적은 것으로(5.3人 對 4.4人) 나타났다. 한편 住居與件을 비교해 보면, 借家家口의 使用房數는 平均 1.8個로 自家家口(3.0個)에 비하여 적을 뿐 아니라 住宅의 諸般附帶施設도 一律的으로 劣惡한 狀態에 있음을 알 수 있다¹⁴⁾.

각 變數들의 變異係數(coefficient of variation)들을 비교하여 보면¹⁵⁾, 家口特性을 나타내는 變數들은 自家와 借家家口 사이에 큰 차이가 없으나, 住宅의 附帶施設을 나타내는 變

數들은 借家の 變異係數가 自家家口의 變異係數보다 상대적으로 더 커다란 數值를 보이고 있다. 이는 住宅의 質的與件이 自家住宅의 경우에 비하여 借家の 경우가 훨씬 多樣하다는 것을 나타낸다. 즉 상대적 의미에서 自家의 경우는 住宅의 基本的 施設을 갖추고 있으나 借家の 경우는 施設具備의 分布가 더 넓게 퍼져 있음을 뜻하는 것이다.

2. 借家 및 自家家口 特性比較의 統計的 檢證

借家の 家口 및 住居與件上의 特性이 自家家口의 特性과 統計的으로 有意性있는 차이점이 있는가를 檢證하기 위하여 <表 1>에 포함된 變數들을 사용하여 Probit分析을 하였다. 從屬變數(Y_2)는 定性變數로서 借家이면 $Y_2=1$, 自家이면 $Y_2=0$ 이라 하고 獨立變數 및 推定係數의 「벡터」를 각기 X_2 와 β_2 로 表示하면 다음의 關係式이 成立한다.

$$Y_2=1 \text{ if } X_2\beta_2 \geq U \dots\dots\dots(15)$$

$$Y_2=0 \text{ if } X_2\beta_2 < U \dots\dots\dots(16)$$

여기서 分界點(threshold)인 U 는 觀측이 되지 않는다. 따라서 U 가 正規分布를 갖는다는 假定下에 $X_2\beta_2$ 와 U 를 각기 U 의 分散인 σ 로 標準化(standardize)시켜 $X_2\beta_2^*$ 및 U^* 로 表示하면¹⁶⁾,

$$\begin{aligned} P_i &= \text{Prob}(Y_2=1) = \text{Prob}(X_2\beta_2^* \geq U^*) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{X_2\beta_2^*} e^{-U^{*2}/2} dU^* \\ &= F(X_2\beta_2^*) \dots\dots\dots(17) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 1 - P_i &= \text{Prob}(Y_2=0) = \text{Prob}(X_2\beta_2^* < U^*) \\ &= 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{X_2\beta_2^*} e^{-U^{*2}/2} dU^* \end{aligned}$$

13) <表 1>에 提示된 統計値는 本標本에서의 自家 및 借家家口의 特性比較에는 有效하나 이 特性들이 우리나라 全都市家口의 特性을 적절히 代表한다고 볼 수는 없다. 이는 本標本の 成員에 加重值(sampling weight)가 주어지지 않아 一變量統計值(univariate statistics)의 代表性(representativeness)이 결여되기 때문이다. 그러나 多變量回歸分析(multivariate regression analysis)에서의 標本加重值의 역할에 대해서는 統計學界에서 아직 定說이 確立되어 있지 않다. 다시 말하면, 全家口의 現況을 나타내기 위해서는 각 家口의 代表性이 중요한 역할을 할 것이나, 각 家口의 行態分析(behavioral analysis)에서의 標本加重值의 意味는 아직 명확히 이해되지 않을 것이다. 이에 대한 자세한 論議는 Manski and Lerman(1977) 參照.

14) 自家와 借家家口의 特性(즉 平均值)이 統計的으로 차이가 있는가를 檢證하는 方法으로 t -檢定이 있으나, 本研究의 경우 自家와 借家가 獨立的으로 구분된 標本이 아니기에 t -檢定은 不適合하다고 思料된다. 즉 第 2 章에서 論議된 대로 標本選擇基準에 의하여 標本選擇과 非選擇이 同時에 決定되었기 때문에 두 小標本(subsample)이 서로 獨立性을 維持하지 않기 때문이다.

15) 變異係數=標準偏差/平均.

16) 標準化를 시키는 理由는 係數推定上의 스칼라(Scalar)問題를 解消시키기 위한이다. 즉 標準化를 시키지 않으면 $c\beta$ (c =scalar)의 무한한 倍數의 推定係數의 「벡터」가 가능한 解로 나올 수 있다.

$$= 1 - F(X_2\beta_2^*) \dots\dots\dots(18)$$

式(17)과 式(18)을 尤度函數(likelihood function), L (標本의 成員 N 을 $Y_2=1$ (n_1 名)과 $Y_2=0$ (n_2 名)으로 나란히 구분하여),

$$L = \text{Prob}(Y_{21}, Y_{22}, \dots, Y_{2N}) \\ = \prod_i^{n_1} P_i \prod_i^{n_2} (1 - P_i) \dots\dots\dots(19)$$

에 代入시켜 L 을 β_2^* 에 관하여 極大化시키는 最尤推定法(maximum likelihood estimation method)으로 推定한 Probit結果가 <表 2>에 提示되어 있다. 위 式의 推定은 두 가지 목적을 갖고 있다. 첫째는 前述한 借家와 自家의 特性區分의 統計的 有意性檢證이 그 目的이며, 둘째는 式(10)에서 論議한 λ 의 數值를 구하기 위함이다. 즉 式(15)와 式(16)은 式(3)과 동일한 意味를 갖고 있기에 <表 2>에 提示된 Probit函數의 確率密度函數와 分布函數를 사용하여 λ 의 數值를 式(10)에 의하여 구할 수 있는 것이다.

<表 2>의 結果를 보면, 借家家口는 自家家口에 비하여 家口特性 및 住居與件上 統計的으로 有意性있는 차이점을 나타내었다¹⁷⁾. 統計的 신뢰성을 기준으로 할 때, 다른 與件이 동일한 경우, 借家家口는 自家家口에 비하여 家口主일 確率이 限界의(marginally)으로나마 높으며, 大在 이상 教育履修 家口主일 確率에 비하여 中卒 이하 및 高卒學歷의 家口主일 確

率이 상대적으로 높으며, 家口員數는 더 적게 나타났다. 住居與件을 보면, 使用房數는 적고, 現代式 浴室施設을 갖춘 家口일 確率이 낮으며, 沐浴施設, 上·下水道施設의 與件이 상대적으로 나쁘며, 既開發된 地域에 居住할 確率이 낮게 나타났다¹⁸⁾. 위의 結果들은 記述

<表 2> 借家特性 分析을 위한 Probit 推定結果

變 數	推 定 係 數
常 數	2.7163** (0.20) ¹⁾
SEX	-0.0833 (0.14)
AGE	-0.0275** (0.002)
MAR	0.2401† (0.13)
EDUC 1	0.1383* (0.06)
EDUC 2	0.1086† (0.06)
NFAM	-0.0952** (0.02)
NRM	-0.4864** (0.03)
KITC	-0.3583** (0.07)
TOIL	0.1953** (0.07)
BATH	-0.3215** (0.05)
WATR	-0.0773† (0.04)
SEWR	-0.0937† (0.05)
DEV	-0.1039* (0.05)
ENV	-0.0190 (0.03)
ln y _M	-0.0006 (0.01)
N(Y ₂ =1)	1,599
N(Y ₂ =0)	3,218
(-2) * log likelihood ratio	1,561.96

註: 1) 괄호 속의 數值는 標準誤差(standard error)를 나타냄.

* significant at 0.05, two-tailed test.

** significant at 0.01, two-tailed test.

† significant at 0.10, two-tailed test.

17) 本研究에서와 같이 定性變數를 從屬變數로 하는 模型에 線型確率推定法(linear probability estimation method)을 適用하는 것은 異分散(heteroskedasticity) 및 豫測된 確率值가 (0,1)에 限界(bounded)되지 않을 수 있다는 점에서 統計的으로 不適切하다. 이에 대한 자세한 論議는 Nerlove and Press(1973) 參照.

18) 住宅占有形態(自家, 傳賃, 月賃)와 家口特性 및 住居與件과의 자세한 相關關係 分析은 金仲秀(1984) 參照.

統計値에서 각 變數들의 平均値의 비교와 비슷한 현상을 나타냈다고 볼 수 있다. 그러나 記述統計値와는 달리, 다른 條件이 동일할 경우, 水洗式 化粧室을 구비한 家口가 借家일 確率이 自家일 確率보다 높은 반면, 家計所得에는 借家와 自家사이의 중요한 차이점이 나타나질 않았다¹⁹⁾. 특히 後者의 이유는 多變量分析(multivariate analysis)에서 所得水準을 결정하는 主要因들인 教育 및 年齡變數들의 포함에 起因한다고 볼 수 있다²⁰⁾.

3. 賃貸料과 家計所得水準

우리나라의 賃貸形態는 네 가지로 구분된다. 즉 傳賃, 保證附月賃, 朔月賃, 月賃이다.

朔月賃과 月賃의 경우는 每月 支給하는 賃貸料額의 推計가 용이하나, 傳賃나 保證附月賃의 경우에는 傳賃金이나 保證金에 대한 機會費用, 즉 歸屬賃料를 算定하여야 한다. 本研究에서는 實證分析에 사용된 資料와 同一期間에 蒐集된 經濟企劃院의 都市家計支出調査에서 推計된 機會費用의 利率(즉 傳賃評價額/傳賃金)인 月2%를 이용하여 歸屬賃料를 算定하였다²¹⁾.

〈表 3〉에 都市別 賃貸家口의 賃貸料 및 家計所得에 대한 統計値가 포함되어 있다. 特性 勘案價格指數에 대한 論議에서 지적하였듯이 賃貸料 및 住宅의 價格은 住宅市場에 따라 決定要因들의 상대적 영향이 서로 다를 것이다. 따라서 賃貸家口의 標本을 都市別로 細分하였

〈表 3〉 都市別 賃貸料 및 家計所得

(단위 : 萬원)

	서울 (N=444)	安養·富川 (N=143)	釜山 (N=235)	大邱 (N=101)	光州 (N=170)	大田 (N=134)	全州 (N=112)	江陵·麗水·蔚山 (N=134)
賃貸料								
平均	8.32 (100.0)	6.77 (81.4)	5.95 (71.5)	5.02 (60.3)	7.29 (87.6)	4.81 (57.8)	5.51 (66.2)	4.57 (54.9)
標準偏差	7.92	6.35	4.94	5.16	7.39	2.84	4.87	4.16
變異係數	0.95	0.94	0.83	1.03	1.01	0.59	0.88	0.91
家計所得								
平均	36.81 (100.0)	32.28 (87.7)	34.91 (94.8)	36.06 (98.0)	35.86 (97.4)	28.67 (77.9)	28.32 (76.9)	28.76 (78.1)
標準偏差	25.12	19.00	21.99	40.50	71.16	16.46	20.89	14.47
變異係數	0.68	0.59	0.63	1.12	1.98	0.57	0.74	0.50
總賃貸料/總家計所得	0.226	0.210	0.170	0.139	0.203	0.168	0.195	0.159

19) TOIL係數의 符號는 期待와는 반대되는 正의 값을 나타내었다. 이 係數에 대한 한 가지 가능한 解釋은 다음과 같다. TOIL 한 變數만을 보면 〈表 1〉에서의 값이 自家의 경우가 借家の 경우보다 水洗式施設을 갖춘 比率이 훨씬 높게 나타났다. 그러나 多變量分析에서 다른 條件이 동일하다는 假定 때문에 借家の 한정된 比率과 대부분의 自家가 비교될 수 있는 것이다. 예를 들면, 現代式 부엌施設의 具備된 條件을 놓고 볼 때, 借家の 경우는 오히려 現代式아파트에 居住하는 家口만 對象이 되나 自家는 보다 포괄적으로 포함될 경우, 이러한 제한된 家口 사이에서의 비교에서는 水洗式 化粧室의 比率은 오히려 借家 쪽에 높게 나타날 수도 있는 것이다.

20) Probit模型에서 推定된 係數는 正規分布變數(normally distributed variable)의 標準偏差의 變化量을 나타낸다. 따라서 〈表 2〉의 係數를 이용하여 式(3)의 $X\beta$ 의 값을 구한 후, 이에 相應하는 標準正規分布의 값이(正規分布表에서 구함) 借家確率豫測值의 값이다.

21) 機會費用割引率은 個人別로 資金可用源에 따라 다를 것이나 이를 推計하는 것은 실제로 불가능하여 標本の 모든 成員에 同一利率을 適用하였다. 經濟企劃院의 都市家計調査結果에 의하면 利率(傳賃評價額/傳賃金×100)은 所得水準別이나 傳賃金額別에 따라 커다란 차이가 없게 나타났다. 일반적으로 機會費用의 利率은 私債利率에 接近한다

다.

月平均 賃貸料의 分布를 보면 都市別로 懸隔한 차이가 있음을 알 수 있다. 서울의 경우 月平均 賃貸料는 8.3萬원에 이르고 있으나 地方都市의 경우에는 이의 55% 수준인 4.6萬원으로 나타났다. 한편 각 都市內에서의 賃貸料 分布를 보면 賃貸料 수준이 他都市에 비하여 낮은 大田을 제외하고는 모두 넓은 分布를 보이고 있다. 즉 變異係數가 거의 1에 접근하는 數値를 나타낸 것은 都市內에서 賃貸料 隔差가 심화되어 있는 것을 나타내 賃貸住宅의 異質的 特性을 간접적으로 반영하고 있다고 볼 수 있는 것이다.

賃貸料負擔能力을 나타내는 家計所得水準의 分布는 賃貸料水準의 分布와 正의 關係를 보이고 있으나, 都市間 隔差는 賃貸料의 경우보다 적게 나타났다. 즉 서울의 平均 家計所得 36.8萬원을 100으로 하였을 때, 가장 낮은 家計所得을 가진 都市의 指數도 77에 달하여 이에 相應하는 賃貸料指數 55보다 높은 것이다. 都市內에서의 賃貸家口의 家計所得 分布는 賃貸料의 分布에 비하여 光州市를 제외하고는 分散度가 적게 나타났다. 家計所得의 變異係數가 賃貸料의 變異係數보다 적다는 것이 이를 立證하고 있다.

總家計所得에 대한 總賃貸料의 都市別 比率을 보면 서울의 경우가 其他 都市의 比率보다 높게 나타났다. 이 比率은 각 家口의 賃貸料/

家計所得의 比率을 家計所得水準을 加重値로 사용한 加重平均値로서 각 都市別 賃貸料에 대한 資金循環의 상태를 나타낸다고 볼 수 있다. 서울의 경우, 이 比率이 가장 높아 所得額의 23%가 賃貸料로 支出되고 있으며 이 比率이 가장 낮은 都市는 大邱로 14%에 불과한 것으로 나타났다. 위와 같은 都市間 賃貸料水準(所得水準에 對比한)의 隔差는 賃貸住居서비스에 대한 量的·質的(價格) 차이를 반영하는 것으로 다음에 論議되는 賃貸價格 推定時 市場別 分析의 필요성을 입증하는 것이라 볼 수 있다.

4. 特性勘案價格指數의 推定

式(11)의 住宅市場別(都市基準) 賃貸價格 方程式 推定結果가 <表 4>에 제시되어 있다. 本方程式 推定の 목적은 賃貸料 決定過程에 대한 설명보다는 前述한 바와 같이 *HPI*의 作成에 있다. 따라서 式(11)의 定式化는 賃貸서비스價格에 직접적 영향을 미치는 8個의 變數에 (즉 *NRM*, *KITC*, *TOIL*, *BATH*, *WATR*, *SEWR*, *TYPE*²²⁾, *DEV*) 人的資本 및 家口 特性을 나타내는 變數들로 구성되어 있다. 方程式 推定過程 및 結果에 대하여 要約하면 다음과 같다.

첫째, 從屬變數는 $\ln R$ 의 형태를 취하였다. 對數變形(log-transformation)을 취한 이유는 $\ln R$ 의 豫測值의 일부인 $\ln p$ 의 逆對數(anti-log)를 취할 때 p 의 豫測值가 負의 符號를 갖는 것을 防止할 수 있기 때문이었다. 둘째, 都市別 賃貸料 分布 分析에서 豫想하였듯이 $\ln R$ 推定式은 都市에 따라 상이한 結果를 나타내었다. 人的資本變數들은 賃貸料 負擔能力을

고 보고 있으며, 本研究에서 사용된 年 24%의 利子率은 上記 調査當時의(1982. 3/4分期) 韓國銀行推計 私債利子率인 年 27.5%에 近似한 數値인 것이다.

22) *TYPE*은 單獨住宅을 나타내는 變數이다. *TYPE*=1 單獨住宅, *TYPE*=0 아파트나 聯立 등 共同住宅, 이 變數가 4個의 都市에서 方程式에 포함되지 않은 理由는 *TYPE*과 다른 變數들 사이의 多重共線性(multicollinearity) 때문이었다.

반영하는 의미에서 賃貸料와 正의 關係가 기대
 되었다. 한편 *AGE*와 *EDUC 1* 및 *EDUC 2*의
 係數들은 기대된 대로 正의 係數와 負의 係數
 들을 각기 보여주었다²³⁾. 그러나 *AGE*의 係數
 는 統計的 有意性이 낮게 나타났으며, *EDUC 1*
 및 *EDUC 2*의 係數도 서울의 경우에만 統計

〈表 4〉 都市別 特性勘案價格指數(hedonic price index) 推計를 위한 賃貸料 推定式

	서울	安養·富川	釜山	大邱	光州	大田	全州	江陵·麗水·蔚山
常數	0.5348 (1.38) [†]	1.6734 (1.48)	0.6633 (1.16)	0.1482 (0.09)	-0.5204 (-0.52)	-0.7845 (-0.66)	-1.7804 [†] (-1.71)	0.4538 (0.47)
<i>AGE</i>	0.0001 (0.18)	0.0013 (0.12)	0.0015 (0.23)	0.0015 (0.07)	0.0158 (1.12)	0.0028 (0.26)	-0.0046 (-0.37)	0.0108 (0.83)
<i>EDUC 1</i>	-0.2709** (-3.41)	-0.1959 (-1.12)	-0.1374 (-1.23)	-0.2841 (-1.05)	-0.1503 (-0.77)	-0.5114** (-2.96)	-0.2380 (-1.10)	-0.2387 (-1.35)
<i>EDUC 2</i>	-0.1886** (-2.72)	-0.0530 (-0.35)	0.0011 (0.01)	-0.1787 (-0.64)	-0.1031 (-0.53)	-0.0698 (-0.46)	-0.1595 (-0.70)	-0.1476 (-0.99)
<i>NFAM</i>	0.0281 (1.13)	0.1296* (2.38)	0.0461 (1.27)	0.0518 (0.62)	0.0950 (1.63)	0.0400 (0.72)	-0.0975 [†] (-1.82)	0.0386 (0.64)
<i>NRM</i>	0.2742** (3.04)	-0.0033 (-0.02)	0.2286 [†] (1.78)	-0.2332 (-0.69)	0.3179 (1.60)	-0.0821 (-0.43)	0.1608 (0.64)	0.4260* (2.08)
<i>KITC</i>	0.3127 [†] (1.71)	-2.3790** (-3.83)	-0.8075* (-2.14)	0.3255 (0.37)	0.1722 (0.36)	1.5646* (2.40)	-0.4921 (-1.26)	0.2044 (0.34)
<i>TOIL</i>	0.0490 (0.49)	0.7406 (1.14)	-0.0295 (-0.18)	0.6111 (0.69)	-0.0663 (-0.22)	0.2746 (0.43)	0.4786** (3.09)	0.4207** (2.76)
<i>BATH</i>	0.1012 (1.22)	0.4081* (2.27)	0.3798** (3.27)	0.1282 (0.48)	0.4332* (2.14)	0.1434 (0.86)	-0.1765 (-0.78)	0.4295* (2.10)
<i>WATR</i>	0.1034 (1.43)	-0.2052 (-1.37)	0.0540 (0.58)	0.0807 (0.42)	0.0741 (0.41)	0.0461 (0.26)	0.4638 [†] (1.95)	-0.1344 (-1.06)
<i>SEWR</i>	-0.0639 (-0.69)	0.3916 [†] (1.69)	0.2497** (2.66)	0.0363 (0.14)	0.1650 (0.83)	-0.1243 (-0.71)	0.5916* (2.44)	-0.1585 (-1.29)
<i>TYPE</i>	—	—	—	-0.4495* (-1.99)	-0.7630** (-4.80)	-0.2799 [†] (-1.86)	-0.5038** (-3.36)	—
<i>DEV</i>	0.1087 [†] (1.89)	-0.1540 (-1.39)	0.0738 (0.97)	-0.2491 (-1.36)	0.0573 (0.37)	0.0990 (0.82)	0.0992 (0.62)	0.1211 (1.03)
<i>ENV</i>	0.0858* (2.45)	0.1788** (2.73)	0.0816 [†] (1.89)	0.0817 (0.83)	0.1556 (1.37)	0.1416 [†] (1.68)	0.1889* (2.08)	0.1224 (1.40)
λ	0.0840 (0.35)	0.0948 (0.17)	-0.1287 (-0.39)	0.6102 (0.63)	-0.5437 (-0.87)	0.4751 (0.91)	0.6590 (0.98)	-0.7738 (-1.28)
<i>R</i> ²	0.3891	0.3803	0.3571	0.1958	0.2990	0.2952	0.5964	0.2767
<i>SSE</i>	116.04	46.52	58.75	58.01	100.63	44.10	35.00	35.63
<i>N</i>	444	143	235	101	170	134	112	134

註: 1) 괄호 속의 數値는 *t*-統計值를 나타냄.
 * significant at 0.05, two-tailed test.
 ** significant at 0.01, two-tailed test.
 † significant at 0.10, two-tailed test.

23) 全州市의 경우 *AGE*變數의 係數가 例外的으로 負의 符號를 나타내었으나 係數의 統計的 有意性은 아주 낮게 나타났다.
EDUC 1 및 *EDUC 2*의 경우 *EDUC 3*이 비교의 대상이 되는 省略變數이므로 負의 係數들이 기대되는 符號들이다.

的 有意性이 높게 나타났다. 推定된 *NFAM* 係數의 符號는 다음과 같이 解釋할 수 있다. 賃貸需要者 立場에서는 동일한 與件의 住宅을 사용할 경우 家口員數가 많을수록 높은 賃貸料를 支拂할 意향이 있으며, 供給者의 側面에 선 많은 사람이 사용할수록 住宅의 減價償却이 높아진다는 의미에서 높은 賃貸料를 요구할 것이라는 理由 때문에 正의 係數를 기대할 수 있다. 全州市의 結果를 제외하고는 모두 正의 係數를 보여 기대되는 結果를 보였으나, 推定된 係數의 統計的 有意性은 높지 않게 나타났다. 世帯, 住居與件을 나타내는 變數들은 모두 *R*과 正의 關係가 기대된다. 예를 들면, 다른 與件이 동일할 경우, 使用房數가 많을수록 賃貸料는 높아질 것이라 기대되는 것이다. 統計的으로 有意性있게 나타난 係數들은 모두 正의 符號를 보였으나 統計的 有意性이 낮은 係數들의 符號는 正 또는 負로 나타났다. 이러한 現象들은 *KITC*, *TOIL*, *BATH*, *WATR* 및 *SEWR* 變數들에서도 共通的으로 일어났다²⁴. 네째, 위와 같은 傾向은 *DEV* 및

ENV 變數들에서도 나타났다. 既開發地域의 賃貸料가 未開發地域의 賃貸料보다 다른 여건이 동일할 경우 더 높게 나타났으며, 住宅狀態에 대한 賃貸者의 主觀的 評價가 높을수록 賃貸料는 높게 나타났다. 그러나 *DEV*의 경우 係數의 統計的 有意性은 一般的으로 낮게 나타났다²⁵.

〈表 4〉의 變數들 중에서 *p*에 직접적 영향을 미치는 前述한 8個 變數들의 推定된 係數들을 이용하여 $\ln \hat{p}_i = \sum_{j=1}^8 \hat{\beta}_j X_j$ 를 구하고 $\ln \hat{Q} = \ln R - \ln \hat{p}$ 의 關係에서 $\ln \hat{Q}$ 를 구하였다. 都市別 $\ln \hat{p}$ 및 $\ln \hat{Q}$ 의 推計值(逆對數值로 換算)가 〈表 5〉에 제시되어 있다²⁶.

賃貸料決定에 미치는 住宅價格 및 賃貸서비스 需要量의 相對的 寄與率을 의미하는 \hat{p} 및 \hat{Q} 은 都市別로 커다란 變化를 보이고 있다. 근본적으로 〈表 5〉에 提示된 \hat{p} 및 \hat{Q} 의 數値는 〈表 3〉의 賃貸料를 위의 두 要素의 寄與率로 구분한 것이다²⁷. 서울의 경우를 보면 賃貸家口의 賃貸料決定에 *Q*의 寄與率이 *p*의 寄與率보다 약 1.4倍(3.08/2.16) 정도 큰 것으로 나

〈表 5〉 都市別 特性勘案價格指數 및 賃貸住居 서비스 需要量

		서울	安養·富川	釜山	大邱	光州	大田	全州	江陵·麗水·蔚山
價格指數	平均	2.16	0.72	2.13	0.75	3.62	1.25	3.40	1.95
	標準偏差	1.42	2.24	1.45	1.56	1.69	2.23	1.56	1.86
	變異係數	0.66	3.11	0.68	2.08	0.47	1.78	0.46	0.95
賃貸之住居需要量	平均	3.08	7.19	2.27	5.05	1.37	3.18	1.16	1.89
	標準偏差	1.70	3.40	2.01	2.30	2.48	2.52	2.89	1.99
	變異係數	0.55	0.47	0.89	0.46	1.81	0.79	2.49	1.05

24) 例外的으로 安養·富川 및 釜山直制市の 경우 *KITC*係數는 기대와는 반대인 統計的으로 有意性있는 負의 係數를 보였다.

25) *TYPE*變數는 統計的으로 有意性있는 負의 係數를 보였다. 이는 다른 與件이 동일할 경우 現代式아파트나 聯立住宅의 賃貸料가 낮다는 것을 意味한다고 볼 수 있다.

26) $\ln \hat{p}$ 및 $\ln \hat{Q}$ 의 로그數値를 逆對數로 換算하였으므로 〈表 5〉에 나타난 平均値는 算術平均이 아닌 幾何平均을 나타내고 있다.

27) 구체적으로 예를 들면, 〈表 3〉에서 서울의 賃貸料 算術平均値인 8.32에 相應하는 幾何平均의 로그數値는 1.89로 計算되었다. 〈表 5〉에 제시된 \hat{p} 및 \hat{Q} 의 로그數値를 합하면, $\ln(2.16) + \ln(3.08) = 1.89$ 의 關係가 成立하는 것이다.

타났다. 이 결과를 해석하면, 住宅의 質(p)에 따라 차이가 나타나는 賃貸料의 變化率보다는 住宅의 量(Q), 즉 住宅의 面積에 따른 賃貸料의 차이가 더 심하다는 것을 뜻하는 것이다. 이러한 현상이 극심하게 나타난 곳이 서울 近郊地域이었으며, 大邱 및 大田도 이와 비슷한 傾向을 나타내었다. 한편 光州와 全州에서는 이와는 반대의 현상인 Q 보다는 p 의 영향이 상대적으로 크게 나타났으며 釜山 및 其他都市에서는 p 와 Q 의 영향이 거의 비슷하게 나타나 두 變數의 代替性を 보여주고 있다.

위와 같은 현상은 다음과 같이 설명될 수 있다. 서울 近郊와 光州, 全州를 비교할 때, 서울 外廓의 工業都市의 경우에는 상대적으로 地價가 비싸고 넓은 面積을 가진 賃貸住宅이 적어 面積을 늘리는 데 대한 限界費用이 높다고 볼 수 있으나 光州나 全州 등 工業이 상대적으로 덜 발달된 都市에서는 現代式施設에 대한 限界費用이 상대적으로 더 높다는 것을 의미한다고 解釋할 수 있는 것이다.

5. 賃貸住居서비스需要

式(14)의 推定을 위한 마지막 段階가 y_P 와 y_T 의 推計過程이다. 式(12)의 推定結果는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 y_M = & 31.4121 - 0.0898AGE + 0.0052AGE^2 \\
 & (3.09) \quad (-0.20) \quad (1.12) \\
 & -1.4810SEX + 3.8282MAR \\
 & (-0.35) \quad (0.97) \\
 & -26.7499EDUC1 - 18.2511EDUC2 \\
 & (-15.74) \quad (-11.43)
 \end{aligned}$$

28) y_M 推定式은 賃貸家口뿐 아니라 自家家口도 포함한 全標本을 대상으로 하였다.

$$\begin{aligned}
 & +3.6455NFAM \\
 & (7.74)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.0726, \quad SSE = 9,696,422 \dots (20)$$

괄호 속의 數値는 t -統計値를 나타낸다²⁸⁾. 人的資本理論에 의거 AGE 의 y_M 에 대한 효과는 2次函數의 形態를 취하였다. 이는 社會經驗(職場訓練 등을 포함)의 效果가 점차 減少하는(diminishing returns) 傾向을 반영하기 위한 것이다. 式(20)의 結果는 이러한 기대와는 반대로 AGE 의 係數는 負의 符號를 AGE^2 의 係數는 正의 符號를 보였다. 두 係數 모두 t -統計値가 낮아 統計的 有意性이 높지는 않으나, 우리나라의 경우 社會的 經驗度에 따라 賃金(所得)隔差가 深化되는 현상을 의미한다고 解釋할 수 있는 것이다. 한편 教育水準에 따른 所得의 隔差는 심한 것으로 나타났다. 예를 들어 40歲의 男性이며 既婚인 4人家口의 家口主를 볼 때, 이 家口主가 大在 이상의 學歷所持者이면 \hat{y}_M 이 53萬원으로 豫測되나, 高卒이면 35萬원, 中卒 이하이면 26萬원으로 豫測되어 教育投資에 대한 收益率이 상당히 높음을 알 수 있다.

式(20)에서 $\hat{y}_M = y_P$, $y_M - \hat{y}_M = y_T$ 의 式에 의해 구한 y_P 및 y_T 를 式(14)에 代入하여 推定한 賃貸住居서비스 需要函數($\ln \hat{Q}$ 을 從屬變數로 하여)가 <表 6>에 提示되어 있다. <表 6>의 左側 패널(panel)에 포함되어 있는 세 개의 方程式은 前述한 y_P 와 y_T 의 假說檢證을 目的으로 하였으며, 右側 패널의 세 方程式은 y_M 을 사용하여 左側 패널의 세 方程式과 비교를 하기 위함이다. 각 패널마다 세 개의 方程式을 提示한 이유는 우리나라 賃貸方法의 主流을 이루는 傳貫家口의 所得效果가 다른 占有形態의 賃貸家口(以下 月賃家口라 칭함)

의 所得效果와 차이가 있는가를 檢證하기 위함이다²⁹⁾. 要約하면, 本章의 焦點은 y_P, y_T 에 대한 本研究의 假說, 즉 y_P 와 y_T 의 係數가 統計的 有意性있는 正의 係數를 보이는가와 傳貴와 月貴家口의 所得係數 사이에 統計的 차이점 이 있는가를 檢證하는 데 있다고 할 수 있다.

左側 側의 方程式의 結果를 要約하면 다음과 같다. 基本方程式인 (eq.1)을 보면, MAR 變數만 제외하고는 모두 統計的으로 有意性있

는 係數를 나타내었다. y_P 의 係數뿐 아니라 y_T 의 係數도 統計的 有意性이 높게 나타난 것은 第II章에서 제시한 本研究의 假說인 우리나라 경우와 같이 資本市場이 不완전한 經濟 下에서는 賃貸住居서비스需要가 臨時所得의 變化에 의해서도 有意性있는 影響을 받는다는 主張을 지지하는 結果라 解釋할 수 있다. y_T 의 係數와 比較하여 보면, y_P 의 係數가 y_T 의 係數의 約 1/5 정도(0.0028/0.0147)로 나타났

〈表 6〉 標本選擇偏倚를 矯正한 賃貸住居서비스函數

	y_P 및 y_T 포함 方程式			y_M 포함 方程式		
	eq. 1	eq. 2	eq. 3	eq. 1	eq. 2	eq. 3
常 數	-0.8966** (-3.15) [†]	-0.9693** (-3.41)	-0.8980** (-2.75)	-0.8830** (-3.06)	-0.9704** (-3.38)	-1.0945** (-3.73)
y_P	0.0147** (7.21)	0.0138** (6.72)	0.0126** (2.26)	—	—	—
y_T	0.0028** (5.15)	0.0027** (5.05)	0.0082** (3.10)	—	—	—
y_M	—	—	—	0.0031** (5.70)	0.0030** (5.54)	0.0081** (3.11)
$\ln p$	-0.9728** (-53.12)	-0.9797** (-53.40)	-0.9795** (-53.41)	-0.9766** (-52.76)	-0.9844** (-53.21)	-0.9835** (-53.19)
$NFAM$	-0.0601** (-3.98)	-0.0544** (-3.60)	-0.0530** (-3.48)	-0.0377* (-2.55)	-0.0328* (-2.23)	-0.0340* (-2.30)
MAR	0.1023 (1.34)	0.0859 (1.13)	0.0809 (1.06)	0.2024** (2.69)	0.1743* (2.32)	0.1690* (2.25)
HSR	2.9784** (6.35)	2.9056** (6.22)	2.8873** (6.18)	3.2059** (6.78)	3.1000** (6.59)	3.0884** (6.57)
KMI	—	0.1829** (3.53)	0.1103 (0.59)	—	0.2172** (4.18)	0.3629** (4.06)
$y_P \times KMI$	—	—	0.0014 (0.25)	—	—	—
$y_T \times KMI$	—	—	-0.0057* (-2.11)	—	—	—
$y_M \times KMI$	—	—	—	—	—	-0.0053* (-2.00)
λ	0.4689** (9.76)	0.4548** (9.47)	0.4540** (9.44)	0.5926** (13.56)	0.5652** (12.86)	0.5675** (12.92)
R^2	0.6668	0.6630	0.6708	0.6589	0.6630	0.6639
SSE	657.17	664.81	649.31	672.74	664.81	662.99

註: 1) 괄호 속의 數値는 t -統計值를 나타냄.
 * significant at 0.05, two-tailed test.
 ** significant at 0.01, two-tailed test.
 † significant at 0.10, two-tailed test.

29) 式(16)에 새로이 添加된 變數 HSR 은 각 都市의 住宅普及率을 나타낸다.

다. 이는 住居서비스需要에 대한 y_T 의 限界消費性向(marginal propensity to consume)이 y_P 의 性向의 20% 정도라는 것을 의미하는 것이다. 다른 말로 表現하면, Q 에 대한 y_T 의 彈力値는 y_P 의 彈力値의 20% 정도라는 것을 뜻한다. 즉 <表 6>에서 Q 에 대한 y_P 및 y_T 의 彈力値는 각기 $\alpha_1 y_P$ 및 $\alpha_2 y_T$ 로 나타난다³⁰⁾. 예를 들어 家計所得 30萬원을 각기 y_P 및 y_T 로 간주하였을 때, Q 에 대한 所得彈力値는 (eq. 1)에서 각기 0.44 및 0.08로 나타나 非彈力的인 數値를 나타낸다. y_P 와 y_T 係數間의 크기가 統計的으로 차이가 있는가를 檢證하기 위하여 t -檢定方法을 試圖하였다. 즉 歸無假說(null hypothesis)인 $(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) \sim N(0, \sigma^2_{\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2})$ 을 檢定하는 統計値 $\frac{\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2}{S_{\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2}} \sim t_{n-k}$ 를 計算한 결과 $t = 5.23$ 의 결과를 얻어 y_P 의 係數가 y_T 의 係數보다 統計的으로 有意性있게 크다는 것을 立證하였다³¹⁾.

위의 결과를 종합하면, 住居서비스需要에 y_P 가 y_T 보다는 더 커다란 決定的 역할을 하나 (즉 恒常所得假說의 妥當性) 우리나라의 경우 y_T 도 Q 에 統計的으로 有意性있는 영향을 미친다는 것을 나타낸다고 볼 수 있는 것이다.

또 하나의 흥미있는 결과는 lnp 의 係數가 單位彈力値에 가까운 -0.97 을 나타냈다는 것이다. 二重로그函數(double-log function)의 경우 變數의 係數는 無變彈力値(constant elasti-

city)를 나타내므로 p 에 대한 Q 의 變化가 單位彈力的(unitary elastic)이라는 것은 R 이 正의 常數일 경우 直角雙曲線(rectangular hyperbola)의 形態를 갖는 것을 나타내는 것이다. 이의 解釋은 家計消費支出에서 R 이 차지하는 비율이 常數라는 것을 뜻하는 것이다. 즉 y_P 와 y_T 의 값이 주어졌을 때(즉 y_P 와 y_T 가 方程式에 포함되어 있을 때) R 의 값은 다른 與件의 變動에 크게 변화하지 않는다는 것을 나타내는 것이다³²⁾.

$NFAM$, MAR 및 HSR 變數들은 上述한 變數들과는 달리 構造的 因果關係를 설명하려는 의도보다는 論議의 여건을 동일하게 하기 위한 統制變數(control variable)로서 사용되었다. 上記 變數들의 係數들이 의미하는 바는 다른 여건이 동일할 경우, 家口員數가 많을수록 Q 는 줄어들며, 家口主의 既婚與否는 Q 에 統計的으로 중요한 의미를 갖지 않으며, 住宅普及率이 높은 都市일수록 Q 가 높다는 것을 나타낸다. $NFAM$ 의 係數가 負의 符號를 갖는다는 것은 購買力이 일정할 때(즉 y_P 와 y_T 의 效果가 勘案되었을 때) 家口員數가 많은 家口일수록 相對的으로 적은 Q 를 需要한다는 것을 意味한다. 이는 또한 다른 消費財購買에 높은 比率을 支出한다는 것을 반영한다고 해석할 수 있다. HSR 의 正의 係數는 住宅事情이 좋은 都市에서 Q 의 需要가 높다는 것을 나타내 住居面積可用量의 制限的 條件을 반영한다고 볼 수 있는 것이다.

우리나라의 특수한 賃貸形態인 傳貰는 다른 형태의 賃貸에 비하여 어느 정도의 資產을 蓄積한 家口를 對象으로 한다는 意味에서 所得變化에 따른 Q 의 需要行態가 다를 수 있다고 思料되었다. 이를 檢證하기 위하여 (eq.2)와

30) $lnQ = \alpha_0 + \alpha_1 y_P + \alpha_2 y_T + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_i$ 에서 $\epsilon_Q \cdot y_P = \frac{dQ/dy_P}{Q/y_P}$ 에, $dQ/Q = \alpha_1 \cdot dy_P$ 를 代入하면 $\epsilon_Q \cdot y_P = \alpha_1 \cdot y_P$ 가 구하여진다.

31) $S_{\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2}$ 을 推計하는데 있어 $cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$ 의 값은 y_P 와 y_T 가 直交(orthogonal)의 관계에 있으므로 零이다. 위의 式에 대한 자세한 說明은 Kmenta (1971) pp. 336 ~ 372 參照.

32) Goodman and Gawai(1984)는 美國의 19個 都市資料를 대상으로 上記式을 推定하였는바 y_P 와 p 의 係數 모두 우리의 경우보다(絕對值로) 적게 나타났다.

(eq.3)이 推定되었다. (eq.2)는 (eq.1)에 賃貸 形態가 傳貰인가를 나타내는 「더미」(dummy) 變數 KMI 가 添加되었고 (eq.3)은 (eq.2)에 y_P 및 y_T 와 KMI 의 交互作用變數(interaction variable)들을 포함시켰다.

(eq.2)에서 보면 KMI 의 係數는 統計적으로 有意性있는 正의 係數를 보여 傳貰家口가 餘他家口에 비하여 Q 를 20% ($\exp(0.1829) - 1$) 더 많이 需要하고 있음을 나타내고 있다³³⁾. (eq.3)은 (eq.2)에 $y_P \times KMI$ 와 $y_T \times KMI$ 가 더해진 推定式으로 推定結果는 (eq.2)에 비하여 所得變數들의 係數, 특히 y_T 의 係數가 傳貰와 月貰家口 사이에 統計적으로 有意性 있는 차이를 보이고 있다. 略述하면, y_P 의 係數는 (eq.2)와 (eq.3) 사이에 중요한 차이를 보이고 있지 않다. 즉 傳貰家口의 y_P 係數는 0.0140 ($0.0126 + 0.0014$)으로서 기타 月貰家口의 0.0126과 큰 차이가 없어 ($y_P \times KMI$ 係數의 統計的 有意性이 낮음) 恒常所得의 영향은 두 형태의 賃貸家口 사이에 비슷한 것으로 나타났다. 그러나 y_T 의 係數는 두 形態의 賃貸家口

사이에 중요한 차이가 있는 것으로 나타났다. 傳貰家口의 경우 y_T 의 係數는 0.0025(0.0082 - 0.0057)로서 이는 기타 月貰家口의 y_T 의 係數인 0.0082보다 적게 나타났다($y_T \times KMI$ 의 係數가 統計적으로 有意性 있음). 이 結果는, 傳貰家口에 비하여 資産蓄積이 되어 있지 않은 月貰家口는 臨時所得의 증가에 따라 상대적으로 높은 비율의 所得增加分을 Q 의 需要에 支出한다고 解釋할 수 있는 것이다. 月貰家口의 y_T 에 대한 限界消費性向은 傳貰家口의 性向보다 3.3倍(0.0082/0.0025)나 크게 나타났고, 月貰家口의 경우 y_T 의 限界消費性向은 y_P 의 性向의 65%(0.0082/0.0126)에 달하는 높은 數值를 보이고 있는 것이다.

〈表 6〉의 右側 패널에 제시된 方程式들은 左側 패널에 포함된 方程式들과 根本적으로 동일한 定式에 y_M 을 y_P 와 y_T 대신 사용하였다. 所得變數外的 變數들의 係數는 左側 패널에 提示된 方程式에 비하여 커다란 차이가 없게 推定되었다. 즉 $\ln p$ 의 係數는 -1에 接近하는 數值로 右側 패널의 相應하는 方程式들과 거의 동일하게 나타났고, $NFAM$, MAR , HSR , KMI 의 係數들도 統計적으로 有意性 있는 차이를 나타내지 않았다³⁴⁾. 단 右側 패널의 MAR 係數의 統計的 有意性은 높게 나타났다.

y_M 의 係數는 y_P 의 係數보다는 훨씬 적게, 그러나 y_T 의 係數와는 근사한 數值로 推定되었다. 더우기 (eq.3)에서 交互變數인 $y_M \times KMI$ 의 係數 역시 이에 相應하는 $y_T \times KMI$ 의 係數와 비슷하게 나타났다. 따라서 y_M 을 사용한 函數의 경우 Q 에 대한 所得의 효과는 (즉 所得의 限界消費性向으로 볼 때) y_P 와 y_T 를 포함한 函數의 경우보다 적게 나타났다³⁵⁾.

33) KMI 가 添加되어도 다른 變數들의 係數는 (eq.1)과 (eq.2) 사이에 統計적으로 有意性있는 차이를 나타내지 않았다.

34) $NFAM$, MAR , HSR , KMI 變數들의 係數가 左側 및 右側 패널에 있는 方程式들 사이에 統計的 有意性 이 있는가를 檢證하기 위하여 (eq.1)을 택하여 t -檢定을 한 결과(KMI 는 (eq.2)에서), t -統計値는 上記 變數들의 경우 각기 1.06, 0.93, 0.34 및 0.47로 나타나 統計적으로 有意性있는 差異點을 나타내지 않았다.

35) 本研究의 結果를 Goodman and Gawai(1984)의 結果와 비교하면 비슷한 行態패턴(behavioral pattern)을 발견할 수 있다. 우리나라의 경우 Q 에 대한 y_P 의 限界消費性向은 y_T 의 性向보다도 5.3배나 크게 나타났으나, 美國의 경우에도 2.2배로 나타나 相對的 比率는 다르나 (資本市場이 發達되었기에 이 비율이 相對적으로 적게 나타난 것은 期待되는 結果인) 두 研究 사이에 비슷한 傾向을 나타내었으며, 우리나라의 경우 y_M 의 係數가 y_T 의 係數와 근사하게 나타났는데 美國의 경우에도 y_M 의 係數가 y_T 의 係數의 1.3배로 역시 비슷한 傾向을 보여준 것은 흥미로운 結果라 하겠다.

마지막으로 標本選擇偏倚를 나타내는 λ 의 係數는 統計的 有意性이 매우 높게 나타났다. 따라서 λ 變數를 생략하고 Q 函數를 推定하게 되면 第Ⅱ章에서 論議한 대로 殘餘項의 期待值가 零이 되지 않아 獨立變數의 推定된 係數가 偏倚되었을 것이다.

Ⅳ. 住宅補助金政策에 따른 住宅 및 賃貸料 負擔效果分析: 政策시뮬레이션

國民住居서비스 增進方案은 國民의 基本需要를 충족시킴으로써 國民福祉를 提高시키는 효과를 지닌다. 本章에서는 第Ⅲ章에서 論議한 實證分析效果를 토대로 住宅補助金政策이 住居서비스 提高에 미치는 영향을 分析하며 아울러 이 政策이 家計所得에서 賃貸料支出의 負擔을 輕減시키는 波及效果도 高찰하고자 한다. 外國의 경우에는 一定所得 以下 階層에 대하여 住宅手當(housing allowances)을 支給하여 이 階層의 住居福祉向上을 圖謀하고 있다. 우리나라의 경우에는 아직 이러한 政策이 시행되고 있지 않으나, 本研究에서는 假想的으로 이러한 政策이 施行되었을 경우 國民의 住宅에 대한 有效需要가 어느 정도 尙상될 수 있는가를 分析하고, 또한 住宅手當支給 대신 住宅價格上昇을 抑制하는 政策을 代案으로 하였을 경우 이러한 政策이 미치는 住宅效果 및 賃貸料負擔(rent burden)의 波及效果分析도 아울러 試圖하고 있다.

補助金政策의 效果는 根本적으로 補助받는 階層이 補助金支給에 의한 所得 增加를 y_P, y_T

및 y_M 중 어느 所得의 增加分으로 看做하여 消費行態를 결정하는가에 달려 있다. 이러한 決定은 補助金政策의 持續性 및 家計所得增加速度에 대한 家口의 期待感에 따라 所得增加分의 範疇(categorization)가 정하여 질 것이다. y_P 및 y_T 效果에 대한 分析을 위해서는 <表 6>의 左側 패널의 (eq.3)이 사용되었으며 y_M 效果分析에는 右側 패널의 (eq.3)이 사용되었다.

本分析에서 住居서비스 住宅效果와 賃貸料 負擔效果는 각기 다음과 같이 定義된다. 前者는 補助金支給(Δy)에 따른 Q 의 增加比率, 즉 $\{Q(y+\Delta y)/Q(y)-1\}$ 을 의미하며 後者는 補助金支給에 따른 Q 의 증가와 所得增加의 두 要因을 모두 勘案한 후, 消費家口의 賃貸料負擔의 相對的 變化率을, 즉 $[\{p \times Q(y+\Delta y)/(y+\Delta y)\} / \{p \times Q(y)/y\} - 1]$ 뜻하는 것이다. 이러한 政策시뮬레이션은 다음의 特性을 갖는 家口를 對象으로 한다. 즉 既婚家口主이며, 住宅普及率이 標本內 HSR의 平均值인 0.58의 都市에 居住하며, 4人 家口員으로 형성된 家口로서, 月所得 20萬원이며, 이것의 10%에 해당되는 月 2萬원의 住宅手當이 별도로 補助되는 경우를 대상으로 한다.

月 2萬원(所得의 10%)의 所得增加分이 消費家口에 의하여 y_P, y_T 및 y_M 으로 여겨졌을 때의 住宅 및 賃貸料負擔效果가 <表 7>에 제시되어 있다. (eq.3)에서 傳貰家口의 所得效果는 기타 月貰家口의 效果와 다르게 나타나 各效果分析은 傳貰와 月貰家口일 경우를 分離하여 推計하였다.

住宅價格等 다른 與件이 동일할 경우, 月 2萬원의 住宅手當支給에 따른 所得增加分을 消費家口가 y_P 의 增分으로 간주하였을 때, 住宅

效果는 傳賃家口의 경우 2.84% 月賃家口의 경우 2.55%의 增加로 나타났다³⁶⁾.

이는 1보다 작은 所得彈力值 때문에 住宅需要의 增加率이 所得의 增加率에 미치지 못함을 반영하는 것이다. 이러한 所得의 增加分을 消費家口가 y_T 의 增分으로 고려할 경우 (예를 들어, 이러한 政策이 短期間에만 적용된다든지 또는 家計所得이 급속히 上昇할 것으로 기대되어 이러한 補助金惠澤을 오랫동안 받지 못하리라 豫想되던) 傳賃家口의 住宅效果는 극히 미미한 0.50%밖에 증가하지 않고 月賃家口의 경우에는 傳賃家口에 비해서는 相對的으로 크나 y_P 의 效果보다는 적은 1.65%의 증가를 誘因하는 것으로 나타났다. 위 所得增加分이 y_M 의 增加分이라 여겨질 때의 效果는 傳

賃나 月賃家口의 경우 공히 y_T 의 效果와 거의 동일한 것으로 나타났다.

한편 住宅補助政策이 手當支給을 통한 直接的 補助方式이 아니라 住宅價格上昇抑制政策을 통한 間接的 補助施策을 취하였을 경우의 效果를 보면 傳賃나 月賃家口의 경우 모두 10%의 住宅價格의 下落에 따라 住宅需要는 10.63% 上昇하는 것으로 나타났다. 이는 <表 6>에서 lnp 의 彈力性的 絕對值가 거의 1인 것을 반영하는 것이다³⁷⁾. 政策의 效果를 評價하기 위해서는 政策遂行에 필요한 費用과 政策의 結果로 얻을 수 있는 惠澤을 비교하여야 한다. 本研究의 경우, 所得補助政策과 價格統制政策의 社會費用의 計測이 용이하지 않아, 어떤 政策이 더 有效한가를 직접적으로 評價할 수는 없다. 그러나 일반적으로 所得補助政策이 價格統制政策보다 費用이 더 든다고 假定하면 위의 結果에서 다음과 같은 意味를 類推할 수 있다. 住宅政策의 目標가 國民의 有效住宅需要의 增進에 있다고 하면 補助金支給을 통한 直接的 補助政策보다는 住宅價格上昇抑制를 통한 間接的 補助方式이 短期的으로는 더 큰 住宅效果를 誘發한다고 결론지을 수 있을 것이다. 그러나 住宅價格의 통제는 市場에서 住宅의 相對價格을 왜곡시켜 장기적으로는 需給의 不均衡을 초래할 가능성이 있어 社會的 費用을 誘發할 위험이 있는 것이다.

住宅補助政策이 賃貸家口의 賃貸料負擔率(r)을 輕減시키는 效果는 다음과 같이 측정할 수 있다.

$$r = p \times Q(p, y) / y \dots\dots\dots(21)$$

p 가 不變이라 假定할 때, 式(21)을 y 에 대하여 微分하면 $\epsilon_{r,y} = \epsilon_{Q,y} - 1$ 을 誘導할 수 있다³⁸⁾.

<表 7> 住宅補助金政策에 따른 住宅 및 賃貸料負擔效果 (단위: %)

	所得補助			價格統制
	y_P	y_T	y_M	
住宅效果				
傳賃家口	2.84	0.50	0.56	10.63
月賃家口	2.55	1.65	1.63	10.63
賃貸料負擔效果				
傳賃家口	-6.44	-8.63	-8.57	-0.42
月賃家口	-7.05	-7.86	-7.58	-0.41

36) 上記 效果를 計算하는 略法으로서 點彈力值의 計算에 의해서도 구할 수 있다. 즉 $lnQ = \alpha_0 + \alpha_1 y_P$ 의 式에서 $\epsilon_{Q,y} = \frac{dQ/dy_P}{Q/y_P} = \alpha_1 y_P$ 로 나타나 $y_P = 20$ 일 경우 傳賃家口의 $\alpha_1 = 0.0140$, 月賃家口의 $\alpha_1 = 0.0126$ 을 이용하면 y_P 의 10% 上昇에 따른 住宅效果는 <表 7>에 제시된 數值와 근사하게 나타난다.

37) 點彈力值(point elasticity)는 極限(limit)의 概念이므로 <表 7>에서 10%의 p 의 下落이 10.6%의 Q 의 上昇을 가져온 것은 點彈力值와 區間彈力值(arc elasticity)의 차이에 緣由한 것이라 할 수 있다.

38) 式(21)을 微分하면 $\frac{dr}{dy} = \frac{p \cdot \frac{dQ}{dy} \cdot y - pQ}{y^2}$, 여

기서 $\epsilon_{Q,y} = \frac{dQ/dy}{Q/y}$ 및 $pQ = ry$ 를 사용하여

$\epsilon_{r,y} = \frac{dr/dy}{r/y}$ 를 구하면 $\epsilon_{Q,y} - 1$ 을 얻는다.

즉 賃貸料의 所得에 대한 彈力値은 Q 의 所得 彈力値에서 1을 減한 數值인 것이다. 이 導出된 結果는 所得彈力的인 住居서비스 需要行態 일수록 賃貸料 負擔比率을 높이게 되어, 結果적으로 住宅效果와 賃貸料 負擔波及效果는 서로 相反(tradeoff) 關係에 있음을 의미하는 것이다.

〈表 7〉에 제시된 賃貸料 負擔效果를 보면, 所得補助에 따른 住宅效果에 비하여 賃貸料 負擔輕減效果가 상대적으로 더 크게 나타났다. 다시 말하면, $\epsilon_{r,y} = \epsilon_{Q,y} - 1$ 의 關係式에서 所得 彈力値(y_P, y_T, y_M 등에서)가 1보다 작으므로 賃貸料 負擔效果는 負의 數值, 즉 賃貸料 負擔比率이 줄어드는 結果를 보여주었으며, 本시뮬레이션 對象家口의 所得彈力値가 0.5보다 작으므로 賃貸料 負擔效果가 絕對值로선 더 크게 나타난 것이다³⁹⁾.

式(21)에서 y 를 不變이라 하고 r 을 p 에 관하여 微分하면 $\epsilon_{r,p} = 1 + \epsilon_{Q,p}$ 의 關係式을 導出할 수 있다. 이 結果가 價格統制의 賃貸料 負擔效果인 것이다. 本研究의 結果에서는 價格의 彈力値가 -1에 근사하게 나타났으므로 價格政策에 의한 賃貸料 負擔效果는 거의 零에 가깝게 나타났다. 즉 價格이 낮아진 만큼 比例적으로 Q 가 늘어났으므로 $p \cdot Q/y$ 의 比率에

는 거의 變化가 없음을 의미하는 것이다⁴⁰⁾

V. 要約, 政策的 意味 및 結語

現在 政策的으로 論議되고 있는 賃貸住宅建設促進方案은 다음 세 가지 側面에서 중요한 意味를 갖는다. 첫째, 消費者에게 住宅의 所有와 賃貸를 選擇할 機會를 제공함으로써 消費者의 효용을 증진시킬 수 있는 것이다. 즉 需要者 個人的 立場에서 볼 때, 所有나 賃貸의 결정은 資產選擇(portfolio selection)의 問題로 볼 수 있다. 따라서 住宅金融市場이 未發達된 狀況下에서는 自家所有를 위해서는 주어진 資金을 일시에 配分하여야 하나, 賃貸를 選擇할 경우에는 資金의 配分을 여러 기간에 걸쳐 분할할 수 있으므로, 結果적으로 資源의 效率의 配分을 가져올 수 있는 것이다. 둘째, 産業組織의 高度化에 따라 勞動의 移動性이 높아질 것이므로 이 階層의 住宅需要를 충족시키는 方案으로서도 有效할 것이며, 셋째, 高齡化社會의 到來에 따라 老齡階層의 比率이 높아질 것인데, 이 階層에게는 蓄積된 富의 相當部分을 住宅에 投資할 必要性이 적으므로, 이 階層에서도 賃貸住宅의 需要는 增大할 것이다. 위와 같은 觀點에서 自家所有에서 賃貸住宅으로의 政策轉換은 國民의 住宅福祉를 증진시키는 적절한 方向이라 思料된다. 그러나 이러한 政策轉換의 成功與否는 現在와 같은 自家所有로부터 기대되는 資產增殖(capital gains) 效果를 어느 정도 減少시킬 수 있는가에 달려 있을 것이다.

本研究은 賃貸住宅政策의 住居福祉向上에

39) 時系列 資料를 이용하여 推計한 住宅스톡(stock)需要에 대한 所得彈力値도 1보다 훨씬 적은 0.25 정도로 나타났다. 자세한 내용은 金仲秀(1983) 參照.

40) 外國의 경우에는, 住宅融資金의 利子負擔金을 課稅對象에서 제외시킴으로써 住居서비스增進을 圖謀하고 있다. 이러한 概念을 援用하여 賃貸料 負擔額에 대한 稅制惠澤政策(예를 들면, 賃貸料를 所得課稅對象에서 控除시킴)을 고려할 수 있다. 이러한 政策의 惠택은 所得水準에 比較하므로, 住居福祉의 適正分配라는 側面에서는 오히려 逆進의 效果를 가져올 것이다. 本研究의 政策시뮬레이션의 對象家口는 低所得階層이므로 우리나라의 현재 所得稅制上 위와 같은 政策의 效果는 상당히 制限의 일 것이다.

대한 經濟效果分析을 그 목적으로 하였다. 우리나라 都市家口의 경우, 거의 60%에 달하는 家口가 賃貸住宅에 起居함에도 不拘하고 現在까지는 이들의 住宅需要의 決定要因分析에 대한 研究가 극히 微微하였다 할 수 있다. 本研究의 分析手段은 計量經濟學的 接近方法을 택하였으며, 특히 다음의 理論的 問題點을 解決하며 實證分析을 하였다는 데 本論文의 特徵이 있다 하겠다. 즉, 實證分析의 資料로 「서베이」(survey)資料가 通用되는데 이러한 標本의 資料에서 얻어지는 결과가 社會全構成員의 母集團을 적절히 代表할 수 있는가의 문제가 檢證되어야 할 것이다. 다시 말하면 標本選擇基準에 따라 標本에 選擇된 成員의 特性이 標本에 선택되지 않은 成員의 特性에 비하여 體系的으로 異質的 特性을 보일 가능성이 있으므로 標本選擇 偏倚의 計量經濟學的 問題가 惹起되며, 따라서 推定된 係數를 適切히 矯正하는 과정이 따라야 할 것이다. 특히 標本選擇基準이 研究對象인 從屬變數와 무관하지 않을 경우, 위의 過程이 필수적으로 隨半되어야 한다는 것이 本研究에서 立證되었다.

本論文의 主要研究結果 및 政策的 意味를 要約하면 다음과 같다. 첫째, 住居서비스需要와 같은 耐久消費行態를 결정하는 所得變數가 恒常所得인가 또는 計測된 家計所得(즉 臨時所得도 영향을 미치는가)인가는 經濟學에서 오랫동안 論議되어 온 課題이다. 本研究은 우리나라와 같이 住宅金融市場이 未發達한 經濟下에서는 두 형태의 所得 모두 耐久消費財 需要에 영향을 미친다는 假說을 提示하고 이를 檢證하여 支持받는 결과를 導出하였다. 恒常所得의 영향이 臨時所得의 效果보다는 크게 나타났으나, 臨時所得도 住居서비스需要에 正

의 效果를 나타내었다. 이러한 결과는 특히 傳貰家口보다 月貰家口의 경우 더욱 강하게 나타났다. 傳貰家口은 月貰家口에 비하여 어느 정도의 資産을 蓄積하였다는 意味에서 위의 결과는 富의 蓄積 또는 所得水準이 낮을수록 住居서비스의 需要가 臨時所得의 函數라는 것을 示唆하는 것이다.

둘째, 賃貸料에 관한 情報은 入手可能(available)하나, 住居서비스需要量 및 價格은 구체적으로 觀測이 되지 않는다. 이를 해결하는 방안이 特性勘案價格指數의 作成法을 사용하여 價格과 需要量을 각기 推計하는 방법이다. 우리나라의 경우와 같이 都市 또는 住宅市場別로 住居서비스 價格의 隔差가 심한 경우에는 賃貸料가 住居서비스需要量을 一律적으로 반영한다고 볼 수 없을 것이다. 本研究의 결과에서도 住居서비스需要量 및 價格은 각기 都市別로 宛然한 차이를 보여 賃貸住居서비스分析은 局部的(local)인 市場의 特性들이 고려되어야 함을 보여주었다.

셋째, 住居서비스需要에 대한 所得彈力性은 恒常所得, 臨時所得, 計測된 所得의 경우 모두 1보다 훨씬 작게 나타났다. 이와 같이 낮은 所得彈力性은 住居서비스가 必須耐久財의 特性을 갖는다는 것을 意味하는 것이라 할 수 있다. 한편 價格彈力性은 -1에 근사하게 나타났다. 이 결과는 所得이 일정할 때, 住居서비스需要量과 價格의 完全代替性을 반영하는 것이라 볼 수 있다. 위의 결과를 다른 면으로 解釋하면, 所得이 일정할 경우 賃貸料가 正의 常數라는 것을 의미하며, 따라서 所得에 대한 賃貸料의 比率이 不變이라는 것을 뜻한다고 볼 수 있는 것이다.

마지막으로, 一定所得 以下 階層의 住居서비스

스 증진을 위하여 外國의 경우와 같이 政策的으로 住宅手當을 支給하였을 때의 效果分析을 한 결과, 手當의 支給은 住居서비스需要를 증대시키는 住宅效果보다는 賃貸料 負擔을 輕減시키는 效果를 상대적으로 더 크게 誘發시키는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 所得水準이 낮은 月貰家口에서 傳貰家口보다 더욱 강하게 나타났다. 이는 住居서비스需要의 낮은 所得彈力值에 起因하는 것이다. 그러나 住宅價格의 統制에 따른 住居서비스需要增進效果는 所得補助政策에 비하여 상대적으로 크게 나타났

다.

實用的 政策手段으로서의 住宅價格統制政策은 賃貸料補助政策을 고려할 수 있다. 즉 賃貸住居서비스量이 일정할 경우 價格의 變化는 賃貸料의 변화와 비례할 것이다⁴¹⁾. 따라서 위의 결과를 綜合하면 다음과 같은 政策的 意味를 導出할 수 있다. 低所得階層의 住居서비스增進의 目標追求를 위하여 住宅手當支給과 價格統制政策(또는 賃貸料補助政策)의 두 가지 수단의 效果를 비교하여 보면, 政策手段의 費用側面에서 一般的으로 前者의 費用이 後者보다 더 크다고 할 수 있으며, 住宅效果는 後者가 前者보다 더 큰 것으로 本研究의 결과에서 나타났다. 결론적으로 低所得階層의 住居서비스 向上을 위해서는 價格統制政策이 手當支給政策보다 더 큰 實效를 거둘 것이며, 低所得階層의 賃貸料 負擔을 輕減시키는 目的下에서는 手當支給政策이 價格統制政策보다 더 有效할 것이다.

41) 一定時點에서는 Q 가 정하여졌다 할 수 있으나, 장기적으로는 Q 가 변하므로 住宅價格政策과 賃貸料補助政策이 동일하다고 할 수 없다. 예를 들면, t 時點에서 賃貸料가 補助되면 Q 가 즉시 변하지 않으므로 價格下落의 效果를 나타낼 것이다. 그러나 動態적으로 $t+1$ 時點에서 賃貸料補助의 결과 實質所得(y)이 增加된 效果와 價格(p)이 下落된 效果가 동시에 나타나므로 賃貸需要(y 와 p 의 函數로서)가 변할 것이다. 賃貸料補助가 賃貸料의 一定比率이라 할 때, 이러한 調整過程은 $t+2, t+3, \dots$, 등에서 連續적으로 나타날 것이다. 그러나 住宅需要彈力性이 1보다 작은 경우, 장기적으로 均衡점에 到達할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

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

_____, 「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」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 1984 여름호.

Amemiya, T., "Regression Analysis When the Dependent Variable Is Truncated Normal", *Econometrica* 41: 997-1016, 1973. °

Box, G.E.P. and D.R. Cox, "An Analysis of

Transformations," *Journal of Royal Statistical Society* 26:211-243, 1964.

Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton Univ. Press, Princeton, N.J., 1957.

Goodman, A.C. and M. Gawai, "Estimation and Policy Implications of Rental Housing Demand," *Journal of Urban Economics* 16:76-90, 1984.

Griliches, Z., "Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change," in *Price Indexes and*

- Quality Change*, edited by Z. Griliches, Harvard Univ. Press, Cambridge, Mass. 1971.
- Gronau, R., "Wage Comparisons—A Selectivity Bias," *Journal of Political Economy* 82:1119-43, 1974.
- Heckman, J., "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement* 5:475-92, 1976.
- Johnson, N. and S. Kotz, *Distribution in Statistics: Continuous Multivariate Distributions*, New York: John Wiley & Sons, 1972.
- Kim, J.H. et al., *Housing Policy Development Research*, monograph, Korea National Housing Corporation, Aug. 1983.
- Kmenta, J., *Elements of Econometrics*, New York: MacMillan, 1971.
- Lucas, R.E.B., "Hedonic Wage Equations and Psychic Wages in the Returns to Schooling," *American Economic Review*: 549-558, Sept. 1977.
- Maddala, G.S., *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1983.
- Manski, C.F. and S.R. Lerman, "The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples," *Econometrica* 45:1977-88, 1977.
- Nerlove, M. and J. Press, "Univariate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models," RAND report R-1306-EDA/NIH, 1973.
- Polinsky, A.M., "The Demand for Housing: A Study in Specification and Grouping," *Econometrica* 45:447-461, 1977.
- Rosen, S., "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy* 82:34-55, 1974.
- Tobin, J., "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables," *Econometrica* 26:24-36, 1958.

韓國開發研究院 研究叢書 案內

- ① 韓國 「인플레이션」의 原因과 그 影響
金光錫 著 18 切 判 · 122 面
高級洋裝 · 1,200원
- ② 穀價政策의 計劃化~次善의 糧穀政策
文八龍 著 18 切 判 · 158 面
高級洋裝 · 1,800원
- ③ 韓國農業의 成長(1918~1971)
潘性執 著 18 切 判 · 250 面
高級洋裝 · 2,000원
- ④ 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 18 切 判 · 146 面
高級洋裝 · 3,000원
- ⑤ 農產物價格分析論~理論과 政策
文八龍 柳炳瑞 共著 18 切 判 · 318 面
高級洋裝 · 4,000원
- ⑥ *TRADE AND DEVELOPMENT
IN KOREA*
洪元卓 編 18 切 判 · 254 面
A.O. Krueger 高級洋裝 · 4,000원
- ⑦ *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗洪 著 18 切 判 · 198 面
高級洋裝 · 4,000원
- ⑧ *PUBLIC ENTERPRISE AND
ECONOMIC DEVELOPMENT:
THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 18 切 判 · 294 面
高級洋裝 · 4,000원
- ⑨ 韓國의 外換 · 貿易政策
金光錫 共著 18 切 判 · 336 面
L.E. Westphal 高級洋裝 · 4,000원
- ⑩ *FACTOR SUPPLY AND
FACTOR INTENSITY
OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判 · 236 面
高級洋裝 · 4,000원
- ⑪ 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 18 切 判 · 202 面
高級洋裝 · 3,000원
- ⑫ 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙季 著 18 切 判 · 250 面
高級洋裝 · 3,500원
- ⑬ 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 18 切 判 · 508 面
高級洋裝 · 4,000원
- ⑭ *PLANNING MODEL AND
MACROECONOMIC POLICY
ISSUES*
金迪教 編 18 切 判 · 492 面
高級洋裝 · 4,000원
- ⑮ *INDUSTRIAL AND SOCIAL
DEVELOPMENT ISSUES*
金迪教 編 18 切 判 · 342 面
高級洋裝 · 4,000원
- ⑯ 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 18 切 判 · 532 面
高級洋裝 · 4,500원
- ⑰ 韓國電力需要 및 價格의 分析
張榮植 著 18 切 判 · 252 面
高級洋裝 · 3,500원
- ⑱ 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 18 切 判 · 370 面
高級洋裝 · 3,500원
- ⑲ 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 18 切 判 · 244 面
高級洋裝 · 3,500원
- ⑳ 韓國의 人口과 人口政策
洪思媛 著 18 切 判 · 214 面
高級洋裝 · 3,500원
- ㉑ *TRADE, DISTORTIONS AND
EMPLOYMENT GROWTH
IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判 · 410 面
高級洋裝 · 4,000원
- ㉒ 成長과 構造轉換
金光錫 共著 18 切 判 · 194 面
M. Roemer 高級洋裝 · 3,500원
- ㉓ 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 18 切 判 · 306 面
高級洋裝 · 5,000원

- 24 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 18 切判・204 面
高級洋裝・3,500원
- 25 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 共著 18 切判・166 面
朴俊卿 高級洋裝・3,500원
- 26 *COMMUNITY DEVELOPMENT
AND HUMAN REPRODUCTIVE
BEHAVIOR*
洪思媛 著 18 切判・198 面
高級洋裝・4,000원
- 27 農業投資分析論
文八龍 共著 18 切判・250 面
林栽煥 高級洋裝・4,000원
- 28 纖維・電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 18 切判・180 面
高級洋裝・3,500원
- 29 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 18 切判・192 面
高級洋裝・4,000원
- 30 韓國의 所得分配과 決定要因(上)
朱鶴中 編 18 切判・470 面
高級洋裝・5,500원
- 31 韓國의 國土・都市・環境
宋丙洛 編 18 切判・410 面
高級洋裝・5,000원
- 32 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 18 切判・272 面
高級洋裝・4,500원
- 33 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 18 切判・236 面
高級洋裝・4,000원
- 34 成長과 都市化問題
宋丙洛 共著 18 切判・270 面
E.S. Mills 高級洋裝・4,500원
- 35 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 18 切判・306 面
高級洋裝・5,000원
- 36 韓國工業化과정과 그 要因
金光錫 著 18 切判・272 面
高級洋裝・4,000원
- 37 保健醫療資源과 診療生活圈
延河清 共著 18 切判・336 面
金學泳 高級洋裝・5,500원
- 38 韓國의 教育과 經濟發展
金榮奉 外 18 切判・272 面
N.F. McGinn 高級洋裝・4,500원
- 39 貿易・外援과 經濟開發
A.O. Krueger 著 18 切判・256 面
田英鶴 譯 高級洋裝・4,000원
- 40 *MACROECONOMIC AND
INDUSTRIAL DEVELOPMENT
IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切判・414 面
高級洋裝・5,000원
- 41 *HUMAN RESOURCES AND
SOCIAL DEVELOPMENT
IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切判・384 面
高級洋裝・5,000원
- 42 *KOREAN REGIONAL FARM
PRODUCT AND INCOME:1910~75*
A. Keidel 著 18 切判・268 面
高級洋裝・4,500원
- 43 韓國의 農村開發
文八龍 共著 18 切判・396 面
潘性執 高級洋裝・6,000원
D.H. Perkins
- 44 需給構造과 物價政策
李煥 著 18 切判・288 面
高級洋裝・5,000원
- 45 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空壹 共著 18 切判・410 面
L.P. Jones 高級洋裝・4,500원
- 46 *PRIMARY HEALTH CARE
IN KOREA*
延河清 著 18 切判・214 面
高級洋裝・4,000원

47 韓國 經濟・社會의 近代化

金滿堤 外 18 切判・530 面
E.S. 메이슨 高級洋裝・6,500원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策

R.레페토 外 18 切判・328 面
金善雄 高級洋裝・5,000원

48 輸出主導型 成長經濟의 外換政策

李天杓 著 18 切判・228 面
高級洋裝・4,000원

53 韓國의 金融發展(1945~78年)

D.C.글 共著 18 切判・334 面
朴英哲 高級洋裝・5,600원

49 韓國의 所得分配과 決定要因(下)

朱鶴中 著 18 切判・432 面
高級洋裝・7,000원

54 韓國의 賃金構造

朴恒求 共著 18 切判・440 面
朴世逸 高級洋裝・5,200원

50 國民經濟과 福祉年金制度

延河清 共著 18 切判・428 面
閔載成 高級洋裝・7,000원

55 SOURCES OF ECONOMIC GROWTH
IN KOREA

朴竣卿 著 近 刊

51 技術革新의 過程과 政策

金仁秀 共著 18 切判・402 面
李軫周 高級洋裝・7,000원