

# 우리나라 都市家口의 階層別 所得 및 厚生不平等度の 推計와 分析

- 1984年 橫斷資料를 中心으로 -

劉 鍾 九

本 研究에서는 1984년 한 해의 『都市家計年報』(電算데이터資料)를 이용해 都市家口 階層間 및 階層內의 所得 및 消費 厚生不平等度を 추정하였으며 그 要因을 勤勞所得과 財產所得의 側面에서 찾아보았다. 本 研究의 主要實證分析 結果는 다음과 같다. ①都市家口의 不平等을 크게 左右하는 것은 財產所得의 有無이며 ②勤勞所得의 不平等은 주로 學歷間 賃金隔差에서 비롯되고 있으며 ③財產所得의 不平等은 資本利得(capital gain)을 左右하는 一般物價水準의 不安定에서 비롯되고 있다. 따라서 不平等의 改善을 위해서는 무엇보다도 먼저 物價水準의 安定이 最우선 조건이며 이와 더불어 學歷間 賃金隔差를 緩和시키는 노력도 병행되어야 할 것으로 보인다.

## I. 序 論

所得不平等은 선진국에서보다는 후진국에서 더욱 높다는 사실은 많은 實證的인 橫斷分析에 의해서 立證되고 있다<sup>1)</sup>. 이와 같은 橫斷分析의 結果는 장기적인 時系列資料에 의해서도

확인되고 있다. 즉 선진국들의 경우를 보면 所得不平等이 어느 수준의 發展段階까지는 악화되다가 그 이후에는 점차 개선되는 Kuznets의 U-曲線의 形態를 보이고 있다.

家口所得을 源泉別로 보면 勤勞所得과 財產所得으로 대별된다. 短期에 있어서는 所得不平等의 정도는 財產所得의 分布에 가장 큰 영향을 받는다는 사실은 잘 알려져 있다. 즉 Kravis(1960,1973)가 주장하였듯이 財產所得보다는 勤勞所得이 보다 균형있게 분배되어 있으므로 所得이 勤勞者에게 많이 분배되는 社會일수록 所得不平等의 정도는 낮게 나타난다. 장기적으로 보면 所得不平等은 여러 가지 요인들에 의해 영향을 받는다. 즉 물려받은 遺

筆者：漢陽大學校 貿易學科 副教授

\* 有益한 討論에 기여이 爲해 준 朱鶴中 博士와 電算處理를 담당해 준 KDI 金啓朝 主任研究員에게 감사드린다.

1) Kuznets(1957, 1963, 1966)와 Pryor(1973)를 參照할 것.

産의 정도, 不完全競爭의 存在, 二重經濟構造의 存在, 地域間 産業施設의 差異, 그리고 學歷間·職種間 賃金隔差 등이 所得不平等에 영향을 주고 있다<sup>2)</sup>.

지금까지 우리나라의 所得不平等에 관해서는 많은 研究(예를 들어, Oshima, 1970; Mizoguchi-Kim-Chung, 1976; Adelman-Robinson, 1978; Rao, 1978; Choo-Kim, 1978)들이 추진되어 왔었다. 그러나 Choo-Kim (1978) 및 기타 몇몇 研究를 제외하고는 이들 대부분은 不平等의 要因分析보다는 不平等度의 國際比較와 Kuznets의 U-曲線 假說의 우리나라에서의 妥當性分析에 초점을 두었다.

朱鶴中·尹珠賢(1984)은 1980~82년 사이에 우리나라의 指數上 所得不平等度의 改善에 긍정적으로 기여한 要素로 ①相對的 低成長 ②物價安定 ③低金利와 이것으로부터 얻어지는 資本利潤(interest earnings)의 下落 ④學歷別 및 職種別 賃金隔差의 緩和 ⑤農外所得의 급속한 增大 ⑥農業部門의 不完全就業者의 減少 등을 들고 있고, 所得分配의 改善에 부정적인 영향을 끼친 要素로는 産業構造의 高度化에 따른 非農家口, 특히 自營業者家口의 急増을 제시하였다.

최근에 Yoo-Kwon(1987)은 우리나라 都市家口들의 厚生不平等度(welfare inequality)

의 推移를 실증적으로 추정한 결과에 근거하여, 우리나라 都市家口들의 不平等度에 영향을 미치고 있는 세 가지의 主要要因들을 제시하였다. 즉 ①資本利得을 결정하는 實質利子率의 高低 ②都市化의 정도, 그리고 ③企業集中의 정도를 세 가지의 主要要因으로 제시하였다.

住宅을 保有 또는 借入함으로써 얻게 되는 所得(imputed income), 즉 住宅에 대한 評價額을 포함한 우리나라 都市家口들의 所得 중 약 50.2%가 勤勞所得이고 약 23.2%가 受贈 및 補助를 포함한 財産所得이므로<sup>3)</sup>, 위의 두 연구를 종합하여 보면 農家를 제외한 우리나라 都市家口들의 指數上의 所得 및 厚生不平等度에 가장 크게 영향을 끼치는 주요 요인으로는 다음 두 가지를 들 수 있다. 첫째 勤勞所得의 分布를 결정하는 學歷別 및 職種別 賃金隔差, 둘째 財産所得 특히 資本利得을 결정하는 實質利子率, 즉 物價水準과 名目利子率이 두 가지의 가장 중요한 요인으로 보인다.

"指數上의 不平等"과 "피부로 느끼는 不平等"과의 乖離는 劉鍾九(1987)가 논의한 바와 같이 不平等에 대한 혐오감<sup>4)</sup>(the degree of aversion to inequality)의 高低로 어느 정도 설명될 수 있다. 社會厚生函數의 概念으로 말하면 "不平等에 대한 혐오감"은 等社會厚生曲線(iso-social welfare curve)의 기울기로 나타낼 수 있다. Muellbauer(1974)가 주장하고 劉鍾九(1987)가 설명한 바와 같이, 어떤 한 社會의 不平等에 대한 혐오감이 크다는 것은 그 社會의 等厚生曲線의 기울기가 가파르다는 것을 의미한다. 기울기가 가파름에 따라 동일하게 不平等한 所得 및 厚生分布下에서도 不平等指數는 더욱 커지게 된다<sup>5)</sup>. 어떤 한 社會

2) 여러 가지 요인들에 대한 보다 자세한 論議는 Yotopoulos-Nugent(1976)를 參照할 것.

3) "受贈 및 補助"가 엄격한 의미에서의 財産所得이나 하는 데는 많은 논란이 있으나, 本 研究에서는 分析의 편의상 財産所得으로 假定하였다.

4) 朱鶴中·尹珠賢(1984)은 이 不平等에 대한 혐오감을 Hirschman(1973)이 주장한 不平等에 대한 容認度(level of tolerance)로 해석하여 사용하고 있는데 이 두 가지 解釋 모두 동일한 의미를 지니고 있다.

5) 이것에 대한 實證的인 例示는 Atkinson(1970), Jorgenson-Slesnick(1984), 그리고 Yoo-Kwon(1987)을 參照할 것.

의 等厚生曲線의 기울기, 즉 不平等에 대한 혐오감의 정도는 그 사회의 역사, 문화, 정치 및 諸般 社會慣習 등에 달려 있다. 예를 들어, "Fair Game"이 존재하는 사회와 그렇지 못한 사회의 不平等에 대한 혐오감의 정도는 後者가 훨씬 더 클 것이라는 것은 명백한 사실이다.

本 研究에서는 1984년 한해의 橫斷分析資料를 통하여 우리나라 都市家口들의 所得 및 厚生不平等度에 영향을 미치는 요인들을 財產所得과 勤勞所得으로 구분하여 찾아보는 것을 基本目標로 하였다.

이와 같은 목적을 위하여 本 論文은 다음과 같이 구성되어 있다. 第II章에서는 本 研究를 위한 模型의 構造를 論議하고, 이 模型에 따라 不平等度를 실증적으로 추정하는 데 필요한 可用資料의 性格의 制約性은 第III章에서 論議하였다. 第IV章에서는 實證的 推定의 結果를 제시하고 그 意義를 찾아보았다. 要約과 結論 및 政策建議는 마지막 章에서 하였다.

## II. 模型의 構造

### 1. 厚生不平等度 推定模型

Jorgenson-Slesnick(1984)와 Yoo-Kwon(1987)의 研究에서 사용된 社會厚生函數는 다음과 같다.

$$W(u, x) = \bar{W}(x) + g[x, u(x) - \bar{W}(x)\ell] \dots (1)$$

여기서  $x$ 는 여러 가지 가능한 모든 社會狀態의 集合  $X$ 에서 어떤 特定한 社會狀態를 의미

하고,  $u = [W_1(x), W_2(x), \dots, W_K(x)]$ 는 個別厚生函數  $\{W_k(x)\}$ 들의 벡터이며,  $\ell$ 은 1의 벡터이다.  $\bar{W}(x)$ 는 平均社會厚生이며 對稱的인 厚生制約曲線下에서 社會厚生函數(1)을 극대화시킬 때 얻어지는 達成可能한 極大의 社會厚生水準이다.

$$\bar{W}(x) = \sum_{k=1}^K a_k(x) W_k(x) \dots \dots \dots (2)$$

여기서  $0 < a_k(x) < 1$  그리고  $\sum_{k=1}^K a_k(x) = 1$  이다.

函數  $g(x)$ 는 個別厚生들의 分布狀態를 나타내며 個別厚生函數에 대해 1次同次函數로 假定하였다. 따라서 函數  $g(x)$ 는 다음과 같은 平均값 函數(mean value function)로 表現될 수 있다.

$$g[x, u(x) - \bar{W}(x)\ell] = -\gamma(x) \left[ \sum_{k=1}^K b_k(x) |W_k - \bar{W}|^{-\rho(x)} \right]^{-1/\rho(x)} \dots \dots \dots (3)$$

여기서  $\gamma(x) > 0$ ,  $0 < b_k(x) < 1$ ,  $\sum_{k=1}^K b_k(x) = 1$ , 그리고  $\rho(x) \leq -1$  이다.

따라서 社會厚生函數(1)은 社會의 價値判斷은 社會厚生水準의 크기  $[\bar{W}(x)]$ 뿐만 아니라 厚生의 分配  $[g(x)]$ 에 의해서도 영향을 받는다는 것을 意味한다. 만약에 厚生의 分配가 完全平等(즉, 모든  $k$ 에 대하여  $W_k = \bar{W}$ )이라면  $g(x) = 0$  이다. 즉, 現實社會厚生水準  $[W(u, x)]$ 은 達成可能한 極大의 社會厚生水準  $[\bar{W}(x)]$ 이 된다. 그러나 일반적으로 個別厚生은 不平等하게 分配되어 있으므로  $g(x) < 0$ 이고 따라서 現實社會厚生水準은 達成可能한 社會厚生水準보다 적다. Jorgenson-Slesnick(1984)가 제시한 형평의 원리를 대변할 수 있는 加重値는 다음과 같다.

$$a_k(x) = b_k(x) = \frac{m_0(A_k)}{\sum_{i=1}^K m_0(A_i)} \dots\dots\dots(4)$$

여기서  $m_0(A_k)$ 는  $k$ 家口의 總和家口同等化單位(general household equivalence scale)이다. 또한 加重值  $\gamma(x)$ 는 다음과 같이 주어진다.

$$\gamma(x) = \left\{ 1 + \left[ \frac{\sum_{k=1}^K m_0(A_k)}{m_0(A_j)} \right]^{-(\rho+1)} \right\}^{-1/\rho} \dots\dots(5)$$

여기서  $m_0(A_j) = \text{Min } m_0(A_k)$  이다.

Deaton-Muellbauer(1980)의 定義에 따른 「트랜스로그」間接效用函數下에서의 總和家口同等化單位는 다음과 같이 定義된다.

$$\ln m_0(A_k) = [1/D(p)] [\ln m(A_k)^\alpha a_p + 1/2 \ln m(A_k) B_{pp} \ln m(A_k) + \ln m(A_k) B_{pp} \ln p] \dots\dots\dots(6)$$

여기서

$$D(p) = -1 + \ell' B_{pp} \ln p$$

이고

$$\ln m(A_k) = B_{pp}^{-1} B_{pA} A_k \dots\dots\dots(7)$$

은  $k$ 家口의 品目別 「트랜스로그」 家口同等化單位(commodity specific tranlog household equivalence scale)이다. 行列  $B_{pp}$ 와  $B_{pA}$ 는 「트랜스로그」間接效用函數의 파라미터들의 行列이고,  $A_k$ 는  $k$ 家口의 特性值를 나타내는 벡터이다.

本 研究에서는 이 模型에 따라 추정된 劉鍾

6) 이것에 대한 보다 자세한 論議와 實證的 推定結果에 대해서는 劉鍾九·朱鶴中(1986,1987)을 參照할 것.

九·朱鶴中(1987)의 總和 및 品目別 家口同等化單位의 推定值를 利用하였다<sup>6)</sup>.

이와 같이 주어진 總和家口同等化單位下에서  $k$ 家口의 個別厚生函數(즉, 「트랜스로그」間接效用函數)  $W_k(x)$ 는 다음과 같은 형태를 취한다.

$$W_k(x) = \ln p' \alpha_p + 1/2 \ln p' B_{pp} \ln p - D(p) [M_k/m_0(A_k)] \dots\dots\dots(8)$$

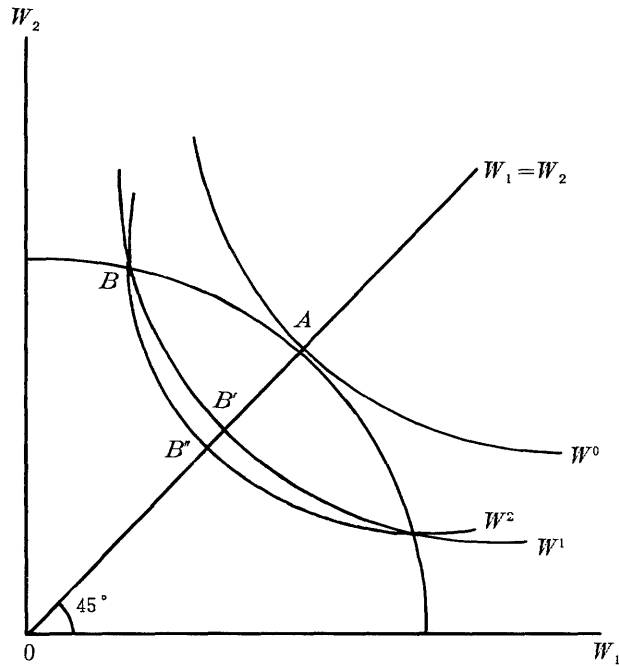
만약에 모든 家口들이 동일한 물가수준에 직면하여 있다고 한다면 파라미터  $\alpha_p$ ,  $B_{pp}$ , 그리고  $D(p)$ 는 모든 家口에 동일할 것이다. 따라서 個別厚生函數(8)은 Sen(1970, 1974)과 Roberts(1980)가 주장한 基數的 完全比較性(cardinal full comparability)條件을 만족시킨다. 이 결과 基數的 完全比較性을 만족시켜 주고 있는 社會厚生函數(1)이 적용될 수 있다. 絕對的 厚生不平等指數(absolute index of welfare inequality:  $AI(u, x)$ )는 達成可能한 極大의 厚生水準  $\bar{W}(x)$ (즉 效率值  $E[(u, x)]$ )와 現實社會厚生水準과의 差異로 定義된다.

$$AI(u, x) = E(u, x) - W(u, x) \dots\dots\dots(9)$$

相對的 厚生不平等度(relative index of welfare inequality:  $RI(u, x)$ )는 絕對的 厚生不平等도와 達成可能한 極大의 厚生水準과의 比率로 定義된다.

$$RI(u, x) = [AI(u, x)/E(u, x)] = 1 - [W(u, x)/E(u, x)] \dots\dots\dots(10)$$

[圖 1] 等厚生曲線의 기울기



## 2. 社會厚生函數와 不平等에 대한 容認度

不平等의 정도는 等厚生曲線(iso-welfare curve)의 기울기에 달려 있다는 사실은 잘 알려져 있다. Muellbauer(1974)가 주장하였듯이 주어진 不平等點에서 等厚生曲線의 기울기가 가파르면 가파를수록 不平等의 정도는 더욱 커진다.

[圖 1]에서 45度線은 完全平等線( $W_1=W_2$ )을 나타낸다.  $W^0$ 는 A點에 관련된 達成可能한 極大의 社會厚生水準이다. 點 B는 現實의 不平等한 厚生分布點을 나타낸다. 點 B와 관련된 社會厚生水準은  $W^1$ 이다. 點 B'는 個別厚生이 완전히 균등하게 배분되었을 경우 點 B와 동등한 厚生水準을 나타내 주는 점이다. 따라서 對稱的 厚生制約曲線下에서 現實의 社會厚

生水準( $W^1$ )은  $OB'$ 으로 대표되고, 極大의 社會厚生水準은  $OA$ 이다. 이것을 이용하여 우리는 앞節에서 論議한 不平等度를 정의할 수 있다. 絕對的 不平等度( $AI$ )는  $OA-OB'=AB'$ 이고, 相對的 不平等度( $RI$ )는  $AB'/OA$ 이다.

[圖 1]을 가지고 不平等度 測定에 있어서 等厚生曲線의 기울기의 영향을, 즉 Muellbauer(1974)의 주장을 쉽게 설명할 수 있다. 等厚生曲線  $W^1$ 보다 기울기가 가파른 또 다른 等厚生曲線を 點 B에 대응하여 그려 보면  $W^2$ 와 같다. 이  $W^2$ 와 관련된 現實의 社會厚生水準은  $OB''$ 으로 대표된다. 확실히  $AB' < AB''$ 이다. 따라서 絕對的 및 相對的 不平等度 모두 커지게 된다.

本 研究의 社會厚生函數(1)에서는 等厚生曲線의 기울기는  $\rho(x)$ 에 달려 있다.  $\rho(x)$ 가 감소하면(즉  $\rho = -1 \rightarrow \rho = -\infty$ ) 等厚生曲線의 기울기는 가팔라진다<sup>7)</sup>. [圖 1]로 설명하면

$\rho(x)$ 가 감소할수록 等厚生曲線  $W^1$ 이 더욱 옅은 等厚生曲線  $W^2$ 로 변화한다. 이 결과 주어진 不平等分布點  $B$ 에서  $\rho(x)$ 가 감소함에 따라서 絶對的 및 相對的 厚生不平等度 모두 증대한다. 그리고 (i)  $\rho(x) = -1$ 은 公利主義 形態의 等厚生曲線을 의미하고, (ii)  $\rho(x) = -\infty$ 는 Rawls 形態의 等厚生曲線을 의미함을 우리는 쉽게 증명할 수 있다.

따라서 어떤 한 社會의  $\rho(x)$ 의 값은 그 社會의 不平等에 대한 容認度의 정도를 나타내 준다고 볼 수 있다. 本 研究에서는 이  $\rho(x)$ 의 絶對값(즉  $|\rho(x)|$ )을 不平等에 대한 容認度라고 定義하였다. 즉  $|\rho(x)| \rightarrow \infty$ 일수록 不平等에 대한 容認度는 低下한다.

### 3. 지니係數

지니係數( $G$ )는 相對的 平均偏差(relative mean deviation)의 1/2이라는 것은 잘 알려져 있다. 지니係數는 다음과 같이 표현될 수 있다<sup>7)</sup>.

$$G = 1 + \frac{1}{K} - \frac{2}{K^2 \mu} \left[ \sum_{k=1}^K (K+1-k)y_k \right] \dots (11)$$

여기서  $\mu =$  平均所得,  $k$  ( $k=1, 2, \dots, K$ )는 家口數이고,  $y_k$ 는  $k$ 家口의 所得을 나타낸다. 이 지니係數式이 의미하는 바는 지니係數는 단지 각 家口의 所得을 加重平均한 것이며, 加重值( $K+1-k$ )는 所得序列에 의해서 결정됨

- 7) 이것에 대한 자세한 論議와 數學的 證明은 Jong G. Yoo(1985) 및 劉鍾九(1987)를 參考할 것.  
 8) 지니係數式의 導出過程과 그 의미에 대한 자세한 論議는 Yoo(1985)를 參照할 것.  
 9) 資料의 制約性에 대한 보다 자세한 論議는 朱鶴中(1979, 1982)을 參照할 것.

을 보여주고 있다.

## Ⅲ. 使用資料의 性格과 制限性

### 1. 性格과 制限性

本 研究에서 사용한 資料, 특히 總和 및 品目別 家口同等化單位의 推定을 위한 家計消費支出에 대한 時系列資料는 經濟企劃院의 『都市家計年報』에서 抽出하였다. 1978년 이후 上記의 家計年報에서는 調查對象家口의 上限線과 下限線을 대폭 확장하여 모든 계층의 가구들이 포함될 수 있도록 노력하였으나 아직도 同年報에서는 부자이거나 극히 가난한 계층의 가구들은 應答不良 등의 이유로 제외되고 있는 경향이 있다<sup>9)</sup>.

더군다나 都市家計調查에서는 標本家口가 매월 약 1/12씩 새로운 가구로 대체되고 있으므로 어떤 特定家口의 季節變動을 조정할 일 평균 消費支出 및 所得을 구할 수 없었다. 또한 『都市家計年報』에는 個別家口의 세세한 자료는 공표되어 있지 않으며 그 대신 家口의 特性(예를 들어, 家口員數別 또는 家口主의 年齡別)에 따른 階層別 平均值만이 보고되어 있다.

따라서 이와 같은 제약 때문에 이 『都市家計年報』의 時系列資料를 이용하여 所得不平等度를 추정할 경우 각 계층의 평균소득이 그 계층의 소득수준을 반영한다고 가정할 수밖에 없다. 이 결과 이 時系列資料를 이용하여 추정한 所得不平等度의 결과는 不平等 쪽보다는 平等 쪽으로 偏倚되는 경향이 있다<sup>10)</sup>.

〈表 1〉 都市家口の 職業別・家口員數別 標本家口數

(1981年 1月 基準)

|                | 2人    | 3人    | 4人    | 5人    | 6人    | 7人<br>以上 | 計     |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|-------|
| 日 傭 勤 勞 者      | 156   | 293   | 428   | 330   | 173   | 101      | 1,481 |
| 俸 給 者          | 95    | 147   | 289   | 216   | 130   | 60       | 937   |
| 自 營 業 者        | 40    | 158   | 320   | 270   | 166   | 115      | 1,069 |
| 計              | 291   | 598   | 1,037 | 816   | 469   | 276      | 3,487 |
| 家口員數別構成比(%)    |       |       |       |       |       |          |       |
| 日 傭 勤 勞 者      | 10.5  | 19.8  | 28.9  | 22.3  | 11.7  | 6.8      | 100.0 |
| 俸 給 者          | 10.1  | 15.7  | 30.8  | 23.1  | 13.9  | 6.4      | 100.0 |
| 自 營 業 者        | 3.7   | 14.8  | 29.9  | 25.3  | 15.5  | 10.8     | 100.0 |
| 計              | 8.3   | 17.1  | 29.7  | 23.4  | 13.4  | 7.9      | 100.0 |
| 職 業 別 構 成 比(%) |       |       |       |       |       |          |       |
| 日 傭 勤 勞 者      | 53.6  | 49.0  | 41.3  | 40.4  | 36.9  | 36.6     | 42.5  |
| 俸 給 者          | 32.6  | 24.6  | 27.9  | 26.5  | 27.7  | 21.7     | 26.9  |
| 自 營 業 者        | 13.8  | 26.4  | 30.9  | 33.1  | 35.4  | 41.7     | 30.6  |
| 計              | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0    | 100.0 |

또한 이 평균한 자료는 階層內的 個別單位 들간의 所得 및 消費支出패턴의 차이를 반영해 주지 못하기 때문에 비록 이 평균한 時系列資料를 이용하여 所得不平等度의 推移는 파악될 수 있다고 하더라도 階層內的 不平等의 파악은 거의 불가능하다. 따라서 本 研究의 基本目標가 階層內 및 階層間的 不平等度의 分析이므로 平均된 時系列資料를 사용하지 않고 1984년 한해의 「크로스섹션」資料를 이용했다.

1984년 한해의 「크로스섹션」資料는 〈表 1〉에서 보는 바와 같이 총 3,487개의 標本家口(1월기준)로 구성되어 있어서 時系列資料보다는 精確한 階層內 및 階層間的 不平等度를 반영해 줄 것으로 보인다. 그러나 앞서서도 論議한

바와 같이 都市家計調査에서는 調査對象標本家口가 1/12씩 每月 새로운 標本家口로 대체되고 있으므로 이 3,487家口에 대한 季節變動을 調整한 月평균 所得 및 消費支出 資料를 구할 수 없다. 家計의 消費支出과 所得은 季節變動에 매우 민감하므로(冠婚喪祭 및 大學登錄金의 支出이나 보너스의 支給 등) 季節變動을 제거하기 위해서는 家口特性에 따른 平均値를 사용할 수밖에 없었다.

家口의 特性別 區分은 劉鍾九·朱鶴中(1987)의 家口同等化單位 研究에서의 區分에 따랐다. 階層內的 不平等을 보다 精確히 반영하기 위하여 劉鍾九·朱鶴中의 上記 研究에서의 區分(총 144개)보다도 家口주의 職業을 보다 더 세분하여 총 432개의 標本家口에 대한 月平均 資料를 얻었다. 家口特性의 分類는 다음과 같

10) Bhalla(1979)도 동일한 結論에 도달하였다.

다.

(i) 家口主의 職業<sup>11)</sup>: 日傭勤勞者(技能工 및 常傭勞務者, 自由勞務者), 俸給者(公務員, 公務員外 事務從事者), 自營業者(商人, 個人經營者, 法人經營者, 自由業者, 其他).

(ii) 家口規模 : 2人, 3人, 4人, 5人, 6人, 7人 이상.

(iii) 家口主의 年齡 : 24세 이하, 25~29, 30~39, 40~44, 45~49, 50~54, 55세 이상.

각 家口는 上記한 세가지 大範疇 중 각각 어느 하나의 小範疇에 속하도록 분류하였다. 이 결과 本 研究에서는 총 432[=9(家口主의 職業)×6(家口規模)×8(家口主의 年齡)]가지의 家口特性別로 標本家口그룹의 月平均資料를 얻을 수 있었다. 이 432개의 標本家口그룹은 階層內의 不平等分析에 비교적 충분한 자료를 제공해 주고 있다. 즉 예를 들어 家口規模에 따른 階層(총 6個階層)의 경우에는 각 계층마다 9(家口主의 職業)×8(家口主의 年齡)=72個의 標本家口그룹으로 구성된다.

그러나 아직도 이와 같은 과정에 따라 얻어진 平均資料는 個別家口의 所得 및 消費支出의 行態를 정확히 반영해 주지 못하기 때문에 이것으로부터 얻어지는 不平等度의 推定値는 不平等보다는 平等 쪽으로 偏倚되는 경향이 있다. 그러나 同 平均資料는 季節變動을 除去해 주고 있으며 本 研究의 基本目的이 階層內

및 階層間의 不平等의 比較分析에 있으므로 階層內 및 階層間의 不平等을 比較분석하는데는 이 평균한 자료도 비교적 충분한 정보를 제공해 줄 것으로 보인다.

## 2. 所得 및 消費支出 內譯

『都市家計年報』에는 自營業者家口들에 대한 所得資料는 보고되지 않고 있다. 그러나 「크로스섹션」資料, 즉 上記 年報의 作成을 위한 기초적인 電算데이터에는 自營業者家口들에 대한 소득이 수록되어 있다. 그러나 일반적으로 自營業者의 所得은 적게 보고되고 있는(under reporting) 경향이 있으며 自營業者, 특히 商人和 같은 零細自營業者家口에서는 所得과 費用의 概念이 명확히 구별되지 않고 있으므로 「크로스섹션」資料에 수록되어 있는 自營業者家口의 所得資料의 信賴性은 다소 미약할 것으로 보인다. 그러나 自營業者家口들의 所得을 추정할 餘他の 代案이 현재로서는 없으므로 本 研究에서는 「크로스섹션」資料에 수록되어 있는 所得資料를 그대로 사용할 수밖에 없었다. 따라서 自營業者家口들에 대한 所得不平等指數 推定値의 信賴性은 다소 부족할 것으로 보이나 階層內의 不平等을 比較분석하는데는 큰 무리가 없을 것으로 보인다.

入住形態에 따른 住居費를 고찰해 보면, 月貰入住者의 경우 貰入者가 매월 지불하는 月貰額은 費用의 概念이다. 그러나 傳貰入住者나 自家住宅의 所有者는 月貰를 지불하지 않는다. 즉, 이 두 部類 家口의 경우에는 資産을 所有(傳貰入住者의 경우에는 傳貰金이라는 金融資産)하고 있기 때문에 보다 많은 행복을 향유할 수 있다. 따라서 本 研究에서는 傳貰評

11) 家口主의 職業分類에 대한 보다 자세한 내용은 經濟企劃院, 『都市家計年報』, 1985, pp.232~233을 參照할 것. 上記 年報의 家口區分의 分類를 本 研究에서는 家口主의 職業이라고 假定하였다.



〈表 2〉 家口主의 職業別 月平均 家口所得 內譯(1984)

(단위: 원)

|                 | 全 家 口   |       | 日 傭 勤 勞 者 |       | 俸 給 者   |       | 自 營 業 者 |       |
|-----------------|---------|-------|-----------|-------|---------|-------|---------|-------|
|                 | 金 額     | 構 成 比 | 金 額       | 構 成 比 | 金 額     | 構 成 比 | 金 額     | 構 成 比 |
| 總 所 得           | 458,901 | 100.0 | 359,530   | 100.0 | 643,264 | 100.0 | 446,388 | 100.0 |
| 勤 勞 所 得         | 230,387 | 50.2  | 280,202   | 77.9  | 491,371 | 76.4  | 23,073  | 5.2   |
| 家 口 主 所 得       | 203,062 | 44.2  | 248,384   | 69.1  | 452,358 | 70.3  | 7,285   | 1.6   |
| 其 他 家 口 員 所 得   | 27,325  | 6.0   | 31,818    | 8.8   | 39,013  | 6.1   | 15,788  | 3.5   |
| 事 業 및 副 業 所 得   | 105,695 | 23.0  | 8,956     | 2.5   | 8,135   | 1.3   | 260,945 | 58.5  |
| 其 他 所 得         | 122,820 | 26.8  | 70,373    | 19.6  | 143,758 | 22.3  | 162,369 | 36.4  |
| 自 家 및 傳 貰 評 價 額 | 66,234  | 14.4  | 43,274    | 12.0  | 92,497  | 14.4  | 73,219  | 16.4  |
| 利 子 및 配 當 金     | 4,582   | 1.0   | 2,731     | 0.8   | 7,729   | 1.2   | 4,522   | 1.0   |
| 賃 貸 料           | 8,772   | 1.9   | 3,921     | 1.1   | 9,183   | 1.4   | 13,351  | 3.0   |
| 受 贈 및 補 助       | 27,243  | 5.9   | 7,529     | 2.1   | 11,059  | 1.7   | 56,646  | 12.7  |
| 其 他             | 15,989  | 3.5   | 12,918    | 3.6   | 23,290  | 3.6   | 14,631  | 3.3   |

資料: 經濟企劃院, 『都市家計年報』(調查테이프), 1984.

價額과 自家評價額을 資産을 所有함으로써 얻어지는 所得(inputed income)으로 處理하여 總所得額에 포함시켰다.

이와 같은 所得의 概念에 의거한 所得資料의 內譯과 이것에 따른 平均所得의 構成은 〈表 2〉와 같다. 이 表에서 보는 바와 같이 全家口의 경우에는 근로소득이 總所得에서 50.2%를 차지하고 있으며 財産을 所有함으로써 얻게되는 所得(傳貰 및 自家評價額+利子 및 配當金+賃貸料)이 17.3%를, 그리고 父母들로부터 받고 있는 "受贈 및 補助"가 5.9%를 占有하고 있어 이들 세 가지 형태의 소득이 總所得의 대부분을 구성하고 있다. 日傭勤勞者나 俸給者의 경우에는 소득의 대부분이 勤勞所得으로부터 나오고 있으나 自營業者의 경우에는 事業 및 副業所得에서 얻고 있다.

財産所得이 차지하고 있는 比重을 家口主의 職業別로 살펴 보면 日傭勤勞者(13.9%)→俸

給者(17.0%)→自營業者(20.4%)의 順으로 나타나고 있어 自營業者가 財産所得에 가장 크게 依存하고 있음을 보여주고 있다.

支出資料는 非消費支出과 其他支出을 제외한 순수한 消費支出만을 대상으로 하였다. 消費支出의 立場에서 보면 傳貰 및 自家評價額도 暗默的인 住居費이므로, 本 研究에서는 消費支出에 傳貰 및 自家評價額을 포함시켰다. 이와 같은 消費支出의 概念에 의해서 消費支出資料의 內譯과 이것에 따른 平均消費支出의 構成은 〈表 3〉과 같다. 飲食物費의 支出比重, 즉 恩給係數는 日傭勤勞者家口가 가장 높게 나타나 있다. 住居 및 什器에 대한 支出은 自營業者家口들이 가장 높은 支出比重을 보이고 있다.

〈表 3〉 家口主의 職業別 月平均 消費支出 內譯(1984)

(단위: 원)

|                 | 全 家 口   |       | 日 傭 勤 勞 者 |       | 俸 給 者   |       | 自 營 業 者 |       |
|-----------------|---------|-------|-----------|-------|---------|-------|---------|-------|
|                 | 金 額     | 構 成 比 | 金 額       | 構 成 比 | 金 額     | 構 成 比 | 金 額     | 構 成 比 |
| 消 費 支 出         | 367,619 | 100.0 | 280,907   | 100.0 | 468,998 | 100.0 | 392,657 | 100.0 |
| 飲 食 料 品         | 113,194 | 30.8  | 95,661    | 34.1  | 131,280 | 28.0  | 119,714 | 30.5  |
| 住 居 및 什 器       | 94,000  | 25.6  | 63,664    | 22.7  | 122,903 | 26.2  | 106,727 | 27.2  |
| 光 熱 및 水 道       | 45,867  | 12.5  | 35,497    | 12.6  | 57,161  | 11.2  | 49,364  | 12.6  |
| 衣 類 및 신 발       | 23,364  | 6.4   | 18,014    | 6.4   | 30,370  | 6.5   | 24,455  | 6.2   |
| 其 他 支 出         | 91,194  | 24.8  | 68,071    | 24.2  | 127,284 | 27.1  | 92,397  | 23.5  |
| 保 健 · 醫 療       | 21,425  | 5.8   | 17,134    | 6.1   | 29,633  | 6.3   | 20,734  | 5.3   |
| 教 育 · 教 養 · 娛 樂 | 10,213  | 2.8   | 6,925     | 2.5   | 14,538  | 3.1   | 10,872  | 2.8   |
| 交 通 · 通 信       | 19,299  | 5.2   | 14,684    | 5.2   | 23,744  | 5.1   | 21,206  | 5.4   |
| 其 他 消 費 支 出     | 40,257  | 11.0  | 29,328    | 10.4  | 59,369  | 12.7  | 39,585  | 10.1  |

資料: 經濟企劃院, 『都市家計年報』(調査테이프), 1984.

가 현실의 所得不平等을 보다 더 잘 반영하여 줄 것이다<sup>12)</sup>.

#### IV. 推定의 結果와 그 意義

家口들은 規模, 年齡構造, 教育水準, 그리고 家口들간의 상이한 消費支出패턴을 설명하여 주는 餘他の 特性들이 각각 다르다는 사실은 의심의 여지가 없다. 따라서 巨視經濟模型의 分析에서나 微視經濟模型의 分析에서 모두 模型에 家口特性들의 영향을 반영하는 것이 보다 유용하리라 생각된다. 특히 家口所得分配를 분석함에 있어서는 단순한 家口所得의 分配보다는 家口의 特性을 고려한 家口所得分配

따라서 本 研究에서는 劉鍾九·朱鶴中(1987)의 研究에서 추정된 總和家口同等化單位( $m_{ok}$ )를 이용하여 家口員當 同等化家口所得 및 消費支出을 산정하였다. 家口員當 同等化家口所得은 該當家口의 總所得( $y_k$ )을 그 家口의 特性別 總和家口同等化單位( $m_{ok}$ )로 나누어 줌( $y_k/m_{ok}$ )으로써 얻어진다. 家口員當 同等化消費支出도 동일한 방법에 의해서 얻을 수 있다.

劉鍾九(1987) 및 Yoo-Kwon(1987)이 論議한 바와 같이 로렌츠曲線에 근거한 지니係數는 衡平主義原則에 위배되고 또한 여러 가지 문제점을 지니고 있다<sup>13)</sup>. 특히 分配의 序列을 비교하는 데 있어서는 지니係數가 完全序列決定(complete ordering)을 제공해 주지 못하기 때문에 지니係數 자체가 주는 의미는 완벽하지 못하다. 그러나 不平等을 추정하는 데 있어 지니係數는 그 추정방법이 간편하고 더군

12) Kakwani(1983)도 家口同等化單位를 考慮한 所得不平等度(지니係數를 이용)의 推定의 妥當性을 提示하였다.

13) 지니係數의 問題點에 대해서는 Dasgupta-Sen-Starrett(1973), Sen(1973), 그리고 Deaton-Muellbauer(1980)도 參照할 것.

다나 本 研究가 「크로스섹션」分析에 중점을 두고 있으므로 지니係數를 가지고도 비교분석을 하는 데는 별로 큰 무리가 없을 것으로 보인다.

지니係數의 問題點을 보완하기 위하여 本 研究에서는 社會厚生函數에 근거한 相對的 厚生不平等度를 제시하였다. 지니係數가 의미하는 社會厚生函數는 "強오목"(strictly quasi-concave)하지는 않고 "準오목"(quasi-concave)하므로 이것과 비교가능하게 하기 위하여 <表 4>에서는  $\rho = -1$ 에서의 相對的 厚生不平等度의 推定値를 提示하였다.

本 研究模型의 社會厚生函數(1)에서  $\rho = -1$ 이라는 의미는 지니係數가 의미하는 社會厚生函數에서와 같이 한 個人의 厚生의 社會厚生에 대한 限界寄與度가 他人들의 厚生水準과는 무관함을 의미한다.

$$\frac{\partial}{\partial W_j} \left( \frac{\partial W(u, x)}{\partial W_k} \right) = 0$$

우리는 일반적으로 한 개인의 후생수준에 대한 社會的 評價는 타인들의 후생수준과도 매우 밀접한 관련이 있다고 인정하고 있으므로  $\rho = -1$ 값이 아니라  $\rho < -1$  값을 취하는 것이 보다 바람직할 것으로 보인다.

지금까지 논의한 所得 및 消費支出資料를 근거로 하여 第II章에서 전개한 모형들에 따라 추정된 우리나라 都市家口들의 不平等度는 <表 4>와 같다. 相對的 厚生不平等度는 式(10)에 의해서, 지니係數는 式(11)에 의해서 추정되었다.

<表 4>에 의하면 먼저 단순한 家口所得 및 消費支出分布에 따른 지니係數(所得(I) 및 消費支出(I))와 家口의 特性을 고려한 家口

員當 所得 및 消費支出分布에 따른 지니係數(所得(II) 및 消費支出(II))를 비교시켜 보면 所得 및 消費支出分布 모두 몇몇 예외적인 것을 제외하고는 일반적인 추이는 유사하게 나타나 있다. 또한 일반적으로 家口員當 所得 및 消費支出分布에 따른 지니係數가 단순한 家口所得 및 消費支出分布에 따른 지니係數보다 낮게 나타나고 있다. 이것은 家口의 特性을 고려한 家口員當 所得 및 消費支出分布가 단순한 家口所得 및 消費支出보다는 형평하게 配分되어 있음을 보여주고 있음을 뜻한다. 앞서서도 論議한 바와 같이 現實의 不平等度의 정확한 반영이라는 측면에서 보았을 경우 家口들의 相異한 特性들을 고려한 所得 및 消費支出分布가 보다 더 바람직할 것으로 보인다.

그리고 相對的 厚生不平等도와 지니係數를 비교시켜 보면 숫자 그 자체로 본 不平等度는 相對的 厚生不平等도가 지니係數보다 매우 낮게 나타나고 있다. 그러나 숫자 그 자체는 推定方法論上的 差異에서 발생하는 것이므로 큰 의미는 없을 것으로 보인다.

두 不平等度 推定方法에 따른 不平等度의 階層間的 推移를 보면 계층간의 변화의 정도에는 두 不平等度간에 상당한 차이가 있으나 일반적인 추세는 유사하게 나타나고 있다. 이것은 단순히 추이만을 파악하는 데는 두 方法論上에는 큰 문제가 없음을 의미하나 계층별의 不平等度의 정도를 비교 분석하는 데는 상당한 차이가 있음을 의미한다고 생각된다.

本 研究에서  $\rho = -1.5$ 일 때 全家口에 대한 相對的 厚生不平等度는 0.3163으로 나타나고 있다. 즉  $\rho = -1$ 일 때의 相對的 厚生不平等度 0.05268(<表 4 참조>)보다 매우 높게 나타나고 있다. 이것이 의미하는 것은 한 個人의 厚生에

〈表 4〉 우리나라 都市家口들의 不平等度

|               | 相 對 的<br>厚 生 平 均 等 度<br>( $\rho = -1$ ) | 지 니 係 數   |               |            |                |
|---------------|---|-----------|---------------|------------|----------------|
|               |   | 所 得 ( I ) | 消 費 支 出 ( I ) | 所 得 ( II ) | 消 費 支 出 ( II ) |
| 全 家 口         | 0.05268                                 | 0.29344   | 0.26755       | 0.26402    | 0.22898        |
| 家 口 主 的 職 業 別 |   |           |               |            |                |
| 日 傭 勤 勞 者     | 0.03671                                 | 0.17783   | 0.16604       | 0.15419    | 0.15408        |
| 俸 給 者         | 0.04132                                 | 0.16893   | 0.18188       | 0.18290    | 0.18618        |
| 自 營 業 者       | 0.05821                                 | 0.32136   | 0.28904       | 0.29464    | 0.24852        |
| 家 口 員 數 別     |   |           |               |            |                |
| 2 人           | 0.04726                                 | 0.30268   | 0.22570       | 0.27377    | 0.20917        |
| 3 人           | 0.03610                                 | 0.22921   | 0.17650       | 0.19589    | 0.15160        |
| 4 人           | 0.04581                                 | 0.25797   | 0.22953       | 0.23455    | 0.20266        |
| 5 人           | 0.05190                                 | 0.25999   | 0.23710       | 0.24455    | 0.23222        |
| 6 人           | 0.05365                                 | 0.29313   | 0.25476       | 0.26453    | 0.23741        |
| 7 人 以 上       | 0.04920                                 | 0.29693   | 0.26902       | 0.27285    | 0.25117        |
| 家 口 主 的 年 齡 別 |   |           |               |            |                |
| 24 세 이 하      | 0.05332                                 | 0.20270   | 0.22591       | 0.22511    | 0.21812        |
| 25 ~ 29       | 0.03808                                 | 0.16745   | 0.17143       | 0.19621    | 0.17432        |
| 30 ~ 34       | 0.05539                                 | 0.31521   | 0.32578       | 0.29793    | 0.26425        |
| 35 ~ 39       | 0.04941                                 | 0.26584   | 0.20121       | 0.26700    | 0.22188        |
| 40 ~ 44       | 0.05145                                 | 0.26795   | 0.26301       | 0.27456    | 0.24034        |
| 45 ~ 49       | 0.04967                                 | 0.30311   | 0.22674       | 0.28640    | 0.19821        |
| 50 ~ 54       | 0.03769                                 | 0.27124   | 0.25440       | 0.19900    | 0.17313        |
| 55 세 이 상      | 0.06884                                 | 0.33186   | 0.31331       | 0.29893    | 0.27033        |

註：1) 所得(I) 및 消費支出(I)은 家口當 總所得 및 總消費지출을 意味함.

2) 所得(II) 및 消費支出(II)은 同等化消費單位로 나누어 준 家口員當 所得 및 消費지출임.

대한 他人들의 영향이 크면 클수록 不平等度가 커짐을 뜻한다. 다시 말하면, 주어진 不平等한 厚生分布狀況下에서도 개개인들이 자기의 厚生을 남들의 厚生과 비교하는 정도, 즉 主觀的 認識에 따라 不平等의 정도는 달라짐을 뜻한다. 換言하면, 不平等에 대한 容認度가 낮으면 낮을수록 不平等의 정도는 커져 감을 뜻한다.

Atkinson(1970)은 어떤 한 社會의 所得이 증가함에 따라 富者와 貧者의 絕對的인 所得의 罅(gap)이 커져 가는 傾向이 있으므로 그 社會의 不平等에 대한 容認度는 낮아간다고

주장하였다. 그러나 그 社會의 不平等에 대한 容認度의 정도는 所得뿐만이 아니라 그 나라의 역사적, 문화적, 사회적 배경에도 影响을 받을 것이다. 예를 들어 現世觀보다는 來世觀이 뚜렷한 종교를 가지고 있는 文化圈에서는 現世觀만이 투철한 文化圈보다 現實의 不平等에 대한 容認度가 높을 것이라는 것은 누구나 인정할 수 있는 事實일 것이다.

朱鶴中(1987) 博士가 주장한 바와 같이 우리나라는 과거 20여년 동안 급속한 經濟發展을 이루어 왔으나 經濟社會發展過程에 수반되는 經濟적, 사회적 마찰과 부작용을 해소하고

국민의식, 경제사회질서 및 제도 등 여러 측면이 이 급속한 經濟成長과 均衡있게 發展할 수 있는 기회와 여유를 지니지 못하였음은 부인할 수 없다. 거대한 地下經濟의 존재도 또한 不平等에 대한 容認度를 더욱 낮게 만드는 요인으로 작용할 것이다<sup>14)</sup>.

〈表 4〉에는 또한 消費支出分布에 따른 지니係數도 提示하였다. 第Ⅲ章에서 이미 논의한 바와 같이 소득은 일반적으로 낮게 보고되고 있는 경향이 있으므로, 消費支出分布에 따른 지니係數가 本 研究 目的을 위해서는 보다 정확한 情報를 제공해 줄 것으로 보여진다.

本 研究는 既存의 研究結果[예를 들어, Yoo-Kwon(1987); 朱鶴中·尹珠賢(1984)]들과는 研究方法 및 標本의 處理內容 등이 다르므로 이들과의 不平等度에 대한 직접적인 時系列 比較分析은 試圖하지 않았다. 本 研究의 基本目標가 階層間 및 階層內의 不平等度에 대한 분석이므로, 이 목적에 충실하기 위하여 「크로스 섉션」분석에만 중점을 두었다.

### 1. 家口主의 職業階層別 不平等度

家口主의 職業別로 不平等度를 계산하여 보면 〈表 4〉에서와 같이 家口同等化單位를 고려하지 않은 所得(I)의 경우를 제외하고는 일반적으로 日傭勤勞者→俸給者→自營業者의 順으로 不平等度가 커지고 있다.

앞에서도 논의한 바와 같이 家口의 所得 및 消費支出의 不平等을 분석함에 있어서 家口의 特性을 반영한 家口의 所得 및 消費支出分布가 보다 바람직할 것으로 보이므로 所得(I)에

14) 우리나라 地下經濟에 대해서는 崔洸(1987)을 參照할 것.

근거한 不平等度의 推定値는 本 研究目的에 相當한 의미를 줄 것으로는 보이지 않는다.

日傭勤勞者家口階層의 不平等度가 가장 낮고 自營業者家口階層의 不平等度가 가장 높게 나타나고 있는 이유는 여러 가지가 있을 것으로 보이나 그 중 중요한 요인들은 다음과 같다.

첫째, 〈表 4〉를 〈表 2〉와 對比시켜 보면 所得不平等度(所得(II))의 정도는 總所得 중 勤勞所得이 차지하는 比重(自營業者의 경우 事業 및 副業所得을 勤勞所得이라고 假定하더라도)과는 負의 關係를 지니고 있고 財產所得(=其他所得-其他)이 차지하는 比重과는 正의 關係를 보여주고 있다. 이것은 Kravis(1960, 1973)가 주장하였듯이 勤勞所得이 財產所得보다는 보다 均平하게 分배되어 있으므로 勤勞所得의 比重이 높은 계층일수록 所得不平等度가 낮음을 보여주고 있다. 이와 같은 Kravis의 주장은 消費支出의 分配에서도 나타나고 있다. 즉 〈表 4〉와 〈表 3〉을 비교시켜 보면 家口主의 職業別 消費支出分配에 있어서의 不平等의 정도는 傳貰 및 自家評價額을 포함한 住居 및 什器에 대한 支出과 正의 關係를 가지고 있다.

둘째, 俸給者家口階層의 不平等度가 日傭勤勞者家口階層의 不平等의 정도보다 높게 나타나고 있는데, 이것은 學歷間的 賃金隔差를 반영해 주고 있는 것으로 보인다. 두 階層間的 財產所得 比重의 差異는 自營業者家口의 그것에 비하여 상대적으로 크지 않으므로 俸給者家口階層과 日傭勤勞者家口階層과의 不平等度의 差異는 勤勞所得에서 비롯된다고 생각된다. 日傭勤勞者의 日當, 즉 품삯(wage)은 職種間에 다소의 차이는 있을 것으로 보이나 근본적

으로 그들의 日當은 學歷水準과 관계없이 거의 일률적이다. 그러나 俸給者들의 俸給 差異는 상대적으로 극심하며, 이것은 學歷水準과 매우 밀접한 관련이 있는 것으로 많은 연구에서 발표되고 있다. 따라서 俸給者家口의 不平等은 學歷間 賃金隔差로부터 비롯되는 것으로 보인다.

세째, 自營業者의 不平等은 財産所得의 差異에 큰 영향을 받고 있으나 이것보다도 더욱 큰 영향은 事業 및 副業所得의 差異일 것으로 보인다. 自營業者란 구멍가게 등을 열고 있는 小規模 零細商人들로부터 企業을 경영하고 있는 企業家들까지를 포괄하고 있어서 事業 및 副業所得의 差異가 극심하므로 不平等도가 餘他階層의 그것에 비하여 높게 나타나고 있는 것으로 思料된다. 自營業者家口의 階層內 不平等도가 높다는 것은 朱鶴中·尹珠賢(1984)이 주장한 都市自營業者家口의 增大가 우리나라의 所得不平等을 악화시켰다는 주장을 뒷받침해 주는 것으로 보인다.

## 2. 家口員數 階層別 不平等度

家口員數에 따른 6個의 階層別 不平等도는 <表 4>와 같다. 家口員數 階層別 不平等의 特徵은 <表 4> 및 [圖 2]에서 본 바와 같이, 첫째 家口員數가 2人家口의 不平等도가 餘他家口, 특히 3人家口에 비하여 상대적으로 매우 높다. 둘째 3人以上 家口의 경우에는 家口員數가 증가함에 따라 不平等의 정도도 커지고 있다.

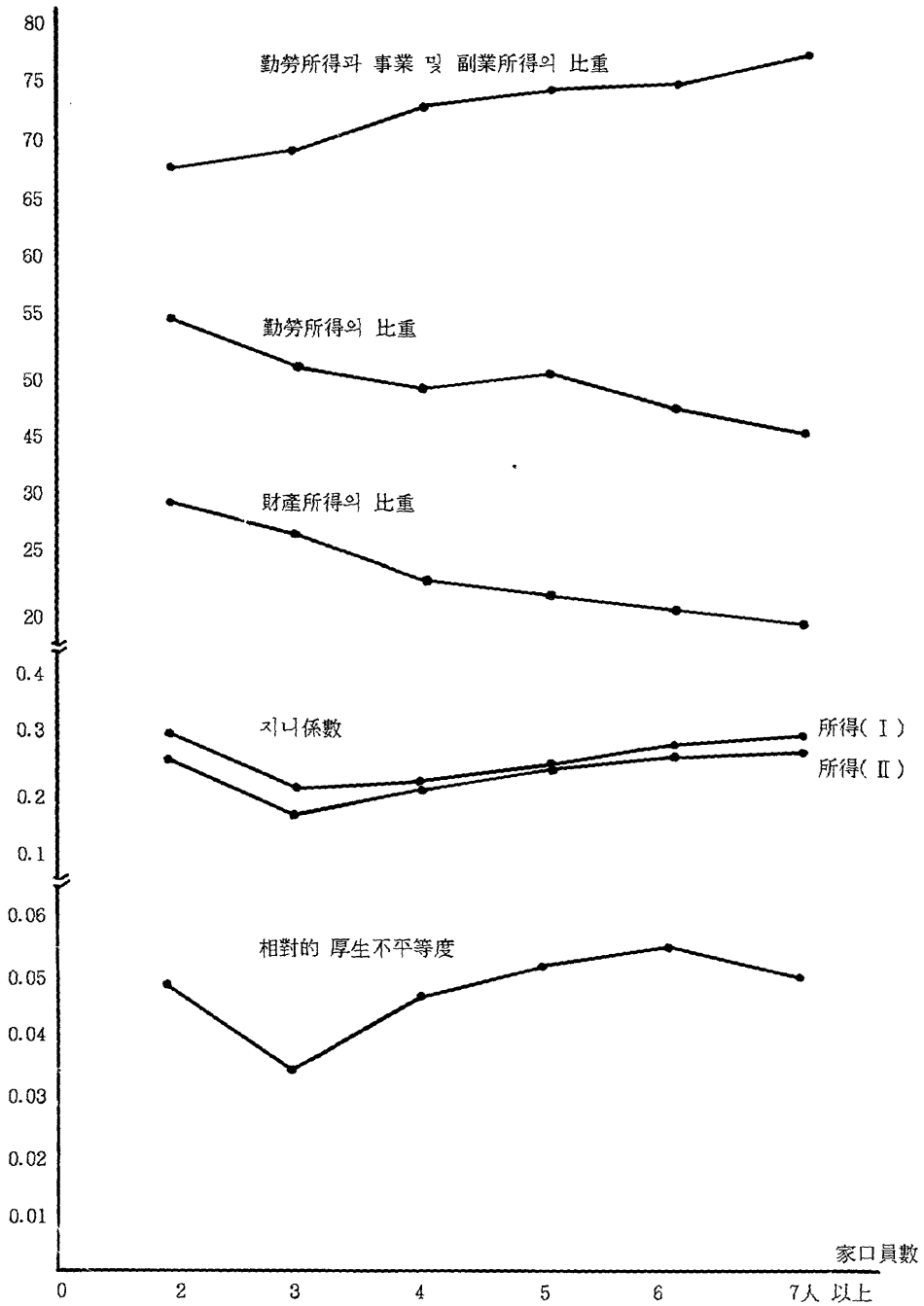
이와 같은 現象은 家口主의 職業階層別 不平等度에서와 같이 不平等도와 財産所得의 比重과의 關係(즉, 正의 關係)로 설명될 수 있

다. [圖 2] 및 <附表 1>에서 보는 바와 같이 財産所得이 크면 클수록 不平等도가 높아지고 있다. 특히 2人家口는 新婚家庭이거나 老夫婦家口가 일반적일 것이므로 父母나 子女들로부터 받은 "受贈 및 補助"의 比重이 餘他の 家口員數 階層別家口보다 높게 나타나고 있으므로, 2人家口의 階層內 不平等이 높은 이유는 遺産이나 受贈 및 補助의 有無가 크게 작용하기 때문일 것으로 보인다. 受贈 및 補助의 役割은 家口員數가 늘어감에 따라 차츰 감소되고 있다.

消費支出의 側面에서 보면 家口主의 職業階層別 不平等度에서와 같이 不平等도와 "住居 및 什器"에 대한 支出과는 밀접한 상관관계가 있는 것으로 보인다. <附表 2>에서 보는 바와 같이 2人家口의 住居 및 什器에 대한 支出比重은 3人 또는 4人家口의 그것보다 훨씬 높게 나타나고 있으며, 住居 및 什器에 대한 支出比重이 증대될수록 不平等도 높아지고 있다.

不平等의 정도와 勤勞所得과의 負의 關係는 비교적 소규모인 6個의 階層을 가지고는 잘 나타나지 않는다. 그 理由는 事業 및 副業所得의 比重이 클 뿐만 아니라 階層間의 差異가 심하므로 그것이 不平等에 미치는 영향이 크기 때문일 것이다. 事業 및 副業所得과 財産所得은 혼합되어 있다. 즉 企業을 경영하고 있는 사람의 경우 事業 및 副業所得의 一部는 그 자신의 勞動力을 提供함으로써 얻어지는 勤勞所得일 것이며 나머지 一部는 自己資産에 대한 代價로서의 財産所得이다. 따라서 事業 및 副業所得을 勤勞所得과 財産所得으로 엄격히 구별한다는 것은 既存의 『都市家計年報』 調査資料로서는 거의 불가능하다. 또한 家口

[圖 2] 家口員數 階層別 不平等度



主의 職業別 分類에서는 自營業者의 경우 事業 및 副業所得이 뚜렷이 구별(表 2 참조)되어 나타나고 있으나 家口員數別 分類로는 自營業者가 명확히 구별되지 않으므로 自營業者의 事業 및 副業所得이 별도로 파악되지 않는다.

매우 비현실적이기는 하나 事業 및 副業所得을 勤勞所得이라고 假定하고 事業 및 副業所得과 勤勞所得을 합한 比重과 不平等度를 대비시켜 보면 [圖 2]에서와 같이 어느 정도 不平等도와 負의 關係를 발견할 수 있다. 그러나 이것은 소규모의 階層數를 근거로 한 것이기 때문에 그 妥當性이 매우 희박할 것으로 보인다.

### 3. 家口主의 年齡階層別 不平等度

家口主의 年齡別 分類에 따른 8個의 階層別 不平等도는 <表 4>와 같다. 家口主의 年齡階層別 不平等度의 特徵은 다음과 같다.

첫째, 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口階層의 不平等도가 家口主의 年齡이 25~29歲인 家口階層의 不平等보다 약 20%以上 높게 나타나고 있다. 둘째, 家口主의 年齡이 증가함에 따라 不平等도 증대되는 현상을 보이고 있으나 예외적으로 家口主의 年齡이 50~54歲인 階層家口의 不平等도는 餘他階層의 不平等도보다는 낮게(消費支出(1)의 경우는 제외하고) 나타나고 있다.

이와 같은 현상은 앞의 분석에서와 같이 不平等도와 財産所得의 比重과의 關係로 설명될 수 있다. <附表 3>에서 보는 바와 같이 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口의 경우 財産所得이 總所得에서 차지하는 比重이 36.7%로 家口

主의 年齡이 55歲以上인 家口를 제외한 餘他階層家口의 그것보다 훨씬 높다. 특히 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口의 財産所得의 48.6%는 父母로부터 받은 受贈 및 補助이다. 이것은 이 階層의 家口는 結婚初期로서 父母로부터 물려받은 遺産 또는 補助에 크게 의존하고 있기 때문인 것으로 보인다. 受贈 및 補助의 比重이 25歲以後 54歲까지 점차 줄어드는 것을 보아도 父母로부터 물려받은 遺産과 補助의 영향은 結婚初期에 가장 큰 것으로 보인다. 家口主의 年齡이 55歲以上의 家口의 受贈 및 補助가 12.3%로 높게 나타나고 있는데, 이것은 이 階層의 家庭의 경우에는 父母로부터의 補助가 아니라 老年期에 있어서의 子女들로부터의 補助가 主流를 이루고 있기 때문일 것으로 생각된다.

消費支出의 分布에서 보면 앞의 분석에서와 마찬가지로 消費支出의 不平等은 "住居 및 什器"의 支出에 起因하고 있다. <表 4>를 <附表 4>와 대비시켜 보면 不平等의 정도와 住居 및 什器에 대한 支出比重이 거의 동일하게 움직이고 있다.

家口主의 年齡階層別 不平等도는 상대적으로 많은 階層(8個 階層)에서 추정되었고 事業 및 副業所得의 比重이 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口를 제외하고는 家口員數別 分布에서보다는 상대적으로 階層別로 고르게 分布되어 있어서, 이 家口主의 年齡階層別 資料를 가지고 不平等도와 財産所得과의 正의 關係, 그리고 不平等도와 勤勞所得과의 負의 關係가 보다 잘 파악될 것으로 보인다. 이 관계를 보다 명확히 파악하기 위하여 다음과 같은 간단한 模型을 設定하였다.



〈表 5〉 推定の 結果

| 依 存 變 數 | 獨 立 變 數 | $\alpha$ |       | $\beta$ |       | $R^2$  |
|---------|---------|----------|-------|---------|-------|--------|
|         |         | 推 定 值    | $t$ 값 | 推 定 值   | $t$ 값 |        |
| $y_1$   | $X_1$   | 0.0041   | 5.55  | -0.0007 | -2.25 | 0.4584 |
|         | $X_2$   | 0.0270   | 2.68  | 0.0008  | 2.43  | 0.4956 |
|         | $X_3$   | 0.0262   | 3.06  | 0.0010  | 2.76  | 0.5935 |
| $y_2$   | $X_1$   | 0.4604   | 5.53  | -0.0040 | -2.38 | 0.4584 |
|         | $X_2$   | 0.2610   | 3.27  | 0.0002  | 0.06  | 0.0006 |
|         | $X_3$   | 0.2504   | 3.24  | 0.0006  | 0.21  | 0.0074 |
| $y_3$   | $X_1$   | 0.3581   | 4.60  | -0.0021 | -1.34 | 0.2306 |
|         | $X_2$   | 0.2345   | 3.89  | 0.0007  | 0.36  | 0.0216 |
|         | $X_3$   | 0.2216   | 3.96  | 0.0014  | 0.64  | 0.0630 |
| $y_4$   | $X_1$   | 0.3772   | 4.44  | -0.0031 | -1.71 | 0.3286 |
|         | $X_2$   | 0.1948   | 2.71  | 0.0018  | 0.76  | 0.0883 |
|         | $X_3$   | 0.1934   | 2.86  | 0.0022  | 0.84  | 0.1046 |
| $y_5$   | $X_1$   | 0.3144   | 4.73  | -0.0019 | -1.44 | 0.2579 |
|         | $X_2$   | 0.1607   | 3.44  | 0.0021  | 1.32  | 0.2256 |
|         | $X_3$   | 0.1552   | 3.69  | 0.0026  | 1.61  | 0.3016 |

註 :  $y_1$  = 年 齡 階 層 別 厚 生 不 平 等 度  
 $y_2$  = 所 得 ( I ) 에 따 른 年 齡 階 層 別 不 平 等 度  
 $y_3$  = 所 得 ( II ) 에 따 른 年 齡 階 層 別 不 平 等 度  
 $y_4$  = 消 費 支 出 ( I ) 에 따 른 年 齡 階 層 別 不 平 等 度  
 $y_5$  = 消 費 支 出 ( II ) 에 따 른 年 齡 階 層 別 不 平 等 度  
 $X_1$  = 勤 勞 所 得 的 比 率  
 $X_2$  = 其 他 所 得 的 比 率  
 $X_3$  = 財 產 所 得 ( 其 他 所 得 - 其 他 ) 的 比 率

$$y_i = \alpha + \beta X_j \dots\dots\dots(12)$$

여기서  $y_j (j = 1, 2, \dots, 5)$ 는 〈表 4〉에 나타난 5개 형태의 家口主의 年 齡 階 層 別 不 平 等 度 이고,  $X_j (j = 1, 2, 3)$ 는 각종 所 得 的 比 率 을 나타낸다.

式 (12)의 模 型 에 따 라 推 定 한 結 果 는 〈表 5〉와 같다. 〈表 5〉에서 보는 바와 같이  $R^2$ 가 대체적으로 낮고 係數  $\beta$ 의  $t$ 값도  $y_1$ 과 관련되어

있는 경우를 제외하고는 有 意 性 이 대체로 부족하다. 그러나 8개라는 적은 표본을 가지고도 不 平 等 度 와 勤 勞 所 得 ( $X_1$ )과는 負 的 關 係 를 가지고 있으며 財 產 所 得 ( $X_3$ )과는 正 的 關 係 를 입증해 주고 있는 사실은, 앞에서 논의한 Kravis의 주장이 우리나라의 都 市 家 口 의 경우에도 타당한 것으로 볼 수 있음을 말해 주고 있다.

所 得 - 消 費 - 厚 生 的 聯 關 關 係<sup>15)</sup> (income-consumption-welfare nexus), 즉 所 得 이 많으면 消 費 支 出 은 많고, 따라서 厚 生 水 準 은 높다는 聯 關 關 係 的 立 場 에서 消 費 支 出 에 근거하

15) 이것에 대해서는 Bentzel(1970), Jorgenson-Slesnick(1984), 그리고 Yoo-Kwon(1987)을 參 照 할 것.

여 추정된 相對的 厚生不平等度( $y_t$ )에서는 餘他의 不平等度에서 보다는  $R^2$ 의 값과  $t$ 값을 볼 경우 Kravis主張의 妥當性이 더욱 뚜렷이 나타나고 있다.

지금까지의 분석을 종합해 볼 때 우리는 다음과 같은 결론에 도달할 수 있다. 첫째, 勤勞所得의 增大는 不平等을 改善시킨다. 그러나 勤勞所得의 不平等은 學歷間 賃金隔差에 크게 연유하고 있으므로, 不平等의 改善을 위해서는 勞動所得이 많은 產業(예를 들어, 中小企業)을 육성하는 것이 바람직하며 또한 學歷間 賃金隔差의 緩和도 不平等의 改善에 긍정적으로 작용할 것으로 보인다.

둘째, 金融資產市場이 크게 발달되지 않은 우리나라에서는 아직까지 家計資產의 主要 目錄이 住宅이고 또한 평균적으로 財產所得의 61.8%는 住宅의 所有에서 나오고 있으므로 Yoo-Kwon(1987)이 주장한 바와 같이 住宅價格의 安定이 不平等의 改善에 매우 긍정적인 역할을 할 것이다. 住宅價格은 一般物價水準과 관련이 있으므로 住宅價格의 安定이란 곧 一般物價水準의 安定을 의미하며, 物價水準의 安定 없이는 不平等의 改善은 어려울 것으로 보인다.

셋째, 우리나라에서는 名目利率率(특히 預金金利)은 外生的으로 주어진 것이며 또한 <附表 1> 및 <附表 3>에서 보는 바와 같이 "利率 및 配當金" 所得이 財產所得에서 차지하는 비중이 대략 약 4.3%밖에 되지 않으므로 名目利率率의 不平等度에 대한 영향은 매우 微弱할 것으로 보인다. 資產의 價値는 名目利率率 보다는 實質利率率에 더욱 관련이 있으므로, Yoo-Kwon(1987)이 주장한 바와 같이 不平等度와 實質利率率과는 밀접한 관련이 있다. 實

質利率率은 名目利率率을 物價指數로 나누어 준 값이므로 우리나라와 같이 名目利率率이 外生的으로 주어진 狀況下에서는 物價의 騰貴는 → 實質利率率의 下落 → 資產價値의 騰貴 → 不平等의 深化로 이어진다.

네째, 自營業者家口階層의 不平等度가 餘他 職業從事者家口階層의 不平等度보다 높다는 本 研究의 結果로 볼 때, 우리나라는 산업화로 인하여 自營業者가 急增하였기 때문에 不平等에 否定的인 영향을 미쳤다는 朱鶴中·尹珠賢(1984)의 주장은 自營業者家口가 상대적으로 증대하였다면 타당성이 있는 것으로 보인다. 그러나 만약 산업화로 인하여 勤勞者家口가 상대적으로 증대되었다고 한다면 朱鶴中·尹珠賢의 上記한 主張은 타당성이 微弱할 것으로 보인다.

다섯째, 앞에서도 논의한 바와 같이 所得은 일반적으로 적게 보고되고 있는 경향이 있으므로 所得分布보다는 消費支出分布에 근거하여 不平等을 추정하는 것이 보다 바람직할 것으로 보인다.

마지막으로, 지니係數의 接近方法이 심각한 문제점을 내포하고 있으므로, 지니係數보다는 厚生不平等度의 接近方法이 現實의 不平等度를 보다 정확히 반영할 것으로 보인다.

## V. 要約 및 結論

本 研究에서 1984년 한해의 橫斷資料를 가지고 급증하고 있는 우리나라 都市家口(人口 센서스에 의하면 우리나라 都市人口의 比率은 1960년 28.0%에서 1985년에는 65.4%로 급증

하였음)들의 階層間 및 階層內 不平等度를 실증적으로 추정하였으며 不平等의 要因도 찾아 보았다.

특히 本 研究에서는 우리나라에서 처음으로 所得分配의 分析에 다음 두가지의 연구방법을 이용하였다는 데 그 의의가 있다. 첫째, 단순한 家口所得의 分配가 아니라 家口의 여러 가지 特性을 고려한 家口員當 所得分佈를 추정하였다. 둘째, 잘 알려진 바와 같이 通常의 인지니係數는 여러 가지 문제점을 지니고 있으므로 이것을 극복하기 위하여 本 研究에서는 社會厚生函數接近方法을 이용하여 相對的 厚生不平等度를 제시하였다. 이 社會厚生函數接近方法은 지니係數 接近方法에 비하여 完全序列決定과 相對的 不平等度의 提供이라는 측면에서 보다 완벽하다. 따라서 本 研究의 相對的 厚生不平等度가 現實의 不平等度를 보다 더 잘 반영하여 줄 것으로 생각된다.

극심한 使用資料의 制約이 있으나 本 研究의 結果와 거기에 따른 정책적인 示唆點은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, Kravis(1960, 1973)가 주장한 財產所得과 勤勞所得의 不平等度에 미치는 영향은 우리나라의 都市家口의 경우에도 적용되고 있다. 즉, 勤勞所得의 增大는 不平等의 改善에 긍정적으로 작용하고 이와 반대로 財產所得의 增大는 불평등의 改善에 否定的인 영향을 주고 있다. 따라서 중소기업의 육성과 같은 勤勞所得을 增大시키는 產業政策의 實施가 不平等의 改善에 바람직할 것으로 보인다.

둘째, 俸給者家口階層의 不平等度가 日傭勤勞者家口階層의 不平等度보다 높다는 것은 勤勞所得分佈에 있어서 學歷間 賃金隔差가 크게 작용하고 있다는 것을 의미한다. 따라서 勤勞

所得을 증대시키는 產業政策의 實施와 더불어 學歷間 賃金隔差를 緩和시키는 노력이 병행되어야 할 것으로 보인다.

세째, 財產所得의 대부분은 住宅(傳貰入住者의 경우 傳貰金이라는 金融資產)을 所有함으로써 얻어지는 所得이고 우리나라 都市家口들의 財產形成의 主要對象이 아직까지는 住宅購入이므로, 住宅 및 土地와 같은 不動產價格의 安定, 즉 一般物價水準의 安定 없이는 不平等의 改善은 어려울 것으로 보인다.

네째, 父母로부터 물려받은 遺産의 有無가 不平等에 크게 작용하고 있으므로 遺産의 영향을 緩和시킬 수 있는 稅制上의 조치가 강화되어야(예를 들어, 相續稅率의 引上等) 할 것으로 보인다.

다섯째, 自營業者家口階層의 不平等도가 餘他 職業從事者家口階層의 不平等도보다 높게 나타나고 있으므로 自營業者家口를 증대시키는 都市化政策보다는 勤勞者家口를 증대시키는 都市化政策이 보다 바람직할 것으로 보인다.

여섯째, "指數上의 不平等"과 "피부로 느끼는 不平等"과의 乖離는 既存의 所得分配資料의 未備(즉, 調查對象과 그 包括範圍 등)와 不平等에 대한 容認度의 差異에서 발생하는 것으로 보인다. 不平等에 대한 容認度는 所得間의 絕對的인 差異(absolute gap)에도 영향을 받지만 社會心理的인 要因에도 많은 영향을 받고 있다. 예를 들어 거대한 地下經濟의 存在는 不平等에 대한 容認度를 저하시킬 것이다. 따라서 指數上의 不平等의 改善과 더불어 不平等에 대한 容認度를 提高시키는 데도 노력해야 할 것으로 생각된다. 즉, "分配의 正義"의 實現, 그리고 사회 각 부문에서의 "Fair

Game" 精神의 樹立 등이 이루어져야 할 것으로 생각된다. 또한 所得分配의 統計資料도 대폭적으로 整備·補完되어 極端層의 所得의 實相도 反映될 수 있도록 해야 할 것이다.

마지막으로, 所得은 일반적으로 적게 보고되는 경향이 있으므로 不平等의 推定은 所得分布보다는 消費支出分布에 근거하는 것이 바람직할 것으로 보인다. 또한 지니係數는 그 자체에 많은 문제점을 지니고 있으므로 지니係數

에 의한 不平等의 推定보다는 社會厚生函數에 근거한 厚生不平等度의 推定이 보다 바람직할 것으로 생각된다.

本 研究의 不足한 점으로는 可用資料의 制約으로 인하여 상대적으로 적은 標本家口에 근거하고 있다는 사실과 農村家口를 포함하지 못한 점이다. 資料가 整備되는 대로 다시 추정되어야 할 것이며 農家에 대한 分析도 試圖되어야 할 것으로 보인다.

### ▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院 調査統計局, 『都市家計年報』, 各年度.  
 \_\_\_\_\_, 『主要業務指標』, 各年度.  
 劉鍾九, 「社會厚生函數와 不平等에 대한 협오감」, 『韓國經濟研究』, 創刊號, 韓國經濟研究院, 1987.  
 劉鍾九·朱鶴中, 「우리나라 都市家口의 同等化 消費單位」, 『韓國開發研究』 第 8 卷 第 4 號, 韓國開發研究院, 1986 겨울, pp.2~15.  
 \_\_\_\_\_, 「1984年 우리나라 都市家口의 同等化 消費單位: 그 推定과 分析」, 『韓國開發研究』, 第 9 卷 第 2 號, 韓國開發研究院, 1987 여름.  
 朱鶴中, 『韓國의 所得分配와 決定要因 (上)』, 研究叢書 30, 韓國開發研究院, 1979.  
 \_\_\_\_\_, 『韓國의 所得分配와 決定要因 (下)』, 研究叢書 45, 韓國開發研究院, 1982.  
 \_\_\_\_\_, 「所得分配」, 朱鶴中·趙淳 外, 『韓國經濟의 理論과 現實』, 서울大學校 出版部, 1987, pp.141~179.  
 朱鶴中·尹珠賢, 「1982年度 階層別 所得分配의 推計와 變動要因」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 1984 봄, pp.2~18.  
 崔 洸, 『韓國의 地下經濟에 관한 研究』, 韓國

經濟研究院, 1987.  
 Adelman, I. and S. Robinson, *Income Distribution Policy in Developing Countries: A Case Study of Korea*, Stanford: Stanford University Press, 1978.  
 Atkinson, A. B., "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 2, 1970, pp.244~263.  
 Bentzel, R., "The Social Significance of Income Distribution Statistics", *Review of Income and Wealth*, 16, 1970, pp.253~264.  
 Bhalla, S. S., "The Distribution of Income in Korea: A Critique and A Reassessment", unpublished manuscript, The World Bank, 1979.  
 Choo, H. and D. Kim, "Probable Size Distribution of Income in Korea: Over Time and by Sector", Seoul: Korea Development Institute Press, 1978.  
 Dalton, H., "The Measurement of Inequality of Income", *Economic Journal*, 30, 1920, pp.348~361.

- Dasgupta, P., A. K. Sen, and D. Starrett, "Notes on the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 6, 1973, pp.180~187.
- Deaton, A. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- Hasan, P. and D. C. Rao, *Development Issues in the 1980s, Korea: Policy Issues for Long-Term Development*, P. Hasan and D. C. Rao(eds.), Baltimore: Johns Hopkins University, 1979.
- Hirschman, A. O., "Changing Tolerance for Inequality in Development," *Quarterly Journal of Economics*, November 1973.
- Jorgenson, D. W. and D. T. Slesnick, "Aggregate Consumer Behavior and the Measurement of Inequality", *Review of Economic Studies*, 51, 1984, pp.369~392.
- Kakwani, N., "Progressive Index of Sales Tax on Individual Expenditure Items in Australia", *Economic Record*, 59, 1983, pp.61~79.
- Kravis, I. B., "International Differences in the Distribution of Income", *Review of Economics and Statistics*, 42, 1960, pp.408~416.
- \_\_\_\_\_, "A World of Unequal Incomes, in Income Inequality", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 409, 1960, pp.61~80.
- Mizoguchi, R., D. H. Kim, and Y. I. Chung, "Overtime Changes of the Size Distribution of Household Income in Korea, 1963-71", *The Developing Economics*, XIV, 1976, pp.261~279.
- Muellbauer, J., "Inequality Measures, Prices and Household Composition", *Review of Economic Studies*, 41, 1974, pp.493~504.
- Oshima, H. T., "Income Inequality and Economic Growth: The Post-war Experience of Asian Countries", *Malaysian Economic Review*, XV, 1970, pp.373~391.
- Rao, D.C., "Economic Growth and Equity in the Republic of Korea", *World Development*, 6, 1978, pp.383~396.
- Renaud, B., "Economic Growth and Income Inequality in Korea", World Bank Staff Working Paper, 47, 1976, pp.421~439.
- Sen, A. K., *Collective Choice and Social Welfare*, Oliver and Boyd: Edinburgh, 1970.
- \_\_\_\_\_, *On Economic Inequality*, Oxford Clarendon Press, 1973.
- \_\_\_\_\_, "Informational Bases of Alternative Welfare Approaches: Aggregation and Income Distribution", *Journal of Public Economics*, 3, 1974, pp.387~403.
- Yoo, Jong Goo, "An Empirical Investigation of the Individual Welfare Inequality in Korea: 1965-1983", unpublished Ph. D. dissertation, Northern Illinois University, 1985.
- \_\_\_\_\_, and Jene K. Kwon, "Welfare Inequality among Urban Households in South Korea: 1965-83", *Applied Economics* Vol.19, No.4, 1987, pp.497~510.
- Yotopoulos, P. A. and J. B. Nugent, *Economics of Development: An Empirical Investigation*, New York: Harper Row, 1976.

〈附表 1〉 家口員數別 月平均 所得 內譯(1984)

(단위: 원, %)

|                 | 平均                 | 2 人                | 3 人                | 4 人                | 5 人                | 6 人                | 7人以上               |
|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 總 所 得           | 458,901<br>(100.0) | 324,648<br>(100.0) | 373,297<br>(100.0) | 456,403<br>(100.0) | 504,151<br>(100.0) | 542,699<br>(100.0) | 620,625<br>(100.0) |
| 勤 勞 所 得         | 230,387<br>(50.2)  | 179,981<br>(55.4)  | 191,760<br>(51.4)  | 227,085<br>(49.8)  | 260,615<br>(51.7)  | 257,867<br>(47.5)  | 283,794<br>(45.7)  |
| 家 口 主 所 得       | 203,062<br>(44.2)  | 165,239<br>(50.9)  | 179,981<br>(48.2)  | 208,758<br>(45.7)  | 226,989<br>(45.0)  | 211,776<br>(39.0)  | 205,328<br>(33.1)  |
| 其 他 家 口 員 所 得   | 27,325<br>(6.0)    | 14,742<br>(4.5)    | 11,779<br>(3.2)    | 18,327<br>(4.0)    | 33,626<br>(6.7)    | 46,091<br>(8.5)    | 78,466<br>(12.6)   |
| 事 業 및 副 業 所 得   | 105,695<br>(23.0)  | 40,224<br>(12.4)   | 62,320<br>(16.7)   | 110,264<br>(24.2)  | 117,578<br>(23.3)  | 149,653<br>(27.6)  | 190,555<br>(30.7)  |
| 其 他 所 得         | 122,820<br>(26.8)  | 104,443<br>(32.2)  | 119,227<br>(31.9)  | 119,054<br>(26.1)  | 125,958<br>(25.0)  | 135,179<br>(24.9)  | 146,276<br>(23.6)  |
| 自 家 및 傳 貰 評 價 額 | 66,234<br>(14.4)   | 44,398<br>(13.7)   | 52,453<br>(14.1)   | 63,880<br>(14.0)   | 75,694<br>(15.0)   | 77,788<br>(14.3)   | 95,569<br>(15.4)   |
| 利 子 및 配 當 金     | 4,582<br>(1.0)     | 2,706<br>(0.8)     | 3,979<br>(1.1)     | 4,893<br>(1.1)     | 5,490<br>(1.1)     | 6,216<br>(1.1)     | 2,016<br>(0.3)     |
| 賃 賃 料           | 8,772<br>(1.9)     | 6,329<br>(1.9)     | 9,577<br>(2.6)     | 7,053<br>(1.5)     | 7,899<br>(1.6)     | 13,811<br>(2.5)    | 12,460<br>(2.0)    |
| 受 贈 및 補 助       | 27,243<br>(5.9)    | 41,106<br>(12.7)   | 37,606<br>(10.1)   | 27,401<br>(6.0)    | 19,947<br>(4.0)    | 18,705<br>(3.4)    | 14,972<br>(2.4)    |
| 其 他             | 15,989<br>(3.5)    | 9,904<br>(3.1)     | 15,602<br>(4.2)    | 15,827<br>(3.5)    | 16,928<br>(3.4)    | 18,659<br>(3.4)    | 19,259<br>(3.1)    |

註: ( )안의 數値는 構成比임.

資料: 經濟企劃院, 『都市家計年報』(調查테이프), 1984.

〈附表 2〉 家口員數別 月平均 所得 內譯(1984)

(단위: 원, %)

|           | 平均                 | 2 人                | 3 人                | 4 人                | 5 人                | 6 人                | 7人以上               |
|-----------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 消 費 支 出   | 367,619<br>(100.0) | 249,372<br>(100.0) | 295,025<br>(100.0) | 358,791<br>(100.0) | 408,003<br>(100.0) | 453,431<br>(100.0) | 511,054<br>(100.0) |
| 飲 食 料 品   | 113,194<br>(30.8)  | 71,417<br>(28.6)   | 88,681<br>(30.1)   | 111,164<br>(31.0)  | 126,339<br>(31.0)  | 140,656<br>(31.0)  | 164,031<br>(32.1)  |
| 住 居 및 什 器 | 94,000<br>(25.6)   | 64,182<br>(25.7)   | 72,100<br>(24.4)   | 87,737<br>(24.5)   | 106,399<br>(26.1)  | 121,864<br>(26.9)  | 141,135<br>(27.6)  |
| 光 熱 및 水 道 | 45,867<br>(12.5)   | 31,132<br>(12.5)   | 36,592<br>(12.4)   | 44,936<br>(12.5)   | 51,380<br>(12.6)   | 57,362<br>(12.7)   | 60,786<br>(11.9)   |
| 衣 類 및 신 발 | 23,364<br>(6.4)    | 16,383<br>(6.6)    | 18,504<br>(6.3)    | 23,122<br>(6.4)    | 26,451<br>(6.5)    | 29,299<br>(6.5)    | 28,514<br>(5.6)    |

|                 |                  |                  |                  |                  |                  |                   |                   |
|-----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| 其 他 支 出         | 91,194<br>(24.8) | 66,258<br>(26.6) | 79,148<br>(26.8) | 91,832<br>(25.6) | 97,434<br>(23.9) | 104,250<br>(23.0) | 116,588<br>(22.8) |
| 保 健 · 醫 療       | 21,425<br>(5.8)  | 12,015<br>(4.8)  | 21,118<br>(7.6)  | 22,514<br>(6.3)  | 22,147<br>(5.4)  | 23,779<br>(5.2)   | 24,851<br>(4.9)   |
| 教 育 · 教 養 · 娛 樂 | 10,213<br>(2.9)  | 7,761<br>(3.1)   | 7,924<br>(2.7)   | 11,072<br>(3.1)  | 11,005<br>(2.7)  | 10,478<br>(2.3)   | 13,253<br>(2.6)   |
| 交 通 · 通 信       | 19,299<br>(5.2)  | 14,818<br>(5.9)  | 16,318<br>(5.5)  | 19,198<br>(5.4)  | 20,595<br>(5.0)  | 22,143<br>(4.9)   | 25,727<br>(5.0)   |
| 其 他 消 費 支 出     | 40,257<br>(11.0) | 31,664<br>(12.7) | 33,788<br>(11.5) | 39,048<br>(10.9) | 43,687<br>(10.7) | 47,850<br>(10.6)  | 52,757<br>(10.0)  |

資料：經濟企劃院, 『都市家計年報』(調查테이프), 1984.

<附表 3> 家口員數別 月平均 所得 內譯(1984)

(단위 : 원, %)

|                 | 平 均                | 24세以下              | 25~29              | 30~34              | 35~39              | 40~44              | 45~49              | 50~54              | 55세以上              |
|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 總 所 得           | 458,901<br>(100.0) | 317,725<br>(100.0) | 389,500<br>(100.0) | 453,068<br>(100.0) | 477,572<br>(100.0) | 513,288<br>(100.0) | 515,732<br>(100.0) | 529,753<br>(100.0) | 458,323<br>(100.0) |
| 勤 勞 所 得         | 230,387<br>(50.2)  | 170,408<br>(53.6)  | 241,949<br>(62.1)  | 247,592<br>(54.7)  | 233,414<br>(48.9)  | 240,610<br>(46.9)  | 255,986<br>(49.6)  | 241,505<br>(45.6)  | 130,144<br>(28.4)  |
| 家 口 主 所 得       | 203,062<br>(44.2)  | 139,115<br>(43.8)  | 220,064<br>(56.5)  | 232,933<br>(51.4)  | 214,704<br>(45.0)  | 220,300<br>(42.9)  | 215,844<br>(41.9)  | 175,779<br>(33.2)  | 83,117<br>(18.1)   |
| 其 他 家 口 員 所 得   | 27,325<br>(6.0)    | 31,293<br>(9.8)    | 21,885<br>(5.6)    | 14,659<br>(3.2)    | 18,710<br>(3.9)    | 20,310<br>(4.0)    | 40,142<br>(7.8)    | 65,726<br>(12.4)   | 46,997<br>(10.3)   |
| 事 業 及 副 業 所 得   | 106,695<br>(23.0)  | 13,047<br>(4.1)    | 51,845<br>(13.3)   | 90,066<br>(19.9)   | 130,984<br>(27.4)  | 142,487<br>(27.8)  | 138,743<br>(26.9)  | 153,157<br>(28.9)  | 132,170<br>(28.8)  |
| 其 他 所 得         | 122,820<br>(26.8)  | 134,270<br>(42.3)  | 95,706<br>(24.6)   | 115,410<br>(25.5)  | 113,174<br>(23.7)  | 130,190<br>(25.4)  | 121,003<br>(23.5)  | 135,091<br>(22.5)  | 196,039<br>(42.8)  |
| 自 家 及 傳 賞 評 價 額 | 66,234<br>(14.4)   | 44,432<br>(14.0)   | 49,768<br>(12.8)   | 65,105<br>(14.4)   | 67,003<br>(14.0)   | 77,921<br>(15.2)   | 74,754<br>(14.5)   | 75,595<br>(14.3)   | 80,768<br>(17.6)   |
| 利 子 及 配 當 金     | 4,582<br>(1.0)     | 6,451<br>(2.0)     | 2,389<br>(0.6)     | 4,247<br>(0.9)     | 4,923<br>(1.0)     | 4,846<br>(0.9)     | 3,485<br>(0.7)     | 7,154<br>(1.4)     | 7,040<br>(1.5)     |
| 賃 貸 料           | 8,772<br>(1.9)     | 8,996<br>(2.8)     | 2,205<br>(0.5)     | 4,395<br>(1.0)     | 5,374<br>(1.1)     | 9,559<br>(1.9)     | 13,416<br>(2.6)    | 13,750<br>(2.6)    | 30,253<br>(6.6)    |
| 受 贈 及 補 助       | 27,243<br>(5.9)    | 56,542<br>(17.8)   | 23,838<br>(6.1)    | 25,653<br>(5.7)    | 22,893<br>(4.8)    | 26,951<br>(5.3)    | 15,706<br>(3.0)    | 12,802<br>(2.4)    | 56,382<br>(12.3)   |
| 其 他             | 15,989<br>(3.5)    | 17,849<br>(5.6)    | 17,506<br>(4.5)    | 16,010<br>(3.5)    | 12,981<br>(2.7)    | 10,913<br>(2.1)    | 13,642<br>(2.6)    | 25,790<br>(4.9)    | 21,596<br>(4.7)    |

資料：經濟企劃院, 『都市家計年報』, 調查테이프, 1984.

〈附表 4〉 家口主의 年齡別 月平均 消費支出 內譯(1984)

(단위 : 원, %)

|          | 平均                 | 24세以下              | 25~29              | 30~34              | 35~39              | 40~44              | 45~49              | 50~54              | 55세以上              |
|----------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 消費支出     | 367,619<br>(100.0) | 266,525<br>(100.0) | 297,753<br>(100.0) | 342,658<br>(100.0) | 366,315<br>(100.0) | 415,265<br>(100.0) | 441,998<br>(100.0) | 446,655<br>(100.0) | 407,212<br>(100.0) |
| 飲食料品     | 113,194<br>(30.8)  | 81,270<br>(30.5)   | 93,404<br>(31.4)   | 108,865<br>(31.8)  | 117,946<br>(32.2)  | 128,337<br>(30.9)  | 130,418<br>(29.5)  | 127,633<br>(28.6)  | 118,976<br>(29.2)  |
| 住居 및 什器  | 94,000<br>(25.6)   | 72,244<br>(27.1)   | 64,882<br>(21.8)   | 80,113<br>(23.4)   | 87,963<br>(24.0)   | 114,456<br>(27.6)  | 128,911<br>(29.2)  | 121,831<br>(27.3)  | 111,761<br>(27.4)  |
| 光熱 및 水道  | 45,867<br>(12.5)   | 33,981<br>(12.7)   | 36,681<br>(12.3)   | 43,330<br>(12.6)   | 47,445<br>(13.0)   | 52,542<br>(12.7)   | 52,871<br>(12.0)   | 53,309<br>(11.9)   | 50,321<br>(12.4)   |
| 衣類 및 신발  | 23,364<br>(6.4)    | 18,513<br>(6.9)    | 18,668<br>(6.3)    | 21,938<br>(6.4)    | 24,651<br>(6.7)    | 27,254<br>(6.6)    | 26,060<br>(6.1)    | 26,060<br>(5.8)    | 23,978<br>(5.9)    |
| 其他支出     | 91,194<br>(24.8)   | 60,517<br>(22.7)   | 84,118<br>(28.3)   | 88,412<br>(25.8)   | 88,310<br>(24.1)   | 92,676<br>(22.3)   | 117,822<br>(23.3)  | 102,871<br>(26.4)  | 102,176<br>(25.1)  |
| 保健醫療     | 21,425<br>(5.8)    | 11,809<br>(4.4)    | 23,531<br>(7.9)    | 22,917<br>(6.7)    | 22,418<br>(6.1)    | 20,273<br>(4.9)    | 23,118<br>(4.1)    | 18,331<br>(5.2)    | 24,132<br>(5.9)    |
| 教育·教養·娛樂 | 10,213<br>(2.8)    | 6,434<br>(2.4)     | 9,644<br>(3.2)     | 10,490<br>(3.1)    | 10,502<br>(2.9)    | 10,193<br>(2.5)    | 10,106<br>(2.8)    | 12,556<br>(2.3)    | 10,029<br>(2.5)    |
| 交通·通信    | 19,299<br>(5.2)    | 15,016<br>(5.6)    | 15,993<br>(5.4)    | 16,977<br>(5.0)    | 17,298<br>(4.7)    | 20,180<br>(4.9)    | 27,596<br>(5.8)    | 25,813<br>(6.2)    | 21,750<br>(5.3)    |
| 其他消費支出   | 40,257<br>(11.0)   | 27,258<br>(10.2)   | 34,950<br>(11.7)   | 38,028<br>(11.1)   | 38,092<br>(10.4)   | 42,030<br>(10.1)   | 57,002<br>(10.4)   | 46,171<br>(12.8)   | 46,265<br>(11.4)   |

資料：經濟企劃院, 『都市家計年報』(調查테이프), 1984.