

## 韓國의 都市勤勞家計 階層別 所得分布\*\*

(The Size Distribution of Earned Income  
of Urban Households in Korea)

尹 錫 範\*

### 1. 序 論

所得分布에 관한 研究는 經濟理論의 側面에서나 社會正義의 次元에서 많은 研究者들의 關心의 焦點이 되어 왔다. 特히 經濟成長과 開發의 過程에서 그 果實의 分配結果가 長期的으로 共同體로서의 社會의 開發意識에 미치는 影響이 크다는 事實에 비추어 이 問題는 單純히 機能的인 側面에서의 考察보다는 體制와 理念의인 次元으로의 問題로 發展되고, 또한 이 次元에서 究明되는 主要課題로 남게 되었다.

흔히 傳統的 停滯社會에서의 惡循環的 貧困은, 그 貧困自體가 看過된 狀態에서 그 社會의 週期的 安定性을 沮害하는 데에는 크게 寄與하지 못하였으나, 成長하는 社會에서의 相對的 窮乏性의 現象은 絕對水準에서 經濟的 惠澤을 停滯社會에서 보다 더 크게 保障하고 있음에도 不拘하고, 오히려 社會的 安定을 侵害하였던 것이 흔히 發見되어 온 歷史的 敎訓이었다. 따라서 所得分配의 問題는 歷史的 動態性마저 內包한다고 볼 수 있다.

韓國에서의 所得分布 問題도 相當數의 研究者들<sup>1)</sup>에 의하여 주로 現象的인 次元에서 論議·分析되어 왔으나, 이와 같은 歷史的 動態性은 默示的으로나마 研究者들의 底流를 構成하는 背景이 되었던 것 또한 事實이다.

本 論文은 上記한 바와 같은 意識을 留意하면서 韓國의 都市勤勞家計 所得 分布를 階層別로 推定하고 經濟開發의 重要 核心 期間에 걸쳐 이를 時系列로 整理한 다음, 우선 現象的인 次元에서 趨勢를 把握하며, 短期的인 變動原因을 究明하고자 하는 데에 基本的인 目的이 있다. 따라서 細部的으로 다음과 같은 具體的인 目的을 隨伴하게 된다.

첫째로 1963 年부터 1979 年까지 17 年間의 年度別 都市勤勞家計 所得의 分布를 로렌스 曲

\* 延世大學校 商經大學,

\*\* 本 研究를 遂行함에 있어서 모든 計算은 延世大學校 電算機에 依存하였으며 資料蒐集과 整理는 同大學校 朴榮龍君과 李大植君의 助力에 依하였다. 本 論文을 자세히 읽고 評을 해주신 審査人에게 謝意를 表한다.

1) 代表的으로 尹起重(2)과 朱鶴中(4)등을 들 수 있다.

線으로 推定한다. 로렌스 曲線의 推定은 라쉬-가후니-쿠-옵스트 方程式(Rasche-Gaffney-Koo-Obst equation)<sup>2)</sup>에 立脚하였다. 이 方程式의 選擇 理由는 우선 이 方程式이 比較的 最近 學界에 紹介되었고 또한 로렌스 曲線의 基本性格을 잘 反映하고 있기 때문이다.

둘째로 이렇게 推定된 方程式을 基礎로 하여 로렌스 曲線 下位面積을 推定하므로써 相對的으로 지니係數의 精度를 높게 計算하여 보려는 試圖를 취하게 되었다. 從前方式이 離散型 變數를 基礎로 삼고 있는데 반하여 RGKO 方程式을 基礎로 하는 경우 다루어지는 變數가 連續性을 지니게 되기 때문에 所得階層別 級數(number of classes)에 關係없이 지니係數의 計算이 一般性을 갖는 長點을 취할 수 있다.

셋째로 이렇게 얻어진 所得分布 不均等度の 17年分 時系列을 가지고 所得分布가 어떠한 趨勢를 가지며 趨勢와는 別途로 短期的으로 어떠한 要因들에 의하여 分布에 있어서 變動이 影響을 받는가 하는 것을 究明한다. 이 경우 檢定된 假說은 첫째 都市勤勞家計 所得分布도 흔히 想定되는 바와 같이 쿠츠넛스類의 U字型 分布를 擇하며, 둘째로 景氣와 所得成長率이 所得分布에 肯定的으로 影響을 미치는가 하는 것이다.

이와 같은 目的을 이룩하기 위하여 韓國의 公式 都市勤勞家計 所得資料를 基礎로 RGKO 方程式을 非線型推定 方法으로 推定하고 이를 零과 1 사이에서 定積分하여 [1-지니 係數]를 求한 다음, 다시 이를 時間變數, 製造業 GNP成長率, 그리고 生産施設稼動水準指數(capacity utilization index)에 回歸하는 方法을 選擇하였다.

이 論文은 RGKO 方程式을 紹介하는 節을 序論뒤에 後續시켰고, 이에따라 假說의 公理性을 그다음 節에서 밝히고 있으며, 그뒤로는 具體的인 推定節次를 論述하고, 끝으로 結論과 附錄을 添附하였다.

## 2. 로렌스 曲線과 RGKO 方程式

흔히 大學教材에서 널리 紹介되고 있는 로렌스 曲線은 最近까지 具體的인 方程式의 形態가 明瞭하게 提示되고 있지 못하다가 1976年에 이르러 카와니 와 포더(N.C. Kakwani and N. Podder)<sup>3)</sup>에 의하여 一次的으로 複雜한 形態로나마 提示되었다. 흔히 가장 가난한  $x(0 \leq x \leq 1)$ 의 所得家計가 취하는 所得  $y(0 \leq y \leq 1)$ 는 다음의 關係를 갖는 것이 로렌스 曲線의 條件으로 생각될 수 있다.

(i)  $x=0$  이면  $y=0$ ,

(ii)  $x=1$  이면  $y=1$ ,

(iii)  $y < x$ ,

2) R.H. Rasche, J. Gaffney, A.Y.C. Koo and N. Obst, (12)을 參照할 것. 앞으로 RGKO 方程式이라 略稱함.

3) N.C. Kakwani and N. Podder (7)과 (8)參照

$$(iv) \frac{dy}{dx} > 0, \frac{a^2 y}{dx^2} > 0.$$

이러한 條件에 맞추어 카파니와 포더는 다음의 形態의 方程式을 로렌스 曲線으로 提示하였다.

$$\eta = a\pi^\alpha (\sqrt{2} - \pi)^\beta. \quad (1)$$

여기에서

$$\eta = \frac{1}{\sqrt{2}}(x-y),$$

$$\pi = \frac{1}{\sqrt{2}}(x+y),$$

$$a \geq 0, 0 \leq \alpha \leq 1, 0 < \beta \leq 1.$$

그러나 RGKO의 主張에 의하면 이 方程式은  $x$ 와  $y$ 가 각각 0과 1이 되는 點에서 方程式의 기울기가 所望스럽게 얻어지지 않는다는 弱點을 갖는다. 따라서 方程式(1)보다는 RGKO 方程式이 다음과 같은 點에서 強點을 갖는다. 우선 RGKO 方程式의 形態를 보면 다음과 같다.

$$y = [1 - (1-x)^\alpha]^{\frac{1}{\beta}}, \quad (2)$$

$$0 < \alpha, \beta \leq 1.$$

이 方程式의 特徵은  $\alpha < 1, \beta = 1$ 일 경우 이 方程式이 바로 파레토 分布 方程式과 一致한다는 點이다. 따라서 파레토 分布는 이 方程式의 한 特殊 경우에 該當된다. 또한  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 모두 1이 되는 경우가 完全均等 分布線,  $y=x$ 가 되는 長點도 아울러 가지고 있어서  $\alpha$ 와  $\beta$ 의 크기에 따라 어느 程度 所得 分布의 不均等度를 가름할 수 있다.

이 方程式의 一次導函數와 二次導函數를 求하면 다음과 같다.

$$\frac{dy}{dx} = \frac{\alpha}{\beta} [1 - (1-x)^\alpha]^{\frac{1}{\beta}-1} [1-x]^{-(1-\alpha)}, \quad (3)$$

$$\frac{d^2y}{dx^2} = \left[ \left( \frac{\alpha}{\beta} \right) (1 - [1-x]^\alpha)^{\frac{1}{\beta}-1} (1-x)^{-(1-\alpha)} \right] \left[ \left( \frac{1-\alpha}{1-x} \right) + \left( \frac{\alpha}{\beta} \right) (1-\beta) \left( \frac{[1-x]^\alpha}{1 - [1-x]^\alpha} \right) \right]. \quad (4)$$

式(3)에서  $\alpha < 1$ 이라는 條件아래  $x=0$ 에서 기울기가 0이 되며 또  $x=1$ 에서는  $\infty$ 가 되는 것을 알 수 있다. 이는 곧 로렌스 曲線이 갖는 兩端에서의 性格과 一致하고 있음을 意味한다. 따라서  $0 \leq x \leq 1$ 에서 式(2)의 기울기는 0보다 크며 또한  $0 < x < 1$ 에서 式(4)의 값이 陽의 값을 取하는 것으로 보아 로렌스 曲線이 지니는 凹의 性格(concavity)를 反映하고 있다. 卽 式(2)는 單位 二等邊直角三角形의 內部에 오목函數로써 位置하게 되는 것을 쉽게 알 수 있다. 卽 上記 (i)~(iv)의 條件을 式(2)는 모두 滿足하고 있다.

式(2)를 다음과 같이 0 부터 1 사이에 定積分하면 로렌스 曲線의 下位面積이 얻어지게 되고 이를 다시 單位 二等邊直角三角形의 넓이에서 減하여 2倍하면 所謂 지니係數와 一致하게 된다.

$$\text{지니係數} = 1 - 2 \int_0^1 [1 - (1-x)^\alpha]^{\frac{1}{2}} dx \quad (5)$$

위 式(5)를  $u = 1 - (1-x)^\alpha$ 로 變數變換하면 우리는 다음 式(6)을 얻게 된다.

$$\text{지니係數} = 1 - \frac{2}{\alpha} \int_0^1 (1-u)^{\frac{1}{\alpha}} u^{\frac{1}{\alpha}-1} du \quad (6)$$

여기에서 定積分 部分은  $\frac{1}{\alpha}$ 과  $\frac{1}{\beta} + 1$ 을 母數로 하는 베타函數가 되는 것을 알 수 있다. 물론 이 경우 母數  $\frac{1}{\alpha}$ 과  $\frac{1}{\beta} + 1$ 이 整數가 되지 않을 경우에는 簡單하게 베타函數가 評價되지 않은 問題點이 있기는 하지만 그것이 根本的인 難點은 되지 않는다.

以上과 같은 RGKO 方程式의 屬性에서 볼 때 로렌스 曲線은 RGKO 方程式을 0 으로부터 1 까지 定積分하므로써 쉽게 지니係數로 計算될 수 있는 長點을 가지고 있을뿐더러, RGKO 方程式은 母數가  $\alpha$ 와  $\beta$  2個뿐이므로 非線型이긴 하나 쉽게 推定될 수 있다는 利點을 追加로 가지고 있다.

앞으로의 展開에 있어서는 便宜를 위하여 다음과 같이 整理하기로 하자.

$$\begin{aligned} 1-g &= 1 - (1-z) = z = \frac{2}{\alpha} \int_0^1 [1 - (1-x)^\alpha]^{\frac{1}{2}} dx \\ &= \frac{2}{\alpha} B\left[\frac{1}{\alpha}, \frac{1}{\beta} + 1\right]. \end{aligned} \quad (7)$$

여기에서  $g$ 는 지니係數를 말하며  $z$ 는 따라서  $B$ 로 表示되는 베타函數에  $2/\alpha$ 를 곱한 로렌스 曲線의 下位面積으로 均等度を 完全均等 1에서 完全不均等 0까지로 表示하고 있다.

### 3. 均等度の 決定要因

所得分布의 不均等도가 어떠한 要因에 의하여 決定되는가 하는 것은 理論的으로 定型化하기가 困難하다. 특히 勤勞者의 勤勞所得分布가 어떠한 要因에 따라 決定되는가 하는 것은 더욱 定型化하기가 困難하다. 따라서 一般的으로 그 具體的인 要因을 指摘하기에 앞서 歷史的으로 그 趨勢가 어떠한 形態를 보였는가 하는 것이 一次的인 接近方法이 되어 왔다. 一般的으로 檢定에 있어서 代表的 假說로 採擇되는 것이 所謂 쿠즈넛스類의 U字型 假說로서<sup>4)</sup> 이는 經濟成長과 더불어 成長의 初期에는 所得分布의 均等도가 漸次로 惡化되다가 어떤 時點이 지나면 다시 好轉된다는 것을 內容으로 하고 있다. 即  $x$ 軸에 經濟成長의 程度를

4) S. Kuznets (9)를 參照할 것.

表示하고, y 軸에 [1-지니係數]를 表示하여 所得分布의 不均等度を 測定하면 두 變數의 關係가 U字型으로 圖示될 수 있으리라는 假說이라고 할 수 있다. 쿠즈넛스의 假說은 周知되고 있는 바와같이 實證의인 檢定の 對象으로 널리 利用되어 왔다.

엠킨슨(A.B. Atkinson)<sup>5)</sup>은 이러한 見解를 美國과 英國의 實例에서 追跡하여 一般的으로 두 나라의 경우에는 所得分布에 있어서 隔差가 減少하고 있으므로, 經濟成長이 높게 이루어진 나라의 경우에는 이에따라 所得分布가 均等化하는 性向을 보이고 있는 것으로 밝히고 있다. 이 두 나라의 경우 具體的인 發見은 中產階層이 두터워지면서 上位層과 下位層의 規模가 相對的으로 좁아지는 것으로 究明되었다. 따라서 이 두 나라의 경우는 所得分布가 쿠즈넛스 U字의 오른쪽 部分에 있는 것으로 생각할 수 있다. 이와같은 所得分布에 있어서의 長期的 趨勢는 社會經濟的 制度, 傳統과 같은 多樣한 要因에 의하여 決定된다고 볼 수 있다. 그러나 微視的이며 短期的인 側面에서 볼 때에는 個人的 教育訓練, 能力, 天賦的인 才質, 生産性, 勤勉性 等に 의하여 一次的으로 所得分布가 決定될 뿐만 아니라, 二次的으로는 그 社會의 勞動市場의 構造, 勞動組合의 結成 程度等에 의하여 또한 多樣하게 決定된다고 볼 수 있다.<sup>6)</sup> 끝으로 그 社會의 景氣水準이 또한 短期的으로 所得分布에 影響을 주고 있다는 見解도 重要하게 論議되고 있다. 卽 景氣가 惡化되므로써 稼動率이 下落하고 生産高가 減少하게 되면 大部分의 企業은 生産性이 가장 낮은 限界勞動者를 우선적으로 解雇하게 되는 것이 一般的인 樣相이라고 할 수 있는데, 이 경우 限界勞動者들은 生産性이 낮기 때문에 賃金도 最下位水準에 있을 뿐더러 大部分 時間給의 形態를 취한다. 따라서 低勤勞所得 階層의 所得이 가장 敏感하게 影響을 받게 되며 이에 따라 所得分布는 必然的으로 不均等度を 深化하는 結果를 가져오게 된다. 이와같은 假說은 멧칼프(Charles E. Metcalf)<sup>7)</sup>에 의하여 部分的이긴하나 實證的으로 檢定된바 있다.

우리나라의 경우 所得分布는 一般的으로 類似한 成長水準에 있는 다른나라에 비하여 均等도가 좋은 狀態에 있다고 알려져 있다. 長期的으로 우리나라의 所得分布는 첫째로 日帝時의 所有財産이 大部分 政府로 歸屬되었으며, 둘째로 一部の 傳統의 高所得層의 財産은 土地改革과 戰爭으로 霧散되었기 때문에 모든 階層이 처음부터 貧困이라는 大同小異한 狀態에서 出發하게 됨에 따라 所得不均等도도 크게 深化될 素地를 갖지 못하였다고 볼 수 있다. 이와같은 觀點에서 본다면 다른 나라에서와 같이 우리나라의 所得分布가 典型的인 趨勢를 지니기가 어렵다고 推理될 수 있다.

短期的으로 우리나라의 所得分布가 어떠한 要因들에 의하여 影響을 받고 있느냐 하는 問題는 一般的인 경우와 別個의 것으로 생각될 수는 없을 것이다. 첫째는 開發의 成果가 커짐

5) Atkinson (6) pp. 50~55 을 參照할 것.

6) 上揭書 (6) pp. 74~120 과 Metcalf (11)에서 이 點에 關하여 詳論되고 있다.

7) Metcalf (10)을 參照할 것.

에 따라 經濟活動에 參與하는 幅이 擴大되면서 低所得層의 所得이 增大하게 될 機會는 넓어지게 마련이다. 다만 勞動組合等의 結束이 相對的으로 弱화된 狀態에 있으므로 低所得勤勞階層이 組合으로부터 받는 保護惠擇이 相對的으로 적어지며, 또한 學歷差異에 따르는 賃金隔差가 相對的으로 크다는 所論이 事實이라면 이러한 要因들이 勤勞所得分布에 있어서 不均等度를 惡化시키는 데에 寄與하게 되는 것은 當然하다.

이러한 要因들에 의한 影響은 事實上 景氣指標나 成長率變數로 集約될 수 있다고 보아야 할 것이다. 즉 成長의 速度가 빠른 狀態에서는 低所得勤勞階層의 參與가 넓어지면서 所得分布의 不均等度 또한 改善될 餘地를 가지며, 景氣가 後退하여 稼動率이 下落하게 되면 相對的으로 限界勞動者들의 失業可能性이 커지게 되고 따라서 勤勞所得分布에 있어서 不均等度도 惡化될 可能性이 높게 되는 것이 當然하다.

대개 위와같은 論理의 展開아래 都市家計의 勤勞所得分布는 첫째로 長期的인 趨勢를 가지며 둘째로 非農業部門 成長率에 따라 肯定的인 影響을 받을뿐더러, 셋째로 非農業部分 生産稼動率에 따라 또한 肯定的으로 影響을 받는 것으로 假說化되었다. 여기에서 非農業部門 成長率은 經濟成長의 實現程度를 代表하는 變數로 그리고 非農業部門 生産稼動率은 景氣의 指標變數로 삼았다. 實際의 回歸分析과 推定에 있어서는 製造業部門의 變數로 代身하였다. 非農業 全般에 걸친 變數보다는 製造業部門 變數가 成長과 景氣指標로서의 敏感度가 높을뿐더러 統計資料 整理上 便利하였기 때문이다.

#### 4. 推定과 分析

所得分布의 不均等度를 測定하기 위하여 必要로하는 첫번째의 作業은 式(2)로 表示된 RGKO 方程式의 推定이며 또한 이를 위하여서는 두個의 變數  $x$  와  $y$  를 求하는 것이다. 여기에서  $x$  와  $y$  는 이미 說明된 바와 같다. 卽 全家計 가운데에서 가장 가난한  $x$  퍼센트만큼의 家計가 全所得에서 占有하는 所得의 比率을  $y$  로 表示하고 있다. 두 變數는 1963年 以後 1979年까지 經濟企劃院이 調査한 全都市勤勞家計 現金所得<sup>8)</sup> 統計에서 各各의 累計로 얻어졌다.

式(2)의 RGKO 方程式의 推定은 所謂「가우스-뉴턴」法(Gauss-Newton method)이라고 불리우는 非線型推定方法에 의하였다.<sup>9)</sup>

實際推定에 있어서는  $\alpha$  와  $\beta$  의 最初假定值를 0.5 로 주었다. 推定된 結果는 다음과 같다.

8) 附錄(1)의 資料

9) 電算機프로그램은 本校 韓成信博士가 作成한 Nonlinear Regression by Gauss-Newton Method에 依存하였으며, 具體的인 技法은 拙著「計量經濟學」(3) 319~339面에서 參照할 수 있다.

〈表 1〉  $\alpha$ 와  $\beta$ 의 推定結果

年 度	$\alpha$ 의 推定值	$\alpha$ 의 標準誤差	$\beta$ 의 推定值	$\beta$ 의 標準誤差	$\bar{R}^2$
1963	0.7281	0.0051	0.7000	0.0067	0.9999
1964	0.7231	0.0052	0.7434	0.0067	0.9999
1965	0.7743	0.0053	0.7333	0.0059	0.9999
1966	0.7034	0.0053	0.7767	0.0059	0.9999
1967	0.7178	0.0046	0.7378	0.0062	0.9999
1968	0.7194	0.0027	0.7648	0.0035	0.9999
1969	0.7388	0.0035	0.7521	0.0040	0.9999
1970	0.7314	0.0046	0.7953	0.0061	0.9999
1971	0.6965	0.0056	0.8318	0.0083	0.9999
1972	0.7195	0.0025	0.8174	0.0034	0.9999
1973	0.7412	0.0063	0.7699	0.0079	0.9999
1974	0.7456	0.0018	0.7924	0.0022	0.9999
1975	0.6894	0.0013	0.7712	0.0017	0.9999
1976	0.6806	0.0014	0.7631	0.0019	0.9999
1977	0.7090	0.0035	0.7120	0.0049	0.9999
1978	0.7201	0.0038	0.7268	0.0049	0.9999
1979	0.7241	0.0013	0.7436	0.0015	0.9999

위 〈表 1〉에서  $\bar{R}^2$ 은 自由度로 修正한 決定係數로서 모두 0.9999 以上으로 計算되고 있는데 이는 모두 四捨五入한 結果가 아니고 경우에 따라서는 小數 다섯자리 以下의 값을 切割(truncate)한 값이다. 따라서 RGKO 方程式의 適合度(goodness of fit)는 거의 完全에 가깝다고 할 수 있다. 이點이 바로 RGKO 方程式의 長點이기도 하다.

이렇게 얻어진  $\alpha$ 와  $\beta$ 의 推定值에 基礎하여 伽瑪函數를 스테링의 公式(Stirling's formulae)에 의하여 求하고 이어서 로렌스 曲線의 面積을 式(7)에 의하여 얻었다. 얻어진 結果로  $z$ 은 다음과 같다.

〈表 2〉 年度別 所得分布 均等度 :  $z=1$ -지니係數 =  $\frac{2}{\alpha} B\left(\frac{1}{\alpha}, \frac{1}{\beta} + 1\right)$ 

年 度	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971
$z$	0.6565382	0.6833325	0.7111164	0.6918620	0.6757031	0.6951126	0.7000340	0.7235021	0.7225011

年 度	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
$z$	0.7295307	0.7135436	0.7312853	0.6781798	0.6664708	0.6516891	0.6698220	0.6840574

이렇게 얻어진  $z$  값은 이미 前節에서 밝힌 바와같이 다음 式(8)에서 처럼 線型函數化되었다.

$$z_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 r_t + \beta_4 v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

이 式에서  $t$ 는 時間(1963=0)變數이며  $r_t$ 는  $t$ 年度의 製造業部門 GNP 成長率,  $v_t$ 은  $t$ 年度의 製造業部門 稼動率 指數를 각각 意味한다. 여기에서  $v_t$ 의 作成過程은 약간의 說明을 必要로 한다. 製造業部門 稼動率 指數  $v_t$ 는 製造業部門 國民總生産을 附錄(2)에서와 같이 頂點(peak)끼리 連結하여 새로운 直線을 얻은 다음, 이 直線의 垂直거리를 完全稼動水準 1로 삼고 實際의 國民總生産을 指數로 計算하여 얻었다. 即 두 頂點을 連結한 直線의 方程式을 다음과 같이 表示하기로 하자.

$$\hat{y}_t = r + \delta t \tag{9}$$

여기에서  $t$ 는 1963年을 0으로 하고 1979年을 16으로한 時間變數이다. 이때  $v_t$ 은 다음과 같이 얻어진다.

$$v_t = \frac{y_t}{\hat{y}_t} \tag{10}$$

여기에서  $y_t$ 는 實際의 製造業部門 國民總生産이 된다. 回歸에 있어서  $v_{t-1}$ 을 쓴 것은 稼動率의 下落과 더불어 바로 解雇가 시작되지 않은 우리나라의 事情을 考慮하여서 이다.

式(8)을 推定하기 위하여 使用된 說明變數는 <表 3>과 같다. 製造業 GNP 成長率은 바로 製造業部門 GNP에서 쉽게 計算될 수 있다.

<表 3> 說 明 變 數

75年 不變市場價格

	製造業 GNP(10億)	( $r_t$ ) 製造業 GNP成長率(%)	( $v_t$ ) 製造業部門稼動率
1963	323.91	16.1	1.0000
64	356.07	9.9	0.7876
65	429.11	20.5	0.7395
66	503.16	17.3	0.7102
67	612.08	21.6	0.7316
68	778.54	27.2	0.8069
69	946.99	21.6	0.8664
1970	1,135.63	19.9	0.9299
71	1,349.42	18.8	1.0000
72	1,538.19	14.0	0.9219
73	1,987.76	29.2	1.0000
74	2,301.13	15.8	0.9652
75	2,590.35	12.6	0.9316
76	3,176.64	22.6	1.0000
77	3,633.58	14.4	0.9608
78	4,386.92	20.7	1.0000
79	4,818.01	9.8	0.9651

資料 : 한국은행, 「경제통계연보」 該當年度.



式(8)의 回歸結果는 다음과 같다.

變數各	推定回歸係數	t-統計量
截片項	0.5268	10.4344
$t$	0.0155	3.5057
$t^2$	-0.0011	-4.3142
$r_t$	0.0644	2.4712
$v_{t-1}$	0.1388	2.5568

$$\bar{r}^2=0.5936,$$

$$F\text{-統計量}(4, 11)=6.4773,$$

$$DW\ d\text{-統計量}=2.3138.$$

여기에서  $\bar{r}^2$ 는 自由度로 修正한 決定係數를 말한다. 위에서 提示되고 있는 諸般 統計量으로 보아 推定量의 符號는 期待한대로 얻어졌다. 모든 t-統計量은 相當히 큰 有意性을 보이며  $\bar{r}^2$ 도 좋은 結果를 보이고 있다.

우선 長期 趨勢로써 時間  $t$ 와  $t^2$ 의 係數推定量을 보면  $t$ 의 係數가 +, 그리고  $t^2$ 의 係數가 -으로 얻어져 趨勢線의 一般의인 形態는 뒤집혀진 U字型의 形態를 取하고 있음을 알 수 있다. 이는 흔히 우리가 想定하였던 쿠즈넛스類의 U字型과는 正反對가 된다. 물론 研究對象으로 삼았던 期間이 17年間이었음에 비추어 이를 長期的인 趨勢라고 斷定하기에는 어려움이 없지 않다. 쿠즈넛스類의 U字型 假說을 바로 韓國의 경우에 適用함에 있어서 이미 敍上한 바같이 몇가지의 重要한 制約條件에 逢着하게 된다. 첫째는 本研究는 都市勤勞家計를 對象으로 하였으므로 財産所得者가 모두 除外되었으며, 둘째로 이미 研究對象期間前에 傳統部門이 解體되었을뿐만 아니라, 셋째로 1963년에는 이미 所得分布에 있어서 相當한 程度의 均等化가 이루어져 있었으므로 그 以後의 變化는 限界的인 것에 不過할 수도 있다는 條件을 들 수 있다.

製造業部門 國民總生産의 成長率이 正의 方向으로 所得分布의 均等度에 影響을 준다는 것은 雇傭機會의 擴大와 더불어 低所得層의 參與가 活性化된다는 데에서 그 合理性이 認定될 수 있으며, 또한 製造業部門 稼動率이 提高됨에 따라 역시 所得分布의 均等度가 좋게 影響을 받는다는 것은 逆으로 稼動率이 下落할수록, 그리고 景氣가 惡化될수록 限界勞動者의 解雇가 相對的으로 커지므로써 低所得者의 所得이 더욱 낮아진다는 데에서 說明될 수 있다.

## 5. 結論 및 制約

이제까지의 推定과 分析을 土臺로 하였을 때 우리는 다음과 같은 結論을 提示할 수 있다. 첫째로 1963年以後 最近까지의 都市勤勞家計의 所得分布는 흔히 想定되는 U字型의 趨勢

와는 反對로, 처음에는 相當히 所得分布가 好轉되는 듯 하다가 다시 1974 年을 頂點으로 1977 年까지 惡化되어 왔으며 그 以後에도 약간의 好轉의 기미를 보여 왔다. 따라서 뚜렷한 趨勢는 逆U字型에 가깝다고 볼 수 있다. 이 점은 다시 前節에서 밝힌 바와같이 韓國의 特殊性에 따라 어느程度 說明될 수 있다.

둘째로 短期的인 次元에 있어서는 所得의 增大가 所得分布를 限界的으로 改善하여 왔다고 볼 수 있다. 大部分 勤勞家計가 製造業部門에 密集되고 있다고 볼 때 製造業部門의 成長은 所得分布에 있어서 好轉의 機會를 주고 있음이 發見되었다. 물론 相當數의 勤勞家計가 第三次産業部門에도 從事하고 있다고 보겠으나 대다수의 서비스業의 경우 勤勞所得과 財産所得이 混合되는 形態로 所得이 把握되고 있을 뿐더러 第三次産業의 動向이 製造業部門에 의하여 相當히 크게 左右된다고 보았을 때 製造業部門의 成長率이 勤勞家計의 所得增大에 있어서 좋은 準變數(proxy variable)의 役割을 한다고 判斷된다.

셋째로 景氣變動과 所得分布의 사이에 있어서는 벅칼프의 假說, 即 景氣의 惡化는 어느 정도 時差를 두고 所得分布의 均等度에 나쁘게 影響을 준다는 假說이 韓國의 경우에도 限界的으로 檢定되었다고 볼 수 있다. 本 研究가 所得分布를 景氣變動만의 單純한 函數로 보지 않았고, 또한 景氣變動과 製造業成長率사이에는 正의 共線性이 存在하므로 이 假說을 물론 全幅的으로 支持할 수는 없다.

本 研究는 研究方法이나 利用된 基本資料에 있어서 몇가지의 基本的인 制約點을 不可避하게 지닌다.

첫째로 都市勤勞家計의 所得分布 資料는 既知되고 있는 바와같이 一定水準 以上과 또한 다른 一定水準 以下の 統計를 內包하지 않고 있기 때문에 지니係數 算定에 있어서 높은 上向 偏奇를 가지고 있다. 그러나 時系列資料를 利用함으로써 長期的 趨勢를 把握하거나 相對的 變化를 追求하는 데에는 國際比較에서와 같은 큰 問題는 相對的으로 적게 갖는다.

둘째로 對象이 都市勤勞家計의 所得이라고는 하지만 都市勤勞家計의 所得속에는 勤勞所得만이 包含되어 있지 않고 약간의 財産所得도 包含되어 있어서, 完全히 勤勞所得만을 對象으로 하지 못하고 있다. 따라서 分配所得面에서 한 階層만을 投視하는 研究로서는 어느 程度의 限界를 가진다.

끝으로 本 研究는 一般的인 所得分布에 관한 研究로 延長解釋되기에는 問題를 內包하고 있다는 것을 밝힌다.

## 附錄(1)

階層別 都市勤勞家計의 月平均所得<sup>11)</sup>

1963年

가구수%	7.3	35.3	63.9	78.1	87.1	92.1	94.5	100
소득%	1.83	15.78	39.68	55.91	69.28	78.4	83.65	100
소득계층	1,999이하	3,999	5,999	7,699	9,999	11,999	13,999	14,000이상

1964年

가구수%	2.3	20.9	48.6	67.8	80	87.7	91.9	100
소득%	0.5	8.7	27.3	45.5	60.3	71.6	79.2	100
소득계층	1,999이하	3,999	5,999	7,999	9,999	11,999	13,999	14,000이상

1965年

가구수%	0.6	11.4	35.4	55.8	70	80.4	87.2	100
소득%	0.1	4.2	18.2	35.5	50.3	63.5	73.6	100
소득계층	1,999이하	3,999	5,999	7,999	9,999	11,999	13,999	14,000이상

1966年

가구수%	3.2	15.2	34	49.4	62.6	71.7	79.8	100
소득%	0.9	6.1	17.2	28.6	40.7	50.5	60.6	100
소득계층	3,999이하	5,999	7,999	9,999	11,999	13,999	15,999	16,000이상

1967年

가구수%	10.8	31.8	53.3	66.5	77.5	84	89.8	92.3	93.7	100
소득%	3.7	14.8	30.9	43.5	56.3	65.3	74.7	79.3	82.3	100
소득계층	7,999이하	11,999	15,999	19,999	23,999	27,999	31,999	35,999	39,999	40,000이상

1968年

가구수%	5.4	21.9	43.4	57.1	71.5	79.5	86.5	90.2	92.2	100
소득%	1.7	9.6	24	35.7	50.5	60.3	70.3	76.2	79.9	100
소득계층	7,999이하	11,999	15,999	19,999	23,999	27,999	31,999	35,999	39,999	40,000이상

1969年

가구수%	3.0	13.4	29.9	45	59.1	68.8	78.7	83.4	86.3	100
소득%	0.7	4.9	14.4	25.5	37.9	47.8	59.9	66.5	70.9	100
소득계층	7,999이하	11,999	15,999	19,999	23,999	27,999	31,999	35,999	39,999	40,000이상

11) 經濟企劃院「韓國統計年鑑」1964年~1980年

1970年

가구수%	6.1	30.9	59.6	78.8	87.5	93.6	100
소득%	2.3	16.6	39.9	61.3	73.4	83.7	100
소득계층	11,999이하	19,999	27,999	35,999	43,999	51,999	52,000이상

1971年

가구수%	16.7	46.1	71.2	83.3	90.6	93.2	100
소득%	7.8	28.6	52.4	66.7	77.5	81.9	100
소득계층	19,999이하	27,999	35,999	43,999	51,999	59,999	60,000이상

1972年

가구수%	8.6	32.6	57.4	73.1	83.4	88.3	91.8	100
소득%	3.6	18.1	38.5	54.7	67.4	74.5	80.4	100
소득계층	19,999이하	27,999	35,999	43,999	51,999	59,999	67,999	68,000이상

1973年

가구수%	10.1	32.8	54.5	68.1	79.6	85.1	90.2	100
소득%	4	17.3	34.3	48	61.9	69.7	77.8	100
소득계층	19,999이하	29,999	35,999	43,999	51,999	59,999	67,999	68,000이상

1974年

가구수%	4.1	17	36.9	53.4	68.8	76.3	84.1	88.6	100
소득%	1.3	7.7	21.1	34.8	50.2	58.9	69.2	75.8	100
소득계층	19,999이하	27,999	35,999	43,999	51,999	59,999	67,999	75,999	76,000이상

1975年

가구수%	3.8	10.8	25.7	42.5	57.1	68.4	76	82	85.9	89	100
소득%	1	3.6	11.3	22.6	34.6	45.8	54.4	62.2	67.8	72.8	100
소득계층	19,999이하	29,999	39,999	49,999	59,999	69,999	79,999	89,999	99,999	109,999	110,000이상

1976年

가구수 %	5.1	12	23	35.7	48	57.1	65.6	72.7	77.6	81.2	84.4	86.6	88.4	90.5	100
소득 %	1.2	3.9	9.4	17.2	26.2	33.8	42	49.6	55.4	60.2	64.7	68.1	71	74.7	100
소득계 총	29,999이하	39,999	49,999	59,999	69,999	79,999	89,999	99,999	109,999	119,999	129,999	139,999	149,999	159,999	160,000이상

1977年

가구수 %	3.8	16.5	35.7	53.8	66.5	75.1	81.2	86.3	89.8	92.2	95.2	97.2	98.4	99	100
소득 %	0.8	5.6	16.3	29.8	41.8	51.5	59.6	67.2	73.3	77.7	81.6	84.3	89.5	93	100
소득계 총	29,999이하	49,999	69,999	89,999	109,999	129,999	149,999	169,999	189,999	209,999	229,999	249,999	299,999	349,999	400,000이상

1978年

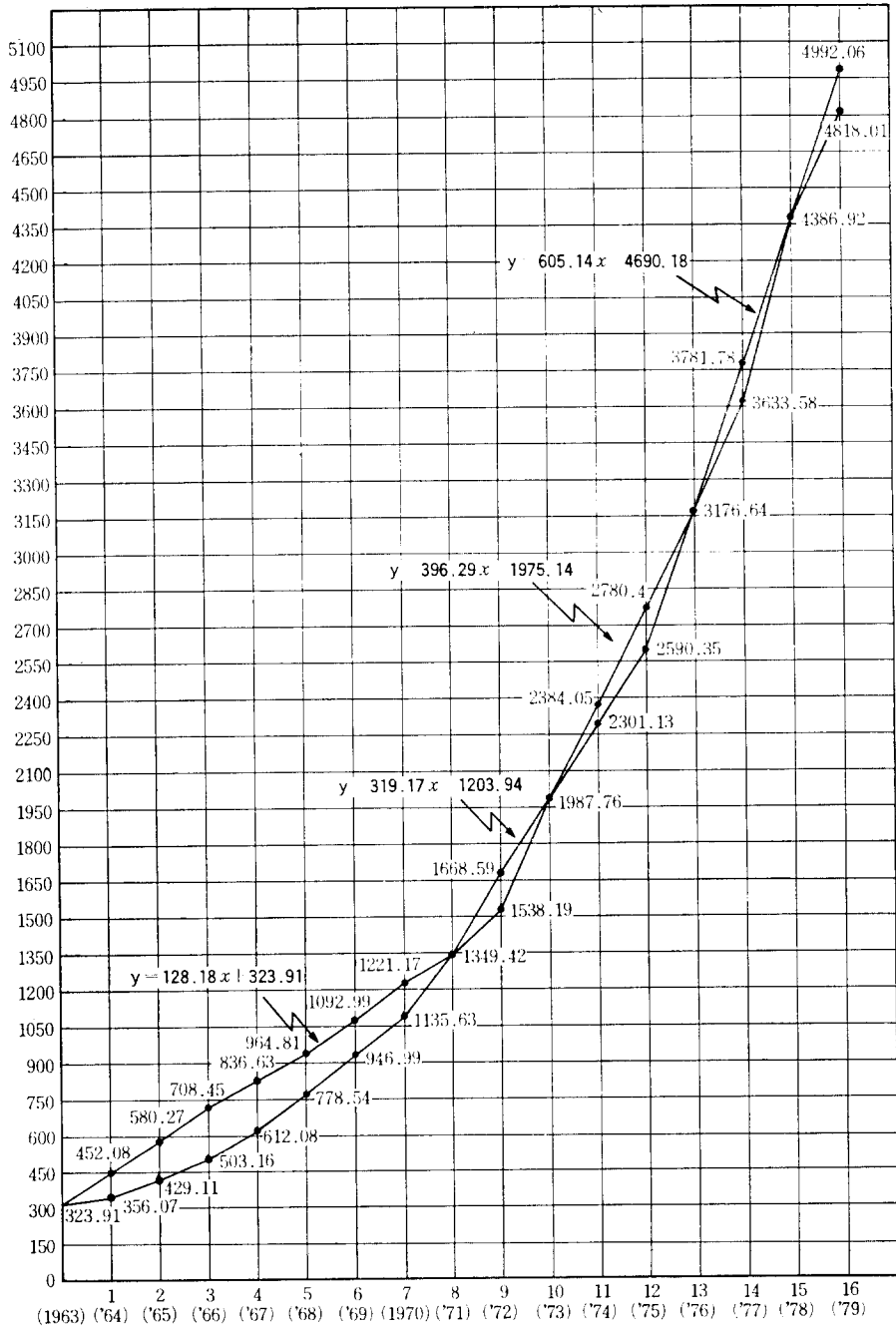
가구수 %	1.1	5.6	15.8	30.4	44.6	56.1	65	73.2	78.6	83.5	86.5	89.1	93.2	96.1	97.4	100
소득 %	0.2	1.4	5.6	13.7	23.4	33	41.6	50.6	57.4	64.3	68.8	73.2	80.9	87.5	90.8	100
소득계 총	29,999이하	49,999	69,999	89,999	109,999	129,999	149,999	169,999	189,999	209,999	229,999	249,999	299,999	349,999	400,000이상	

1979 .

가구수 %	0.4	2	6.2	12.6	22	31.5	40.1	50.6	58.9	66.8	72.2	76.8	85.4	90.9	94	100
소득 %	0.04	0.3	1.6	4.2	8.9	14.7	20.8	29.2	36.6	44.6	50.7	56.3	68.1	77.1	83.1	100
소득계 총	29,999이하	49,999	69,999	89,999	109,999	129,999	149,999	169,999	189,999	209,999	229,999	249,999	299,999	349,999	400,000이상	

附錄(2)

製造業部門稼働率指數 作成을 위한 圖示



## 參 考 文 獻

- (1) 經濟企劃院, (1964~1980) 「韓國統計年鑑」, 서울: 經濟企劃院.
- (2) 尹起重, (1958) 「韓國 國民所得의 分析: 1947~1957」, 서울: 延世大學校大學院碩士學位論文.
- (3) 尹錫範, (1978) 「計量經濟學」, 서울: 法文社.
- (4) 朱鶴中(編), (1979) 「韓國의 所得分配와 決定要因(上)」, 서울: 韓國開發研究院.
- (5) 한국은행, (1964~1981) 「경제 통계 연보, 1964년~1981년」(18年分) 서울: 韓國銀行.
- (6) Atkinson, A.B., (1975) *The Economics of Inequality*, Oxford: Clarendon Press.
- (7) Kakwani, N.C. and N. Podder, (1973) On the Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observations, *International Economic Review*, Vol. 14, 278-291.
- (8) \_\_\_\_\_, (1976) Efficient Estimation of the Lorenz Curve and Associated Inequality Measures from Grouped Observations, *Econometrica*, Vol. 44, No. 1, 137-148.
- (9) Kuznets, S.S., (1955) Economic Growth and Income Inequality, *The American Economic Review*, Vol. 45, No. 1, pp.1-28.
- (10) Metcalf, Charles E., (September, 1969) The Size Distribution of Personal Income During the Business Cycle, *The American Economic Review*, Vol. 59, No. 4, 657-667.
- (11) \_\_\_\_\_, (1972) *An Econometric Model of the Income Distribution*, Chicago: Markham Publishing Co.
- (12) Rasche, R.H., J. Gaffney, A.Y.C. Koo and N. Obst, (1980) Functional Forms for Estimating the Lorenz Curve, *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, 1061-1062.