

韓國의 所得分布 不均等度 推定에 관한 研究

尹 起 重*

1. 序 論

所得分布의 不均等도에 관한 測定問題는 오래 전부터 論議되어 왔었다. 그 論議의 背景은 資本主義經濟가 成就해 감에 따라 19世期 末부터 필연적으로 所得이나 富의 分布狀態가 歪曲되어가는데 있었다. 즉 經濟가 發展해감에 따라 사람과 사람 사이에 所得이나 富의 差가 생기게 되어 이에 대한 原因과 性質을 究明하려 하는 데서 비롯된다. 이와 같은 問題에 관해서 먼저 前提되어야 할 것은 所得이나 富의 分布狀態를 파악하는 것이고 다음으로 그 差에 대한 原因과 性質을 解明해야 함이 提起된다. 그리고 그러한 解明의 土臺 위에서 再分配政策이 提起되어야 할 것이다.

提起된 問題에 있어 基本이 되는 所得分布 不均等度の 測定은 여러 가지 方法이 있다. 즉 로렌즈曲線, 파레토係數, 지니集中係數 등을 들 수 있으며, 현실적으로 이들의 여러 方法이 널리 利用되고 있다. 그러나 所得分布 不均等度測定을 위한 對象資料는 일반적으로 稅務統計에 나타난 免稅點 以上만이 반영된 所得階層別 所得人員分布나 또는 標本調査에 의한 家計調査資料에서 所得階層別 家口數 分布表이다. 稅務統計인 所得階層別 人員分布表는 두 가지의 문제를 우선 들 수 있다. 그 첫째는 稅法에 따라 所得이 分類되기 때문에 全體所得者의 分布狀態를 표현하지 못하는 점이고 둘째는 免稅點 以上の 分布만이 반영된 점이다. 그리고 家計調査資料는 標本調査에 의한 것이기 때문에 標本分布와 母集團의 分布간에 얼마나 어떻게 乖離가 생기는지 알 수 없는 점이다. 또 어떤 資料고 간에 所得階層別 人員分布表는 算術平均値와 最頻値간에 현저한 差가 있는 점이다. 그 差가 클 수록 變量(所得階級の 級中央値 또는 階層別 受取所得額의 累積値)의 對數値와 度數(所得階級別 累積人員)의 對數値 간에는 線型關係가 적절히 유지되지 않는다. 즉 低所得層에서 累積度數의 對數値는 變曲點을 이루어 水平化하는 傾向이 없지 않다.

資料上的 問題點을 요약하면, 첫째, 全體所得者의 分布를 반영하지 못하는 部分資料라는

*延世大學校 商經大學 教授

점, 둘째, 免稅點이하의 分布狀態가 반영되지 않는다는 점, 셋째, 所得分布의 일반적인 特徵으로서 低所得層에서 變量과 度數의 對數值간에 線型關係가 유지되지 않는 점들이다. 위에서 첫째 問題는 既存資料를 이용할 경우 불가피하다. 그러나 둘째와 셋째는 資料의 特性에 따라 合目的인 測定方法이 요구된다. 더욱이 셋째 問題로서 變換된 變量과 度數간에 線型關係가 유지되지 않음에도 불구하고 機械的으로 最少自乘法을 適用하여 얻는 파레토係數와 지니集中係數는 所得分布의 不均等度를 완벽하게 반영하지 못할 것이 예상된다.

뿐만 아니라 不均等度の 測定手段으로서 理論的으로 탁월하다고 評價되는 파레토法則도 새삼 理論的檢討가 요구된다. 經濟理論側面에서 不均等度解釋에 관해서는 不問하더라도 統計理論의 側面에서는 의문점이 없지 않다. 그의 法則이란 個個人의 所得이 특유한 確率法則에 따라 分布된다는 점이다. 이와 같은 法則 즉 所得曲線은 歸納的方法에 의해서 얻었다는 것이다. 비록 所得分布의 曲線이 歸納的方法에 의해서 誘導되었다 하더라도 그것이 確率分布로 解釋되려면 적어도 所得分布가 確率現象임을 밝혀야 했을 것이다. 즉 個個人의 所得이 確率現象을 갖게 되는 理由가 演譯되어야 했다. 그럼에도 불구하고 도리어 確率現象과는 상반되는 다음과 같은 두가지 命題를 들고 있다. 즉 第1命題는 所得分布는 偶然的의 아니라는 것이고 第2命題는 最低所得水準을 向上시키거나 또는 所得分布의 不均等度를 減少시키기 위해서는 高所得者가 人口增加보다 빨라야 한다는 것이다.¹⁾ 이와 같이 파레토의 所得曲線은 經驗的으로 얻었을 뿐 自然法則的인 確率分布로 설명되지 않았다.

所得分布의 不均等度測定方法에 있어 이상에서 본 바와 같은 資料上的 制限點을 극복하면서 理論的 缺陷을 補完시킬 수 있는 代替的方法을 模索하지 않을 수 없다. 그것은 이미 널리 利用되고 있는 지부라法則을 우선 指目하게 된다. 즉 個個人의 所得이 對數正規分布에 따라 分布된다는 假定이다. 韓國의 所得分布를 論議함에 있어 所得分布의 不均等度를 지니集中係數, 파레토係數 또는 로렌즈曲線에 의해서 測定해 보았으나 모두 만족스럽지 못했다.²⁾ 이와 같은 과거의 分析을 土臺로 本稿는 여기에 韓國의 所得分布도 지부라法則에 따른다고 假定하고 都市家計調査資料와 所得稅統計에 의해서 그의 法則性을 음미해 보는 동시에 不均等度도 아울러 評價해 보려 한다. 그리고 不均等度の 趨移을 檢討함에 있어 파레토係數와도 비교해 보려 한다.

위의 試圖를 위해서 먼저 지부라法則의 理論模型을 再吟味하고 實證資料에 의해서 그 模型을 推定하게 된다. 推定結果에 따라 過程上的 문제점과 그리고 韓國의 所得分布에 관해서 論議하게 된다. 實證資料는 1965년부터 1975년까지 11個年(所得稅統計는 10個年)의 것을 利用하게 될 것이다.

1) Pareto, V, *Cours d'Economie Politique*, Lausanne, 1897, p.416

2) 尹起重, 「韓國國民所得의 分布」, 延世大學校 大學院, 碩士學位論文 1957年 및 [3]

2. 比例效果의 法則

지부라法則으로 통하는 比例效果의 法則은 사실 지부라 以前에 이미 알려진 法則이라 한다. [5] 그러나 이 法則을 經濟現象에 적용 음미한 것은 지부라가 처음으로 試圖한 것이며 또 比例關係가 成立하도록 變換한 經濟的變量이 正規分布라는 確率法則에 따라 分布된다는 것도 그가 처음으로 발견하였다. [12] 이런 점에서 카레키는 「지부라分布에 관하여」라는 論文頭에서 ‘지부라가 經濟變量의 對數值가 正規分布한다는 것을 보인 것은 偉大한 業績이다’ [9]라고 敬意를 표했다.

지부라法則은 처음 카푸데인의 研究論文例에서 영향을 받아 이루어졌다 한다. [12] 즉 經濟變量 x_i ($i=1, 2, \dots, n$)가 同一의 變動要因의 영향을 받아 變化量 dx_i 가 생겼을 때 이 變化量 dx_i 가 x_i 에 의존한다는 函數를 설정함으로써 比例效果의 法則을 誘導하려 했다. 이런 目的을 위하여 먼저 dx_i 는 x_i 에 의존하고 또 dx_i 와 x_i 간에는 比例關係가 유지되지만 dx_i/x_i 와 x_i 간에는 獨立의關係를 假定한다. 그리고 dx_i/x_i 와 dz_i 간에 等式關係가 유지 되도록 하는 z_i 函數를 설정하기 위하여 우선,

$$dz_i = a \log \frac{dx_i}{x_i} \quad (1)$$

의 關係式을 定義한다. 그러면 dx_i 는 x_i 量에 比例하여 變動한다는 比例效果(l'effet proportionnel)는 결국 任意 經濟變量의 對數值가 正規分布 確率變數가 되는 것으로 歸着된다. 즉 經濟變量 x_i 의 確率密度 $p(x_i)$ 는 x_i 의 對數變換值 z_i 로서 다음과 같이 正規分布型으로 표현된다.

$$p(x_i) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-z_i^2} \quad (2)$$

위 式의 確率變數 z_i 는 다음과 같이 原來의 變量 x_i 를 變換시켜 얻는다.

$$z_i = a \log x_i + b \quad (3)$$

그러면 (2)式과 (3)式과의 關係에 의하여 (3)式의 定數 a 와 b 는 다음을 뜻한다.

$$\left. \begin{aligned} a &= \frac{1}{s\sqrt{2}} \\ b &= \frac{-m}{s\sqrt{2}} \end{aligned} \right\} (4)$$

위에서 m 은 $\log x_i$ 의 算術平均値이고 s 또한 $\log x_i$ 의 標準偏差를 가리킨다.

이상에서 본 바와 같이 지부라는 先驗的으로 函數 $z_i(x_i)$ 가 正規分布하는 것을 誘導하고, 이 法則을 여러 가지 經濟事象에 適用해 보았다. 즉 그의 著書名이 가리키는 바와 같이 比例效果의 法則을 富의 不均等, 企業의 集中, 都市人口 그리고 家計調查資料에 適用해 보았다. 그 결과 (3)式을 다음과 같이 變形하면 比例效果의 法則은 더욱 훌륭하게 適用될 수 있음을 보았다고 한다. 즉 (3)式의 變形은

$$z_i = a \log(x_i - x_0) + b \quad (5)$$

이다. 여기서 x_0 는 經濟變量의 最低值임은 분명하나 그의 理論的意義는 分明치 않다.³⁾ 지부라자신도 이 x_0 에 대하여는 밝히지 못한 하나의 問題라고 표현하고 있다. (3)式을 (5)式과 같이 바꾸면 比例效果는 다음과 같이 표현할 수 있겠다. 즉 dx_i 는 $x_i - x_0$ 에 比例하나 x_i 와는 獨立的이다. 또는 그 效果는 $\log(x_i - x_0)$ 에 比例的이다 라고 바꾸어 설명될 수 있다.

위와 같이 지부라는 先驗的으로 經濟變量이 對數正規分布에 따라 分布한다는 比例效果의 法則을 立證한데 대하여 카레키는 그 法則을 다음과 같이 要約하고 지부라의 假定에 대하여 몇 가지의 非現實을 지적하는 동시에 그 나름대로 經濟變量이 對數正規分布에 수렴하는 몇 가지의 條件을 제시하고 있다. 즉 그는 다음과 같이 要約하고 있다.

一定時點의 變量 X 를 X_0 라 할때 時間經過에 따르는 相互獨立的인 比例的 變化量系列이 m_1, m_2, \dots, m_n 이라고 假定하면 期末變量 X_n 은

$$X_n = X_0(1+m_1)(1+m_2)\cdots(1+m_n) \quad (6)$$

이 되고 (6)式에 自然對數를 취하면

$$\log X_n = \log X_0 + \log(1+m_1) + \cdots + \log(1+m_n) \quad (7)$$

이 된다. 여기서 X_0 의 偏差(平均과의 偏差)를 Y_0 , $\log(1+m_i)$ 의 偏差를 y_i 그리고 그 系列合計의 偏差는 $Y_0 + y_1 + y_2 + \cdots + y_n$ 으로 표현하자. 이때 m_i 이 1에 비하여 充分이 적은 것으로 假定하면 $\log(1+m_i)$ 도 1보다 적은 값으로 假定될 수 있다. 그리고 $y_1 + y_2 + \cdots + y_n$ 의 二次積率은 y_1, y_2, \dots, y_n 의 二次積率合計와 일치되나 n 이 充分히 크다면 $y_1 + y_2 + \cdots + y_n$ 의 標準偏差는 1이 되거나 또는 1보다 크다고 假定한다. 그러면 y_i 의 그것은 $y_1 + y_2 + \cdots + y_n$ 의 標準偏差에 비하여 적어짐을 뜻한다. 이와 같은 두 假定이 充足되면 $y_1 + y_2 + \cdots + y_n$ 의 分布는 近似的으로 正規分布을 한다는 것이다. 더욱이 $y_1 + y_2 + \cdots + y_n$ 의 標準偏差가 Y_0 의 標準偏差에 비하여 클 정도로 n 이 充分히 크다면 初期值 Y 가 어떠한 分布를 하든간에 $Y_0 + y_1 + y_2 + \cdots + y_n$ 의 分布는 正規分布에 수렴하게 된다는 것이다. [11]

이상과 같은 比例效果의 要點에 대해서 카레키는 두 가지의 假定에 대하여 非現實性을 지적하고 있다. 즉 그 하나는 時間經過에 따라 變量의 對數值 標準偏差가 연속적으로 增加하고 있다는 것이 위에 함축되어 있는 점이고 다른 하나는 變量의 對數值 標準偏差 變化가 經濟의 內生的要因에 의해서만 決定되고 나아가서 그 變化는 Y_0 와 獨立的이 아니고 도리어 前期變化量에 의존한다고 假定하는 것이 經濟學的의 側面에서 現實的이고 또 先驗的으로 合目的的의이다. 그럼에도 불구하고 그 變化는 確率的 變化만을 假定하고 있는 것이 非現實的이라 했다. 그러면서 그는 점진적인 現實的 假定위에서 經濟變量의 對數值 分布가 正規分布에 수렴하는 것을 세 類型에 의해서 立證하고 있다. 그리고 끝으로 從業員規模別 工場分布와 所

3) 參考文獻 [7]의 256面

得分布例에 의해서 이들이 다같이 對數正規分布하고 있음을 提示하고 있다. 그러나 法則의 適用에 있어 工場分布는 (3)式이 適用되는데 대하여 所得分布는 (5)式이 더욱 훌륭하게 符合됨을 보여주고 있다.⁴⁾ 그러나 資料性質上의 差異點은 前者의 경우 最低變量이 零인데 대하여 後者の 경우는 250파운드이다.

3. 資料의 檢計와 測定方法

韓國의 所得分布 不均等度測定을 위한 比例效果法則의 適用資料는 앞에서 든 都市家計調查資料와 國稅統計에 의한 甲種勤勞所得稅 課稅資料이다. 즉 前者는 都市勤勞者家計를 母集團으로 하여 얻은 標本資料로서 都市家計年報에 수록된 現金所得階層別 家口當 月平均家計收支(全都市勤勞家口) 統計이다. [10] 그리고 後者인 國稅統計資料는 國稅統計年報에 수록된 「所得階級別狀況」가운데 甲種勤勞所得에 관한 階級別 所得分布表이다. [9] 이들은 모두 資料의 名稱이 말해 주듯 몇 가지 問題點을 內包하고 있다.

家計資料의 경우는 첫째 所得概念이 現金所得만을 뜻하는 점, 둘째 都市勤勞家計만을 對象으로 調査된 점, 그리고 셋째는 標本資料라는 점이다. 첫째의 所得概念上의 問題는 家計의 性格上 所得가운데 現金所得이 大部分을 차지할 것이라는 점에서 크게 結果를 歪曲시키지 않을 것 같다. 특히 現金所得의 構成이 勤勞所得과 其他所得으로 된 점으로 보아 安心하고 利用할 수 있겠다. 도리어 所得을 現金만으로 하지 않을 때 偏差가 생길 우려가 있다. 둘째로 資料調查의 對象이 都市家計가운데 勤勞家計라는 점에서 이것이 韓國의 所得分布를 얼마나 代表할 수 있는가 하는 問題가 提起된다. 그러나 韓國經濟의 構造面에서 都市와 農村이 현저하게 區分되기 때문에 所得分布 不均等度の 母集團을 全國이라기 보다는 도리어 都市勤勞家計로 定義함으로써 資料上의 두번째 制限點은 해결될 수 있을 것이다. 그리고 셋째의 標本資料라는 制限點은 近代의 標本分布理論에 의해서 해결될 수 있다. 즉 年度간의 不均等度 指標의 變動에 대해서 그것이 有意的 差인가의 問題는 檢定理論에 의해서 解明될 수 있다.

後者인 所得稅統計가운데 甲種勤勞所得稅 課稅對象者의 所得分布도 前者와 같이 몇 가지의 問題點이 잠재해 있다. 즉 이 資料에 의해서 測定된 所得分布의 不均等도는 결코 韓國全體의 그것을 반영하지 못한다. 그렇다고 하여 各種所得稅 課稅對象者의 階層別分布를 統合하여 그를 測定할 수도 없다. 그것은 稅法上의 制度와 稅率의 差異때문에 이들 表를 하나의 分布表로 統合할 수 없게 되었다. 그러므로 各種所得稅 納稅者가운데 가장 큰 比重을 차지한 甲種勤勞所得稅 納稅者만을 對象으로 하였다. 즉 이들 納稅者에 대한 稅額計算을 위하여 作成된 階層別 所得分布表에 의해서 그의 不均等도를 測定하기로 한다. 이것은 비록 所得者의 一部分이기는 하나 所得概念이 明白할 뿐만 아니라 資料自體가 母集團의 性質을 구

4) 參考文獻[9]의 167-169面

비하고 있어 推定値의 檢定을 필요로 하지 않는다. 그러나 都市勤勞家計 調査資料에서의 所得은 勤勞所得외에 기타의 現金所得이 포함되어 있는데 반해 이 稅務統計資料에는 稅法上 規定된 甲種勤勞所得 以外는 포함되어 있지 않다.

이상에서 본 바와 같이 本稿가 試圖하는 바의 所得分布 不均等度の 測定은 資料의 制限때문에 그 어느 것이고 韓國全體의 所得分布 不均等度を 반영하지는 못한다. 다만 一次的인 試圖는 비록 制限된 所得集團이기는 하나 이들이 지부라法則에 따라 分布되는지의 與否를 吟味하고 그리고 同一概念에 의해서 測定된 不均等度を 年度別로 比較하여 그의 趨移를 分析한다.

위에서 檢討한 두 資料로써 所得分布 不均等度を 測定하는 것은 결국 그들 資料를 對數正規分布에 符合시키는 것으로 歸着된다. 즉 所得階層別 度數分布表라는 實證資料를 對數正規分布에 符合시켜 그 分布의 母數를 推定하면 된다. 이것이 基本原理이기는 하나 現實的으로 그와 같이 간단하지는 않다. 그것은 所得分布의 實證資料가 한결 같이 對數正規分布의 確率法則에 훌륭하게 附合된다는 保障이 없기 때문이다. 그러므로 現實資料를 그 分布에 가장 近似하게 符合시킬 따름이다. 그의 符合度에 대해서도 檢定理論에 의해서 그 여부를 엄격히 檢定할 수 있으나 대체의 경우 目測法에 의해서 檢定하고 있다.

우선 所得階層別 度數分布表에 대해서 각 級의 級下限을 對數로 바꾸어 $\log x = \dot{x}$ 로 그리고 이 \dot{x} 에 대응되는 各級의 相對度數 $f(\dot{x})$ 를 以上累積하여 $F(\dot{x}')$ 로 한다. 그리고 이 以上累積度數 $F(\dot{x}')$ 를 平均 m , 標準偏差 s 를 갖는 正規分布의 分布函數로 假定한다. 즉

$$F(\dot{x}') = \int_{\dot{x}'}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left\{-\frac{1}{2s^2}(\dot{x}-m)^2\right\} d\dot{x} \quad (8)$$

$$0 \leq x \leq \infty$$

로 假定한다. 이때 平均 m 과 分散 s^2 는 對數變量 $\dot{x} = \log x$ 에 의해서 얻어진 것이다. 위 (8)式的 假定이 妥當하다면 즉 (8)式的 兩邊이 等式이 成立된다면 (8)式的 左邊을 標準化變數로 變換한 分布函數

$$F(z') = \int_{z'}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (9)$$

$$-\infty \leq z \leq \infty$$

도 兩邊간에 等式關係가 成立되며 나아가서 對數變量 \dot{x} 와 標準化變數 z 간에는 完全한 線型關係를 유지하게 된다. 즉 (8)式的 右邊 $F(\dot{x}')$ 에 대응되는 標準化變數 z' 를 正規分布의 確率表에서 구한 값과 그리고 $F(\dot{x}')$ 에 대응되는 變量 \dot{x} 와를 그래프위에 作圖했을 때 그것이 線型關係를 유지하면 (8)式的 等式은 成立되며 그 假定 또한 妥當하다. 目測法에 의해서 그

의 妥當性이 認定되면 最少自乘法에 의해서 (3)式을 推定하게 된다.

그러나 위의 方法에 의해서 그의 妥當性이 認定되지 않으면 $\dot{x} = \log x$ 대신 $\dot{x} = \log(x - x_0)$ 에 의해서 \dot{x} 와 z 간의 線型關係를 찾는다. 이때 x_0 값은 x 의 最下值보다 적은 任意的 陽의 定數值이다. 이 x_0 의 크기는 여러 數를 代入하여 試行해보되 그 試行은 (8)式的 等式이 成立될 때까지, 즉 그래프위에 z 와 \dot{x} 간의 關係가 線型으로 될 때까지 反復한다. 本稿에서는 最下變量의 20分の 1에 해당되는 값을 初期試行의 x_0 값으로 삼았으며 反復할 때마다 그의 20分の 1에 해당하는 값을 加算시켜 反復試行했다. 그 結果가 x_0 를 最下變量으로 하여 첫째 級의 變量을 0으로 했을때 가장 適切한 線型關係를 보였다. 그리고 a 와 b 를 推定키 위한 最少自乘法의 適用은 最下變量이 $\log(0) = \dot{x} = -\infty$ 이기 때문에 첫 變量 $\dot{x} = -\infty$ 와 이에 대응되는 z 는 除外시키고 $n-1$ 個의 變量작만으로 (3)式을 推定했다.

위에 의해서 推定된 a 와 b 는 最少自乘法이외에 (4)式에 의해서 구할 수도 있다. (4)式 利用에 있어 필요한 平均 m 과 分散 s^2 는 앞에서 指摘한 바와 같이 對數值變量에 의해서 얻어진 것이다. 그러나 (4)式에 의하는 경우와 最少自乘法에 의하는 경우 理論적으로 同一할 수가 없다. 그것은 첫째 平均과 分散이 度數分布表에 의해서 얻어졌기 때문에 誤差가 있을 수 있는 점, 둘째는 階級的 分割이 完全한 等分級間이 아닌 점, 그리고 셋째는 實證資料인 變量 \dot{x} 의 分布가 完全한 正規分布를 하지 못하는 점등 이러한 理由로 그 두 가지 方法에 의해서 얻어진 a 와 b 는 서로 같지 않을 것이 豫想된다. 그러므로 本稿에서는 그를 最少自乘法에 의해서 推定하기로 한다.

위 方法에 의해서 推定된 (3)式 또는 (5)式은 所得分布를 正規分布라는 確率法則에 수렴시키기 위한 變量의 變換式인 同時에 所得分布 不均等度の 指標式이기도 하다. 常數 a 는 (4)式에 의해서 標準偏差와 逆關係이며 또 b 는 變異係數와 逆關係이다. 그러므로 a 의 逆數는 標準偏差와 比例關係에 있어 이로써 所得分布의 不均等度指標로 삼는다.⁵⁾ 지부라法則에 의한 所得分布 不均等度指數 c 는

$$c = \frac{100}{a} \quad (10)$$

로 한다. 앞에서 論議한 바와 같이 이 指數 c 는 標準偏差 s 와 比例關係에 있기 때문에 c 가 크면 클 수록 所得分布의 不均等度는 크다고 解釋한다. 이것은 分布의 分散度와 같은 意味를 갖기 때문이다.

4. 推定結果

앞에서 論議한 바와 같이 (5)式을 推定함에 있어 x_0 값을 最下變量의 20分の 1씩 加算하면서 反復試行해 보았으나 (3)式에 의해서 推定한 結果가 보다 直線에 適切히 符合되었다.

5) 參考文獻[5]의 94面

이것은 1965년부터 1975년까지의 家計調査資料에서나 1966년부터 1975년까지의 甲勤稅資料에서 다른 어떤 경우보다 (3)式的 適用이 直線에 符合되었다. 이것은 아마도 두 資料가 다 같이 最下所得이 零으로 定義되었기 때문인 것 같다. 즉 1975년의 家計調査에 의한 所得分布表의 경우 最下所得階級이 19,900원이하, 두번째 階級이 20,000원~29,900원, ... 등과 같이 區分되어 있어 最下所得은 零으로 定義할 수 밖에 없었다. 現實적으로 零의 所得은 理論적으로 定義할 수 없는 것이 一般的이다. 數理模型으로서 最下所得 $x_0 = 0$ 이라든가 또는 $x_0 = x'$ 과 같이 任意의 값이 定義되어야 하지만 그렇다고 하여, 그것이 經濟的意義와 일치되는 것은 아니다. 지부라나 카레키가 다같이 x_0 를 最下所得이라고 定義하였지만 그에 대한 經濟的意義는 解明하지 못했다. 다만 數理模型에서 最下所得으로 定義할 따름이고 한편에서 對數正規分布의 分布函數를 규정함에 있어 必要不可缺의 要件으로 處理할 따름이다.

1975年度의 家計調査에 의한 全都市勤勞家計의 所得分布 不均等度推定에 있어 우선 (3)式의 推定結果를 보면

$$z = 1.83 \log x - 20.03$$

(0.03)

$$R=0.99 \quad \hat{\sigma}=0.065$$

로서 直線의 符合度가 극히 높은 편이다. 이를 圖示하면 즉 위 式에 의하여 얻어진 標準化

圖 1 지부라法則의 符合(1975年 家計資料)

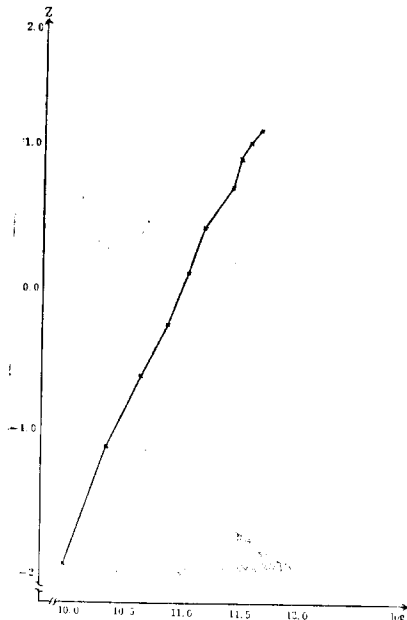


表 1

 χ^2 檢定表

所得階級	度 數		$\frac{(f-f')^2}{f'}$
	經驗值(f)	理論值(f')	
0~20,000미만	37	30	1.6
20,000~30,000 "	68	96	8.2
30,000~40,000 "	145	141	0.1
40,000~50,000 "	163	139	4.1
50,000~60,000 "	142	135	0.3
60,000~70,000 "	111	104	0.5
70,000~80,000 "	74	80	0.4
80,000~90,000 "	58	63	0.4
90,000~100,000 "	38	30	2.1
100,000~110,000 "	30	27	0.3
110,000 이상	107	127	3.1
計	972	972	21.1

註；自由度=11-3=8, $\alpha=0.005$ 下에서 臨界値는 22.0임.

變數와 각 所得階級の 下限對數値를 對應시켜 본 결과는 다음 圖 1에서 보는 바와 같이 直線에 近似的으로 接近하고 있어 이들 所得은 對數正規分布에 따라 分布되고 있다고 말할 수 있다. 이 對數正規分布의 平均과 分散은 각각 10.92와 0.318(標準偏差 $s=0.564$)이며 이것이 精確히 正規分布에 따르고 있는 가에 대해서 χ^2 檢定을 해 본 결과 自由度 8(階級이 11이므로 平均과 分散의 推定值 2개와 1을 빼면 8임)과 有意水準 0.5% 下에서 그것은 正規分布임이 인정된다. 즉 위의 條件下에서 臨界値는 22인데 대해서 計算된 χ^2 統計量은 21.1이다.

表 2

全都市 勤勞家計 所得分布 (1975)
($x=1.83 \log x - 20.03$)

所得階層(원)	果 積 人 員 (人)		相對誤差(%)
	經 驗 值	理 論 值	
最下所得이상	972	972	0.0
20,000 "	935	942	-0.7
30,000) "	867	846	+2.4
40,000 "	722	705	+2.4
50,000 "	559	566	-1.2
60,000 "	417	431	-3.2
70,000 "	307	327	-6.1
80,000 "	233	247	-5.6
90,000 "	175	184	-4.8
100,000 "	137	154	-11.0
110,000 "	107	127	-15.7

한편 累積度數에 대해서 經驗値와 理論値와를 對比시켜 본 결과 다음 表 2에서 보는 바와 같이 그의 誤差는 각 階級마다 근소하다. 그러나 한 가지 注目되는 바는 高所得階級으로 갈수록 그 誤差가 擴大되는 傾向이다. 그 擴大傾向이 또한 負라는 점이다. 다른 推定結果도 例外없이 이러한 傾向을 보이고 있다. 이것은 아마도 以上累積했기 때문에 高所得階層일수록 相對誤差를 구하는 分母値가 적어지기 때문인 것으로 判斷된다. 그리고 誤差의 符號가 高所得層에서 負로 되는 것은 正規分布에 따르는 理論度數보다 經驗度數가 적어지고 있음을 뜻한다. 이것은 勤勞家計라는 特性과 또 한편에서 勤勞所得이외의 其他所得등이 調査에 반영되지 않은 데 起因한 것으로 看做된다. 이러한 傾向은 비단 1975年度의 家計調査資料에서 뿐만이 아니라 그 이외의 年度에서와 그리고 稅務統計에 의한 甲種勤勞所得集團에서 일반적으로 나타나는 現象이다. 甲種勤勞所得者의 경우 高額所得者는 高率의 累進稅制때문에 相當部分의 所得이 隱蔽되는 傾向이 없지 않다. 高所得層에서 經驗度數가 相對的으로 적어져 가는 傾向이 위와 같은 理由에 起因된 것이 아니라면 이러한 現象은 다른 側面에서 해석되어야 할 것이다. 즉 所得分布의 不均等度指數의 基本이 되는 標準偏差에 대한 補完的說明이 요구된다.

所得分布가 비록 χ^2 檢定結果 지부라法則에 따르는 對數正規分布를 한다 하더라도 그것이 經驗資料이기에 低所得層으로 향하여 또는 高所得層으로 향하여 다소 歪曲될 수 있다. 이런 경우 그 分布가 低所得層에 歪曲되기 보다는 高所得層으로 歪曲되는 것이 所得不均等度는 보다 낮은 것으로 評價할 수 있다. 그러나 위의 經驗資料는 低所得層에 歪曲되었음으로 對數正規分布를 전제한 劃一的인 지부라指數 c 値보다는 현실적으로 不均等한 것으로 評價함이 合理的인 것이다.

對象期間 11年間の 家計調査資料에 의한 所得分布는 表 3에서 보는 바와 같이 (3)式 推定結果 얻어진 相關係數, 推定係數(a)의 標準誤差, 그리고 檢定결과 대체로 想定된 假定에 일치된다. 그러나 χ^2 統計量만은 臨界値보다 다소 크게 나타나는 경우가 없지 않다. 表 3에서 所得分布 特性値로서 平均(m)이 年次的으로 增大하고 있는데 반해 標準偏差(s)는 減少해져 가는 傾向이 注目된다. 물론 1973년부터는 標準偏差가 커져 가는 傾向이기는 하다. 이와 같이 所得水準이 向上되어 감에 따라 所得不均等度指數의 基本이 되는 標準偏差가 감소해 가는 傾向은 바로 所得分布가 보다 公平化해 가는 趨勢임을 뜻한다. 資本主義 經濟特性으로 보아 平均所得水準이 向上되어 감에 따라 不均等度는 커져가는 傾向이 없지 않다.

所得不均等 指標인 指數 c 도 위에서 論議한 標準偏差와 같이 1973년부터 높아져 가는 傾向이 分明하다. 여기에 두 가지의 事實 즉 平均所得水準이 向上됨에 따라 所得不均等度 指數 c 가 적어져 가는 事實과 그리고 1973년부터 그 指數 c 가 反動 上向하는 傾向에 있는 事實이다. 資本主義經濟가 進行함에 따라 所得分布의 不均等度는 深化해 감에도 不拘하고 위의 經驗資料에서는 그와 같은 一般的現象에 背反되는 結果가 얻어졌다. 그것은 아마도 經濟政策上的

表 3 所得分布 特性值 (家計資料)

年 度	平 均(m)	標 準 偏 差(s)	a	$-b$	R	c	χ^2	自 由 度
1965	8.906	0.522	1.904	16.68	0.99	52.52	21.1	8
1966	9.233	0.530	1.932	17.83	0.99	51.76	6.7	6
1967	9.648	0.555	1.738	16.97	0.99	57.53	13.9	8
1968	9.822	0.525	1.893	18.55	0.99	52.82	26.0	8
1969	9.974	0.530	1.882	18.78	0.99	53.13	18.3	8
1970	10.221	0.458	2.281	23.34	0.99	43.84	11.0	5
1971	10.300	0.453	2.271	23.37	0.99	44.03	12.1	5
1972	10.437	0.456	2.250	23.53	0.99	44.44	14.3	6
1973	10.484	0.488	2.065	21.63	0.99	48.43	20.2	6
1974	10.664	0.469	2.207	23.56	0.99	45.31	16.0	7
1975	10.929	0.564	1.834	20.03	0.99	54.53	18.1	8

註； a 와 b 는 (3)式的 常數, $c = \frac{100}{a}$

R 은 (3)式 推定에서의 相關係數임.

效果에서 그 理由를 찾기보다는 도리어 資料가 말해주는 所得集團의 概念에서 그를 밝혀보는 것이 보다 賢明할 것이다. 즉 資料의 母集團이 都市勤勞家計라는 점에 注視해야 할 것이다. 平均所得水準이 向上됨에 따라 高水準의 勤勞所得者보다는 最低 또는 低位勤勞所得者數가 감소해갈 것이 分明하다. 그것은 經濟開發計劃에 따르는 投資의 擴大와 新技術의 導入 및 開發에 따라 勞動需要의 擴大와 또한 그의 限界生産力도 높아질 것이 確實하기 때문이다. 이러한 理由로 平均所得이 높아짐에 따라 당연히 所得分布의 不均等도는 낮아지게 마련이다. 둘째의 1973년부터 不均等도가 反轉하는 傾向은 아마도 石油波動에 의한 物價構造의 改編, 經濟構造의 變化, 그리고 이에 따른 다소의 沈滯에 起因한 것 같다.

所得不均等度 指標로서 일반적으로 쓰이는 파레토係數를 同一한 家計調查資料에서 구하고 지부라의 指數 c 와 比較해 본다. 다음 表 4에서 보는 바와 같이 그 각각의 指標가 相互 反對現象을 보이고 있다. 즉 지부라의 指數 c 가 크면 파레토係數 α 가 적고 반면 c 가 적으면 α 가 커지는 엇갈리는 값을 보인다. 이것은 지부라指數 c 의 경우 分散이 크면 클 수록 c 값은 커지는데 반해 파레토係數는 分散이 크면 클 수록 적어지는 關係에 起因한다. 그러나 그것이 完全히 逆相關關係를 보이지 못하는 理由는 低所得層에서의 所得變量과 累積人員變量の 對數值가 水平化되는 傾向때문이다. 그러나 파레토係數 α 에 대하여 파레토自身の 解釋에 의하면 지부라指數와 反對의 意味를 갖는다. 즉 α 가 크면 클 수록 所得分布는 不均等하다고 한데 대하여 지부라의 解釋은 c 가 클 수록 不均等하다는 것이다. 後日 베니니는 α 에 대하여 파레토와 反對 解釋했다. 베니니에 따르면 지부라指數와 파레토係數에 대한 經濟的意味는 같아진다.

勤勞所得者의 所得分布도 全都市 勤勞家計集團에서와 같이 지부라 法則에 연유한 對數正

表 4 지부라指數와 파레토係數 (家計資料)

年 度	지부라指數(c)	파레토係數(- α)
1965	52.52	1.08
1966	51.76	1.12
1967	57.53	1.75
1968	52.82	1.63
1969	53.13	1.31
1970	43.84	1.64
1971	44.03	2.47
1972	44.44	2.00
1973	48.43	1.82
1974	45.31	1.62
1975	54.53	1.34

規分布에 적절히 부합된다. 즉 10年間の 對象期間에 대하여 (3)式 推定결과의 相關係數 (R), 係數(a)의 標準誤差 그리고 檢定을 χ^2 統計量에 의거 이들 分布는 모두 想定한 假定에 적절히 부합된다. 그러므로 이들 分布에 대해서도 지부라의 所得不均等度 指數 c 에 의해서 評價할 수 있겠다.

表 5에서 한 가지 注目되는 바는 각 所得分布의 特性值가 1966년부터 1975년까지 10個年間 平均은 不安定한 데 대하여 標準偏差는 安定的인 점이다. 韓國의 總國民生産額 實質值가 그 期間에 2.6倍 (1970年 不變價格의 國民總生産額은 1966년에 15,297億원, 1975년에 41,293億원)나 增加했음에도 年度別 名目所得의 平均이 不安定한 것은 勤勞者所得 자체가 不安定한 것이 아니고 稅法 및 稅率變化에 따른 對象者의 變動에 起因한 것으로 看做된다. 비록 甲種勤勞所得者의 범위가 變했다 하더라도 지부라指數 c 의 基本이 되는 標準偏差가 安定되었

表 5 所得分布 特性值 (勤勞所得者)

年 度	平 均(m)	標 準 偏 差(s)	a	$-b$	R	c	χ^2	自 由 度
1966	8.769	0.843	1.207	9.932	0.993	82.85	10.1	2
1967	9.015	0.825	1.164	9.630	0.998	85.91	7.3	2
1968	9.111	0.748	1.063	8.920	1.000	94.07	28.8	3
1969	9.053	0.809	1.142	10.298	0.973	87.57	24.1	14
1970	8.914	0.849	1.184	10.859	0.903	84.46	20.3	14
1971	9.359	0.896	1.263	12.040	0.998	79.18	23.6	14
1972	8.775	0.823	1.161	10.891	0.993	86.13	27.0	14
1973	9.347	0.923	1.301	12.676	0.983	76.86	17.3	8
1974	11.014	0.843	1.188	11.570	1.000	84.17	14.6	8
1975	9.461	0.735	1.037	9.931	1.000	96.43	19.7	9

註 ; a 와 b 는 (3)式의 常數, $c = \frac{100}{a}$

R 은 (3)式 推定에서의 相關係數

다는 것은 所得不均等도가 相對的으로 安定되어 있음을 뜻한다.

所得不均等度 指數 c 의 年度別 趨勢를 보면 다소 變動하기는 했으나 1960年代와 1970年代가 區分이 되는 듯하다. 즉 1960年代는 그 指數가 비교적 높은데 반하여 1970年代는 그 보다는 낮은 편이다. 그러나 1974년부터 다시 上向趨勢를 보이고 있다. 1966년부터 1975년까지의 動向을 보면 1973년까지 다소 下向傾向을 보이다 1974년부터 增加해 가는 듯하다. 이것은 아마도 勤勞家計資料에서와 같이 所得이 增加해 감에 따라 低所得層에서의 最低賃金水準의 上昇내지는 上向平準化 調整이 進行되어 가는데 起因한 것 같다. 그리고 1974년부터 다시 그 指數가 上昇하는 것은 앞에서와 같이 石油波動에 연유된 것 같다. 이와 같은 指數와의 動向은 파레토係數에서도 찾아볼 수 있다. 대체로 1972년까지 α 가 下向하다 1973년부터 다시 上向趨勢를 보이고 있다. 그러나 이들 係數 α 나 또 指數 c 는 높은 편이기는 하나 비교적 安定된 편이라 하겠다.

끝으로 家計集團과 勤勞集團에 대해서 그들의 不均等도를 比較할 때 세 가지 점이 注目된다. 그 하나는 勤勞者集團의 경우 家計集團에 비하여 그 不均等도가 보다 높은 점이고 둘째는 圖2에서 보는 바와 같이 그의 變動傾向이 類似한 점 그리고 셋째는 두 集團의 각 指標를 比較할 때 勤勞集團에서는 파레토係數 α 가 대체로 2 이상임에도 불구하고 지부라指數 c 가 比較的 높이 나타나는 점이다.

勤勞家計와 勤勞者를 同一視할 수 있음에도 그들의 不均等도가 全對象期間에 걸쳐 相異한 것은 즉 勤勞者集團의 그것이 높은 것은 兩者간의 所得概念差에 起因한 것 같다. 勤勞家計의 경우는 1人 또는 그 이상의 勤勞所得者가 合成되어 있고 또 勤勞所得이외 其他所得이 加算되어 家計所得이 이루어지고 있는데 반해 甲種勤勞所得者의 경우는 1人의 定額所得밖에 반영되지 않는다. 또 家計側面에서 보면 勞動供給曲線의 特性에 따라 家口員 가운데 高所得者가 있으면 餘他的 家口員은 所得活動에 參與하지 않는다. 그러나 主所得者의

表 6 지부라指數와 파레토係數(勤勞所得者)

年 度	지부라指數(c)	파레토係數(α)
1966	82.85	—
1967	85.91	—
1968	94.07	2.15
1969	87.57	2.15
1970	84.46	2.35
1971	79.18	2.02
1972	86.13	1.80
1973	76.86	2.18
1974	84.17	2.52
1975	96.43	2.23

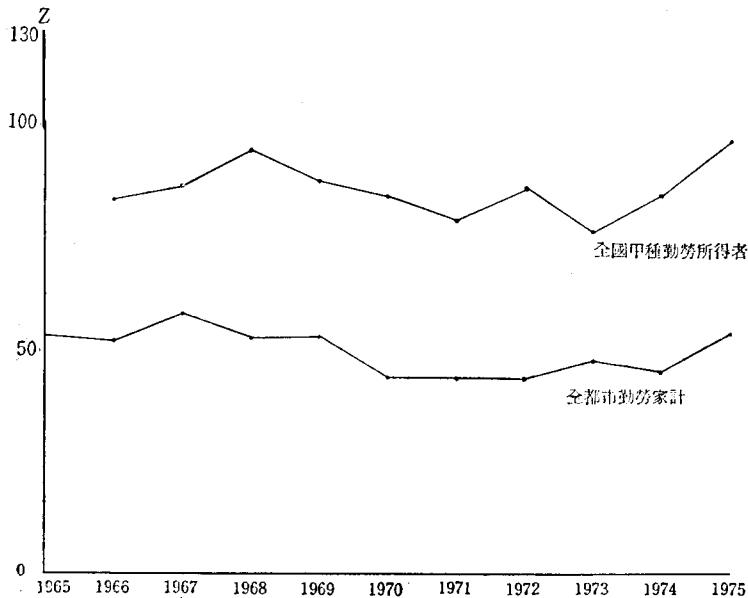
註；파레토係數는 1968년에서 1973년까지는 參考文獻[3]의 18面에서 引用하고 1974년과 1975년은 지부라指數 推定資料에 의해서 計算되었음.

所得이 家計를 위하여 充分치 않을 때는 多數家口員이 所得活動에 參與하게 될 것이다. 이러한 理由로 家計所得은 所得不均等도가 相對的으로 낮을 것이 分明하다. 이것이 經濟的 理由이기는 하나 아마도 實際 調査에 있어 높은 餘他의 家計所得이 음폐될 수 있는데 반해 甲種勤勞所得은 음폐될 수 없기 때문에 그러한 現象이 나타나는지는 分明치 않다.

둘째로 兩集團의 所得不均等도가 같은 趨勢로 變動하고 있는데 대해서는 아마도 위에서 論議한 바와 같이 形式上 兩者의 概念이 같기 때문에 그러한 現象이 나타나는 것 같다. 또 다른 하나의 假定은 所得分布가 景氣의 變動과 일정한 關係를 갖게 되는 것 같다. 이와 같은 假定을 설정할 수 있는 背景은 불과 11年間的 期間이기는 하나 越南戰景氣와 石油波動과 유사한 關係를 시준하고 있는 점이고 다른 하나는 家計集團과 勤勞所得者集團간에 所得의 概念이나 그 內容이 현저하게 相異함에도 不拘하고 같은 變動樣相을 보이기 때문이다. 이러한 假定은 理論的으로 또 實證的으로 吟味해 볼 問題다.

그리고 셋째는 家計資料에서는 파레토係數 α 가 2보다 클 때 지부라指數 c 는 44 정도인데 반해 勤勞者集團에서는 α 가 2보다 큼에도 c 는 80 정도 또는 그 이상의 값을 갖는다. 이와 같이 α 와 c 간의 逆關係現象이 時間經過에 따라 유지되기는 하나 集團간에 α 와 c 의 隔差는 현저하다. 위와 같이 兩者가 逆關係現象을 갖는 것은 앞에서 論議한 바와 같이 分布의 標準

圖 2 지부라指數 趨移



偏差를 基準으로 評價함으로써 理解된다. 그리고 集團간에 α 와 c 간의 隔差는 資料에 있어 低所得層에 所得이 얼마나 集中되었는가에 따라 그 크기가 결정되는 것 같다. 즉 低所得層에 所得이 集中 될수록 파레토係數 α 는 커지게 마련이다. 勤勞者集團의 경우 家計集團에 비하여 低所得層에 보다 더 集中되어 있다. 그러나 보다 精確한 數理的 解明이 要求된다.

5. 結 論

이상의 分析結果는 다음과 같이 要約할 수 있겠다. 즉 첫째 勤勞家計調査資料와 甲種勤勞 所得者의 所得分布는 모두 지부라法則에 적절히 符合되고 있다는 점, 둘째는 勤勞家計와 甲種勤勞者 兩集團의 所得分布를 比較할 때 前者의 경우가 後者の 경우 보다 不均等하다는 점, 그리고 셋째는 위 두 集團의 所得不均等도가 같은 樣相으로 變動하고 있는 점이다.

위의 같은 要點에 관련하여 새로이 提起되는 問題點도 없지는 않다. 그 하나는 두 集團의 所得不均等度 變動樣相이 같은 점으로 보아 景氣變動과 所得分布의 不均等도간에 關聯性이 있는 듯한 점이다. 直觀的으로 또는 理論的으로 兩者간의 關聯性은 假定해 볼 수 있으나 理論的으로 그리고 實證的으로 더욱 分析할 餘地가 있는 것 같다. 지부라는 景氣變動과 利潤의 集中간의 關係는 分析한 바 있으나 일반 景氣와 所得分布와는 關聯지우지 않았다.⁶⁾ 둘째는 所得分布 不均等도測定을 위해서 資料의 統合 加工이나 또는 方法에 있어 보다 精確한 方法論이 탐색되어야 하는 점이다. 셋째는 지부라指數 c 와 파레토係數 α 간의 關係가 보다 劃一的으로 그리고 數理的으로 究明되어야 하는 점이다. 그리고 이의 檢討코자 하는 것은 임의의 所得分布가 지부라法則에 符合되는 점이 統計的으로 吟味되었다 하더라도 앞에서 본 바와 같은 註 參考文獻의 相對誤差의 集中現象을 첨가하여 說明할 必要性이 있는가 하는 문제다.

6) 參考文獻. [12]의 179~183面

參 考 文 獻

- [1] 경제기획원 조사통계국, 「도시가계연보」, 1965~1975
- [2] 국세청, 「국세통계연보」, 1966~1975
- [3] 崔虎鎭, 卍起重, “韓國所得分布의 不均等度에 관한 研究,” 「經濟學研究」 第23輯 (1975, 11), 7~20面.
- [4] Atkison, A. B. *The Economics of Inequality*, Clarendon Press, Oxford, 1975
- [5] Champernowne, D. G., *The Distribution of Income between Persons*, Cambridge, 1973
- [6] Elletö, Ö. and Frigyes, E., “New Income Inequality Measure as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning,” *Econometrica*, Vol. 36, No. 2(April, 1968), pp.383-396
- [7] Gibrat, R., *Les Inégalités Économique*, Libraire, du Recueil Sirey, Paris 1931
- [8] Johnson, N. I. & Kotz, S., *Continuous Univariate Distributions-1*, Houghton Mifflin Co., Boston, 1970,
- [9] Kalecki, M., “On the Gibrat Distribution,” *Econometrica*, Vol. 13(1946), pp.161-170
- [10] Mehran, F., “Linear Measures of Income Inequality,” *Econometrica*, Vol. 44, No. 4(July, 1976), pp.805-809
- [11] Metcalf, C. E., *An Econometric Model of the Income Distribution*, Markham Publishing Co., Chicago, 1972
- [12] Prest, A. R. and Stark, T., *Some Aspects of Income Distribution in the U.K. since World War II*, Manchester Statistical Society, Read 8th, (March, 1967)