

---

---

# 우리나라 都市家口の 同等化 消費單位

劉 鍾 九  
朱 鶴 中

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 研究의 背景
- III. 模型의 構造
- IV. 實證的 推定結果와 그 意義
- V. 結 論

## I. 序 論

우리나라는 과거 20여년 동안에 눈부신 經濟成長을 이룩하였다는 것은 누구나 認定하는 사실이다. 이와 같은 急速한 經濟成長과 더불어 우리나라의 家口所得分配가 改善되었느냐 또는 惡化되었느냐 하는 質問에 대한 많은 實證研究들이 發表되었다<sup>1)</sup>. 또한 최근의 福祉政

筆者：劉鍾九—漢陽大學校 教授  
朱鶴中—本院 先任研究委員

\* 著者들은 노던일리노이드大學 權鎮均 教授의 有益한 助言과 電算處理를 담당해 주신 KDI 金啓朝 主任研究員에게 감사드린다.

1) 이 問題에 관한 보다 자세한 論議는 朱鶴中(1979, 1982)과 Yoo-Kwon(1987)을 參考하시기 바란다.

---

---

策의 實施와 더불어 生活保護對象者 家口들에 대한 最低生計費의 算定에 많은 관심을 기울여 왔다.

이 두 가지의 問題(즉, 家口所得分配와 家口當 最低生計費 算定)에서 우리들은 언제나 지극히 原初的인 問題에 直面하고 있다. 두 家口의 所得이 同一하다고 하여 두 家口 사이의 所得分配는 衡平하다고 할 수 있겠는가? 비록 두 家口의 所得이 同一하다고 하여도 家口員數가 적은 家口가 家口員數가 많은 家口에 비해서 1人當 所得面에서 보다 풍족한 生活를 享有할 것이라는 사실은 自明하다.

여기서 우리는 또 다른 疑問에 直面하게 된다. 家口內에서 1人當所得의 概念이 과연 適當한 것인가? 家口內에서도 消費에 있어서 規模의 經濟가 存在하고 成人과 어린이들의 支出「패턴」이 다르다는 사실은 모두가 認定하고 있다. 따라서 5人家族이라 하여 5를 適用하여 1人當所得을 구하는 것은 不適合하며, 5人家族이라 하여 家族의 構成員들을 無視하고 모든 5人家族에 대하여 一律的인 숫자를 適用

하는 것도 妥當性이 不足하다.

家口들은 規模, 年齡構成, 教育水準, 그리고 家口들간의 상이한 支出「패턴」을 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 有用하리라 생각된다.

특히 家口所得分配에 있어서 단순한 家口所得의 分配보다는 家口の 特性을 考慮한 家口所得(즉, 消費單位 同等化 家口所得)의 分配가 現實의 所得不平等을 보다 더 잘 반영하여 줄 것이다. 또한 家口の 特性을 考慮한 家口當 最低生計費의 算定이 보다 合理的일 것으로 생각된다. 따라서 우리나라 都市家口の 同等化單位에 관한 本研究는 所得分配에 관한 研究, 最低生計費 算定, 그리고 餘他の 經濟 研究 및 經濟社會政策의 樹立에 중요한 基礎 資料를 提供해 줄 것으로 기대된다.

本研究의 構成은 第Ⅱ章에서는 먼저 本研究에 대한 理論的인 發展過程을 概觀해 보고 本研究의 結果들을 要約해 보았다. 第Ⅲ章에서는 本研究의 模型을 展開하였으며, 第Ⅳ章에서는 實證分析의 結果를 收錄하였으며 또한 結果의 意味도 찾아 보았다. 結論은 마지막 章에서 하였다.

## Ⅱ. 研究의 背景

家口들의 特性을 反映하는 가장 初步的인 方法은 家口の 消費支出「패턴」을 分析하는 데

2) 家口同等化單位에 대한 餘他 要素 등에 대한 例示는

있어서 Engel(1895)이 한 것과 같이 家口の 規模(즉, 家口同等化單位: household equivalence scale)로 需要와 總支出을 모두 나누어 주는 것이다.

그러나 여기서 가장 問題가 되는 것은 家口 同等化單位가 어떠한 數值이어야 하는 것이다. 이 問題에 대해서는 지난 수십년간 많은 論議가 되어 왔다. 간단히 整理하면 家口同等化單位의 要素로서 (1) 營養學的, 그리고 生理學的인 要素, (2) 壓力團體의 政治, 投票 및 行政慣習 등 복잡한 力學關係, 그리고 (3) 家口支出行態에 대한 實證的 分析 등이 擧論되었다. Atkinson(1975)이 主張하였듯이 '必要'란 社會的 概念이므로, 方法(1)은 貧困을 生理的으로만 定義하는 것과 根據를 같이한다는 理由로 공격받고 있다. 方法(2)는 구체적으로 무엇이 家口同等化單位가 되어야 하느냐에 대한 疑問을 주고 있다. 따라서 方法(3)이 가장 適合한 方法으로 등장하고 있다<sup>2)</sup>.

Engel(1895)의 先驅的인 研究 이후에 많은 研究들이 이 方法(3)에 集中되었다. 일반적으로 家口同等化單位는 物價水準과 厚生水準에 관계없이 家口の 特性들만의 函數로 간주되고 있다. 특히 家口の 特性으로는 5歲以下의 어린이들의 數, 就學兒童들의 數, 그리고 成人들의 數 등의 要素들을 들고 있다. 그 結果 이와 같이 간단한 模型에서는, 家口同等化單位는 各家口の 人員數에 불과하다. 이와 같은 定義는 상당히 不適合하다. 즉, 두 사람의 成人과 한 어린이로 構成된 家口가 成人 한 사람으로 構成된 家口보다 總支出이 3배가 된다고 하면 처음 家口가 成人 한 사람의 家口보다 훨씬 더 풍족하게 生活할 것이라는 것은 明確하다.

따라서 근년에 들어와서 많은 研究들이 家口同等化單位는 家口の 人員數로서가 아니라 成人을 基準으로 한 同等量(equivalents)으로 表現되어야 한다고 主張하고 있다. 예를 들어, 營養學 專門家들이 作成한 Amsterdam 模型에서는 夫婦는 男子成人基準 1.90 同等量이고, 夫婦와 한 어린이는 男子成人基準 2.42 同等量 등으로 表現되고 있다<sup>3)</sup>. 이와 같은 男子成人基準 同等량이 各家口の 家口同等化單位로 看做되고 있다. 그러나 이와 같은 數値는 經濟模型 밖에서 決定되어지는 非經濟的 要因들(즉, 營養學的 要因들)에 根據하고 있다.

家口同等化單位의 根本的인 意味는 生計費指數(cost-of-living index)가 어떤 特定家口가 相異한 物價水準에 直面하였을 때의 厚生水準의 比較인 것처럼 家口同等化單位는 相異한 家口特性들을 지니고 있는 家口들간의 厚生의 比較이다. 따라서 生計費指數와 같이 家口同等化單位도 經濟的 模型內에서 定義되어야 하며 經濟的 意味를 지녀야 한다.

單一單位(즉, 總和 家口同等化單位(general household equivalence scale)에 관해서는 Engel(1895)이 經濟模型, 즉 飲食物費支出分析 模型內에서 定義한 맨 처음 사람이다. Engel은 飲食物費의 比重이 富者보다는 가난한 家口에 보다 크다는 사실을 발견하였다. 그는 또한 同一한 總支出水準下에서도 飲食物費의 支出比重이 大家族보다는 小家族에 더 크다는 사실을 發見하였다. 이것은 飲食物費支出比重이 간

접적인 厚生의 比較指標로 사용될 수 있음을 意味한다. 그러나 이 Engel의 總和 家口同等化單位의 定義는 飲食物費에만 지나치게 制限되었다는 데에 缺陷이 있다. 따라서 Engel의 定義가 보다 一般化되어 全品目を 包括하는 것이 보다 바람직할 것으로 보여진다.

더군다나 單一單位를 모든 品目에 同一하게 適用한다는 것은 適合하지 못하다. Sydenstricker-King(1921)이 主張하였듯이 單一單位의 適用은 모든 品目에 걸쳐 成人들과 어린이들의 慾求가 같고 消費에 있어서 規模의 經濟가 全品目に 걸쳐 같다는 것을 假定하고 있다. 그러나 現實적으로 보아 어린이들은 담배나 술의 消費에서보다는 아이스크림 消費에 있어서 成人들과 보다 더 同等하다. 또한 세 사람이 두 사람에 비해 比例적으로 보다 많은 浴室과 自動車가 必要치 않음도 사실이다. 이와 같은 생각은 Prais-Houthakker(1955)에 의해 처음으로 반영되었으며, 그 이후 Barten(1964)과 Deaton-Muellauer(1980)가 이 概念을 더욱 일 반화시켰다.

Prais-Houthakker 模型에서의 無差別曲線은 非同調的(non-homothetic) 「레온티에프」 形態이어서 品目間에 代替效果가 把握되지 못하고 있다. 그 結果로 家口同等化單位로 表現한 單位品目間에 있어서도 代替效果가 반영되지 못하고 있다는 사실은 잘 알려져 있다<sup>4)</sup>. 이것은 Prais-Houthakker 模型에 의한 家口同等化單位의 推定은 非現實的임을 意味한다고 할 수 있겠다.

최근 들어 Deaton-Muellbauer(1980)는 總和 家口同等化單位를 同一한 水準의 效用을 유지함에 있어서 어떤 特定家口の 支出函數의 代表的 家口の 支出函數에 대한 比率로 定義하였

Muellbauer(1970)와 Deaton-Muellbauer(1980)를 參照하시기 바란다.

3) 보다 자세한 數値의 例示는 Deaton-Muellbauer(1980)을 參照할 것.

4) 보다 자세한 論議와 證明은 Muellbauer(1974a, 1980)를 參照할 것.

다<sup>5)</sup>. 여기서 各支出函數는 品目別 家口同等化單位(Commodity specific household equivalence scale)에 영향을 받는다. 이와 같은 Deaton-Muellbauer의 定義에 따라 Jorgenson-Slesnick (1984)는 「트랜스로그」 間接效用函數를 통하여 總和 및 品目別 家口同等化單位를 導出하였다.

本研究의 目的은 이 Jorgenson-Slesnick 模型에 根據하여 우리나라 都市家口의 總和 및 品目別 家口同等化單位를 推定하는 데 있다<sup>6)</sup>. 이 目的을 위하여 Jorgenson-Slesnick가 하였듯이 우리도 各家口는 各家口의 厚生을 極大化하려고 總支出을 支出品目에 配分한다고 假定하였다. 이와 같은 假定下에서는 家口들은 個人들이 各自의 效用을 極大化시키는 것과 같이 行動할 것이다. 個人의 選好가 同調的이라고 假定하지 않고, 우리는 各家口의 選好는 그의 「트랜스로그」 間接效用函數에 의해서 代表된다고 假定하였다.

本研究의 實證推計結果는 다음과 같이 要約되어질 수 있다. (1) 家口員數를 基準으로 하여 보았을 때, 總和 및 品目別 家口同等化單位가 모두 比例的으로 增加하지는 않고 있다. 이것은 大家族일수록 規模의 經濟가 存在하고 있다고 할 수 있겠다. (2) 家口主의 年齡階層으로 보면, 家口主의 年齡이 25~29歲인 家口가 가장 經濟的이며 家口主의 年齡이 40~49歲 및 50歲 以上인 家口가 가장 非經濟的으로 家計를 運營하고 있다. 이것은 前者의 家口는 結婚初期로 就學兒童들이 없을 뿐만 아니라 子

女들이 있다 하더라도 어린이들이므로 家具 및 房을 共同으로 使用할 수 있기 때문일 것으로 보여지며, 後者의 家口는 子女들이 成長하여 한 사람의 成人이 되므로 獨自의인 房과 衣服 등이 필요하기 때문일 것으로 思料된다. (3) 職業別로 보면 家口主가 俸給者인 家口들이 家計를 가장 經濟的으로 運營하고 있으며 自營者의 家計가 가장 非經濟的으로 運營되고 있는 것으로 나타나고 있다. (4) 品目別로 보았을 경우, 모든 家口員數 公히 대체적으로 ① 住居 및 什器⇒② 光熱 및 水道⇒③ 衣類 및 신발⇒④ 飲食料品 ⇒⑤ 其他 支出 順으로 同等化單位가 커져 가고 있다. 이것은 共有可能한 것에 規模의 經濟가 存在함을 意味한다고 할 수 있겠다.

### III. 模型의 構造

一般的인 「트랜스로그」 間接效用函數는 다음과 같은 形態를 취한다.

$$\ln V_k = F(A_k) + \ln \frac{p}{M_k} \alpha_p + \frac{1}{2} \ln \frac{p}{M_k} B_{pp} \ln \frac{p}{M_k} + \ln \frac{p}{M_k} B_{pA} A_k \dots \dots \dots (1)$$

여기서 「벡터」  $\alpha_p$ 와 行列  $B_{pA}$ 는 「파라미터」들이고,  $A_k$ 는  $k$ 家口의 特性值 「벡터」이고,  $M_k$ 는  $k$ 家口의 總支出額이고, 그리고

$$\ln \frac{p}{M_k} = (\ln \frac{p_1}{M_k}, \ln \frac{p_2}{M_k}, \dots, \ln \frac{p_N}{M_k})$$

는 支出品目價格들( $p_n; n=1, 2, \dots, N$ )의  $k$ 家口의 總支出額에 대한 比率의 「로그」 값 「벡터」이다.

5) 總和 家口同等化單位의 定義에 대한 보다 자세한 論議는 Deaton-Muellbauer(1980), pp. 205-212를 參照할 것.

6) 金光錫과 金大泳(1979)이 家口同等化單位의 推定을 試圖하였다. 그러나 그들이 使用한 效用函數는 「페어티에프」型이어서 信빙성 있는 結果를 얻지 못하였다.

「로이」의 恒等式(Roy's identity)을 통하여 우리는 方程式 (1)로부터  $k$ 家口의  $n$ 品目 支出의 몫(expenditure share) 方程式  $s_k$ 를 얻을 수 있다.

$k$ 家口의 支出의 몫 方程式 「벡터」는 다음과 같다.

$$s_k = \frac{1}{D_k(p)} (\alpha_p + B_{pp} \ln \frac{p}{M_k} + B_{pA} A_k) \dots \dots \dots (2)$$

여기서 分母  $D_k(p)$ 는 다음과 같다.

$$D_k(p) = l' \alpha_p + l' B_{pp} \ln \frac{p}{M_k} + l' B_{pA} A_k \dots \dots \dots (3)$$

여기서  $l$ 은 1의 「벡터」이다.

이들 支出의 몫 方程式들에 대한 Jorgerson-Lau-Stoker(1982)와 Lau(1982)가 開發·發展시킨 精確한 總合條件(exact aggregation condition)은 支出의 몫 方程式 (2)의 分母에서 家口의 特性과 總支出額이 없어야 한다는 것을 要求하고 있다. 다시 말하면, 家口의 支出의 몫 方程式들은 總支出額의 對數值  $\{\ln M_k\}$ 와 特性들  $\{A_k\}$ 에 대한 線型函數이어야 한다. 精確한 總合을 위한 制約條件은 다음과 같다.

$$l' B_{pp} l = 0 \text{ 및 } l' B_{pA} = 0$$

이 結果 分母  $\{D_k\}$ 는 다음과 같이 축소되어진다.

$$D_k(p) = -1 + l' B_{pp} \ln p$$

여기서  $l' \alpha_p = -1$ 이다. 따라서 주어진 物價水準下에서는 分母는 모든 家口들에게 동일하다.

이와 같은 精確한 總合을 위한 制約條件下에서는 家口의 支出의 몫 方程式들은 다음과 같이 表現되어진다.

$$s_k = \frac{1}{D(p)} (\alpha_p + B_{pp} \ln p - B_{pp} l \ln M_k + B_{pA} A_k) \dots \dots \dots (4)$$

여기서  $\ln p = (\ln p_1, \ln p_2, \dots, \ln p_N)$ 은 支出品目物價들의 對數值 「벡터」이다.

$\{m_k(A_k)\}$ 를 方程式 (1)에 導入하면, 「트랜스로그」 間接效用函數는 다음과 같이 表現될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln V_k &= \ln \frac{p m_k(A_k)}{M_k} \alpha_p \\ &+ \frac{1}{2} \ln \frac{p m_k(A_k)}{M_k} l' B_{pp} \ln \frac{p m_k(A_k)}{M_k} \\ &= \ln m_k(A_k) \alpha_p \\ &+ \frac{1}{2} \ln m_k(A_k) l' B_{pp} \ln m_k(A_k) \\ &+ \ln \frac{p}{M_k} \alpha_p + \frac{1}{2} \ln \frac{p}{M_k} l' B_{pp} \\ &\ln \frac{p}{M_k} + \ln \frac{p}{M_k} l' B_{pp} \ln m_k(A_k) \\ &\dots \dots \dots (5) \end{aligned}$$

여기서  $\{p m_k(A_k)/M_k\}$ 는  $k$ 家口의 有效物價(effective prices),  $\{p m_k(A_k)\}$ 의 總支出額  $M_k$ 에 대한 比率의 「벡터」이고,  $\ln m_k(A_k) = [\ln m_{1k}(A_k), \ln m_{2k}(A_k), \dots, \ln m_{nk}(A_k)]$ 는  $k$ 家口의 「트랜스로그」 品目別 家口同等化單位들의 「벡터」이다.

方程式 (5)와 (1)을 對比시켜 보면 첫째, 品目別 家口同等化單位를 포함한 項은 다음과 같아야 한다.

$$F(A_k) = \ln m_k(A_k) \alpha_p + \frac{1}{2} \ln m_k(A_k) l' B_{pp} \ln m_k(A_k) \dots \dots (6)$$

둘째, 價格과 總支出額의 比率를 포함한 項과 모든 價格과 總支出에 대하여 다음 條件을 만족시켜야 한다.

$$\ln \frac{p}{M_k} B_{pA} A_k = \ln \frac{p}{M_k} B_{pp} \ln m_k(A_k) \dots \dots \dots (7)$$

行列  $B_{pp}$ 는 非特異行列(nonsingular)이므로 方程式 (7)에서 品目別 「트랜스로그」 家口同等化單位는 「트랜스로그」 間接效用函數의 「파라미터」( $B_{pp}$ 와  $B_{pA}$ )와 家口의 特性들로 表現 되어질 수 있다.

$$\ln m_k(A_k) = B_{pp}^{-1} B_{pA} A_k \dots \dots \dots (8)$$

이 方程式 (8)은 최근의 論議들에서 主張하는 바와 같이 品目別 家口同等化單位들이 經濟的 模型內에서 定義되어짐을 意味한다.

Deaton-Muellbauer(1980)가 定義한 바와 같이  $k$ 家口의 總和 家口同等化單位( $m_{ok}$ )는 동일한 수준의 效用( $V_k$ )을 維持하기 위한  $k$ 家口의 支出函數( $M_k(V_k, p_k^*)$ )의 代表的 家口(reference household)의 支出函數( $M_j(V_k, p)$ )에 대한 比率로 定義되어질 수 있다.

$$m_{ok} = \frac{M_k(V_k, p_k^*)}{M_j(V_k, p)}$$

여기서  $p_k^* = [p_1 m_{1k}(A_k), p_2 m_{2k}(A_k), \dots, p_n m_{nk}(A_k)]$ 는  $k$ 家口의 有效價格  $\{p_n m_{nk}(A_k)\}$ 들의 「벡터」이다.

$k$ 家口의 「트랜스로그」 間接效用函數 (1)은 다음과 같이 다시 表現될 수 있다.

$$\ln V_k = F(A_k) + \ln p'(\alpha_p + \frac{1}{2} B_{pp} \ln p + B_{pA} A_k) - D(p) \ln M_k \dots \dots \dots (9)$$

이 方程式 (9)로부터  $k$ 家口의 總支出의 對數值는 다음과 같이 定義된다.

$$\ln M_k = \frac{1}{D(p)} [F(A_k) + \ln p'(\alpha_p + \frac{1}{2} B_{pp} \ln p + B_{pA} A_k)]$$

그리고 定義에 의해서 代表的 家口(즉,  $j$ 家口)의 品目別 家口同等化單位는 1이므로(즉,  $n$ 에 대해서  $m_{nj} = 1$ ) 모든 品目에 대하여  $\ln m_{nj} = 0$ 이다. 따라서 本研究의 總和 家口同等化單位는 다음과 같이 定義되어진다.

$$\begin{aligned} \ln m_{ok} &= \ln M_k - \ln M_j \\ &= \frac{1}{D(p)} [\ln m_k(A_k)' \alpha_p + \frac{1}{2} \ln m_k(A_k)' B_{pp} \ln m_k(A_k) + \ln m_k(A_k)' B_{pp} \ln p] \dots \dots \dots (10) \end{aligned}$$

그러므로 本研究模型에서는 總和 家口同等化單位는 최근의 論議들이 主張하는 바와 같이 經濟的 模型內에서 定義되어지고 있으며 또한 品目別 家口同等化單位들의 影響을 받고 있다. 그러나 本研究模型에서는 總和 家口同等化單位는 效用의 水準과는 無關하다.

## N. 實證의 推定結果와 그 意義

### ■ 計量方法

第II章에서 論議한 바와 같이 「트랜스로그」 間接效用函數(1)로부터 「로이」의 恒等式에 의 해 支出의 冪 方程式이 導出된다.  $k$ 家口의  $t$ 年度의 支出의 冪 計量方程式은 다음과 같다.

$$S_{kt} = \frac{1}{D_t} (\alpha_p + B_{pp} \ln p_t - B_{pp} \ln M_{kt} + B_{pA} A_k) + \varepsilon_{kt} \dots (11)$$

여기서  $M_{kt}$ 는  $k$ 家口의  $t$ 年度の 支出總額이고,  $\epsilon_{kt}$ 는  $k$ 家口의  $t$ 年度の 確率誤差項이고,  $D_t = -1 + \ln B_{pp} \ln p_t$ 이다. 個人의 選好가 同調的이라고 假定함이 없이 우리는 다음과 같은 制約條件들을 支出의 冪 方程式(11)에 부여하였다<sup>7)</sup>.

$$B_{pp}l = B_{pM} : \text{同次性制約}$$

$$\ln B_{pp} = B_{Mp} : \text{總和性制約}$$

$$B_{pp}l = B_{pM} = B_{Mp} : \text{對稱性制約}$$

$$\ln B_{pp}l = 0 \text{ 및 } \ln B_{pA} = 0 : \text{總合性制約}$$

Barten(1969)이 보여준 것과 같이 確率誤差項  $\epsilon_k$ 가 正規分布를 한다는 假定下에 우리는 하나의 方程式(즉, 其他支出에 대한 方程式)을 제외시키고 나머지  $(N-1)$  方程式들을 最尤法 推定方法(maximum likelihood estimation method)을 통하여 「파라미터」들(즉,  $B_{pp}$ 와  $B_{pA}$  및  $\alpha_p$ )을 推定하였다.

## ■ 使用資料

研究를 위한 家口別 支出資料는 經濟企劃院의 『都市家計年報』를 利用하였다.

家口同等化單位들의 推定을 위한 「파라미터」  $\alpha_p$ ,  $B_{pp}$ ,  $B_{pA}$ , 그리고  $D_{(p)}$ 는 支出의 冪 方程式(11)로부터 求해진다. 家口의 特性에 관한 「파라미터」  $B_{pA}$ 는 時系列資料 또는 한해의 「크로스 섹션」資料만을 가지고도 推定되어질 수 있다. 그러나 價格에 대한 「파라미터」  $B_{pp}$ 는 한해의 「크로스 섹션」資料로는 推定되어지지 않고 時系列資料에 의해서만 推定이 가능하다. 따라서 本研究에서는 時系列資料를 가

지고 모든 「파라미터」들을 推定하였다. 時系列資料(1965~84)는 『都市家計年報』에서 抽出하였다.

『都市家計年報』에서는 (i) 全家口와 勤勞者家口로 구분되어 있고, 勤勞者家口는 다시 俸給者家口(salary earners)와 日傭勞務者家口(wage earners)로 구분되어진다. 따라서 自營業者들의 品目別 平均支出額은  $\{(\text{全家口의 平均支出額}) \times (\text{全家口의 標本家口數}) - (\text{勤勞者家口의 標本家口數})\} / (\text{全家口의 標本家口數} - \text{勤勞者家口의 標本家口數})$ 을 통하여 計算하였다. (ii) 家口의 規模는 2人, 3人, 4人, 5人 그리고 6人以上의 家口로 5個그룹으로 分類되어 있다. (iii) 家口主 年齡別로는 俸給者家口만이 報告되고 있으며 6個그룹으로 구분되어 있다. 이상에서와 같이 『都市家計年報』에서는 몇 개의 範疇로 구분되어 報告되고 있으나 몇 개로 구분된 것을 連結하여 報告하지는 않았다. 예컨대 서울에 사는 家口主의 年齡이 35歲인 俸給者 3人家口의 平均消費支出額은 구할 수 없다. 따라서 本研究에서는 먼저 家口員數別 家口主의 職業別(즉, 日傭勞務者, 俸給者 그리고 自營業者) 支出額을 時系列資料로 整備하여 活用하였으며, 그 다음 俸給者家口의 家口主 年齡別 時系列資料를 別途로 整理하여 利用하였다. 이 두 資料는 獨立된 것이므로 各各 別途로 處理하였다. 家口特性의 各範疇는 다음과 같이 分類되어진다.

- ① 家口主의 職業 : 日傭勞務者, 俸給者, 自營業者
- ② 家口規模 : 2人, 3人, 4人, 5人, 6人以上
- ③ 家口主年齡 : 24歲以下, 25~29, 30~34, 35~39, 40~49, 50歲 以上

따라서 家口特性은 모두 먼저 職業別·家口

7) 보다 자세한 內容은 Jorgenson-Lan-Stoker(1982)를 參照하시기 바란다.

員數別 資料에서는 8個로, 그리고 家口主 年 齡別로는 6個로 구별되어진다.

各家口特性( $A_k$ )은 假變數(dummy variable)로 나타내어지며, 假變數의 陷穽(dummy variable trap)을 回避하기 위하여 日傭勞務者, 2人家口, 그리고 24歲以下の 家口主의 假變數

를 제외하고 推定하였다<sup>8)</sup>.

家口의 支出은 5個品目으로 구분하였다. ① 飲食料品, ② 住居 및 家具什器, ③ 光熱 및 水道, ④ 衣類 및 신발, ⑤ 其他支出. 이들 5 個品目에 대한 物價指數는 經濟企劃院의 全都 市 消費者物價指數를 使用하였다. 住居 및 家

〈表 1〉 職業別·家口員數別 推定 結果

「파라미터」	推 定 值	t 값	「파라미터」	推 定 值	t 값
$\alpha_F$	-.268696	-4.13	$\theta_{FS2}$	-.023344	-10.08
$\alpha_H$	-1.160130	-24.69	$\theta_{FS3}$	-.024602	-10.37
$\alpha_G$	.330825	3.64	$\theta_{FS4}$	-.022194	-6.10
$\alpha_C$	-.157481	-16.51	$\theta_{FS5}$	-.001587	-.41
$\alpha_O^*$	.255482	5.59	$\theta_{FO2}$	.002737	.83
$\beta_{FF}$	.014151	.58	$\theta_{FO3}$	.007541	2.28
$\beta_{FH}$	-.045423	-9.00	$\theta_{HS2}$	-.000988	-.51
$\beta_{FG}$	.024271	1.76	$\theta_{HS3}$	-.000051	-.03
$\beta_{FC}$	.007317	2.42	$\theta_{HS4}$	-.001173	-.39
$\beta_{FO}^*$	.021934	3.38	$\theta_{HS5}$	.037748	11.87
$\beta_{HH}$	-.015511	-8.61	$\theta_{HO2}$	.002840	1.00
$\beta_{HG}$	-.000262	-.07	$\theta_{HO3}$	-.005602	-1.97
$\beta_{HC}$	-.001283	-2.18	$\theta_{GS2}$	.014757	4.41
$\beta_{HO}^*$	-.011603	-4.05	$\theta_{GS3}$	.017024	4.95
$\beta_{GG}$	-.031401	-1.54	$\theta_{GS4}$	.012685	2.43
$\beta_{GC}$	-.030637	-16.03	$\theta_{GS5}$	-.022226	-4.01
$\beta_{GO}^*$	.075802	7.13	$\theta_{GO2}$	-.004204	-.88
$\beta_{CC}$	.017108	6.02	$\theta_{GO3}$	-.005120	-1.07
$\beta_{CO}^*$	-.002208	4.40	$\theta_{CS2}$	.000205	.67
$\beta_{OO}^*$	-.060022	5.87	$\theta_{CS3}$	.001381	4.45
$\phi_{FM}$	.022180	4.29	$\theta_{CS4}$	.000879	1.80
$\phi_{HM}$	-.074153	-19.88	$\theta_{CS5}$	.001756	3.37
$\phi_{GM}$	.037773	5.25	$\theta_{CO2}$	.000442	1.03
$\phi_{CM}$	-.009704	-12.77	$\theta_{CO3}$	.000386	.90
$\phi_{OM}^*$	.023903	10.46	$\theta_{OS2}^*$	.009369	2.20
$\theta_{OS3}^*$	.006247	3.03	$\theta_{OO2}^*$	-.001815	-4.04
$\theta_{OS4}^*$	.009802	5.54	$\theta_{OO3}^*$	.002795	3.32
$\theta_{OS5}^*$	-.015691	-5.01			

註: 1) \*는 推定된 「파라미터」들의 값들로부터 制約條件을 利用하여 推定되어졌다.

2) 3번의 反復 推定 후에 Gauss에 의한 收歛이 成就되었다.

3)  $\beta_{ij}$ 는 物價에 대한 「파라미터」이다. 여기서  $i, j = F, H, G, C, O$ 이고,  $F =$  飲食料品,  $H =$  住居 및 什器,  $G =$  光熱 및 水道,  $C =$  衣類 및 신발,  $O =$  其他支出이다.

4)  $\phi_{iM}$ 은 總支出에 대한 「파라미터」이다.

5)  $\theta_{ijk}$ 는 家口特性들에 대한 「파라미터」이다. 여기서  $i = F, H, G, C, O$ 이고  $j = S, Q$ 이며,  $S =$  家口規模이고  $Q =$  家口主의 職業이다.

8) 假變數에 관해서는 Jorgenson-Lau-Stoker(1982)의 證明을 参照할 것.



口什器의 서비스 價格의 計算은 Christensen-Jorgenson(1970)의 方法을 緩用하였다. 즉, 서비스價格은 實質利子率의 豫測值에 4%의 減價償却을 더한 다음에 住居 및 家具什器의 價格指數를 곱하였다<sup>9)</sup>. 韓國經濟에 관한 적절한 巨視模型을 發見할 수 없어서 價格들은 外生的으로 주어진다고 假定하였다.

方程式 (11)을 가지고 「파라미터」들을 推定한 結果는 <表 1> 및 <表 2>와 같다. 推定된 「파라미터」의 값들은 대체적으로 有意性이 있는 것으로 나타나고 있으나 住居 및 什器에

관한 家口特性 「파라미터」들의 推定值들은 有意性이 다소 未洽한 것으로 나타나고 있다. 이것은 本研究의 住居 및 什器에 대한 品目別 家口同等化單位의 推定值들의 信賴性이 微弱함을 意味한다고 할 수 있겠다.

앞에서도 이미 論議한 바와 같이 『都市家計年報』에서 發表되고 있는 時系列資料는 家口特性의 範疇에 따라 구분되어 發表되고 있으므로, 本研究에서도 家口의 特性을 3個의 範疇로 구분하여 첫번째 範疇와 두번째 範疇를 結合하고 세번째 範疇를 別途로 하여 各各에

<表 2> 年齡別 推定 結果

「파라미터」	推 定 值	t 값	「파라미터」	推 定 值	t 값
$\alpha_F$	-2.635920	-24.84	$\theta_{F2}$	-.001870	-.30
$\alpha_H$	.196624	1.18	$\theta_{F3}$	-.029881	-4.76
$\alpha_G$	-.377291	-14.10	$\theta_{F4}$	-.050141	-4.76
$\alpha_C$	1.165080	6.72	$\theta_{F5}$	-.056607	-7.90
$\alpha_O^*$	.651507	7.79	$\theta_{F6}$	-.045222	-6.45
$\beta_{FF}$	-.321004	-8.09	$\theta_{H2}$	-.002812	-.22
$\beta_{FH}$	.011564	1.24	$\theta_{H3}$	-.009079	-.70
$\beta_{FG}$	-.018415	-2.39	$\theta_{H4}$	-.003391	-.25
$\beta_{FC}$	-.055126	-1.93	$\theta_{H5}$	.009762	.69
$\beta_{FO}^*$	.194909	3.74	$\theta_{H6}$	.014584	1.05
$\beta_{HH}$	.018351	3.19	$\theta_{G2}$	-.001582	-1.17
$\beta_{HG}$	.000088	.05	$\theta_{G3}$	-.003514	-2.57
$\beta_{HC}$	-.046105	-5.87	$\theta_{G4}$	-.005368	-3.69
$\beta_{HO}^*$	.048160	2.84	$\theta_{G5}$	-.007843	-4.82
$\beta_{GG}$	-.082683	-.30	$\theta_{G6}$	-.005986	-3.78
$\beta_{GC}$	.072082	10.75	$\theta_{C2}$	-.004956	-.43
$\beta_{GO}^*$	.002227	3.30	$\theta_{C3}$	.026643	2.29
$\beta_{CC}$	-.138267	-2.65	$\theta_{C4}$	.039590	3.27
$\beta_{CO}^*$	.272943	4.44	$\theta_{C5}$	.057215	4.40
$\beta_{OO}^*$	-.441050	-4.07	$\theta_{C6}$	.053059	4.15
$\phi_{FM}$	-.188071	-20.82	$\theta_{O2}^*$	.011219	3.37
$\phi_{HM}$	.032058	2.29	$\theta_{O3}^*$	.015832	2.47
$\phi_{GM}$	-.026702	-11.79	$\theta_{O4}^*$	.019311	5.05
$\phi_{CM}$	.105527	7.17	$\theta_{O5}^*$	-.002527	-4.40
$\phi_{OM}^*$	.077188	6.61	$\theta_{O6}^*$	-.016434	-3.72

註: 1) \*는 推定된 「파라미터」들의 값들로부터 制約條件들을 이용하여 推定되어졌다.

2) 세번의 反復 推定 후에 Gauss에 의한 收斂이 成就되었다.

9) 이 方法의 選用에 관한 例는 Yoo-kwon(1987)을 參照할 것.

대하여 家口同等化單位를 推定하였다. 다시 말하자면 家口主의 職業別·家口員數別 分類인 경우에는 <表 1>에서 一括的으로 推定된 「과라미터」를 가지고  $B_{pA}$  行列을 만든 다음 家口同等化單位를 求하였다. 品目別 家口同等化單位는 方程式 (8)을 통하여, 그리고 總和 家口同等化單位는 方程式 (10)을 통하여 推定하였다.

### ■ 推定の 結果

#### 1) 家口主의 職業 및 家口員數

本研究에서는 家口主의 職業이 日傭勞務者이 고 家口員數가 2人인 家口를 基本的 家口(즉, 그 家口의 家口同等化單位=1)로 假定하였다. <表 3>에서 보는 바와 같이 첫째, 俸給者家口의 總和 家口同等化單位가 他職業 從事者家口들의 그것보다 작게 나타나고 있다. 總和 家口同等化單位는 일종의 「디플레이터」이다. 즉

總和 및 品目別 家口同等化單位를 利用하여 方程式 (9)를 다시 表現하면 다음과 같다.

$$\ln V_k = \ln p' \alpha_p + \frac{1}{2} \ln p' B_{pp}$$

$$\ln p - D(p) \ln \frac{M_k}{m_{ok}} \dots \dots \dots (12)$$

여기서 支出의 몫은 負가 아니어야 하므로 (즉,  $s_{kn} \geq 0$ ) 이 非負의 制約(non-negative restriction)을 만족시키기 위해서는  $D(p) < 0$ 이어야 한다. 따라서 方程式 (12)에서  $k$ 家口의 總和 家口同等化單位( $m_{ok}$ )가 작다는 것은 單位當 總支出額( $M_k/m_{ok}$ )이 크다는 것을 意味하고 이것은  $k$ 家口의 厚生水準이 크다는 것을 말한다. 그러므로 俸給者家口의 總和 家口同等化單位가 작다는 意味는 他職業 從事者家口들에 비해서 同一한 總支出額을 가지고도 俸給者家口가 보다 많은 厚生을 얻을 수 있다는 것을 뜻한다. 다시 말하면 俸給者家口가 他職業從

<表 3> 職業別·家口員數別 家口同等化單位

	品目別 家口同等化單位						總和 家口同等化單位 (1984年)
	飲食料品	住居 什器	光熱 水道	衣類 什	其他支出		
2人	{ 日傭勞務者	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	{ 俸給者	1.0321	1.1731	0.7584	0.7340	0.8926	0.9696
	{ 自營業者	0.9693	0.8863	1.3131	1.3807	1.0809	1.0309
3人	{ 日傭勞務者	1.2828	1.1076	1.3772	1.5106	1.4466	1.3052
	{ 俸給者	1.3239	1.2993	1.0446	1.1088	1.2913	1.2677
	{ 自營業者	1.2433	0.9817	1.8084	2.0857	1.5637	1.3424
4人	{ 日傭勞務者	1.6085	1.3054	1.6958	1.9784	1.8896	1.6356
	{ 俸給者	1.6602	1.5313	1.2862	1.4522	1.6866	1.5896
	{ 自營業者	1.1591	1.1569	2.2268	2.7316	2.0426	1.6806
5人	{ 日傭勞務者	1.4849	1.7548	2.4523	2.5138	2.8850	1.8291
	{ 俸給者	1.5326	1.8855	2.3768	1.7813	2.5751	1.7912
	{ 自營業者	1.1493	1.6690	2.8462	2.9937	3.1185	1.8684
6人以上	{ 日傭勞務者	2.4890	2.3038	1.5513	1.7437	2.4506	2.2887
	{ 俸給者	2.5688	2.7025	1.1766	1.2800	2.1874	2.2185
	{ 自營業者	2.4125	2.0418	2.0371	2.4076	2.6490	2.3548

事者들에 비해서 家計支出을 보다 效率的으로 하고 있다고 할 수 있겠다.

둘째, 支出品目別로 볼 경우에는 全職業에 걸쳐 ① 住居 및 什器⇒② 光熱 및 水道⇒③ 衣類 및 신발⇒④ 飲食料品⇒⑤ 其他支出 順으로 家口同等化單位가 높게 나타나고 있다. 이것은 共同으로 使用할 수 있거나 共有할 수 있는 品目的 支出에서 보다 큰 規模의 經濟(economics of scale)가 存在한다는 것을 意味한다고 할 수 있겠다.

세째, 飲食料品과 住居 및 什器의 경우에는 自營業者家口の 品目別 家口同等化單位가 他職業從事者의 그것보다 작게 나타나고 있고 앞의 두 品目を 除外한 餘他的 品目에서는 俸給者家口の 品目別 家口同等化單位가 작게 나타나고 있다. 이것은 自營業者家口는 飲食料品과 住居 및 什器의 支出에서, 그리고 俸給者家口는 그 以外的 餘他的 品目的 支出에서 效率的인 家計運營을 함을 意味한다고 할 수 있겠다.

네째, 家口員數가 늘어난다고 하더라도 同等化單位는 比例的으로 增加하지는 않고 있다. 이것은 大家族일수록 規模의 經濟가 存在함을 말해 주고 있다고 할 수 있겠다.

本研究의 實證分析 結果를 통해서 볼 경우에는 우리나라의 都市家口에서는 俸給者家口

가 規模의 經濟 側面에서 볼 때 가장 理想的인 家計運營을 하고 있다고 보여진다.

## 2) 家口主의 年齡

여기서는 資料의 制約으로 인하여 俸給者家口단을 對象으로 하였으며 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口를 基本的 家口로 假定하였다. 推定의 結果는 <表 4>와 같다.

<表 4>의 結果는 家口主 年齡에 따른 家族規模(즉, 年齡別·家口員數別)를 반영해 주지 못하고 있어 精確한 수치를 提示해 주고 있지는 못하지만, 非現實的이긴 하지만 家族規模 餘他的 條件들이 같다고 假定하면 <表 4>의 結果는 첫째 家口主의 年齡이 25~29歲인 家口가 支出面에서 가장 效率的인 것으로 나타나고 있다. 이것은 家口主 年齡이 25~29歲인 家口는 우리나라의 實情으로 볼 때 結婚初期로 보여져서 어린애가 없거나 있다 하더라도 어리기 때문에 방이나 家具 등을 共同으로 使用할 수 있기 때문일 것으로 생각된다. 이와 반대로 家口主의 年齡이 40~49歲 또는 50歲以上이 되면 家口同等化單位가 급격히 增加하는데, 이것은 子女들이 모두 成長하여 이제는 獨自의 生活空間과 生活用品을 필요로 하기 때문일 것으로 보여진다.

둘째, 家口主의 年齡이 24歲以下の 家口의

<表 4> 年齡別 家口同等化單位

	飲食料品	住居 및 什器	光熱 및 水道	衣類 및 신발	其他支出	總和 同等化 指數 (1984年)
24歲 以下	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
25~29	0.9824	0.9645	1.0312	1.0090	0.9695	0.9824
30~34	1.1125	0.7445	1.2637	1.2754	1.1397	1.0677
35~39	1.2585	0.8690	1.3792	1.4123	1.2940	1.2104
40~49	1.4092	1.1802	1.4048	1.4280	1.4883	1.3904
50歲 以上	1.3769	1.3236	1.7287	1.3112	1.4595	1.4024

家口同等化單位가 25~29歲인 그것보다 높게 나타나고 있다. 이것은 우리나라의 現實情으로 보아서, 특히 軍服務과 敎育을 考慮하던 家口主의 年齡이 24歲以下보다는 25~29歲인 家口가 보다 一般的이어서 이 家口가 基本的 家口로 보여진다.

세제, 品目別로 보았을 경우에는 住居 및 什器의 支出에서 가장 規模의 經濟가 있는 것처럼 보이거나 앞에서 論議한 바와 같이 이 結果는 家口員數를 반영해 주지 못하고 있어서 精確한 情報은 提供해 주지 못하고 있는 것으로 보여진다.

## V. 結 論

家口同等化單位는 서로 다른 家口特性들을 지니고 있는 家口들간의 厚生의 比較이므로 生計費指數와 같이 家口同等化單位는 經濟的 模型內에서 定義되어야 하며 經濟的 意味를 지녀야 한다. 本研究의 總和 및 品目別 家口同等化單位 모두 經濟的 模型, 즉 消費支出行

態分析內에서 定義되어졌다.

本研究의 實證的 推定·分析의 結果는 다음과 같이 要約되어질 수 있다. 첫째, 家口主의 年齡이 20代 後半인 家庭이 가장 經濟的으로 消費支出을 한다. 둘째, 우리나라 家口들의 消費行態를 分析하여 볼 때 家口員數가 많아질수록 規模의 經濟가 더욱 커져 가고 있다. 세째, 家口主의 職業面에서 보았을 때 俸給者家口가 가장 效率的으로 家計를 運營하고 있다. 네째, 支出品目으로 보았을 때는 共用할 수 있는 品目に 規模의 經濟가 보다 많이 存在하고 있다. 다섯째, 우리나라 都市家口의 基本的 家口는 家口員數가 2人이고 家口主 年齡이 25~29歲인 俸給者 家口일 것으로 보여진다.

本研究의 부족한 점으로는 家口特性의 範疇別로 時系列資料가 獨立的으로 整備되지 못함으로 인하여 家口同等化單位를 一括的으로 推定하지 못하고 範疇別로 分類하여 推定·分析하였다는 데에 있다. 앞으로 「크로스 섉손」資料가 整備되는 대로 다시 一括的으로 推定되어야 할 것으로 생각된다.

## ▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院 調查統計局, 『都市家計年報』, 各年度.  
 \_\_\_\_\_, 『主要業務指標』, 各年度.  
 具成烈, 「家口規模와 年齡構成이 消費支出에 미치는 영향」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 1982 春號, pp. 84~103.  
 金光錫·金大泳, 「單位消費者 尺度의 推定 試圖」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院,

1979 가을호, 1979.  
 朱鶴中, 『韓國의 所得分配와 決定要因(上)』, 韓國開發研究院, 1979.  
 \_\_\_\_\_, 『韓國의 所得分配와 決定要因(下)』, 韓國開發研究院, 1982.  
 Barten, Anton P., "Family Composition, Prices, and Expenditure Patterns," in P. Hart, G. Mills, and J. K. Whitaker(eds.),

- Econometric Analysis for National Economic Planning: 16th Symposium of the Colston Society*, London: Butterworth, 1964, pp. 277~292.
- \_\_\_\_\_, "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations," *European Economic Review*, Vol. 1, No. 1, Fall, 1969, pp. 7~73.
- \_\_\_\_\_, "The System of Consumer Demand Functions Approach: A Review," in Michael D. Intriligator(ed.), *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. IIIA, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1977, pp. 23~58.
- Christensen, Laurits R. and D. W. Jorgenson, "U.S. Real Product and Factor Input, 1929-1967," *Review of Income and Wealth*, Vol. 16, No. 1, March 1970, pp. 19~50.
- Dalton, Hugh, "The Measurement of Inequality of Income," *Economic Journal*, Vol. 30, No. 119, September 1920, pp. 361~384.
- Engel, Ernst C.L., "Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien Früher Jetzt," *International Statistical Institute Bulletin*, Vol. 9, 1895, pp. 1~74.
- Jorgenson, Dale W. and Lawrence J. Lau, "The Structure of Consumer Preferences," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 4, No. 1, January 1975, pp. 49~101.
- \_\_\_\_\_, "The Integrability of Consumer Demand Functions," *European Economic Review*, Vol. 12, No. 2, April 1979, pp. 115~147.
- Jorgenson, Dale W., Lawrence J. Lau and Thomas M. Stoker, "Welfare Comparison Under Exact Aggregation," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 2, May 1980, pp. 268~272.
- \_\_\_\_\_, "Aggregate Consumer Behavior and Individual Welfare," in D. Currie, R. Nobay and D. Peel(eds.), *Macroeconomic Analysis*, London: Croom-Helm 1981, pp. 35~61.
- \_\_\_\_\_, "The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior," in R.L. Basemann and G.F. Rhodes, Jr. (eds.), *Advanced in Econometrics*, Vol. 1, Greenwich: JAI Press, 1982, pp. 97~238.
- Jorgenson, Dale W. and Daniel T. Slesnick, "Aggregate Consumer Behavior and the Measurement of Inequality," *Review of Economic Studies*, Vol. 51(3), No. 166, July 1984, pp. 369~392.
- Lau, Lawrence J., "Duality and the Structure of Utility Functions," *Journal of Economic Theory*, Vol. 1, No. 4, December 1969, pp. 374~396.
- \_\_\_\_\_, "Complete Systems of Consumer Demand Functions through Duality," in Michael D. Intriligator(ed.), *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. IIIA, Amsterdam: North-Holland, 1977, pp. 59~86.
- \_\_\_\_\_, "A Note on the Fundamental Theorem of Exact Aggregation," *Economics Letters*, Vol. 9, No. 2, 1982, pp. 119~126.
- Layard, P.R.G. and A.A. Walters, *Microeconomic Theory*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1978.
- Muellbauer, John, "Household Composition, Engel Curves and Welfare Comparisons between Households: A Duality Approach," *European Economic Review*, Vol. 5, No. 2, August 1974a, pp. 103~122.
- \_\_\_\_\_, "Inequality Measures, Prices and Household Composition," *Review of Economic Studies*, Vol. 41(4), No. 128, October 1974b, pp. 493~504.

- \_\_\_\_\_, "Prices and Inequality: The United Kingdom Experience," *Economic Journal*, Vol. 44, No. 333, March 1974c, pp. 32~55.
- \_\_\_\_\_, "Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children," *Economic Journal*, Vol. 87, No. 347, September 1977, pp. 460~487.
- \_\_\_\_\_, "The Estimation of the Prais-Houthakker Model of Equivalence Scales," *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, January 1980, pp. 153~176.
- Newbery, David, "A Theorem on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, No. 3, September 1970, pp. 264~266.
- Parks, Richard W. and Anton P. Barten, "A Cross Country Comparison of the Effects of Prices, Income, and Population Composition on Consumption Patterns," *Economic Journal*, Vol. 83, No. 331, September 1973, pp. 834~852.
- Pollak, Robert A., "The Social Cost of Living Index," *Journal of Public Economics*, Vol. 15, No. 3, June 1981, pp. 311~336.
- Pollak, Robert A. and Terence J. Wales, "Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems," *American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, June 1978, pp. 348~359.
- \_\_\_\_\_, "Welfare Comparisons and Equivalent Scales," *American Economic Review*, Vol. 69, No. 2, May 1979, pp. 216~221.
- \_\_\_\_\_, "Comparisons of the Quadratic Expenditure System and Translog Demand Systems with Alternative Specifications of Demographic Effects," *Econometrica*, Vol. 48, No. 3, April 1980, pp. 595~612.
- \_\_\_\_\_, "Demographic Variables in Demand Analysis," *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, November 1981, pp. 1533~1552.
- Prais, S.J. and Hendric S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*, 1st ed., Cambridge: Cambridge University Press, 1955.
- Sydenstriker, Edgar and Willford I. King, "The Measurement of the Relative Economic Status of Families," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 17, No. 135, September 1921, pp. 842~857.
- Yoo, Jong G. and Jene K. Kwon, "Welfare Inequality among Urban Households in South Korea: 1965~1983," forthcoming *Applied Economics*, University of London, 1987.