單位消費者尺度의 推定試圖

金 光 錫
金 大 泳

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論

한 家計의 消費패턴은 家口員 1人當 所得水準뿐만 아니라 그 家計의 規模(家口員數)와 家口員의 年齡別·性別構成에 따라서도 달라지게 된다. 그런데 家計所得, 規模 및 構成에 따라 變異하는 家計消費패턴은 消費品目別로도 달라질 것으로 판단된다. 그러므로 단순히 1人當基準으로 推定된 家計消費의 所得彈力性(特定品目 혹은 總家計消費支出의 경우)은 相違한 年齡別 및 性別群(group)에 속하는 消費者를 單位消費者尺度(unit consumer scale) 혹은 成人同等尺度(adult equivalence scale)로 轉換시키지 않는 한 正確한 값이라고 하기는 어려울 것이다.

Prais와 Houthakker(1955)의 方式에 따라서 우리는 單位消費者尺度의 概念을 두가지로 定義할 수 있다. 하나는 特定財貨(또는 用役)의 消費支出에 대한 家計內 個別消費者에 따라서 달라지는 影響을 測定키 위한 "特定品目"의 單位消費者尺度("specific" unit consumer scale)이고, 또 다른 하나는 總家計消費支出에서 차지하는 個別品目의 支出比重에 加重値를 주어 "特定品目"의 單位消費者尺度를 統合한 全體的인 "所得"尺度("income" scale)이다. 여기서 이 "所得"尺度는 家計의 所得 또는 總支出이 家計의 個別構成員의 特性에 따라 實質的으로 달라지는 效果를 測定하는 데 이용된다.

本硏究의 主目的은 우리나라에서 이용할 수 있는 家計調査資料를 기초로 하여 "特定品目"

筆者 : 金光錫—韓國開發硏究院 硏究委員, 金大泳—經濟企劃院 調査統計局 統計調査官. 〔本論文은 金大泳박사가 KDI在職時에 ILO의 依賴에 의해서 共同으로 遂行한 "The Effects of Household Size, Structure and Income on Expenditure Patterns", (KDI Working Paper 7510)의 內容을 要約한 것임.〕

의 單位消費者尺度와 "所得"의 單位消費者尺度를 推定하고 이를 이용한 家計消費「패턴」의 母數(parameters)를 구하고자 하는 데 있다. 單位消費者尺度의 推定過程에서 우리는 特定財貨 및 用役에 대한 家計需要의 所得彈力性과 家計消費의 規模彈力性 혹은 家計消費에서의 規模經濟效果를 구할 수가 있을 것이다. 이와 같은 家計消費의 所得彈力性과 消費에서의 規模經濟는 家計消費支出을 所得(혹은 總支出)과 單位消費者尺度 기준에 의한 家計規模에 각각 연관시킴으로써 推定될 수 있다.

單位消費者尺度가 推定되면 이것은 農村과 都市의 生活水準을 比較하는데 사용될 수 있고 또한 時間의 경과에 따른 生活水準의 變化過程을 檢討하는 데 이용될 수도 있다. 그런데 여기서의 生活水準은 각 單位消費者當 所得水準과 家計消費의 規模經濟를 考慮함으로써 測定될 수 있다. 그리고 特定 年齡別·性別 個人의 消費係數(對成人男子)와 推定된 單位消費者當 平均消費額을 근거로 하여 特定 年齡까지의 男女養育費를 推計할 수도 있으며, 또한 推定된 單位消費者尺度는 家計의 貯蓄行態를 硏究하는 데도 이용될 수가 있다. 비록 1人當 所得水準이 家計貯蓄率의 주요한 決定因子로 一般的으로 여겨지지만 한 家計의 實質1人當所得은 家口員의 性·年齡別 構成과 消費에서의 規模經濟效果에 따라서도 影響을 받게 되는 것이다.

本稿에서는 單位消費者尺度의 推定을 위한 方法論上의 問題와 우리나라 都市家計調査資料를 근거로 推定된 實證的 結果에 대해서 論議하기로 한다. 우리의 당초의 計劃은 單位消費者尺度의 推定結果를 이용하여 우리나라 都市·農村間의 生活水準을 比較하고 家計貯蓄行態도 分析하고자 했다. 그러나 "特定" 單位消費者尺度와 單位消費者의 所得尺度를 推定하는 데 있어서의 심각한 方法論的 問題 때문에 우리는 이 方法論的 問題點을 檢討하고 反復技法節次(iterative procedure)의 여러가지 變形을 시험해 보는 데 努力을 집중치 않을 수 없었다.

第2節에서는 單位消費者尺度를 推定하기 위한 反復技法節次를 提示하고 있다. 원래 Prais와 Houthakker(1955)에 의해서 개발된 反復技法節次를 검토한 후 單位消費者尺度와 規模經濟의 要因을 同時에 推定할 수 있도록 그 節次를 修正했다. 第3節에서는 反復技法節次에 의한 實證的結果가 提示되고 있는데, 여기에서는 1973年의 都市家計調査資料를 이용한 여러가지 消費母數의 推定結果가 提示되고 있다. 第4節에서는 우리가 試圖한 反復技法의 修正內容과 修正된 方法에 의한 推定結果가 要約提示되고 있으며, 끝으로 第5節에서는 要約 및 結論을 提示하고 있다.

Ⅱ. 反復技法에 의한 推定節次

1. 反復技法節次

單位消費者尺度(unit consumer scale)를 推定하기 위한 反復技法節次는 Prais와 Houthakker(1955)에 의해서 최초로 開發된 이후 Singh와 Nagar(1973)에 의해서 약간 修正되었다. 우리는 이 反復技法을 적용시켜 單位消費者尺度를 推定하고자 했으며 이 目的을 위해서 Prais와 Houthakkar 및 Singh와 Nagar에

의해서 開發 또는 一部修正된 反復技法을 주로 家計消費에서의 規模經濟의 推定値를 統合시킴으로써 修正하도록 했다[1]. 우리의 實證的 試圖에서 反復技法이 有意한 收斂値(convergence)를 도출해 내는 데는 만족스럽지 못한 것으로 밝혀졌으나, 여기서 우리는 Prais와 Houthakkar가 처음으로 開發시킨 反復技法節次와 이에 대한 우리의 修正案을 다음에 提示하기로 한다. 이러한 提示는 反復技法이 갖고 있는 數學的·統計學的 問題點을 明白히 하는데 도움이 될 것으로 생각된다.

만약 1人當所得 또는 1人當總支出을 品目別 1人當消費의 主要決定因子로 假定한다면, 우리는 家計消費函數를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\frac{V_{ir}}{N_r}=f_i\left(\frac{V_{or}}{N_r}\right) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

여기에서 V_{ir}은 일정기간의 "r"번째 ($r=1,\cdots\cdots, R$) 家計의 "i"번째($i=1,\cdots\cdots,I$) 品目에 대한 消費支出을, V_{or}은 "r"번째 家計의 所得 혹은 總支出을, N_r은 "r"번째 家計의 總家口員數를 각각 표시한다. 여기서 우리는 家計消費의 函數形態가 品目別로 달라질 수 있음을 예상할 수 있을 것이다.

이같은 일반적인 1人當消費函數形態에서는 한 家計의 全構成員은 同等한 消費單位로 취급된다. 그러나 "r"번째 家計의 構成員은 서로 다른 年齡別·性別群(즉, 상이한 年齡群, 成人男子, 成人女子, 男女兒童 등)의 家口員으로 이루어질 수도 있다. 다시 말해서,

$$N_r=\sum_{t=1}^{T}N_{tr} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

이 된다. 여기에서 $t(t=1,\cdots\cdots T)$는 年齡·性別分類에 따른 家口員特性을 나타낸다. "r"번째 家計의 "i"번째品目에 대한 1人當消費는 家口員總數뿐만 아니라 그 家計에 屬하는 各家口員特性에도 의존하기 때문에 우리는 個別家計의 相違한 年齡·性別群의 家口員에게 相違한 加重値를 주어야 한다. 가령 k_{it}가 i번째 品目에 대한 單位消費者尺度上 t번째群 家口員의 값을 나타낸다고 하면 t번째群 家口員의 單位消費者尺度上의 값으로 加重하여 統合된 家口員數(N^*_{ir})는 다음과 같이 表現된다.

$$N^*_{ir}=\sum_{t=1}^{T}k_{it}\ N_{tr}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

이와 같은 方法으로 우리는 相違한 年齡·性別 家口員의 所得尺度上의 값도 測定해야 한다. 만일 k_{ot}가 "t"번째群 家口員의 所得尺度上의 값을 나타낸다면 所得 또는 總支出과 관련시켜 加重된 家計規模(N^*_{or})는,

$$N^*_{or}=\sum_{t=1}^{T}k_{ot}\ N_{tr}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

가 된다.

家計消費에 대한 人口因子의 보다 정확한 影響分析을 위해서 一般的形態의 家計消費函數(式 1 참조)는 다음과 같이 "特定" 및 "所得"의 單位消費者(unit consumer) 槪念으로 再構成되어야 한다. 즉,

$$\frac{V_{ir}}{N^*_{ir}}=f_i\left(\frac{V_{or}}{N^*_{or}}\right) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

$$\text{혹은,}\quad \frac{V_{ir}}{\sum_{t=1}^{T}k_{it}\ N_{tr}}=f_i\left(\frac{V_{or}}{\sum_{t=1}^{T}k_{ot}\ N_{tr}}\right) \cdots\cdots\cdots (6)$$

그런데 式(6)은 相違한 品目群에 대해서는 相違한 形態의 函數를 假定할 수 있음을 나타낸다. 만약 二重對數(double log)形態의 函數

1) G.B. Rodgers(1974) 참조.

式을 가정한다면 式(6)을 아래와 같이 바꿔 쓸 수 있다.

$$\log\left(\frac{V_{ir}}{\sum_{t=1}^{T}k_{it}\ N_{tr}}\right)=\log\alpha_i+\eta_i\log\left(\frac{V_{or}}{\sum_{t=1}^{T}k_{ot}\ N_{tr}}\right) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(7)$$

그러나 아직까지는 k_{it}와 k_{ot}의 값을 모르고 있으므로 우리는 처음에 모든 $t(t=1, \cdots\cdots T)$에 대해서 $k_{it}=1$, $k_{ot}=1$을 가정할 수 있다. 그러면 式(7)은 사실상 1人當基準으로 된 家計消費函數形態가 된다. 그 다음 우리는 η_i의 값을 事前的으로 고정시키고 式(8)을 最小自乘法을 적용하여 推定할 수 있다.

$$\frac{V_{ir}}{\left[\frac{V_{or}}{\sum_{t=1}^{T}k_{ot}\ N_{tr}}\right]^{\hat{\eta}_i}}=\alpha_i(k_{i1}N_{1r}+\cdots\cdots+k_{iT}N_{Tr}) \cdots\cdots\cdots\cdots(8)$$

式(8)에서 우리는 成人同等尺度의 推定値를 도출해 낼 수 있는 $\alpha_i k_{i1}\cdots\cdots\alpha_i k_{iT}$의 最小自乘推定値를 얻게 된다. 즉, 여기서 $t=5$를 成人男子라고 가정하면 成人同等尺度는,

$$\frac{k_{i1}}{k_{i5}},\ \cdots\cdots,\ \frac{k_{i5}}{k_{i5}}$$

가 될 것이다.

지금까지의 說明은 대체로 Prais와 Houthakker方法의 핵심이라고 하겠다. 이들은 食料品目에 대한 特定單位消費者尺度만을 推定하였으므로 모든 t에 대해서 $k_{ot}=1$로 假定하고 k_{it}의 推定을 위한 그들의 反復技法에서 事前的 η_i의 범위를 고정시켰다. 한편 Singh와 Nagar는 η_i의 값을 고정시키지 않고 여러가지 代案의 函數形態를 假定하여 推定된 結果 가운데서 가장 妥當性있는 것을 하나 선정하였다.

물론 이들도 k_{it}와 k_{ot}의 最初의 값은 1로 假定해야 했지만, 式(8)과 유사한 回歸方程式을 사용하여 먼저 k_{it}를 推定한 후 k_{it}를 加重平均하여 k_{ot}를 구했던 것이다.

그러나 Singh와 Nagar의 修正된 反復技法節次에다 우리는 家計消費에서의 規模經濟要因을 統合시킬 수가 있을 것이다. 만약 우리가 家計消費에서의 規模經濟가 存在한다고 假定하면 式(6)의 消費函數는 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\frac{V_{ir}}{(\sum_{t=1}^{T}k_{it}\ N_{tr})^{\theta_i}}=f_i\left[\frac{V_{or}}{(\sum_{t=1}^{T}k_{ot}\ N_{tr})^{\theta_o}}\right] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(9)$$

여기에서 θ_i와 θ_o는 特定品目과 所得에 대한 規模經濟因子를 각각 나타낸다.

우리는 먼저 消費函數分析에 광범하게 사용되고 있는 消費函數의 다섯 가지 形態를 檢討하는 것으로부터 시작한다. 이들은 (1)二重對數(double log), (2)對數逆函數(log-inverse), (3)半對數(semi-log) (4)線型(linear), (5)雙曲線(hyperbola) 等의 形態이다[2]. 우리는 k_{it}, k_{ot}, θ_i 및 θ_o의 最初의 값은 모든 "t"와 "i"에 대해서 1이라고 假定했다. 그러므로 첫단계에서의 最小自乘法에 의한 消費函數推定은 式(1)에서 보여주는 바와 같은 1人當 消費函數形態에 의한 것과 同一하다.

5가지 相違한 消費函數形態中에서 從屬變數의 最大變異를 설명해 주는 形態를 擇했다. 어떻든 推定된 消費函數를 $\hat{f}\left(\frac{V_{or}}{N_{tr}}\right)$로 표시하면

2) 數式으로 表現된 함수형태에 대해서는 제3절을 참조할 것.

우리는 $V_{ir}/\hat{f}\left(\frac{V_{or}}{N_{tr}}\right)$를 家口員總數$(\sum_{t=1}^{T} N_{tr})$와 관련시키는 二重對數形態式의 回歸分析을 함으로써 特定品目群에 대한 規模彈力性(θ_i)을 다음과 같이 推定하게 된다.

$$\log \frac{V_{ir}}{\hat{f}\left(\frac{V_{or}}{\sum_{t1=}^{T} k_{ot}\ N_{tr}}\right)} = \log\alpha_i + \theta_i \log(\sum_{t=1}^{T} k_{it}\ N_{tr}) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

위 式에서 절편항(α_i)은 獨立變數와 從屬變數間에 單純比例性 問題를 피하기 위한 것으로 統計的 有意性은 기대되지 않는다. 다음에 式(11)에 의해서 θ_o를 얻게 된다[3].

$$\theta_o = \sum_{i=1}^{I} \theta_i \frac{\sum_{r=1}^{R} V_{ir}}{\sum_{r=1}^{R} V_{or}} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

이와 같이 하여 일단 θ_i와 θ_o가 推定되고 나면, 回歸方程式에서 推定된 값을 적용하여 다섯 가지 相違한 형태의 消費函數를 再推定하여야 한다. 그러나 계산시간의 절약을 위해서 推定된 θ값을 감안하여 式(9)에 의거하여 선정된 函數形態만을 다음과 같이 再推定하였다.

$$\frac{V_{ir}}{(\sum_t k_{it}\ N_{tr})^{\theta_i}} = f_i \left[\frac{V_{or}}{(\sum_t k_{ot}\ N_{tr})^{\theta_o}}\right] \cdots \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

式(12)에서 消費函數의 새로운 推定値를 얻게 되면 k_{it}(여기서 $t=1, \cdots, T$)의 값은 다음의 回歸方程式에 의해서 推定된다[4].

$$\left[\frac{V_{ir}}{\hat{f}\left(\frac{V_{or}}{(\sum_t k_{ot}\ N_{tr})^{\theta_o}}\right)}\right]^{\frac{1}{\theta_i}} = k_{i1}N_1 + \cdots + k_{iT}N_T \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

그 다음 $k^*_{ot}(t=1, \cdots, T)$는 다음 式에서 얻게 된다[5].

$$k^*_{ot} = \sum_{i=1}^{I} \hat{k}_{it} \frac{\theta_i}{\theta_o} \frac{\sum_r^R \frac{V_{ir}}{\sum_t k_{it}\ N_{tr}}}{\sum_r^R V_{or}} \cdots\cdots\cdots (14)$$

여기에서 k^*_{ot}는 標準化되기 이전의 所得單位尺度를 나타낸다. 따라서 우리는 k^*_{ot}를 標準化시

---

3) 이것은 Prais 와 Houthakker에서 含蓄하고 있는 다음과 같은 기본적 관계에서 도출된 單純化된 方程式이다.

$$k_{ot} = \sum_i k_{it} \frac{V_i}{V_o} \frac{\theta_i}{\theta_o} \frac{\sum_t^T k_{ot}\ N_t}{\sum_t^T k_{it}\ N_t} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (가)$$

方程式(가)의 兩邊에 N_t를 곱하고 모든 t에 대해서 合算하면,

$$\sum_{i=1}^{T} k_{ot}N_t = \sum_{i=1}^{T} \sum_{i=1}^{I} k_{it}\ N_t \frac{V^!}{V_o} \frac{\theta_i}{\theta_o} \frac{\sum_t k_{ot}\ N_t}{\sum_t k_{it}\ N_t}$$

$$= \sum_{i=1}^{I} (\sum_t k_{it}N_t) \frac{V_i}{V_o} \frac{\theta_i}{\theta_o} \frac{\sum_t^T k_{ot}\ N_t}{\sum_t k_{it}\ N_t}$$

가 된다. 여기서 두 개의 $\left(\sum_t^T k_{it}\ N_t\right)$項이 서로 相殺되므로 $\left(\sum_t^T k_{ot}\ N_t\right)$項을 左邊으로 옮기면,

$$1 = \sum_{i=1}^{I} \frac{V_i}{V_o} \frac{\theta_i}{\theta_o} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (나)$$

가 얻어진다.

式(나)에서 $\theta_o = \sum_{i=1}^{I} \theta_l \frac{V_i}{V_o}$가 된다.

그러나 여기서 V_i와 V_o는 特定品目(i)에 대한 消費支出과 總消費支出을 각각 나타내므로 各家計에 대한 θ_o를 구하기 위해서 式(11)을 사용했다.

4) Rogers(1974)에 提示되고 있는 다음과 같은 代案的인 回歸方程式 形態로도 시도해 보았다. 즉,

$$\left[\frac{V_{ir}}{\left[\frac{V_{or}}{\sum_t (k_{ot}\ N_{tr})^{\hat{\theta}_o}}\right]^{\hat{\eta}}}\right]^{\frac{1}{\theta_i}} = \alpha^{\frac{1}{\theta i}} + k_{i1}N_1 + \cdots + k_{it}N_T$$

이 경우 推定結果는 式(13)을 사용했을 때와 매우 유사했으나 다섯 가지 상이한 形態의 Engel 曲線중에서 最善의 것을 선택하여 적용코자 하는 우리의 경우에는 不適切했다.

5) k_{ot} 方程式에 대한 정확한 表現은,

$$k_{ot} = \sum_i \hat{k}_{it} \frac{\theta_t}{\theta_o} \frac{\sum \frac{V_{ir}}{\sum_t k_{it}\ N_t}}{\sum \frac{V_{or}}{\sum_t k_{ot}\ N_t}}$$ 이다.

그러나 識別問題(identification problem)를 피하기 위해서는 式(14)로 表現을 바꿀 필요가 있었다. 자세한 것은 本節 2項을 참조할 것.

켜서 k_{ot}를 다음과 같이 얻게 된다.

$$k_{ot}=\frac{k^*_{ot}}{k^*_{oT}},\ (\text{단}\ t=1,\cdots\cdots,\ T)\cdots\cdots(15)$$

그 다음 우리는 새로운 消費函數의 推定을 위해서 式(9)로 되돌아 간다. 그리고 순서대로 式(10), (11), (12), (13), (14), (15)를 反復시킨다. 다시 말해서 反復技法節次는 이 過程이 收斂할 때까지 방정식(9)와 (15) 사이에서 反復 시행된다.

여기에서 우리는 決定係數(R^2) 基準과 두 개의 연속적인 反復節次間 母數의 變化率을 결합시킴으로써 反復技法의 終結條件(terminal condition)을 設定할 수 있다. 즉, 回歸方程式(9)의 R^2가 어떤 수준에 달하고 또한 두 연속적인 反復過程間의 變化가 어떤 고정된 ㎖ 比 數値(예를 들면 2%)보다 작아지게 되면 反復節次를 終結할 수 있다는 것이다. 그러면 終結段階에서 구해진 $\hat{\eta}_i, \hat{\theta}_i, \hat{\theta}_o, \hat{k}_{it}$ 및 $\hat{k}_{ot}$의 값은 각 母數의 最終推定値가 될 수 있다.

2. 推定節次上의 두 가지 問題

가. 數學的 識別問題

지금까지 論議한 反復技法에서 $(j+1)$번째 反復段階에서의 k_{ot}의 값은 j번째 反復段階에서 얻어진 $k_{it}^{(j)}$의 加重平均値이다. k_{ot}의 값은 원래 Prais와 Houthakker의 기초를 이용해서 도출된 式(16)에 의해서 計算된다.

$$k_{ot}=\sum_{i=1}^{I}k_{it}\frac{V_i}{V_o}\ \frac{\sum_t k_{ot}\ N_t}{\sum_t k_{it}\ N_t},\ (t=1,\ \cdots\cdots,\ T.)\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(16)$$

識別問題는 다음의 式을 만족시켜주는 $k_{ot}(t=1,\ \cdots\cdots,\ T)$의 유일한 解가 存在하느냐 하는 것이다.

$$k_{ot}=\sum_{i=1}^{I}k_{it}^{(j)}\frac{V_i}{V_o}\ \frac{\sum_t k_{ot}\ N_t}{\sum_t k_{it}^{(j)}\ N_t},\ t=1,\ \cdots\cdots,\ T)\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(17)$$

이것의 유일한 解의 存在有無를 보기 위해서 우리는 다음의 定理에서 출발하기로 한다.

▩ 定 理

$\{k_{it}, i=1,\cdots\cdots,\ I,\ t=1,\ \cdots\cdots T\}$, $\{N_t, t=1,\ \cdots\cdots, T\}$, $\{V_i,\ i=1,\cdots\cdots, I\}$, 그리고 $V_o=\sum_{i=1}^{I}V_i$가 각각 주어졌다면 式 (17)을 만족시키는 $\{k_{ot},\ t=1,\cdots\cdots, T\}$에 대한 유일한 解는 存在하지 않는다.

〈證明〉

$$C_{it}=k_{it}^{(j)}\ \frac{V_i}{V_o}\ \frac{1}{\sum_{t=1}^{T}k_{it}^{(j)}\ N_t},\ (i=1,\cdots\cdots I,\ t=1,\cdots\cdots, T)$$

그리고,

$C_t=\sum_{i=1}^{I}C_{it},\ (t=1,\cdots\cdots T)$라 하면, 方程式 (17)은

$$\frac{k_{ot}}{C_t}=\sum_{t=1}^{T}k_{ot}\ N_t,\ (t=1,\cdots\cdots T)\cdots(18)$$

이 된다. 이것을 行列符號로 표시하면

$$M\underset{\sim}{k}=\underset{\sim}{0}$$

단,

$$k=\begin{pmatrix}k_{o1}\\ \vdots\\ \vdots\\ k_{oT}\end{pmatrix},\ M=\begin{pmatrix}N_1-\frac{1}{C_1}, & N_2, \cdots, & N_T\\ N_1, & N_2-\frac{1}{C_2}, \cdots, & N_T\\ \vdots & \vdots\ \ddots & \vdots\\ N_1 & N_2\cdots & N_T-\frac{1}{C_T}\end{pmatrix},\ Q=\begin{pmatrix}0\\ \vdots\\ \vdots\\ 0\end{pmatrix}$$

그런데 M은 非正則行列(nonsingular matrix) 임을 나타내는데 그를 보여주기 위해서는 두가지 方法이 가능하다.

(가) $-M$은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$-M=C^{-1}-\underset{\sim}{e}\,\underset{\sim}{N}'$

여기서,

$$C=\begin{pmatrix} C_1 & \cdots & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & \cdots & C_T \end{pmatrix},\quad \underset{\sim}{e}=\begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix},\quad \underset{\sim}{N}=\begin{pmatrix} N_1 \\ \vdots \\ N_T \end{pmatrix}$$

이때에 $-M$이 逆行列을 갖는다고 가정한다면 Woodbury 定理에 따라 $-M$의 逆行列은 다음과 같이 된다.

$$C+\left(\frac{1}{1-\underset{\sim}{N}'\,C\underset{\sim}{e}}\right)C\underset{\sim}{e}\;\underset{\sim}{N}'\;C$$

그러나 $\underset{\sim}{N}'C\underset{\sim}{e}=\sum_{t=1}^{T} N_t\;C_t$, 그리고 C_t의 定義에 따라 우리는 쉽게 $\sum_t N_t\;C_t=1$임을 알 수 있다. 이것은 M의 逆行列이 存在하지 않음을 보여준다 하겠다.

(나) 이것은 또한 다음과 같은 M의 行列式을 이용하여도 증명이 가능하다.

$$(-1)^T\;(\prod_{i=1}^{T}C_i)^{-1}\{1-\sum_{i=1}^{T}N_t\;C_t\}$$

여기에서 $\sum_t N_t\;C_t=1$이므로 M은 正則行列임이 밝혀진다. M이 正則行列이면 式 (17)은 무한한 解가 存在하게 된다. (證明 끝)

비록 方程式 (17)에 대한 무한한 解가 存在한다고 할지라도 여러가지 다른 解 사이에 어떤 比例的 關係가 있음을 다음의 定理에서 예상할 수 있다.

▩ 定 理

方程式 (17)에 대한 모든 解는 서로 比例的 關係가 있다.

〈證 明〉

만약 $k_{o1}^{(1)}$, ……, $k_{oT}^{(1)}$과, 그리고 $k_{o1}^{(2)}$, ……, $k_{oT}^{(2)}$가 方程式 (17)에 대한 서로 다른 두가지 解라고 한다면,

$$\frac{k_{ot}^{(1)}}{C_t}=\lambda_1,\quad \frac{k_{ot}^{(2)}}{C_t}=\lambda_2,\quad (t=1,\;\cdots\cdots,\;T)$$

단,

$\lambda_1=\sum_{t=1}^{T} k_{ot}^{(1)}\;N_t,\;\; \lambda_2=\sum_{t=1}^{T} k_{ot}^{(2)}\;N_t$이다.

이것은 $k_{ot}^{(2)}=\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\;k_{ot}^{(1)}$, $(t=1,\cdots\cdots,T)$임을 보여준다. (證明끝)

그런데 우리는 다만 t값에따른 $\{k_{ot}\}$의 相對的인 값에만 관심이 있으므로 k_{ot}의 共通的인 乘數因子는 方程式 (17)에서 배제시킬 수 있다. 그러므로 反復技法에 사용된 方程式은 다음과 같이 바꿔 쓸 수 있다.

$$k_{ot}^{(j+1)}=\sum_{i=1}^{I} k_{it}^{(j)}\;\frac{V_i}{V_o}\;\frac{1}{\sum_t k_{it}^{(j)}\;N_t}$$

즉, 이것은 k_{ot}의 값이 아니라 "j"번째 反復段階에서의 k_{it}의 값만이 $(j+1)$번째 反復에서의 k_{ot}의 값을 구하는데 사용된다는 것을 의미한다.

이것은 方程式 (17)에 識別問題가 있기는 하지만 k_{ot}의 共通的인 乘數因子 (즉, $\sum_{t=1}^{T} k_{ot}\;\;N_t$)를 소거시킴으로써 이 문제를 避할 수 있음을 나타내며 이런 方法을 우리의 反復技法에서 使用하고 있다. 그러므로 識別問題는 우리가 사용한 反復技法節次에 包含된 어떤 個別的 方程式에도 존재하지 않았음을 알 수 있다.

그러나 全體的인 分析體系에는 심각한 識別問題가 있을 수 있을 것으로 느껴진다. 우리가 취한 反復技法에서는 근본적으로 다음과 같

은 聯關體系下에서 여러가지 消費母數(즉 f, k_{it}, k_{ot}, θ_i 및 θ_o)를 推定하고자 한 것이다.

$$\frac{V_{ir}}{(\sum_t^T k_{it}\ N_{tr})^{\theta_i}}=f_i\left[\frac{V_{or}}{(\sum_{t=1}^T k_{ot}\ N_{tr})^{\theta_o}}\right] \quad (9)$$

단, $k_{ot}=\sum_{i=1}^I k_{it}\frac{\theta_i}{\theta_o}\ \frac{\sum_r^R \frac{V_{ir}}{\sum_t k_{it}\ N_{tr}}}{\sum_r^R \frac{V_{or}}{\sum k_{ot}\ N_{tr}}}$,

그리고 $\theta_o=\sum_{i=1}^I \theta_i\ \frac{\sum_{r=1}^R V_{ir}}{\sum_{r=1}^R V_{or}}$의 조건을 충족시켜야 한다.

이같이 복잡한 非線型體系에서는 識別問題의 存在有無를 증명하기란 무척 어렵다. 그러나 反復技法에 의한 여러가지 實證的인 試圖를 한 후에 反復技法으로 이런 複雜한 體系에 대한 唯一한 解를 실제로 구할 수 있을 것인지 의심을 갖게 되었다. 그런데 여기에서 가장 심각한 문제는 總合上의 制約要件(aggregation constraint) 뿐만 아니라 式 (9)에 提示된 關係를 만족시켜 주는 k_{it}와 k_{ot}의 「파라메타」를 識別해 낼 수 있느냐 하는 點이라 생각된다.

나. 異分散問題(hetroscedasticity problem)

反復技法은 2개의 相違한 統計的 函數를 聯立體系로 사용하기 때문에 異分散問題가 제기된다. 問題를 單純化시키기 위해서 單純線型消費函數의 경우를 생각해 보기로 하자. 家計消費에서 規模經濟의 存在를 무시한다면 특정 "i"品目에 대한 消費函數는 다음과 같이 表現될 수 있을 것이다.

$$\frac{V_{ir}}{\sum_t k_{it}\ N_{tr}}=\alpha_i+\beta_i\frac{V_{or}}{\sum_t k_{ot}\ N_{tr}}+e_{ir},\quad (r=1,\cdots\cdots,R)\cdots\cdots\cdots(19)$$

여기에서 $e_{ir}(r=1,\ \cdots\cdots,\ R)$은 誤差項으로 그것의 平均(mean)은 0이고 未知의 分散 σ^2를 가지며 그 分布는 獨立的이고 正規分布를 이룬다고 假定하자. k_{it}와 k_{ot}에 대한 最尤推定値(maximum likelihood estimation) (혹은 最小自乘推定値)를 구하기 위해서 우리는 다음의 2個 數式을 反復技法節次에 도입했다.

$$\sum_{r=1}^R\left[\frac{V_{ir}}{\sum_t k_{it}\ N_{tr}}-(\alpha_i+\beta_i\frac{V_{or}}{\sum_t k_{ot}\ N_{tr}})\right]^2\cdots(\text{가})$$

그리고

$$\sum_{r=1}^R\left[\frac{V_{ir}}{\alpha_i+\beta_i\ \frac{V_{or}}{\sum_t k_{or}\ N_{tr}}}-\sum_{t=1}^T k_{it}\ N_{tr}\right]^2 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(\text{나})$$

가령 k_{ot}, α_i 및 β_i의 값이 주어졌을 경우에 (가)[6]를 最小化시켜 주는 k_{it}의 값은 (나)를 最小化시켜 주는 k_{it}의 값과는 완전히 다르다는 사실을 증명하기란 어려운 일이 아니다.

方程式 (19)에 提示된 것과 같은 模型에서 k_{it}의 最尤推定値를 구하는 데 우리의 관심이 있다면 우리는 먼저 各項을 다음과 같이 再配列할 필요가 있다.

$$\frac{V_{ir}}{\alpha_i+\beta_i\frac{V_{or}}{\sum k_{ot}\ N_{tr}}}=\sum_t k_{it}N_{tr}+U_{ir} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(20)$$

여기서 새로운 誤差項 U_{ir}은 平均이 0이고 獨立된 正規分布를 이루지만 分散은 σ^2와는 달라진다. 2個의 誤差項(즉 e_{ir}과 U_{ir})은 모두 正規分布를 이루지만 各各 分散은 다음과 같이 달라진다.

$$V_{ar}(U_{ir})=\sigma^2 d_{ir}^2$$

6) k_{it}의 最小自乘推定値

여기서,

$$d_{ir}=\frac{\sum_{t} k_{it}\ N_{tr}}{\alpha_i+\beta_i\frac{V_{or}}{\sum_{t} k_{ot}\ N_{tr}}}$$

反復技法節次에서 각 反復週期마다 k_{it}를 推定하는 데 있어서 U_{ir}이 獨立的이며 分散σ^2를 갖는 確率分布를 이루는 것으로 假定하였다. 그런데 문제는 이 두개의 分散은 같지 않고 우리가 推定하고자 하는 k_{it} 母數를 內包하는 要素만큼 달라진다는 사실이다. 이와 같은 異分散 또는 非同質性의 정도는 만약 ($1\leq \underset{r}{max}<Rd_{ir}$-$1\leq \underset{r}{min}<Rd_{ir}$)이 작으면 작게 될 것이다. 그러나 우리는 各反復週期마다 非同質性의 정도를 검증할 수가 없다. 왜냐하면 이러한 일은 反復技法節次를 더 복잡하게 하기 때문이다. 이러한 이유로 인해서 우리의 反復技法節次에서 各反復週期의 終結時 얻어진 母數의 값을 評價하기란 쉬운 일이 아니다.

Ⅲ. 推定結果

우리나라의 家計調査資料를 사용하여 單位消費者尺度의 推定을 위한 反復技法을 檢證해 봤다. 그 反復技法이 前節에서 言及한 바와 같이 異分散문제를 內包할 可能性도 있으나, 우리는 最小自乘法基準을 만족시키는 有意한 收斂을 求할 수 있을 것으로 期待했다. Prais와 Houthakker 및 Singh와 Nagar의 硏究結果는 모두 우리의 實證的 硏究에 좋은 參考가 되었다. 우리는 1971年과 1973年의 都市家計調査資料와 農家計調査資料를 사용하여 單位消費者尺度의 推定을 시도했으나 여기서는 1973年 都市家計調査資料를 이용한 推定結果만을 提示하기로 한다.

1. 基礎資料

우리는 經濟企劃院 調査統計局에 의한 1973年의 都市家計調査資料를 이용하여 單位消費者尺度를 推計하도록 했다. 이 調査는 서울을 비롯한 32個市를 對象으로 「層化無作爲標本推出」 方法에 따라 선정된 1,600餘個의 標本家計에 대해서 分期別로 시행된 것이다. 이 調査結果에는 "特定" 및 "所得"의 單位消費者尺度의 推定에 필요한 基礎資料가 모두 包含되어 있다. 즉, 이 資料에는 各標本家計의 家口員數, 性·年齡別構成, 財貨 및 用役에 대한 消費支出등이 包含되고 있다.

우리는 都市家計調査資料 「테이프」(tape)가 分期別로 수록되어 있었기 때문에 4個分期資料를 平均하여 年間資料를 사용토록 했다. 그런데 每分期마다 계속해서 標本의 一部가 代替되었기 때문에 이용가능한 標本家計數가 1,550에서 1,300家計로 축소된 年平均分期資料를 얻을 수가 있었다. 3個分期만이라도 계속적으로 調査된 標本家計도 이 3個分期를 平均하여 包含하였으나 이용가능 標本家計數는 250個가 줄어든 셈이다.

一貫性있는 1973年의 平均分期 家計調査資料에서 우리는 서울, 釜山 및 大邱 등 3大都市의 標本家計를 分離하고 그 중에서도 540戶에 이르는 事務職勤勞者家計의 資料만을 抽出하여 사용하도록 했다. 大都市의 事務職從事者家計는 勞務者家計나 小都市家計의 消費「패턴」과는 다른 어떤 공통적인 消費「패턴」을 보일 것으로 期待되었기 때문이다. 그러나 540個의

事務職從事者家計의 資料를 사용한 最初의 實驗은 좋은 結果를 가져오지 못했으며 어떤 資料調整이 필요한 것으로 判斷되었다. 同資料를 자세히 檢討해 본 結果 거기에는 分期別 外食費와 被服費支出이 零이거나 零에 가까운 標本家口가 너무나 많은 것으로 나타났다. 그러므로 都市家計의 外食費와 被服費支出에 대한 追加的인 資料를 얻기 위해서 特別調査를 실시했으며 그 결과에 따라 그 두 개의 支出項目을 上向調整했다[7].

그 다음은 特定品目에 대한 1人當支出이 극단적으로 높거나 또는 낮은 標本家口와 分期當平均 1人當所得이 극단적으로 높은 標本家口, 그리고 家口員數가 극단적으로 많은 7名 이상의 標本家口 등은 資料에서 除外되었다. 이런 資料整理로 우리의 總標本家口數는 434戶로 축소되었으며 이렇게 調整된 標本家口의 家計調査資料를 이용하여 單位消費者尺度의 推定을 試圖하도록 했다.

2. 消費函數의 推定

品目群別 消費函數(Engel Curve)의 推定은 그 자체로서도 흥미있는 일일 뿐만 아니라 單位消費者尺度를 推定하는 데 있어서도 重要한 部分을 차지한다. 이미 式(14)에서 본 바와 같이 "特定" 單位消費者尺度의 推定은 믿을 수 있는 「엥겔」曲線의 推定없이는 不可能하다. 單位消費者尺度를 推定하기 위한 反復技法에서 消費函數의 利用은 두 가지 代案的인 절차를 채택할 수 있다(第 2 節 參照).

品目群別 消費函數를 推定하기 위하여 우리는 다섯가지 函數形態를 假定했다. "i"번째 品目에 대한 消費를 V_i, 標本家口의 總消費(혹은 所得)을 V_o, 家計員總數를 N이라 하면 다섯가지 函數形態는 다음과 같이 表現된다[8].

(1) $\log(V_i/N)=\delta_i+\eta_i\log(V_o/N)$
(二重對數)

(2) $\log(V_i/N)=\delta_i+\gamma_i/(V_o/N)$
(對數역함수)

(3) $V_i/N=\delta_i+\gamma_i\log(V_o/N)$ (半對數)

(4) $V_i/N=\delta_i+\gamma_i(V_o/N)$ (線型)

(5) $V_i/N=\delta_i+\gamma_i/(V_o/N)$
(雙曲線 hyperbola)

이러한 各形態의 消費函數는 品目群別로 通常的 最小自乘法을 이용하여 推定하고 그 結果중에서 統計的 信賴性이 가장 높게 나타난 函數形態를 선택 사용했다. 그리고 第 2 節에서 설명된 바와 같이 各反復段階마다 消費函數形態를 이렇게 선택해 가며 單位消費者尺度를 推定하도록 했다. 즉, 가장 높은 決定係數(R^2)를 보이는 函數形態를 每反復時마다 品目群別로 선정했다. 우리는 單一形態의 「엥겔」曲線(二重對數 形態)을 사용하여 反復技法을 試算해 보기도 했는데 이 實驗的 結果에 의하면 사용된 函數形態에 따라 結果가 그렇게 민감하게 변하는 것 같지는 않았다.

7) 上向調整한 內容에 관한 자세한 論議는 Kim and Kim (1975) 참조.

8) 이같은 函數形態의 制限은 약간의 分析的 및 數學的 問題를 유발시킬 수도 있을 것이다. 消費函數는 數學的으로 다음의 條件을 만족시켜야 한다.

$$\frac{V_{ir}}{\sum_t k_{it} N_t}=f_i\left(\frac{V_{or}}{\sum_t k_{ot} N_t}\right),\ (i=1, \cdots\cdots, I,)\cdots(\text{가})$$

그리고 $V_o=\sum_{i=1}^{I} V_i$이며

$$\sum_{i=1}^{I}\frac{\partial V_i}{\partial N_t}=0,\ (t=1, \cdots\cdots T.)\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(\text{나})$$

선정된 5個의 函數形態는 (가)와 (나)의 條件을 만족시키지 못할 수도 있으나 係數의 統計的推定에는 별로 문제가 없을 것이다. 實際的 資料에 근거하여 우리는 函數形態가 (가)와 (나)의 條件을 만족시키는지의 與否는 제쳐놓고 일반적으로 通用되는 函數形態 가운데서 가장 信賴性이 높은 것으로 나타난 函數形態를 선정하고 그 정당성與否는 統計的 誤差(random errars)에 돌렸기 때문이다.

3. 單位消費者尺度의 推定

앞에서 說明된 3個大都市의 事務職從事者家口에 대한 調整된 家計調査資料를 이용 單位消費者尺度의 推定이 試圖되었다. 이러한 推定을 위해서 우리는 各家口의 構成員을 다섯개群, 즉 (1) 0~2歲, (2) 3~5歲, (3) 6~13歲, (4) 14歲 이상의 女子, (5) 14歲 이상의 男子 등으로 分類했다. 그리고 支出費目分類는 두가지 方式을 사용했는데 그 하나는 10個品目群이고 다른 하나는 보다 統合된 5個品目群分類이다. 어떻든 品目分類를 달리 했을 때의 推定結果를 다음에 보여주기로 한다[9].

가. 10個品目群 分類基準의 推定結果

10個 品目群으로 分類된 家計調査資料에 근거를 둔 實證的結果는 〈表 1〉에 要約되어 있다. 모든 年齡·性別群(t)에 대한 所得의 單位消費者尺度의 最初 값으로는 1이 사용되었다. 同表에 要約된 結果는 2回 反復에서 求해진 年齡·性別群別 "特定" 및 "所得"의 單位消費者尺度 推定値와 關聯係數 등이다. 프로그램上에 終結條件이 주어졌을 때 反復技法節次는 2

〈表 1〉 "特定" 및 "所得"의 單位消費者尺度 및 關聯係數의 推定値(10個品目群 기준)

	年齡·性別群(t)					θ_0및 θ_1	消費函數			推定値에 대한 R^2	
	0~2	3~5	6~13	F14~	M14~		η_i [1]	R^2	形態 [2]	k_{it}	θ_i
k_{ot}	1.029	.992	1.001	1.016	1.0	1.009					
k_{it} [3]											
(1) 穀物費	.443 (5.0)	.825 (9.8)	.856 (16.7)	.874 (13.9)	1.0 (15.6)	.973	.273	.091	L	.934	.545
(2) 육류, 생선, 우유 및 달걀	2.359 (14.6)	1.662 (10.8)	1.556 (16.5)	1.358 (11.8)	1.0 (8.5)	1.208	1.597	.646	DL	.918	.522
(3) 채소, 해초 및 과일	1.585 (9.5)	1.608 (10.1)	1.468 (15.1)	1.500 (12.6)	1.0 (8.2)	.990	1.107	.540	DL	.907	.485
(4) 調味料	.760 (2.7)	1.362 (5.1)	1.212 (7.4)	1.458 (7.3)	1.0 (4.9)	.756	.741	.203	L	.728	.184
(5) 加工食品	.912 (3.7)	.973 (4.1)	1.609 (11.1)	.740 (4.2)	1.0 (5.5)	.795	.739	.208	DL	.721	.298
(6) 과자류 및 청량음료	3.573 (9.6)	3.490 (9.8)	1.595 (7.3)	1.312 (4.9)	1.0 (3.7)	1.067	1.368	.309	DL	.759	.290
(7) 주류 및 외식	.699 (3.8)	.813 (4.7)	.447 (4.2)	1.029 (7.9)	1.0 (7.5)	.527	.318	.120	SL	.758	.213
(8) 住宅·光熱費	1.563 (12.1)	1.430 (11.6)	1.283 (17.0)	1.403 (15.2)	1.0 (10.7)	1.033	1.384	.729	DL	.935	.587
(9) 被服費	.633 (4.7)	.463 (3.6)	.560 (7.2)	.672 (7.0)	1.0 (10.2)	.754	.991	.491	DL	.808	.334
(10) 기타雜費	.832 (13.4)	.696 (11.8)	.946 (26.2)	.813 (18.4)	1.0 (22.2)	1.370	1.470	.766	DL	.968	.744

註: 1) 回歸分析結果에서 推定된 所得彈力性임. 선정된 函數形態가 二重對數形態인 경우를 除外하고는 모두 平均所得彈力性을 品目群別 比較를 위해서 推定함.
2) L=Linear(線型), LI=log-inverse(對數 逆函數), DL=Double-log(二重對數), SL=Semi-log(半對數), HY=Hyperbola(雙曲線)을 각각 나타냄.
3) ( )안의 數値는 각 k_{it} 계수의 t값임.

9) 反復技法을 사용하여 品目分類는 그대로 두고 年齡·性別群을 달리하여 推定도 해보았다. 그러나 그 結果는 어떤 추가사항을 제시해주지 못하고 있기 때문에 여기서는 提示하지 않음.

回 후에 終結되었으나 有意的 收斂의 경향은 보이지 않았다. 2回 反復時에 얻어진 結果가 여기에서 要約되고 있는데, 그 理由는 이들 結果가 反復技法을 통해서 얻을 수 있는 가장 좋은 推定値를 나타내기 때문이다. 收斂問題는 뒤에서 論議하기로 한다.

同表에 提示된 바와 같이 다섯가지 相違한 年齡·性群別로 推定된 所得의 單位消費者尺度(k_{ot})는 모두 비슷한 크기이며 "1"단위와 크게 차이가 없다. 年齡·性群別 所得의 單位消費者尺度의 크기가 비슷함에도 불구하고 各年齡·性群別 單位消費者의 "特定"品目에 대한 尺度는 상식적인 判斷에 의한 우리의 假說과 대체로 一致되고 있다. 또한 k_{it}의 係數들은 99%의 信賴水準에서 統計的으로 有意함을 나타내고 있다. 特定品目에 대한 幼兒(年齡群 0～2와 3～5歲)의 單位消費者尺度가 成人의 그것보다 높은 品目群은 (1) 고기, 어패류, 우유, 달걀, (2) 채소, 해초, 과실, (3) 과자류 청량음료, (4) 住宅·光熱費 등이다. 이같이 幼兒의 特定單位消費者尺度가 높은 것은 물론 다른 나라의 경험적 결과와 일치하지 않지만 우리나라의 現實을 고려할 때 이해할 수 있는 現象이라고 생각된다. 이들 品目 이외의 他品目群에 대한 幼兒의 特定單位消費者尺度는 어른의 그것보다 예상한 대로 낮았다.

家計消費의 全體的規模彈力性을 나타내는 θ_o의 推定値는 대략 1單位에 가까왔다. 그러나 特定品目群에 대한 消費의 規模彈力性을 測定하는 θ_i의 推定値는 큰 振幅을 보였다. θ_i가 가장 낮은 음료와 外食費支出의 값은 0.53이고, 反面에 子女敎育費, 保健衛生費 등이 包含되는 其他支出은 1.37로 가장 높다. θ_i의 相對的인 크기에 대해서 확정적인 사실을 말하기는 어렵지만 〈表 1〉에 提示된 各品目群別 값은 대체로 合當한 것 같다.

나. 5個品目群 分類基準의 結果

5個 主要品目群으로 分類된 家計調査資料에 의거한 推定結果는 〈表 2〉에 提示되고 있다.

〈表 2〉 "特定" 및 "所得"의 單位消費者尺度 및 關聯係數의 推定値(5個主要品目群 기준)

	年齡·性別群(t)					θ_o 및 θ_i	消費函數			R^2	
	0～2	3～5	6～13	F14～	M14～		η_i[1]	R^2	形態[2]	k_{it}	θ_i
k_{ot}	1.019	.986	.996	1.014	1.0	1.0					
k_{it}[3]											
(1) 穀物類	.442 (5.0)	.825 (9.8)	.856 (16.7)	.874 (13.9)	1.0 (15.6)	.972	.273	.090	L	.934	.544
(2) 기타食料品費	1.455 (14.6)	1.385 (14.6)	1.128 (19.4)	1.246 (17.5)	1.0 (13.8)	.813	.830	.688	DL	.953	.664
(3) 住宅·光熱費	1.569 (12.1)	1.433 (11.6)	1.283 (16.9)	1.404 (15.1)	1.0 (10.6)	1.027	1.387	.729	DL	.934	.584
(4) 被服費	.634 (4.7)	.462 (3.6)	.558 (7.1)	.670 (7.0)	1.0 (10.2)	.749	.994	.490	DL	.806	.331
(5) 기타雜費	.834 (13.4)	.696 (11.7)	.945 (26.1)	.811 (18.3)	1.0 (22.1)	1.363	1.473	.766	DL	.967	.742

註 : 1) 回歸分析結果에서 推定된 所得彈力性임. 선정된 函數形態가 二重對數形態인 경우를 除外하고는 모두 平均所得彈力性을 品目群別 比較를 위해서 推定됨.

2) L=Linear(線型), LI=log-inverse(對數逆函數), DL=Double-log(二重對數), SL=Semi-log(半對數), HY=Hyperbola(雙曲線)을 각각 나타냄.

3) ( )안의 數値는 각 k_{it} 係數의 t값임.

年齡・性別群의 分類는 10個品目群分類基準의 경우와 같으므로 〈表 2〉의 所得의 單位消費者尺度 推定値는 〈表 1〉의 것과 크게 다를 바가 없다. 5個年齡・性別群의 "特定"單位消費者尺度 推定値와 그 관련된 係數들은 〈表 1〉에 提示된 結果를 要約한 것과 같다. 〈表 2〉의 推定係數들과 〈表 1〉의 것들을 서로 比較하면 5個主要品目群 分類基準에 의한 結果는 대체로 10個品目群 分類基準의 그것과 一致되고 있다.

4. 收歛問題

이미 言及된 바와 같이 〈表 1〉과 〈表 2〉에 提示된 推定結果는 2回 反復時에 구해진 것들이다. 有意한 收歛(convergence)의 경향을 보이지 않았으나 2回 反復時에 얻어진 結果가 表에 提示되고 있다.

물론 2回이후에 終結値(termination)를 얻을 수도 있었으나 終結値는 有意한 統計的 收歛을 나타내지는 않는 것 같다. 收歛의 問題點을 파악하기 위해서 反復技法節次는 終結條件(terminal condition)없이 試算되기도 했다. 〈表 3〉에서는 21回까지 反復시킨 反復技法試算結果를 推定된 k_{ot}값으로 要約하고 있다. 이 結果는 5個 主要品目群 및 5個 年齡・性別群으로 分類시킨 資料를 基準으로 試算된 것이다.

〈表 3〉 各反復週期後에 얻은 "所得"의 單位消費者尺度推定値(5個品目群 기준)

	年齡・性別群(t)				
	0~2	3~5	6~13	F14~	M14~
初期값	1.000	1.000	1.000	1.000	1.0
1回反復	1.008	0.993	0.999	1.008	1.0
2 〃	**1.019**	**0.986**	**0.998**	**1.014**	**1.0**
3 〃	1.030	0.979	0.995	1.020	1.0
4 〃	1.042	0.971	0.993	1.026	1.0
5 〃	1.054	0.962	0.991	1.032	1.0
6 〃	1.067	0.954	0.989	1.038	1.0
7 〃	1.080	0.945	0.987	1.044	1.0
8 〃	1.094	0.936	0.984	1.051	1.0
9 〃	1.109	0.927	0.982	1.058	1.0
10 〃	1.127	0.920	0.982	1.065	1.0
11 〃	1.147	0.912	0.981	1.073	1.0
12 〃	1.167	0.905	0.980	1.081	1.0
13 〃	1.188	0.897	0.980	1.090	1.0
14 〃	1.211	0.889	0.980	1.099	1.0
15 〃	1.234	0.880	0.979	1.108	1.0
16 〃	1.259	0.871	0.979	1.118	1.0
17 〃	1.284	0.862	0.979	1.128	1.0
18 〃	1.311	0.852	0.978	1.138	1.0
19 〃	1.339	0.842	0.978	1.150	1.0
20 〃	1.369	0.832	0.978	1.161	1.0
21 〃	1.400	0.821	0.978	1.173	1.0

〈表 4〉 2個의 연속적인 反復 사이의 推定된 "所得" 單位消費者尺度의 變化(5個品目群 기준)

	年齡・性別群				變化의
	0~2	3~5	6~13	F14~	合計*
2回／1回	1.09	−0.69	−0.13	0.61	2.52
3〃／2〃	1.11	−0.77	−0.20	0.57	2.65
4〃／3〃	1.14	−0.82	−0.22	0.57	2.75
5〃／4〃	1.17	−0.85	−0.23	0.58	2.83
6〃／5〃	1.21	−0.88	−0.23	0.60	2.92
7〃／6〃	1.25	−0.91	−0.22	0.62	3.00
8〃／7〃	1.28	−0.95	−0.22	0.65	3.10
9〃／8〃	1.32	−0.98	−0.23	0.67	3.20
10〃／9〃	1.68	−0.78	−0.07	0.70	3.23
11〃／10〃	1.73	−0.81	−0.06	0.73	3.33
12〃／11〃	1.77	−0.84	−0.06	0.76	3.43
13〃／12〃	1.82	−0.88	−0.05	0.78	3.53
14〃／13〃	1.87	−0.92	−0.04	0.81	3.64
15〃／14〃	1.93	−0.96	−0.04	0.84	3.77
16〃／15〃	1.98	−1.00	−0.03	0.87	3.88
17〃／16〃	2.04	−1.06	−0.03	0.91	4.04
18〃／17〃	2.09	−1.11	−0.02	0.94	4.16
19〃／18〃	2.15	−1.17	−0.02	0.98	4.32
20〃／19〃	2.22	−1.23	−0.01	1.02	4.48
21〃／20〃	2.28	−1.30	−0.00	1.06	4.64

資料 : 〈表 3〉 참조.
* 變化의 부호(+, −)는 무시하고 단순히 k_{ot}변화를 합한 것임.

〈表 4〉는 두 개의 연속적인 反復週期 사이에 推定된 k_{ot}값의 百分比變化를 보여주고 있다. 6～13歲 年齡群에 대한 k_{ot}의 推定値를 除外하고는 두 개의 연속적인 反復週期 사이의 모든 性·年齡群에 대한 k_{ot}推定値의 變化는 反復回數가 늘어남에 따라 增加됨을 보인다. 두 개의 연속된 反復回數 사이의 모든 年齡·性群에 대한 k_{ot} 變化의 絕對的 合計는 첫번째와 두번째 反復回數 사이가 가장 낮다.

그 다음 〈表 5〉에서는 各反復週期마다의 주요 品目群別 消費函數 回歸式에 대한 R^2를 보여 주고 있으며, 〈表 6〉에서는 品目群別 θ_i函數의 回歸式에 대한 R^2를 提示하고 있다. 이 두 가지 表에서 알 수 있는 바는 品目群別 消費函數와 規模彈力性 函數의 回歸式에 대한 R^2는 거의 모든 경우에 反復回數가 增加됨에 따라 일반적으로 改善되고 있지 않다는 사실이다. 5個 品目群에 대한 각각의 R^2를 단순평균시켜 보면 消費函數와 θ_i函數등의 경우 제2回 反復時에 평균 R^2가 모두 그 이후 反復週期에서 얻어진 값보다 높다는 사실이다. 그러나 우리는 다만 21週期까지만 反復시켰으므로 그 후에 收斂이 이루어질 가능성도 있다. 이러한 가능성을 檢討하기 위해서 反復節次가 5個主要品目群 및 3個年齡群으로 分類된 資料를 사용하여 60回까지 反復시켜 본 적이 있지

〈表 5〉 品目群別 消費函數 回歸分析에서의 決定係數(R^2)

反復回數	品目群(i) 1	2	3	4	5	平均*
1	.124	.664	.705	.516	.759	.554
2	.090	.688	.729	.490	.766	.553
3	.079	.691	.731	.481	.765	.549
4	.075	.690	.731	.479	.764	.548
5	.073	.690	.730	.478	.764	.547
6	.072	.689	.730	.477	.763	.546
7	.071	.689	.729	.476	.763	.546
8	.071	.688	.728	.476	.762	.545
9	.070	.687	.728	.475	.762	.544
10	.069	.687	.727	.474	.761	.544
11	.071	.686	.727	.474	.760	.544
12	.071	.685	.726	.473	.760	.543
13	.071	.685	.726	.473	.760	.543
14	.071	.685	.726	.473	.760	.543
15	.071	.685	.725	.472	.759	.542
16	.070	.685	.725	.472	.759	.542
17	.070	.684	.725	.472	.759	.542
18	.070	.684	.725	.472	.759	.542
19	.069	.684	.725	.472	.759	.542
20	.069	.684	.725	.473	.759	.542
21	.069	.685	.725	.473	.759	.542

* 全品目群의 R^2를 合한 후 品目群數(즉, 5)로 나눈 것임.

〈表 6〉 品目群別 θ_i函數 回歸分析에서의 決定係數(R^2)

反復回數	品目群(i) 1	2	3	4	5	平均*
1	.520	.657	.560	.341	.708	.557
2	.544	.664	.584	.341	.742	.575
3	.539	.665	.587	.327	.741	.572
4	.537	.664	.586	.324	.740	.570
5	.536	.662	.584	.321	.738	.568
6	.535	.660	.581	.319	.736	.566
7	.534	.658	.578	.317	.734	.564
8	.533	.655	.575	.314	.732	.562
9	.533	.653	.572	.311	.730	.560
10	.531	.651	.568	.309	.728	.557
11	.530	.648	.565	.306	.725	.555
12	.529	.646	.562	.303	.723	.553
13	.528	.644	.559	.300	.721	.550
14	.527	.641	.556	.297	.718	.548
15	.526	.639	.553	.294	.716	.546
16	.525	.636	.549	.292	.713	.543
17	.524	.634	.546	.289	.711	.541
18	.523	.632	.534	.286	.708	.538
19	.522	.629	.540	.283	.705	.536
20	.521	.627	.537	.281	.703	.534
21	.520	.624	.535	.278	.700	.531

* 全品目群의 R^2를 合한 후 品目群數(즉, 5)로 나눈 것임.

만, 各週期別로 推定된 所得의 單位消費者尺度와 그것의 變化는 〈表 1〉에서 〈表 6〉까지에 要約된 것과 거의 비슷했다. 그러므로 21回에서 60回까지의 反復에서도 有意한 收斂이 이루어질 가능성은 없는 것 같다.

이와 같은 사실은 우리의 反復技法節次가 有意한 收斂을 가져오지 못함을 설명해 주는 것 같다. 그러나 여기서 2回 反復週期에서 얻어진 實證的 結果를 要約하고 있는 이유는 그 結果가 都市家計調査資料에서 얻을 수 있는 最善의 推定値를 나타내는 것 같기 때문이다.

Ⅳ. 反復技法의 修正과 그 結果

1. 推定節次의 修正

第2節에서 說明한 反復技法節次가 消費에 있어서의 家計構成「파라메타」를 推定하는데 效率的인 것 같지 못하므로 k_{ot}의 初期값을 別途로 推定하여 이를 다시 反復技法節次에 導入하는 方法을 試圖했다. k_{ot}의 初期값을 別途로 推定하기 위해서는 家計調査資料를 家口員數別로 몇개의 群으로 分類하는 것이 필요했다. 즉, 같은 크기의 家計規模를 가진 都市家計調査資料를 同一群으로 分類하는 것이다. 그 다음에 아래와 같은 單純反復技法에 따라 k_{it}와 k_{ot}의 값을 推定한다.

家計消費에 있어서의 規模의 經濟를 무시한다면 i번째 品目群에 대한 消費函數는,

$$\frac{V_{ir}}{N}=f\left(\frac{V_{or}}{N}\right)\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (21)$$

와 같이 표시되며 여기서 V_{ir}, V_{or} 그리고 N은 前節에서 定義된 바와 같다. 우리는 同一한 家計規模에 대한 都市家計調査資料를 사용하고 있으므로 家計規模變數 N은 同一家計規模群 안에서는 모든 家口에 대해 同一하다. 所得의 單位消費者尺度(k_{ot})는 年齡·性別群에 따라 변하지 않고 단지 特定品目의 單位消費者尺度(k_{it})만 변한다고 假定하면 消費函數式(21)은 다음 式으로 變形될 수 있다.

$$\frac{V_{ir}}{\sum_t k_{it}\ N_t}=f(V_{or})\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (22)$$

위 式에서 k_{it}의 값은 未知數이므로 最初의 값을 1로 假定할 수 있다. 式(22)는 典型的인 消費函數와 다르긴 하지만 最小自乘法에 의해서 f에 대한 어떤 推定値를 얻을 수 있다. 즉 위의 式은 式(23)에 의해 k_{it}의 不偏推定値를 얻기 위한 한 方便으로 사용된다는 點이다.

$$\frac{V_{ir}}{\hat{f}(V_{or})}=k_{i1}\ N_1+\cdots\cdots+k_{iT}\ N_T\cdots(23)$$

그 다음 式(22)와 式(23)간에 反復技法節次를 導入하고 連續的인 두 反復週期 사이에서 k_{it}값의 변화가 0.1%보다 작게 되면 反復過程을 終結하고 이 最終週期에서 얻어지는 k_{it}값들을 式(14)와 式(15)를 이용하여 合計하면 k_{ot}의 값을 구할 수 있게 된다[10].

이와 같이 하여 k_{ot}의 값이 구하여지면 다시 k_{it}와 관련 消費母數의 새로운 推定을 위하여서 反復技法이 作動된다. 이러한 새로운 反復技法의 試算을 위하여서는 먼저 反復技法節次밖에서 k_{ot}의 推定을 위해서 家計規模別로 分類했던 資料를 다시 統合해야 한다. 이 새로운 反復技法節次에서는 k_{ot}를 주어진 것으로 보고 여러 消費「파라메터」를 推定하게 된다.

第2節에서 論議된 反復技法에서와 같이 먼

10) 式(14)에서 θ_i와 θ_o는 무시한다.

저 消費函數의 推定으로부터 시작되는데 規模 彈力性 推定節次를 消費函數推定에 結合시키는 것이 필요했다. 만약 式(9)에 주어진 基本函數式이 二重對數式이라고 하면,

$$\frac{V_{ir}}{(\sum_{t} k_{it}\ N_{tr})^{\theta_i}}=\alpha_i\left[\frac{V_{or}}{(\sum k_{ot}\ N_{tr})^{\theta_o}}\right]^{\eta_i}$$

양변에 對數를 취하여 式(24)로 變形될 수 있다.

$$\log\ V_{ir}=\log\alpha_i+\eta_i\log\left[\frac{V_{or}}{(\sum_{t} k_{ot}\ N_{tr})^{\theta_o}}\right]$$
$$+\theta_i\log(\sum_{t} k_{it}\ N_{tr})\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(24)$$

위 式에서 θ_o의 값은 1로 고정하고 이미 推定된 k_{ot}의 값을 주어진 것으로 하자. 이제 이 式에 最小自乘法을 적용하면 우리는 α_i, η_i, 그리고 θ_i를 推定할 수 있게 된다. 그리고 k_{it} 값은 다음의 두 式에서 구할 수 있다.

$$\left[\frac{V_{ir}}{\hat{\alpha}\left[\frac{V_{or}}{(\sum_{t} k_{ot}\ N_{tr})^{\theta_o}}\right]^{\hat{\eta}_i}}\right]^{\frac{1}{\theta_i}}=k_{i1}^{*}\ N_1+\cdots$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots+k_{iT}^{*}\ \ N_T\ \cdots\cdots\cdots\cdots(25)$$

$$k_{it}=\frac{k_{iT}^{*}}{k_{iT}}\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\ (26)$$

k_{ot}의 最初의 값과 θ_o를 고정된 것으로 假定하면 反復技法節次를 式(24)에서 式(26)까지 적용시킬 수 있다. 連續的인 두 週期 사이에서 k_{it}값의 변화가 0.1%보다 작게 될 때 이 反復節次를 終結하고 마지막 週期에서 求해진 母數값($\hat{\alpha}_i$, $\hat{\eta}_i$, $\hat{\theta}_i$, $\hat{k}_{it}$)이 最終推定値가 된다.

理論的으로는 $\hat{k}_{it}$와 $\hat{\theta}_i$의 加重平均値를 k_{ot}와 θ_o의 새로운 固定値로 代置해 가며 反復節次를 계속할 수 있다. 즉 k_{ot}와 θ_o의 固定値를 바꾸고 式(24)에서 式(26)까지의 反復技法節次를 다시 적용할 수 있다는 것이다. 하나의 收斂値가 얻어지면 k_{ot}값을 바꾸어 이 변화된 k_{ot}값에 기준한 收斂値가 다시 얻어질 때까지 反復節次를 계속할 수 있다. 우리는 이런 過程을 시도해 보았는데 式(24)와 式(26) 사이의 反復節次는 일단 k_{ot}와 θ_o의 값이 주어졌을 경우에는 대개 10週期 이내에 收斂하게 되었으나 변화된 k_{ot} 값에 基準한 有意한 收斂値를 얻을 수가 없었다.

〈表 7〉 家計群別 穀物消費에 대한 k_{it} 推定値

家計規模	標本數	性 · 年齡群 (t)[1)					R^2
	(W/T)	0～2	3～5	6～13	F14	M14	
3	52	0.166 (0.8)	0.564 (2.5)	0.204 (0.9)	0.521 (3.8)	1.0 (3.9)	0.118
4	66	0.317 (2.5)	0.556 (3.9)	0.881 (6.8)	0.993 (7.1)	1.0 (5.7)	0.280
5	100	0.654 (3.5)	0.929 (6.0)	0.874 (9.3)	0.725 (4.5)	1.0 (6.1)	0.024
6	53	0.135 (0.5)	0.302 (1.3)	0.304 (2.7)	0.722 (5.2)	1.0 (6.4)	0.330
7	30	−0.088 (−0.1)	1.897 (3.3)	1.063 (3.4)	1.752 (5.0)	1.0 (3.2)	0.130
W/T 평균	(301)	0.330	0.770	0.678	0.850	1.0	

註 : ( )안의 數値는 마지막 反復週期에서의 式(23)에 대한 回歸係數의 t값을 나타냄.
資料 : 本文 참조.

2. 修正된 反復技法에 의한 推定結果

일반적인 反復技法節次에 의하지 않고 k_{ot}값을 別途로 推定하기 위해 우리는 同一家計規模 기준으로 分類된 1973年 都市家計調査資料를 사용하였다. 모든 品目과 모든 反復過程에 二重對數式의 消費函數가 사용되었다. 第3節에서의 경험으로 中間所得階層群의 資料를 사용하는 경우에 있어서는 일반적으로 二重對數式이 다른 어떤 式보다 좋은 결과를 나타냈던 것이다.

式(22)와 式(23)간에 적용된 反復過程에서는 대개 5週期안에 收斂値를 얻을 수 있었다. 따라서 家計規模가 같은 同一家口群에 대한 k_{it}의 最終推定値는 각 群의 標本數를 加重値로 하여 平均했다.

實例로 家計規模別 穀物消費에 대한 k_{it}의 最終推定値를 〈表 7〉에서 보여주고 있다. 都市家計는 家口員數에 따라 3名에서 7名까지의 5個群으로 分類되었고 家口員數가 2名 이하이거나 8名 이상인 家口는 回歸分析을 하기에는 標本數가 너무 적어 資料에서 除外했다. 各家計群別로 다섯가지 年齡群에 대한 k_{it}값이 表에 提示되고 있다. 總標本家口에 대한 k_{it}값을 구하기 위해 각 家計規模別 k_{it}값을 家計規模別 標本數를 加重値로 하여 平均하였다(表 7의 마지막 行 참조). 우리는 다른 品目群에 대해서도 같은 過程을 反復했다. 〈表 8〉에서는 總標本家口에 대한 i와 t別 k_{it}推定値의 加重平均値가 요약되고 있다.

〈表 8〉에서와 같이 總標本家口에 대한 k_{it}의 값이 구해지면 式(14) 및 式(15)와 비슷한 등식을 사용하여 k_{it}의 값들을 平均하여 k_{ot}값을 구할 수 있다. 이렇게 구해진 k_{ot}값은 모든 性·年齡群의 경우 대개 1의 近似値를 나타냈다.

〈表 8〉 品目別 k_{it} 推定値(都市家計)

品目群(i)	性·年齡群(t)				
	0~2	3~5	6~13	F14	M14
穀物	0.330	0.770	0.678	0.850	1.0
기타飮食物	1.413	1.169	1.006	1.101	1.0
住宅	1.405	1.397	1.336	1.225	1.0
衣類	0.937	0.584	0.733	0.641	1.0
기타	0.879	0.834	1.180	1.133	1.0
k_{ot} 推定値	1.083	1.034	1.041	1.057	1.0

資料 : 本文 참조.

〈表 9〉 最終反復週期에서 구해진 特定 및 所得의 單位消費者尺度推定値와 關聯母數의 推定値(5個品目群 기준)

品目群(i)	性·年齡群(t)					消費函數		
	0~2	3~5	6~13	F14	M14	θ_o 및 θ_i	η_i	R^2
k_{ot} (固定値)	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.996		
k_{it} (推定値)								
1. 穀物	0.508	0.893	0.894	0.963	1.0	0.952	0.265	0.498
2. 기타飮食物	1.422	1.194	0.999	1.199	1.0	0.874	0.927	0.738
3. 住宅 및 光熱	1.142	1.167	1.172	1.089	1.0	0.933	1.232	0.730
4. 衣類	0.749	0.631	0.635	0.662	1.0	0.802	1.067	0.498
5. 기타	0.914	0.875	1.044	0.904	1.0	1.374	1.499	0.782

資料 : 本文 참조.

k_{ot}의 값이 구해지면 이 값을 式(24)와 式(26)間의 反復技法에 代入할수 있다. 이 k_{ot}의 推定値는 대개 1의 近似値를 가지므로 모든 性·年齡群에 대해 1로 고정시킬 수 있다. 다음에 各 品目群에 대해 式(24)에서 式(26) 사이의 反復技法節次를 적용시켰다. 각 品目群에 대한 이 反復節次는 k_{ot}와 θ_o의 값이 1에 고정되어 있을 때 대략 10週期 以內에 收斂하게 된다. 反復節次의 마지막 週期에서 求해진 $\hat{k}_{it}$, $\hat{\theta}_i$ 그리고 $\hat{\eta}_i$의 값이 式(24)의 回歸分析에 대한 R^2값과 함께 〈表 9〉에 提示되고 있다.

〈表 9〉에서 우리는 k_{it}의 推定値가 第3節의 〈表 2〉에서 提示된 값들과 아주 비슷함을 알 수 있다. 이는 反復節次에 代入한 k_{ot}의 값이 第3節의 一般反復技法節次에서 주어졌던 것과 같이 모든 性·年齡別群에 대해 1로 주어졌기 때문이다. 마지막 反復週期에서 구해진 θ_i와 θ_o의 값도 역시 〈表 2〉에 提示된 것과 비슷한 數値를 보여주고 있다.

그 다음에 k_{ot}와 θ_o의 값을 $\hat{k}_{it}$와 $\hat{\theta}_i$를 각각 平均하여 구한 값으로 代置한 式(24)에서 (26)까지의 反復技法을 다시 적용하였다. 이러한 再反復은 推定된 k_{ot}값을 기준으로 2段階 反復技法節次를 사용하여 두번째 段階의 收斂値를 얻기 위한 것이었다. 〈表 10〉에서 보여주는 바와 같이 2段階 反復過程을 20번째 週期까지 계속하였으나 k_{ot}의 有意한 收斂値는 구할 수가 없었다.

〈表 10〉 每反復週期마다의 所得 單位消費者 尺度推定(5個品目 기준)

反復週期	性·年齡群 (t)				
	0～2	3～5	6～13	F14	M14
初期값	1.000	1.000	1.000	1.000	1.0
1 〃	1.000	0.991	0.990	1.004	1.0
2 〃	1.002	0.982	0.979	1.009	1.0
3 〃	1.003	0.974	0.970	1.013	1.0
4 〃	1.005	0.966	0.960	1.014	1.0
5 〃	1.007	0.958	0.951	1.023	1.0
6 〃	1.009	0.950	0.941	1.028	1.0
7 〃	1.012	0.942	0.933	1.033	1.0
8 〃	1.016	0.935	0.924	1.039	1.0
9 〃	1.019	0.927	0.916	1.044	1.0
10 〃	1.024	0.920	0.907	1.050	1.0
11 〃	1.028	0.914	0.899	1.057	1.0
12 〃	1.033	0.907	0.892	1.063	1.0
13 〃	1.039	0.901	0.884	1.070	1.0
14 〃	1.046	0.894	0.877	1.077	1.0
15 〃	1.053	0.888	0.870	1.085	1.0
16 〃	1.060	0.882	0.864	1.092	1.0
17 〃	1.068	0.877	0.857	1.101	1.0
18 〃	1.077	0.871	0.851	1.109	1.0
19 〃	1.086	0.866	0.845	1.118	1.0
20 〃	1.096	0.861	0.840	1.128	1.0

資料 : 本文 참조.

V. 要約 및 結論

本硏究의 主目的은 우리나라 家計調査資料를 이용하여 "特定品目"과 "所得"의 單位消費者尺度를 推計하고 家計消費패턴과 관련된 諸母數를 推定하는 데 있었다. 이런 目的을 위해서 원래 Prais와 Houthakker에 의해 創案된 反復技法節次를 擴大·修正하여 單位消費者尺度의 推定을 시도하고 동시에 家計消費에 있어서의 規模經濟의 效果推定을 하고자 했다.

反復技法節次에 의해서 먼저 1973年 都市家計調査資料를 土臺로 해서 單位消費者尺度와 그외의 消費母數를 推定코자 했다. 그러나 이 資料에 입각한 推定結果는 相違한 性·年齡群에 속하는 家口員의 單位消費者尺度에 관한 一般的假說과 부합되지 않았다. 資料의 면밀한 檢討 結果, 이러한 不一致는 일부 支出項

目이 家計調査資料에서 누락되고 또한 幼兒用 加工食品등의 相對價格이 높다는 데 그 原因이 있는 것으로 判斷되었다.

이러한 문제의 解決을 위해서 우리는 單位消費者尺度의 推定前에 먼저 資料調整을 단행했다. 家計의 外食費와 被服費支出項目에 대한 上向調整이 가장 重要한 修正이었는데 이것은 別途의 特別調査結果에 따라서 시행되었던 것이다. 그리하여 결국 3個大都市(서울·釜山 및 大邱)의 434個 事務職從事者 家計의 調整된 資料를 最終的으로 사용했다. 그러나 修正된 資料를 사용한 경우에도 反復技法節次上 有意한 收斂傾向을 나타내지 않는 것 같았다.

이와 같이 反復技法節次가 有意한 收斂値를 提示해 주지 못하는 것으로 생각되었으므로 「시뮬레이션」에 의해 單位消費者尺度를 推定해 보기 위한 몇가지 試圖도 해 보았다. 그러나 이러한 「시뮬레이션」作業에는 거의 無制限의 電算時間이 所要되므로 「시뮬레이션」에 의해서 細分된 單位消費者尺度를 推定한다는 것은 거의 不可能했다.

그러므로 우리는 反復技法節次를 修正해 보기로 했다. 全體反復技法體系에 중요한 識別문제가 있을 可能性이 있다고 생각되어 우선 家口規模에 따라 再分類된 資料를 사용하여 所得의 單位消費者尺度를 먼저 推定하고 이 推定値를 修正된 反復節次에 代入하도록 했다. 이 修正된 反復技法節次는 所得의 單位消費者尺度와 總家計規模彈力性(θ_o)이 주어졌을 때 特定品目의 單位消費者尺度와 그외의 關聯母數를 推定하기 위한 것이었다. 그런데 첫段階의 反復技法過程에서는 收斂値를 쉽게 구할 수 있었으며 이 첫段階의 終結週期에 求해진 收斂値를 근거로 먼저 固定値로 주었던 所得의 單位消費者尺度와 總規模彈力性을 代置하고 第2段階의 反復節次를 試圖했다. 그 두번째 段階에서는 20週期까지 反復했으나 有意한 收斂値를 구할 수가 없었다.

결론적으로, 資料를 調整하고 推定節次를 修正했지만 推定結果는 모두 비슷했다는 사실을 指摘할 수 있으며 따라서 推定된 單位消費者尺度와 消費母數들이 아직은 그 信憑性이 문제이긴 하나 대체로 우리나라 現實의 일면을 反映하는 것 같기도 하다.

여기서 얻은 結果의 共通的인 特徵은 特定品目에 대한 單位消費者尺度의 推定値가 性·年齡群別로 달라지는 反面에 所得의 單位消費者尺度는 性·年齡群別로 큰 차이 없이 1에 가까운 數値를 나타낸다는 것이다. 이와 비슷하게 特定品目에 대한 家計規模彈力性은 品目別로 크게 달라지는 反面에 家計消費의 總規模彈力性은 대략 1을 나타내고 있다. 總規模彈力性과 特定品目에 대한 規模彈力性은 모두 性·年齡群別 所得 및 特定品目의 單位消費者尺度의 相對的 크기에 아주 민감한 反應을 보이고 있다. 이런 結果에 어느 정도의 信憑性이 있다면 우리나라의 1人當 기준으로 평가된 家計所得은 家計消費에 있어서의 規模經濟를 감안한 單位消費者當 所得의 概念으로 측정되는 사실상의 生活水準을 反映한다고 볼 수도 있을 것이다.

이 研究에서 얻게 되는 또 다른 結論은 反復技法에 의한 推定이 有意한 收斂値를 얻는데 결함이 있다는 것이다. 所得의 單位消費者尺度와 總規模彈力性이 外生變數로 주어지지 않는 경우에는 反復技法節次에서 收斂의 可能性이 보이지 않았다. 이것은 同節次에 중요한 識別問題가 있음을 示唆하는 것으로 생각된다.

우리는 個別的인 方程式에서는 이 識別문제를 回避할 수 있었으나 全反復技法體系上에는 이 문제가 아직 남아 있는 것 같다. 그러나 全體系上에 識別問題가 있음을 證明한다는 것 自體도 容易한 일이 아니다. 어떻든 새로운 方法論이 開發되기 전에는 信憑性있는 所得 및 特定品目의 單位消費者尺度를 推定한다는 것은 거의 不可能한 것 같다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『都市家計年報』, 1973.

農水產部, 『農家經濟調査結果報告』, 1973.

Brown, A. and Deaton, A., "Surveys in Applied Economics: Models of Consumer Behaviour," *The Economic Journal*, Vol. 82, No.4, 1972, pp.1145～1236.

Friedman, M., "A Method of Comparing Incomes of Families Differing in Composition," *Studies in Income and Wealth*, 15, N.Y.: NBER, 1952.

_______, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, 1957.

Kleiman, E., "Age Composition, Size of Households and the Interpretation of Per Capita Income," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 15, No.1, 1966, pp.37～58.

Kim, Kwang Suk and Dai Young Kim, "The Effects of Household Size, Structure and Income on Expenditure Patterns", KDI Working Paper No. 7510, Seoul, 1975.

Prais and Houthakker (1955), *The Analysis of Family Budgets*, rev. ed., Cambridge, (1971).

Rodgers, G.B., *Population, Consumption and Employment, Report on Research in Progress*, World Employment Program Population and Employment Project, Bangkok, 1974. (mimeograph),

Singh and Nagar, "Determination of Consumer Unit Scales," *Econometrica*, Vol. 41, No.2, 1973.

U.S. Dept. of Labor, *Revised Equivalence Scale*, Bulletin No. 1570-2, 1968.

Wold, H., *Demand Analysis*, N.Y.: Wiley, 1953.