

家口特性이 고려된 生計費指數의 計測*

尹 盛 民**

< 目 次 >

- I. 序 論
- II. 家口別 生計費指數
- III. 模型의 構造
- IV. 實證分析
- V. 結 論

I. 序 論

物價指數는 가장 오래된 經濟統計의 하나로서 이용자의 목적에 따라 여러 가지 방법으로 작성되어 왔다. 현재 각국에서 공식적으로 作成 發表하고 있는 消費者物價指數 혹은 生計費指數도 그 중의 하나이며, 一般 消費者의 平均的인 購買力 내지 生計費의 變化를 측정하기 위한 것이다.

그런데 이 생계비지수에는 다음과 같은 두 가지 문제점이 지적될 수 있다. 첫째, 흔히 加重算術平均方式의 하나인 라스파이레스(Laspeyres)式을 이용하여 계산하므로 統計的 指數(statistical index number)들에 내포된 일반적인 문제점들을 그대로 가지고 있다.¹⁾ 즉 통계적 지수들은 순수한 記述的 統計(descriptive statistics)일 뿐 어떤 직접적인 경제이론적 토대에 근거한 것이 아니며, 따라서 진정한 生計費指數(true cost-of-living index)를 올바르게

* 유익한 논평을 해준 『經濟學研究』의 익명의 심사위원에게 감사드린다.

**釜山工業大學校 産業經濟學科

1) 대표적인 통계적 지수의 예로는 라스파이레스 物價 및 數量指數와 파셰(Paasche) 物價 및 數量指數를 들 수 있다. 계산의 편리함 때문에 대부분의 국가에서 라스파이레스式을 이용하여 生計費指數를 작성하고 있는데, 經濟企劃院에서 발표하는 우리나라의 消費者物價指數도 이 방식에 따라 작성되고 있다.

나타내지 못한다.²⁾ 둘째, 비록 라스파이레스式을 이용하여 계산한 생계비지수를 진정한 生計費指數에 대한 편리한 近似値로 생각할 수 있다고 하더라도 이指數는 소비자들의 ‘平均的’인 생계비 변화를 측정할 뿐이며, 消費支出行態가 서로 다른 ‘個別’ 消費者들의 생계비 변화에 대한 정보를 제공하지는 못한다.

本 研究의 관점에서 現行 生計費指數의 불만족스러움을 보다 구체적으로 지적하면, ① 家口特性에 따라 生計費의 구성 및 변화가 다르다는 사실을 반영하지 못한다는 점, ② 단순한 화폐소득의 平均的 購買力 변화를 나타낼 뿐이지 소비활동에 따른 家口別 厚生水準의 변화를 측정할 수 있는 厚生指標가 아니라는 점, ③ 인플레이션에 따른 家口別 所得 및 厚生分配의 변화를 반영하지 못한다는 점 등이다.

本 研究의 목적은 Jorgenson and Slesnick(1983) 模型에 근거하여 Konüs 型의 진정한 생계비지수에 家口特性의 效果를 포함시킨 家口別 生計費指數 計測模型을 보이고, 이 지수를 계량경제학적 방법을 통하여 계측하여 그 결과를 분석하는 데 있다. 소비자이론 특히 效用極大化原理로부터 유도되는 가구별 생계비지수는 家口特性(家口規模, 家口主 職業, 年齡構成, 教育水準, 居住地域 등)의 차이로 인하여 소비지출행태가 서로 다른 각 개별가구들의 생계비 변화를 잘 표시할 수 있을 뿐 아니라, 소비지출의 변화에 따른 厚生水準의 변화를 나타내는 厚生指標로서의 역할도 충분히 할 수 있다. 價格體系가 변화했을 때 가구특성이 동일하지 않은 개별소비단위의 생계비는 서로 다르게 변할 것이며, 최근과 같이 인플레이션이 심할 경우 家口特性別 生計費 變化의 차이는 가계나 개인들의 不平等(inequality)을 유발하는 중요한 요인으로 고려될 수 있다. 따라서 본 연구의 家口別 生計費指數는 현행 생계비지수(소비자물가지수)에 내포된 위의 문제점들을 모두 해결할 수 있는 代案的 指數이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 序論에 이어 II節에는 效用極大化原理의 雙對關係(duality)로부터 Konüs型의 가구별 생계비지수를 이론적으로 도출하는 과정을 간략하게 정리하였다. III節에는 이 家口別 生計費指數를 계량경제학적 방법으로 계측하기 위하여 본 연구에서 이용한 計測模型을 설명하였

2) 眞正한 生計費指數가 상승한 경우 라스파이레스 物價指數는 이를 과대평 가하고, 파쉐 物價指數는 이를 과소평가한다. 또 라스파이레스 物價指數 와 파쉐 物價指數만으로는 생계비 변화를 알 수 없는 경우도 있다. 이에 관한 자세한 논의는 Deaton and Muellbauer(1980, pp. 170~173)를 참조 하시오.

다. 이 계측모형의 기본착상은 集計需要函數體系를 추정하여 이로부터 家口特性이 반영된 家口別 需要函數體系를 復元한 다음, 이렇게 얻어진 가구별 수요함수체계로부터 家口別 生計費指數를 계산하는 것이다. IV節에는 이 計測模型에 『都市家計年報』에서 추출한 時系列資料(1965-1989年)를 적용하여 가구별 생계비지수를 계측하고 그 결과를 분석하였다. 이를 위하여 家口同等化單位(household equivalence scale)도 계측하여 그 결과를 분석하였다. 끝으로 V節에는 本 研究에서 얻은 結論을 요약하였다.

II. 家口別 生計費指數

이 節에서는 消費單位를 개인이 아닌 家口로 생각하여 Konüs型의 家口別 生計費指數를 도출하기 위한 이론을 요약하려고 한다. 먼저 家口特性이 각각 다른 개별가구의 선택문제부터 생각하여 보자. $p = [p_1 \dots p_N]'$ 를 財貨價格 벡터, $q_k = [q_{1k} \dots q_{Nk}]'$ 를 k 번째 ($k=1, \dots, k$) 家口の 財貨消費量 벡터라고 하면, k 번째 가구의 總支出은 $M_k = \sum_N p_N q_{Nk} = p' q_k$ 로 쓸 수 있다. k 家口는 자신의 家口厚生函數를 극대화하기 위하여 그의 總支出을 각 財貨에 配分한다고 가정하면 k 家口の 選擇問題는 아래와 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} & \text{Max } U_k(q_k, A_k) \\ & \quad q_k \\ & \text{s. t. } p' q_k = M_k \end{aligned} \quad (1)$$

여기서 U_k 는 單調的이고 連續的이고 準오목한 家口厚生函數이고, A_k 는 k 家口の 家口特性值이다. 이 문제의 解는 唯一하며 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$q_k = q_k(p, M_k, A_k) \quad (2)$$

이 解를 원래의 家口厚生函數에 대입하면 주어진 가격체계와 총지출수준으로 도달할 수 있는 最大家口厚生水準인 間接家口厚生函數를 얻게 된다. 즉,

$$V_k = U_k[q_k(p, M_k, A_k), A_k] = V_k(p, M_k, A_k) \quad (3)$$

한편 이러한 관계는 모든 V_k, M_k, A_k 에 대해서도 성립해야 하므로 式(3)은 다시 아래와 같이 쓸 수도 있다.

$$M_k = M_k(p, V_k, A_k) \quad (4)$$

여기서 M_k 는 주어진 價格體系 下에서 어떤 家口厚生水準 V_k 에 도달할 수 있는 最小貨幣費用을 의미하므로 이를 家口支出函數라고 부르기로 한다.

Konüs(1939)의 정의에 따라 k 가구의 진정한 생계비지수는 比較年度(1이란 上添字로 표시)와 基準年度(0이란 上添字로 표시)에서의 家口支出函數의 비율로서 표시되며 아래와 같다.

$$P_k(p^1, p^0, V_k^0, A_k) = \frac{M_k(p^1, V_k^0, A_k)}{M_k(p^0, V_k^0, A_k)}, \quad (5)$$

혹은

$$P_k(p^1, p^0, V_k^0, A_k) = \frac{M_k(p^1, V_k^1, A_k)}{M_k(p^0, V_k^1, A_k)} \quad (6)$$

III. 模型의 構造

1. 「트랜스로그」 間接家口厚生函數

k 가구의 Konüs型 진정한 생계비지수를 式(5)으로 정의하든 式(6)으로 정의하든 간에 실제로 이를 계측하기 위해서는 가구지출함수에 관한 정보를 구체적으로 알아야만 한다. 만약 개별가구의 선호가 同調的이라면 가구지출함수는 $M_k(p, V_k, A_k) = V_k \cdot f(p, A_k)$ 로 쓸 수 있으므로 k 家口의 眞正한 生計費指數는 $f(p^1, A_k) / f(p^0, A_k)$ 로 단순화되고, 이 경우라면 가구지출함수의 구체적 함수형태를 모르더라도 k 가구의 진정한 생계비지수를 구할 수 있다. 그러나 選好體系가 同調的이라는 가정은 지나치게 제약적인 것이므로,³⁾ 本研究에서는 선호가 동조적이라고 가정하지 않고, 개별가구의 선호체계가 「트랜스로그」 間接家口厚生函數에 의해 묘사될 수 있다고 가정한다.

同調性을 가정하지 않은 일반적인 「트랜스로그」 間接家口厚生函數는 다음과 같은 형태를 취한다.⁴⁾

3) 選好體系가 同調的이라는 가설을 기각하는 실증분석결과에 관해서는 Houthakker (1957), Leser(1963), Pollak and Wales(1978) 등을 참조하시오.

4) 이에 관한 상세한 설명은 Christensen, Jorgenson, and Lau(1975), Jorgenson and Lau(1979), Jorgenson, Lau, and Stoker(1980, 1982) 등을 참조하시오.

$$\ln V_k = F(A_k) + \ln \frac{p'}{M_k} \alpha_p + \frac{1}{2} \ln \frac{p'}{M_k} B_{pp} \ln \frac{p}{M_k} + \ln \frac{p'}{M_k} B_{pA} A_k \quad (7)$$

여기서 벡터 α_p 와 行列 B_{pp} 및 B_{pA} 는 母數(parameter)들이고,

$$\ln \frac{p'}{M_k} = [\ln \frac{p_1}{M_k} \cdots \cdots \ln \frac{p_N}{M_k}]'$$

는 재화가격들의 k 가구 총지출액에 대한 비율의 對數값 벡터이다.

式(7)에 Roy의 恒等式을 적용하면 k 가구의 支出畧 方程式體系가 다음과 같이 도출된다.

$$S_k \frac{1}{D_k(p)} (\alpha_p + B_{pp} \ln \frac{p}{M_k} + B_{pA} A_k) \quad (8)$$

여기서 分母 $D_k(p)$ 는 다음과 같다.

$$D_k(p) = l' \alpha_p + l' B_{pp} \ln \frac{p}{M_k} + l' B_{pA} A_k \quad (9)$$

여기서 l 은 1을 元素로 하는 벡터이다. 그리고 母數의 標準化(normalization)를 위하여 $l' \alpha_p = -1$ 로 둔다.

式(8)의 支出畧 方程式體系에 대한 精確한 集計條件(exact aggregation condition)은 이 式이 A_k 및 M_k 의 線型函數이어야 한다는 것이며,⁵⁾ 이러한 조건은 式(8)의 分母, 즉 式(9)에 이 변수들이 포함되지 않을 경우에만 충족된다. 따라서 精確한 集計를 위한 제약조건은 다음과 같이 쓸 수 있다.

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

이러한 제약조건이 부과되면 分母, 즉 式(9)은 다음과 같이 단순化된다.

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

이상의 제약조건하에서 개별가구의 支出畧 方程式體系는 다음과 같이 표현되며, 즉

5) 이에 대한 자세한 논의는 Jorgenson, Lau, and Stoker(1980, 1982)를 참조하시오.

$$S_k = \frac{1}{D(p)} (\alpha_p + B_{pp} \ln p - B_{pp} l \ln M_k + B_{pA} A_k) \quad (10)$$

또 間接家口厚生函數와 家口支出函數는 각각 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\ln V_k = F(A_k) + \ln p' (\alpha_p + \frac{1}{2} B_{pp} \ln p + B_{pA} A_k) - \ln M_k \cdot D(p) \quad (11)$$

$$\ln M_k = \frac{1}{D(p)} [F(A_k) + \ln p' (\alpha_p + \frac{1}{2} B_{pp} \ln p + B_{pA} A_k) - \ln V_k] \quad (12)$$

여기서 $\ln p = [\ln p_1 \dots \ln p_N]'$ 는 財貨價格의 對數값 벡터이다.

그런데 式(10)의 支出浬 方程式體系로부터 式(11)의 間接家口厚生函數가 復元될(integrable) 수 있기 위해서는 式(10)의 母數들에 다음과 같은 제약조건들이 부과되어야만 한다.⁶⁾

① 同次性(homogeneity)制約: 支出浬 方程式은 가격과 총지출에 대하여 零次同次函數이어야 한다.

同次性制約을 만족시키기 위해서는 다음이 성립하여야 하며, 이 제약의 개수는 $(N-1)$ 個이다.

$$B_{pp} l = B_p M$$

② 支出合(summability)制約: 모든 재화에 대한 支出浬의 合計는 1이어야 한다. 즉 $l' S_k = 1$.

式(10)의 分母를

$$D(p) = -1 + B_{Mp} \ln p$$

라고 쓴다면 지출합제약을 만족시키기 위해서는 다음이 성립하여야 하며, 이 제약의 개수는 $(N-1)$ 個이다.

$$B_{Mp} = l' B_{pp}$$

③ 對稱性(symmetry)制約: 補償需要의 자기가격 및 교환가격에 대한 대체

6) 「트랜스로그」모형의 復元可能性條件에 대한 자세한 논의는 Jorgenson and Lau (1979), Jorgenson, Lau, and Stoker(1982) 등을 참조하시오.

효과(compensated own- and cross-price substitution effects)의 行列은 對稱的이어야 한다.

대칭성제약을 만족시키기 위한 필요충분조건은 행렬 B_{pp} 가 對稱的이어야 한다는 것이며, 즉

$$B_{pp} = B_{pp}'.$$

이 제약의 개수는 $\frac{1}{2} N(N-1)$ 個이다.

④ 非陰數性(non-negativity)制約: 支出몹은 非陰의 값이어야 한다. 이 제약은 母數에 대한 어떤 특정의 제약으로 부과되는 것이 아니고, $D(p) < 0$ 을 만족시킬 수 있는 물가지수를 가격변수로 선택하면, 만족시킬 수 있다.

한편 정확한 集計條件下에서는 동일한 家口特性值를 가지는 가구의 個別支出몹 方程式體系는 集計支出몹 方程式體系로부터 복원될 수 있으며, 그렇게 복원된 체계는 유일하다.⁷⁾ 이러한 사실은 集計支出몹 方程式體系를 추정하여 얻은 정보로부터 개별가구의 支出몹 方程式體系에 관한 정보를 완전하게 얻을 수 있으며, 또 개별소비자행동에 관한 모든 경제이론을 集計支出몹 方程式體系에도 그대로 적용할 수 있다는 것을 의미한다.

集計支出몹은 아래의 방법으로 얻을 수 있으므로

$$S = \frac{\sum M_k S_k}{\sum M_k}$$

이를 式(10)에 적용하면 다음과 같은 集計支出몹 方程式體系를 얻게 된다.

$$S = \frac{1}{D(p)} (\alpha_p + B_{pp} \ln p - B_{pp} l \frac{\sum M_k \ln M_k}{\sum M_k} + B_{pA} \frac{\sum M_k A_k}{\sum M_k}) \quad (13)$$

2. 家口同等化單位

실증분석을 위해서는 모든 가구가 동일한 함수형태의 厚生函數를 가진다고 가정하고 이 함수에 의해 개별가구의 選好를 표시하는 것이 편리하다. 따라서

7) 이에 대한 자세한 논의는 Jorgenson, Lau, and Stoker(1982)를 참조하시오.

개별가구는 다음과 같은 選擇問題에 직면한다고 가정하자.

$$\text{Max}_{q_k} U_k = U\left[\frac{q_{1k}}{m_1(A_k)}, \dots, \frac{q_{Nk}}{m_N(A_k)}\right] \quad (14)$$

$$\text{s.t.} \quad p' q_k = M_k.$$

이 가정의 핵심은 각 家口別 選好의 차이는 財貨別 家口同等化單位 (commodity specific household equivalence scales) $m(A_k) = [m_1(A_k) \dots m_N(A_k)]'$ 의 차이에 의해서만 표시된다는 것이다. 式(14)에 대응되는 間接家口厚生函數는 다음과 같다.

$$V_k = V\left[\frac{p_1 m_1(A_k)}{M_k}, \dots, \frac{p_N m_N(A_k)}{M_k}\right] \quad (15)$$

그리고 이 式에 대응되는 「트랜스로그」 間接家口厚生函數는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\ln V_k = \ln \frac{pm(A_k)'}{M_k} \alpha_p + \frac{1}{2} \ln \frac{pm(A_k)'}{M_k} B_{pp} \ln \frac{pm(A_k)'}{M_k} \quad (16)$$

$$= \ln m(A_k)' \alpha_p + \frac{1}{2} \ln m(A_k)' B_{pp} \ln m(A_k)$$

$$+ \ln \frac{p'}{M_k} \alpha_p + \frac{1}{2} \ln \frac{p'}{M_k} B_{pp} \ln \frac{p}{M_k} + \ln \frac{p'}{M_k} B_{pp} \ln m(A_k) \quad (17)$$

여기서 $\ln \frac{pm(A_k)'}{M_k}$ 는 k 家口의 有效價格(effective prices) $\{p_n m_{nk}(A_k)\}$ 의 總支出額 M_k 에 대한 비율의 對數값 벡터이고, $\ln m(A_k) = [\ln m_1(A_k) \dots \ln m_N(A_k)]'$ 는 k 家口의 財貨別 家口同等化單位の 對數값 벡터이다.

이제 式(7)과 式(17)을 대비시켜 보면 다음의 두 가지 사실을 알 수 있다. 첫째, 式(7)의 $F(A_k)$ 의 구체적 함수형태는 아래와 같아야 한다.

$$F(A_k) = \ln m(A_k)' \alpha_p + \frac{1}{2} \ln m(A_k)' B_{pp} \ln m(A_k) \quad (18)$$

둘째, 모든 價格體系와 總支出額에 대하여 아래의 관계가 성립하여야 한다.

$$\ln \frac{p'}{M_k} B_{pA} A_k = \ln \frac{p'}{M_k} B_{pp} \ln m(A_k) \quad (19)$$

이 式이 항상 성립하기 위해서는

$$B_{pA} A_k = B_{pp} \ln m(A_k) \quad (20)$$

이어야 한다. 그런데 行列 B_{pp} 는 非特異行列(non-singular matrix)이므로 다음의 관계가 성립한다.

$$\ln m(A_k) = B_{pp}^{-1} B_{pA} A_k \quad (21)$$

따라서 財貨別 家口同等化單位 $\ln m(A_k)$ 는 「트랜스로그」 間接家口厚生函數의 母數(B_{pp} 및 B_{pA})와 家口特性值(A_k)에 의해 표현될 수 있다.

Muellbauer(1974) 혹은 Deaton and Muellbauer(1980)에 따르면 一般 家口同等化單位(general household equivalence scale) m_0 는 동일한 수준의 家口厚生(V_k^0)을 얻기 위한 k 가구 총지출액의 대표적 가구(reference household) 總支出額의 비율로서 정의되며, 다음과 같이 쓸 수 있다.⁸⁾

$$m_0 = \frac{M_k(p, V_k^0)}{M_0(p, V_k^0)} \quad (22)$$

여기서 M_0 는 대표적 가구의 지출함수이므로 대표적 가구의 財貨別 家口同等化單位는 모든 財貨에 대하여 1이다.

만약 개별가구의 선호가 「트랜스로그」 間接家口厚生函數에 의해 표시된다면 k 가구의 一般 家口同等化單位 m_0 는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln m_0(p, A_k) &= \ln M_k - \ln M_0 \\ &= -\frac{1}{D(p)} \left[\ln m(A_k)' \alpha_p + \frac{1}{2} \ln m(A_k)' B_{pp} \ln m(A_k) \right. \\ &\quad \left. + \ln m(A_k)' B_{pp} \ln p \right] \end{aligned} \quad (23)$$

式(23)에 의하여 一般 家口同等化單位가 구해지면 式(17)의 間接家口厚生函數는 다음과 같이 쓸 수 있고, 즉

$$\ln V_k(p, M_k, A_k) \quad (24)$$

8) 이에 관한 자세한 논의는 Lazear and Michael(1980), Muellbauer(1974, 1977, 1980), Deaton and Muellbauer(1980, pp. 191~212), Pollak and Wales(1979) 등을 참조하시오.

$$= \ln p' \alpha_p + \frac{1}{2} \ln p' B_{pp} \ln p - D(p) \ln \frac{M_k}{m_0(p, A_k)}$$

이 式으로부터 아래와 같은 家口支出函數를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln M_k(p, V_k, A_k) \\ = \frac{1}{D(p)} [\ln p' (\alpha_p + \frac{1}{2} B_{pp} \ln p) - \ln V_k] + \ln m_0(p, A_k) \end{aligned} \quad (25)$$

非陰數性制約이 만족되면 $D(p) < 0$ 이다. 따라서 式(24)으로부터 一般 家口 同等化單位($m_0(p, A_k)$)가 작은 값으로 나타난다는 것은 동일한 金額의 總支出을 하더라도 더 많은 厚生을 얻을 수 있다는 것을 의미한다. 또 式(25)으로부터 일반 家口동등화단위가 작은 값을 가질수록 더 적은 總支出으로도 동일한 厚生水準에 도달할 수 있다는 것을 알 수 있다. 즉 일반 家口동등화단위가 작은 값으로 나타날수록 支出配分이 效率的으로 이루어졌음을 의미한다.

3. 家口別 生計費指數

이제 基準年度の 價格體系를 p_0 , 總支出額을 M_k^0 라고 하면 基準年度の k 가구의 厚生水準 V_k^0 는 式(24)에 따라 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln V_k^0 \\ = \ln p^0 \alpha_p + \frac{1}{2} \ln p^0 B_{pp} \ln p^0 - D(p^0) \ln \frac{M_k^0}{m_0(p^0, A_k)} \end{aligned} \quad (26)$$

그리고 p^0 下에서 V_k^0 의 厚生을 얻을 수 있는 最小支出額 $M_k(p^0, V_k^0, A_k)$ 는 式(25)에 따라 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln M_k(p^0, V_k^0, A_k) \\ = \frac{1}{D(p^0)} [\ln p^0 (\alpha_p + \frac{1}{2} B_{pp} \ln p^0) - \ln V_k^0] + \ln m_0(p^0, A_k) \end{aligned} \quad (27)$$

또 比較年度の 價格體系를 p^1 , 總支出額을 M_k^1 이라고 하면 p^1 下에서 V_k^0 의 厚生을 얻을 수 있는 最小支出額 $M_k(p^1, V_k^0, A_k)$ 는 式(25)에 따라 다음과 같다.

$$\ln M_k(p^1, V_k^0, A_k) \quad (28)$$

$$= \frac{1}{D(p^1)} [\ln p^{1'} (\alpha_p + \frac{1}{2} B_{pp} \ln p^1) - \ln V_k^0] + \ln m_0(p^1, A_k)$$

式(27)과 式(28)에 의해 계산된 결과로부터, k 가구의 진정한 生計費指數 $P_k(p^1, p^0, V_k^0, A_k)$ 를 式(5)에 따라 구할 수 있다. 즉

$$\begin{aligned} \ln P_k(p^1, p^0, V_k^0, A_k) \\ = \ln M_k(p^1, V_k^0, A_k) - \ln M_k(p^0, V_k^0, A_k). \end{aligned} \quad (29)$$

이 指數 P_k 를 ‘家口別 生計費指數’라고 부를 수 있는데, $P_k > 1$ 이면 k 家口가 基準年度와 동일한 수준의 후생을 얻기 위해서는 比較年度에서 더 많은 金額의 총지출을 해야 한다는 것을 의미하며, 또 만약 $P_k > 1$ 이고 總支出額이 변하지 않았다면 k 가구의 比較年度에서의 厚生水準은 基準年度보다 감소된 것임을 의미한다.

IV. 實證分析

1. 母數의 推定方法

式(29)의 家口別 生計費指數를 계측하기 위한 절차는 몇 단계로 나뉘어 질 수 있는데, 먼저 支出品 方程式體系를 추정하여 間接가구후생함수의 母數들 (α_p , B_{pp} 및 B_{pA})을 얻어야 한다. 이를 위한 k 가구의 t 年度 個別支出品 推定式과 이것에 대응되는 集計支出品 推定式은 각각 다음과 같다.

$$S_{kt} = \frac{1}{D_t} (\alpha_p + B_{pp} \ln p_t - B_{pp} l \ln M_{kt} + B_{pA} A_k) + \varepsilon_{kt} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} S_t = \frac{1}{D_t} (\alpha_p + B_{pp} \ln p_t - B_{pp} l \frac{\sum M_{kt} \ln M_{kt}}{\sum M_{kt}} \\ + B_{pA} \frac{\sum M_{kt} \cdot A_k}{\sum M_{kt}}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (31)$$

여기서 $D_t = -1 + l' B_{pp} \ln p_t$ 이고, ε_{kt} 및 ε_t 는 각각의 추정식에 대응되는 攪亂項(disturbance)이다.

그런데 각 期에 있어서 支出品의 합은 1이기 때문에 전체 支出品 推定式的 同期的 分散-共分散 行列(contemporaneous variance-covariance matrix)은 特異行列(singular matrix)이 된다. 따라서 N 個의 추정식 전체를 一般化

最小自乘法(generalized least squares method)이나 最尤推定法(maximum likelihood method)으로 추정하는 것은 불가능하다. 이러한 문제는 임의의 한 방정식을 제외시키고 나머지 $(N-1)$ 個의 추정식을 最尤推定法으로 추정하면 해결되는데, 이때 추정치들은 제외되는 추정식이 어느 식인가에 관계없이 일치한다는 사실이 알려져 있다.⁹⁾

本 研究에서는 마지막 추정식을 제외시켰으며, 나머지 $(N-1)$ 個의 추정식에 나타나는 교란항들이 正規分布를 한다는 가정하에서 完全情報最尤推定法(full information maximum likelihood method)을 적용하여 母數들을 추정하였다.¹⁰⁾

2. 資 料

支出畧 推定式の 母數들을 추정하기 위해서는 각 가구의 費目別 支出額과 家口特性值, 그리고 物價資料가 필요하다. 가구특성치에 대한 母數 B_{pA} 는 時系列資料 또는 한해의 橫斷面資料만으로도 추정할 수 있다. 그러나 가격에 대한 母數 B_{pp} 는 가격변동이 없는 횡단면자료만으로는 추정할 수 없고 시계열자료에 의해서만 추정할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 시계열자료(1965~1989年)를 이용하여 모든 母數들을 추정하였는데, 家口別 支出額資料는 經濟企劃院의 『都市家計年報』에서 추출하여 이용하였고 물가자료는 경제기획원에서 발표한 消費者物價指數로부터 추출하였다.

『都市家計年報』에서 이용할 수 있는 가구특성치로는 가구주 직업, 가구규모, 가구주 연령, 입주형태, 가구주 교육정도 등이 있지만, 이러한 가구특성치들이 각각 구분되어 보고될 뿐 일관되게 연결되어 있지는 않다.¹¹⁾ 따라서 本 研究에서는 가구주 연령에 따라 정리된 지출액 자료만을 실증분석에 이용하였는데, 이것은 단순히 연구과정의 전산처리 부담을 줄이기 위해서이며 다

9) 이에 관한 더 자세한 설명은 尹盛民(1989, pp. 86~89)을 참조하시오.

10) 추정에 실제로 이용한 컴퓨터 프로그램은 Hall(1983(a), 1983(b))이 개발한 "Time Series Processor(TSP)," version 4.1에 포함되어 있는 FIML 處理 過程(procedure)이다.

11) 뿐만아니라 標本이 매년 변하고 표본의 數도 매년 변하며 때로는 標本抽出基準도 변하기 때문에 『都市家計年報』의 자료를 時系列資料로 이용하는 데는 많은 문제가 있을 것으로 생각된다. 따라서 한해의 橫斷面資料 와 時系列資料를 병합(pooling)하여 이용하는 것이 바람직하겠지만, 횡단면자료를 구할 수 없어 본 연구에서는 시계열자료에 국한하였다.

〈表 1〉 母數의 推定結果

母 數	推定值	t-값	母數	推定值	t-값
α_F	-2.7320	-23.66	$\phi F25$	-0.0135	-1.56
α_H	1.0925	8.84	$\phi F30$	-0.0443	-5.11
α_E	-0.3461	-11.01	$\phi F35$	-0.0679	-7.74
α_C	-0.0827	-0.74	$\phi F40$	-0.0839	-9.48
α_0^*	1.0728	7.14	$\phi F50$	-0.7424	-8.11
B_{FF}	-0.2530	-8.21	$\phi H25$	0.0015	0.21
B_{FH}	0.0679	2.08	$\phi H30$	0.0090	1.24
B_{FE}	-0.0269	-3.37	$\phi H35$	0.0244	3.32
B_{FC}	-0.0895	-3.38	$\phi H40$	0.0290	3.92
B_{FO}^*	0.1163	2.71	$\phi H50$	0.0612	8.20
B_{HH}	0.1801	3.16	$\phi E25$	-0.0006	-0.54
B_{HE}	-0.0099	-0.73	$\phi E30$	-0.0013	-1.05
B_{HC}	-0.0981	-2.40	$\phi E35$	-0.0019	-1.60
B_{HO}^*	-0.0365	-0.56	$\phi E40$	-0.0040	-3.30
B_{EE}	-0.0624	-10.41	$\phi E50$	-0.0017	-1.39
B_{EC}	0.0324	2.84	$\phi C25$	0.0057	1.49
B_{EO}^*	0.0436	2.65	$\phi C30$	0.0107	2.78
B_{CC}	-0.0471	-1.03	$\phi C35$	0.0134	3.43
B_{CO}^*	0.2030	3.98	$\phi C40$	0.0092	2.35
B_{OO}^*	-0.2220	-2.20	$\phi C50$	0.0144	3.63
B_{FM}	-0.1852	-20.57	$\phi O25^*$	0.0069	0.88
B_{HM}	0.1035	10.71	$\phi O30^*$	0.0259	3.29
B_{EM}	-0.0233	-9.45	$\phi O35^*$	0.0321	4.04
B_{CM}	0.0007	0.07	$\phi O40^*$	0.0497	6.19
B_{OM}^*	0.1043	8.86	$\phi O50^*$	-0.0015	-0.18

註: 1) *는 추정된 母數들의 값으로부터 制約條件을 이용하여 間接推定 한 것이다.

2) B_{ij} 는 價格變數에 대한 母數이다. 여기서 $i, j = F, H, E, C, O$ 이고, F 는 음식 물비, H 는 주거비, E 는 광열비, C 는 피복비, O 는 잡비를 각각 표시한다.

3) B_{im} 은 總支出額에 대한 母數이다.

4) ϕ_{ik} 는 家口特性值(家口主年齡)에 대한 母數이다.

른 가구특성치를 이용한 실증분석도 본 연구와 동일한 방법으로 얼마든지 가능하다.

가구주 연령의 가구특성치는 모두 6개의 범주(24歲 以下, 25~29歲, 30~34歲, 35~39歲, 40~49歲, 50歲 以上)로 분류하였다. 6개의 가구특성치는 모두 假變數(dummy variables)로 표시되는데, 假變數의 陷穽(dummy variable trap)을 피하기 위하여 임의의 한 假變數(본 연구에서는 가구주의 연령이 24歲 이하인 가구에 대한 가변수)를 제외시키고 추정하였다.

〈表 2〉 財貨別 家口同等化單位

家口特性値	飲食物費	住居費	光熱費	被服費	雜 費
24歲以下	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
25~29歲	1.0728	1.0527	1.0830	1.0892	1.0953
30~34歲	1.2534	1.1998	1.2523	1.3186	1.3083
35~39歲	1.4517	1.3657	1.3752	1.4812	1.5236
40~49歲	1.5442	1.4724	1.4998	1.6448	1.6077
50歲以上	1.6703	1.5471	1.3095	1.3575	1.7091

가구의 지출은 모두 5개의 費目으로 분류하였다. ① 飲食物費… 식료품, 음료, 주류, ② 住居費… 주거, 가구집기(수도료, 전세 및 자가평가액 포함), ③ 光熱費… 전기료, 연료, ④ 被服費… 피복 및 신발(장신구 포함), ⑤ 雜費… 보건·의료, 교육·오락, 교통·통신(연초, 미용 포함).

3. 母數의 推定結果

支出費 方程式體系인 式(31)을 이용하여 母數들을 추정한 결과는 〈表 1〉과 같다. 가격 및 총지출액에 대한 모수들의 추정치는 대체로 統計的 有意性이 있는 것으로 나타났으나, 광열비에 대한 가구특성치 모수들의 추정치는 통계적 유의성이 다소 미흡한 것으로 나타났다. 따라서 광열비에 대한 재화별 가구동등화단위 추정치의 신뢰성도 다소 미흡할 것으로 생각된다. 그러나 이러한 有意性의 문제가 앞으로 家口同等化單位 및 家口別 生計費指數의 推移를 분석하는 데 중대한 영향을 미칠 것으로 생각되지는 않는다.

4. 家口同等化單位의 推定結果

家口別 生計費指數를 계측하기 위한 두번째 과정은 家口同等化單位를 추정하는 것이다. 이것은 支出費 方程式體系를 추정하여 얻은 間接家口厚生函數의 母數들(α_p , B_{pp} 및 B_{pA})을 이용하면 가능한데, 이 모수들의 추정치를 式(21)과 式(23)에 대입하면 재화별 가구동등화단위와 일반 가구동등화단위를 각각 계산할 수 있다.

재화별 가구동등화단위의 추정결과는 〈表 2〉와 같다. 家口主 年齡이 24세 이하인 가구를 기본적 가구로 가정하였으므로 이 가구의 재화별 가구동등화단위는 支出費目에 관계없이 모두 1이다. 가구주 연령을 제외한 여타의 가구특

〈表 3〉 一般 家口同等化單位

年度	24歲以下	25~29歲	30~34歲	35~39歲	40~49歲	50歲以上
1965	1.0000	1.0757	1.2596	1.4484	1.5495	1.6090
1966	1.0000	1.0760	1.2604	1.4492	1.5503	1.6079
1967	1.0000	1.0764	1.2616	1.4501	1.5519	1.6043
1968	1.0000	1.0766	1.2618	1.4512	1.5519	1.6101
1969	1.0000	1.0765	1.2615	1.4511	1.5515	1.6117
1970	1.0000	1.0768	1.2621	1.4520	1.5523	1.6127
1971	1.0000	1.0768	1.2624	1.4522	1.5527	1.6122
1972	1.0000	1.0768	1.2624	1.4523	1.5526	1.6129
1973	1.0000	1.0763	1.2596	1.4504	1.5516	1.6081
1974	1.0000	1.0757	1.2596	1.4476	1.5491	1.6044
1975	1.0000	1.0758	1.2598	1.4482	1.5494	1.6063
1976	1.0000	1.0756	1.2600	1.4488	1.5498	1.6088
1977	1.0000	1.0754	1.2594	1.4475	1.5490	1.6049
1978	1.0000	1.0753	1.2588	1.4461	1.5480	1.6015
1979	1.0000	1.0752	1.2586	1.4456	1.5477	1.6003
1980	1.0000	1.0752	1.2579	1.4452	1.5466	1.6029
1981	1.0000	1.0750	1.2570	1.4439	1.5451	1.6021
1982	1.0000	1.0750	1.2567	1.4440	1.5443	1.6064
1983	1.0000	1.0754	1.2579	1.4456	1.5460	1.6069
1984	1.0000	1.0757	1.2588	1.4467	1.5472	1.6067
1985	1.0000	1.0760	1.2595	1.4475	1.5480	1.6064
1986	1.0000	1.0761	1.2599	1.4483	1.5487	1.6077
1987	1.0000	1.0760	1.2597	1.4480	1.5485	1.6076
1988	1.0000	1.0760	1.2600	1.4484	1.5491	1.6077
1989	1.0000	1.0759	1.2600	1.4483	1.5496	1.6054

성치들이 동일하다고 가정하면 <表 2>로부터 다음과 같은 사실을 알 수 있다.

첫째, 가구주 연령이 24세 이하인 가구의 재화별 가구동등화단위가 支出費 目에 관계없이 가장 낮게 나타났으므로 이 家口가 동일한 總支出額을 가지고 도 다른 가구보다 더 높은 수준의 후생을 얻었다는 것을, 즉 家計支出面에서 가장 효율적으로 행동하였음을 알 수 있다. 이것은 이 家口가 대체로 독신이거나 결혼초기여서 자녀가 없거나 있더라도 매우 어리기 때문에 一回의 지출로 家口員들이 공동으로 사용할 수 있는 費目이 많기 때문이라고 생각된다. 가구주 연령이 25~29세인 가구의 재화별 가구동등화단위가 相對的으로 낮게 나타난 것도 역시 이러한 이유 때문일 것으로 생각된다.

둘째, 가구주 연령이 높아질수록 재화별 家가구동등화단위가 크게 나타났다. 이것은 가구주 연령이 높아질수록 자녀의 수가 증가하고 또 자녀들이 성

장하여 일회의 가계지출로 가구원들이 공동으로 사용할 수 있는 費目이 점차 감소하기 때문이라고 생각된다. 예를 들어 자녀들이 성장함에 따라 각자의 방이 필요하며, 가구, 옷, 생활용품도 역시 자기의 것이 필요해진다.

셋째, 대체로 주거비의 家口同等化單位가 다른 支出費目에 비하여 낮게 나타났는데, 이것은 일회의 지출로 가구원들이 함께 사용하거나 공동으로 소유할 수 있는 費目에서 더 큰 規模의 經濟(economies of scale)가 존재한다는 사실을 의미한다. 가구주 연령이 50세 이상인 가구의 경우 주거비의 가구동등화단위가 상대적으로 높게 나타난 것은 대체로 자녀들이 모두 성장하여 독립하였지만 이어나 임대 등의 수단을 통하여 住居費의 支出를 줄이지 않았기 때문이라고 생각된다. 한편 飲食物費, 被服費, 특히 雜費의 가구동등화단위가 상대적으로 높게 나타난 것도 이 支出費目들의 경우 가구원들이 공동으로 사용하거나 소유하기 힘들기 때문에 지출에 있어서의 規模의 經濟가 크게 나타날 수 없기 때문이라고 생각된다.

一般 家口同等化單位의 推定結果는 <表 3>과 같다. 역시 가구주 연령이 24세 이하인 가구를 基本的 家口로 가정하였으므로 이 가구의 일반 가구동등화단위는 모두 1이며, <表 3>으로부터 다음과 같은 사실을 알 수 있다.

첫째, 推計年度에 관계없이 일반 가구동등화단위의 推移가 거의 일정하게 나타났는데, 이것은 시간이 흘렀음에도 불구하고 가구주 연령에 따른 지출행태는 거의 변화하지 않았다는 것을 의미한다. 그런데 본 연구에서 가정하고 있는 家口厚生函數가 靜學模型(static model)이라는 사실을 염두에 둔다면 이러한 결과는 어느 정도 예상된 것이기도 하다.

둘째, 가구주 연령이 24세 이하인 가구의 일반 가구동등화단위가 다른 가구에 비하여 가장 낮게 나타났으므로 이 가구가 家計支出配分의 측면에서 가장 效率的으로 행동하였음을 알 수 있다. 따라서 이 가구가 우리나라 都市家口의 가장 기본적 가구라고 생각된다.

셋째, 가구주연령이 일반 가구동등화단위에 미치는 영향은 일관되고 또 명확하며, 가구주의 연령이 높아질수록 일반 가구동등화단위가 크게 나타났다. 이것은 가구주의 연령이 높아질수록 자녀의 수가 증가하고 또 자녀들이 성장하여 가구원들이 공동으로 사용하거나 소유할 수 있는 費目이 점차 감소하기 때문이라고 생각된다. 그리고 이러한 현상은 家口主연령이 30~34세로 높아질 때 특히 현저하게 나타나고 있다.

5. 家口別 生計費指數의 計測結果

가구별 생계비지수는 앞에서 추정한 間接家口厚生函數의 母數들과 家口同等化單位의 값을 式(27)과 式(28)에 대입하여 基準年度와 比較年度의 家口支出函數를 계산한 다음, 이 값을 式(29)에 대입하면 구할 수 있다.

家口別 生計費指數의 計測結果는 <表 4>에 정리하였는데, 본 研究에서는 基準年度를 1985년으로 설정하였기 때문에 1985년의 가구별 생계비지수는 가구주 年齡에 관계없이 모두 1이다. 그리고 <表 5>에는 가구별 생계비지수의 年增加率을 정리하였고, 이것과의 비교를 위하여 全都市 消費者物價指數 年上昇率을 함께 표시하였다. <表 4> 및 <表 5>의 계측결과를 분석하면 다음과 같다.

첫째, <表 4>에서 볼 수 있듯이 모든 가구의 경우에서 가구별 생계비지수는 1984년 이전에는 1보다 작고 1986년 이후에는 1보다 크며, 시간이 경과할수록 점점 더 큰 값으로 나타났다. 이것은 모든 가구가 기준연도인 1985년과 동일한 수준의 厚生을 얻기 위해서는 1984년 이전으로 거슬러갈수록 1985년보다 점점 더 적은 금액의, 1986년 이후에는 시간이 흐를수록 1985년보다 점점 더 많은 금액의 총지출을 해야 한다는 것을 의미한다. 또 만약 시간이 흐르더라도 總支出額이 변하지 않았다면 1965~1984년에서의 후생수준은 과거로 거슬러갈수록 1985년의 厚生水準보다 점차 증가하고, 1986~1989년에서의 후생수준은 시간이 흐를수록 점차 1985년의 후생수준보다 감소하고 있음을 의미한다.

둘째, <表 5>에서 볼 수 있듯이 가구별 생계비지수 증가율이 크게 차이나지 않는 기간도 있지만, 가구주 연령에 따라 그 차이가 현저하다고 생각되는 기간도 나타났다. 예를 들면, 1974년의 경우 가구주 연령이 40~49세인 가구의 生計費指數 增加率은 22.50%, 가구주 연령이 50세 이상인 가구의 그것은 22.09%였다. 1982년의 경우 가구주 연령이 40~49세인 가구의 생계비지수 증가율은 7.17%, 가구주 연령이 50세 이상인 가구의 그것은 7.69%였다. 따라서 라스파이레스식을 이용하여 계산한 全都市 消費者物價指數의 경우에서와 같이 재화가격의 變化가 모든 가구의 厚生水準 變化에 동일하게 영향을 미친다고 볼 수는 없다. 즉 物價 變化가 家口厚生水準의 變化에 미치는 영향은 가구주 연령에 따라 현저히 차이 난다고 볼 수 있다. 그리고 가구별 생계비지수

〈表 4〉 家口主年齡別 生計費指數

(1985=1)

年度	24歲以下	25~29歲	30~34歲	35~39歲	40~49歲	50歲以上
1965	0.0935	0.0937	0.0933	0.0932	0.0930	0.0939
1966	0.1063	0.1066	0.1062	0.1060	0.1056	0.1067
1967	0.1192	0.1197	0.1191	0.1188	0.1184	0.1194
1968	0.1326	0.1332	0.1325	0.1322	0.1316	0.1333
1969	0.1468	0.1473	0.1467	0.1465	0.1459	0.1477
1970	0.1667	0.1673	0.1668	0.1666	0.1661	0.1678
1971	0.1866	0.1871	0.1868	0.1867	0.1863	0.1876
1972	0.2075	0.2080	0.2077	0.2277	0.2072	0.2086
1973	0.2141	0.2145	0.2142	0.2140	0.2137	0.2147
1974	0.2622	0.2623	0.2621	0.2619	0.2618	0.2621
1975	0.3217	0.3217	0.3218	0.3218	0.3219	0.3217
1976	0.3690	0.3689	0.3692	0.3694	0.3695	0.3696
1977	0.4052	0.4049	0.4053	0.4054	0.4059	0.4047
1978	0.4614	0.4608	0.4613	0.4614	0.4623	0.4596
1979	0.5513	0.5508	0.5510	0.5508	0.5516	0.5490
1980	0.7072	0.7065	0.7065	0.7063	0.7070	0.7055
1981	0.8497	0.8480	0.8486	0.8488	0.8503	0.8466
1982	0.9121	0.9108	0.9105	0.9107	0.9112	0.9117
1983	0.9497	0.9491	0.9486	0.9487	0.9487	0.9499
1984	0.9752	0.9750	0.9746	0.9745	0.9744	0.9497
1985	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1986	1.0368	1.0372	1.0370	1.0370	1.0366	1.0379
1987	1.0674	1.0677	1.0674	1.0674	1.0671	1.0685
1988	1.1334	1.1333	1.1339	1.1343	1.1345	1.1342
1989	1.2009	1.2006	1.2015	1.2018	1.2026	1.2000

는 이러한 家口厚生 變化의 차이를 충분히 반영할 수 있으므로 全都市 消費者物價指數보다 더 유용한 厚生指標라고 생각된다.

셋째, 〈表 5〉에서 家口別 生計費指數 年增加率과 全都市 消費者物價指數 上昇率 사이에는 현저한 차이가 있는 것으로 나타났다. 財貨의 相對價格이 변화하면 個別家口는 家口厚生을 극대화하기 위하여 각 支出費目的 購買量을 변화시키게 된다.

그런데 전도시 消費者物價指數는 라스파이레스式을 이용하여 계산하므로 이러한 지출배분 재조정을 전혀 고려할 수 없는 반면, 가구별 생계비지수는 相對價格 效果를 명시적으로 고려하고 있다. 따라서 두 지수의 증가율이 현저히

〈表 5〉 家口主年齡別 生計費指數 年增加率

(單位: %)

年度	家口主年齡別 生計費指數						CPI
	24歲以下	25~29歲	30~34歲	35~39歲	40~49歲	50歲以上	
1966	13.70	13.80	13.74	13.67	13.60	13.68	11.4
1967	12.11	12.21	12.18	12.10	12.08	11.91	10.2
1968	11.24	11.28	11.25	11.30	11.19	11.66	11.0
1969	10.70	10.63	10.71	10.78	10.83	10.75	12.4
1970	13.61	13.55	13.71	13.79	13.86	13.61	15.4
1971	11.91	11.85	11.99	12.04	12.14	11.82	14.0
1972	11.18	11.16	11.20	11.22	11.24	11.21	11.7
1973	3.20	3.15	3.12	3.07	3.14	2.89	3.0
1974	22.45	22.29	22.34	22.35	22.50	22.09	24.3
1975	22.71	22.63	22.79	22.88	22.96	22.77	25.4
1976	14.70	14.68	14.73	14.78	14.78	14.86	15.3
1977	9.82	9.76	9.79	9.76	9.85	9.52	10.0
1978	13.85	13.78	13.83	13.81	13.90	13.57	14.5
1979	19.49	19.54	19.44	19.38	19.33	19.45	18.2
1980	28.28	28.28	28.21	28.23	28.16	28.50	28.7
1981	20.14	20.02	20.12	20.17	20.27	20.00	21.6
1982	7.35	7.41	7.29	7.29	7.17	7.69	7.1
1983	4.12	4.20	4.19	4.17	4.12	4.19	3.4
1984	2.68	2.73	2.74	2.72	2.71	2.68	2.3
1985	2.55	2.57	2.61	2.62	2.63	2.52	2.5
1986	3.68	3.72	3.70	3.70	3.66	3.79	2.8
1987	2.95	2.94	2.93	2.93	2.94	2.95	3.0
1988	6.18	6.15	6.23	6.26	6.31	6.15	7.1
1989	5.96	5.94	5.96	5.95	6.00	5.80	5.7

註: CPI는 全都市 消費者物價指數의 年增加率(%)임.

차이나는 것은 주로 여기에 기인하는 것으로 보이며,¹²⁾ 이러한 관점에서도 가구별 생계비지수가 厚生指標로서 더 바람직하다고 생각된다.

12) 家口別 生計費指數와 全都市 消費者物價指數 증가율 값이 크게 차이나는 다른 이유는 두 지수가 대상으로 하는 標本의 범위가 다르기 때문이다. 즉 前者의 표본은 全都市 勤勞者家口인 반면 後者の 표본은 全都市 全家口이다. 두 지수의 수치를 엄밀하게 비교하기 위해서는 동일한 표본을 대상으로 하여야 하겠지만, 이것에 합당한 자료를 구할 수 없었다. 그러나 이러한 점이 본문에서 설명된 비교분석의 결과에 중대한 영향을 미칠 것으로 생각되지는 않는다.

V. 結 論

本 研究의 목적은 개별소비자의 厚生極大化問題로부터 도출되는 진정한 생계비지수에 家口特性的의 효과를 반영시킨 새로운 지수를 제시하고, 이를 계량경제학적인 방법을 이용하여 추정하여 그 결과를 분석하는 데 있다. Konüs型의 진정한 생계비지수인 가구별 생계비지수는 라스파이레스스式 등을 이용하여 계산하는 통계적 지수들에 내포된 일반적인 문제점들을 대부분 해소하고 있다. 즉 가구별 생계비지수는 소비자선택문제의 雙對關係로부터 유도되므로, 소비선택의 同調性을 가정하지 않으면, 가구특성에 따라 소비지출행태가 서로 다른 개별가구들의 생계비 혹은 후생변화에 대한 정보를 제공할 수 있다. 또 가구별 생계비지수는 라스파이레스스式에 반영될 수 없는 相對價格效果, 즉 支出配分 再調整 問題를 명시적으로 고려하고 있으므로 더 우수한 厚生指標라고 생각된다.

본 연구의 실증분석은 세 단계로 이루어졌다. 먼저 「트랜스로그」 수요방정식체계를 完全情報最尤推定法으로 추정하여 間接家口厚生函數의 母數들의 값을 얻은 다음, 이를 이용하여 家口同等化單位를 계측하고, 이 두 가지 정보로부터 가구별 생계비지수를 구하였다. 실증분석에 이용된 통계자료는 『都市家計年報』에서 추출한 1965~1989年間の 시계열자료이며, 분석대상으로 선택한 家口特性은 家口主 年齡이다.

먼저 재화별 가구동등화단위에 대한 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 가구주 연령이 24歲 이하인 가구의 재화별 가구동등화단위가 支出費目에 관계없이 가장 낮게 나타났으므로 이 가구가 동일한 총지출액을 가지고도 다른 가구보다 더 많은 후생을 얻었다는 것을, 즉 家計支出配分の 측면에서 가장 效率的으로 행동하였음을 알 수 있다. 이것은 이 家口의 所得 및 消費가 증가하면 경제전체의 후생수준이 가장 크게 향상될 수 있음을 示唆한다.

둘째, 가구주의 연령이 높아질수록 財貨別 家口同等化單位가 크게 나타나는 데, 이것은 동일한 금액의 總支出이 이루어지더라도 가구주 연령이 높은 가구일수록 그 가구의 후생수준은 낮아진다는 것을 의미한다.

셋째, 주거비의 재화별 가구동등화단위가 다른 지출비용에 비하여 낮게 나타났다는데, 이것은 一回의 支出로 家口員들이 함께 사용하거나 共同으로 소유

할 수 있는 費目에서 더 큰 規模의 經濟가 존재한다는 사실을 의미한다. 한편 飲食物費, 被服費, 특히 雜費의 財貨別 家口同等化單位가 상대적으로 높게 나타난 것도 이 支出費目들의 경우 家口員들이 공동으로 사용하거나 소유하기 힘들기 때문에 支出에 있어서 規模의 經濟가 크게 나타날 수 없기 때문이라고 생각된다.

一般 家口同等化單位에 대한 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 推計年度에 관계없이 一般 家口同等化單位의 推移가 거의 일정하게 나타났는데, 이것은 時間이 흘렀음에도 불구하고 家口主年齡에 따른 支出配分行態는 거의 변화하지 않았다는 것을 의미한다.

둘째, 家口主年齡이 24歲 以下인 家口의 一般 家口同等化單位가 다른 家口에 비하여 가장 낮게 나타났으므로 이 家口가 家計支出配分 側面에서 가장 效率的으로 행동하였음을 알 수 있다. 따라서 이 家口가 우리나라 都市家口의 가장 基本的 家口라고 생각된다.

셋째, 家口主의 年齡이 높아질수록 一般 家口同等化單位가 크게 나타났다. 이것은 가구주의 연령이 높아질수록 자녀의 수가 증가하고 또 자녀들이 성장하여 家口員들이 공동으로 사용하거나 소유할 수 있는 費目이 점차 감소하기 때문이라고 생각된다. 그리고 이러한 현상은 家口主年齡이 30~34歲로 높아질 때 특히 현저하게 나타나고 있다.

家口主年齡別 生計費指數에 대한 실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 모든 가구에서 家口別 生計費指數는 1984年 이전에는 1보다 작고 1986年 이후에는 1보다 크며, 시간이 경과할수록 점점 더 큰 값으로 나타났다. 이것은 모든 가구가 基準年度인 1985年과 동일한 수준의 厚生을 얻기 위해서는 1984年 이전으로 거슬러갈수록 1985年보다 더 적은 金額의, 1986年 이후에는 시간이 흐를수록 1985年보다 점점 더 많은 金額의 總支出을 해야한다는 것을 의미한다.

둘째, 家口別 生計費指數 增加率은 家口主年齡이 다름에 따라 그 차이가 현저한 경우가 나타났다. 특히 本研究가 많은 家口特性들 중에서 단지 하나의 家口特性(家口主年齡)의 效果만을 포함시킨 점을 고려할 때, 이러한 家口別 生計費指數들 사이의 차이는 중요한 의미를 갖는다. 즉 家口規模, 家口主職業, 年齡構成, 教育水準, 居住地域 등을 포함한 많은 家口特性들의 效果를 모두 반영하게 되면 家口別 生計費指數間의 차이는 더욱 확대될 것으로 예상된

다. 따라서 라스파이레스식을 이용한 소비자물가지수의 경우에서와 같이 財貨의 상대가격 변화가 모든 家口의 厚生水準 變化에 동일하게 영향을 미친다고 볼 수는 없다. 즉 物價 變化가 家口厚生水準 變化에 미치는 영향은 家口特性에 따라 현저히 차이 난다고 하겠다. 그리고 가구별 생계비지수는 이러한 家口特性別 厚生水準 變化의 차이를 충분히 표시할 수 있으므로 全都市 消費者物價指數보다 더 유용한 후생지표라고 생각한다.

셋째, 家口別 生計費指數 年增加率과 全都市 消費者物價指數 年增加率は 현저하게 차이나는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 全都市 消費者物價指數에는 재화의 相對價格 變化에 따른 支出配分 再調整이 전혀 고려되어 있지 않은 반면, 가구별 생계비지수에는 이것이 명시적으로 고려되어 있기 때문이며, 이러한 관점에서도 家口別 生計費指數가 후생지표로서 더 바람직하다고 생각된다.

끝으로 本 研究에서 미비하여 차후 개선되어야 할 점을 보면 자료획득의 어려움으로 인하여 여러 가지의 家口特性들이 각각 미치는 영향을 전체적으로 분석하지 못하였는데, 이러한 미비점은 家口消費支出에 대한 橫斷面資料를 구하여 이것과 時系列資料를 병합하여 이용하면 해소되리라고 생각된다.

參 考 文 獻

1. 經濟企劃院, 『都市家計年報』, 各年度, 1965~1991.
2. 具成烈, “家口規模와 年齡構成이 消費支出에 미치는 影響,” 『韓國開發研究』, 제 4 권 제 1 호, 韓國開發研究院, 1982, pp. 84~103.
3. 金光錫·金大泳, “單位消費者尺度의 推定試圖,” 『韓國開發研究』, 제1권 제3호, 韓國開發研究院, 1979, pp. 156~175.
4. 劉鍾九·朱鶴中, “우리나라 都市家口의 同等化 消費單位,” 『韓國開發研究』, 제 8 권 제 4 호, 韓國開發研究院, 1986, pp. 2~15.
5. _____, “1984年 都市家口의 同等化 消費單位 推定과 分析,” 『韓國開發研究』, 제 9 권 제 2 호, 韓國開發研究院, 1987, pp. 71~88.
6. 尹盛民, “韓國의 消費選好에 관한 實證研究,” 高麗大學校 博士學位論文, 1989.
7. _____·孔柄誤, “消費者需要方程式體系에 관한 實證研究,” 『經濟學研究』, 제 38 집 제 1 호, 韓國經濟學會, 1990, pp. 71~99.

8. 尹盛民, “消費者需要函數의 復元可能性 檢定,” 『社會科學研究』, 제 3집, 慶南大學校 社會科學研究所, 1991, pp. 223~240.
9. 韓國銀行, 『經濟統計年譜』, 1990.
10. Barten, A. P., “Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations,” *European Economic Review*, Vol. 1, 1969, pp. 7~73.
11. Barten, A. P., “The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review,” *Econometrica*, Vol. 45, 1977, pp. 23~51.
12. Christensen, L.R., D.W. Jorgenson, and L.J. Lau, “Transcendental Logarithmic Utility Functions,” *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 367~383.
13. Conrad, K., and D.W. Jorgenson, “Testing the Integrability of Consumer Demand Functions,” *European Economic Review*, Vol. 12, 1979, pp. 149~169.
14. Deaton, A.S., “Demand Analysis,” in Z. Griliches and M.D. Intriligator(eds.), *Handbook of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland, Vol. 3, 1986, pp. 1767~1839.
15. Deaton, A.S. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, New York: Cambridge University Press, 1980.
16. Diewert, W.E., “The Economic Theory of Index Numbers: A Survey,” in A. Deaton(ed.), *Essays on Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honor of Sir Richard Stone*, 1981, pp. 163~208.
17. Fisher, F.M., and K. Shell, *The Economic Theory of Price Indices*, New York: Academic Press, 1972.
18. Hall, B.H., *Time series Processor, Version 4.1: User's Manual*, Calif., 1983(a).
19. _____, *Time series Processor, Version 4.1: Reference Manual*, Calif., 1983(b).
20. Houthakker, H.S., “An International Comparison of Household Expenditure Patterns Commemorating the Centenary of Engel's

- Law," *Econometrica*, Vol. 25, 1957, pp. 532~551.
21. Jorgenson, D. W. and L. J. Lau, "The Integrability of Consumer Demand Functions," *European Economic Review*, Vol. 12, 1979, pp. 115~147.
22. Jorgenson, D. W., L. J. Lau, and T. Stoker, "Welfare Comparision under Exact Aggregation," *American Economic Review*, Vol. 70, 1980, pp. 268~272.
23. _____, "The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior," in R. L. Basmann, and G. F. Rhodes, Jr. (eds.), *Advances in Econometrics*, Vol. 1, Greenwich : JAI Press, 1982, pp. 97~238.
24. Jorgenson, D. W. and D. T. Slesnick, "Individual and Social Cost of Living Indexes," Discussion Paper No. 973, Harvard Institute of Economic Research, Cambridge, Massachusetts : Harvard University, 1983.
25. Konüs, A. A., "The Problem of the True Index of the Cost of Living," *Econometrica*, Vol. 7, 1939, pp. 10~29.
26. Lau, L. J., "Compelete Systems of Consumer Demand Functions through Duality," in M. D. Intriligator(ed.), *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. A, Amsterdam : North-Holland, 1977, pp. 59~86.
27. _____, "on Exact Index Numbers," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, 1979, pp. 73~82.
28. Lazear, E. P., and R. T. Michael, "Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income," *American Economic Review*, Vol. 70, 1980, pp. 91~107.
29. Leser, C. E. V., "Forms of Engel Functions," *Econometrica*, Vol. 31, 1963, pp. 694~703.
30. Muellbauer, J., "Household Composition, Engel Curves and Welfare Comparisons between Households : A Duality Approach," *European Economic Review*, Vol. 5, 1974, pp.

103~122.

31. Muellbauer, J., "Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children," *Economic Journal*, Vol. 87, 1977, pp. 460~487.
32. _____, "The Estimation of the Paris-Houthakker Model of Equivalence Scales," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 153~176.
33. Philips, L., *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam : North-Holland, 1974.
34. Pollak, R. A., and T. J. Wales, "Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data : The Linear and Quadratic Expenditure Systems," *American Economic Review*, Vol. 68, 1978, pp. 348~359.
35. _____, "Welfare Comparisons and Equivalent Scales," *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp. 216~221.
36. _____, "Comparisons of the Quadratic Expenditure System and Translog Demand Systems with Alternative Specifications of Demographic Effects," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 595~612.
37. _____, "Demographic Variables in Demand Analysis," *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp. 1533~1552.
38. Ray, R., "The Testing and Estimation of Complete Demand Systems on Household Budget Surveys : An Application of AIDS," *European Economic Review*, Vol. 17, 1982, pp. 349~369.
39. Samuelson, P. A. and S. Swamy, "Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality : Survey and Synthesis," *American Economic Review*, Vol. 64, 1974, pp. 566~593.
40. Sen, A. K., "Real National Income," *Review of Economic Studies*, Vol. 43, 1976, pp. 19~40.
41. _____, "The Welfare Basis of Real Income Comparisons : A Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 17, 1979, pp. 1~45.