

# 消費者物價指數 計測方法의 問題點과 改善方案에 대한 研究 : 相對價格效果와 家口特性效果\*

尹 盛 民\*\*

## 〈 目 次 〉

- I. 序 論
- II. 消費者物價指數 計測方法의 問題點
- III. 家口別 生計費指數 計測模型
- IV. 實證分析
- V. 結 論

## I. 序 論

소비자물가지수는 가장 기본적인 경제통계의 하나로서 현실 경제에서 매우 중요하게 활용되는 지표이다. 즉 소비자물가지수는 정부의 재정·금융정책 및 물가정책의 판단기준으로서, 임금협상이나 경기에측 등을 위한 기업경영의 참고자료로서, 합리적 소비지출을 원하는 가계의 참고자료로서, 그리고 추곡수매가의 결정, 생활보호사업, 최저임금제와 같은 사회복지정책 등을 포함한 광범위한 분야에서 의사결정을 위한 기본적 참고자료로 활용되고 있다.

그러나 최근 경제학자들은 물론이고 일반인들 사이에서도 현행 소비자물가

\* 이 논문은 1994년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었음. 그리고 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드린다.

\*\* 부산공업대학교 산업경제학과 조교수.

지수에 대한 불만이 여러 관점에서 제기되고 있다. 이러한 불만들 중 본 연구와 직접 관련되는 중요한 것을 정리해 보면 ① 현행 지수의 계측방법이 타당한가에 대한 의문, ② 공식 발표되는 지수와 개별가구에서 실제로 느끼는 체감물가지수 사이의 괴리감, ③ 가구특성의 차이로 유발되는 가구별 후생수준의 차이를 측정할 수 있는 厚生指標가 아니라는 점, ④ 인플레이션에 따른 화폐소득의 평균적 구매력 내지 생계비 변화를 나타낼 뿐이지 家口別 厚生不平等度の 변화를 나타내지는 못한다는 점 등이다.

이러한 소비자물가지수에 대한 불만족스러움은 본질적으로 현행 소비자물가지수의 계측방법에는 몇 가지 중요한 문제점들이 내포되어 있기 때문이다. 본 연구의 목적은 현행 소비자물가지수의 계측 및 이용과 관련된 문제점들 중 상대가격효과 및 가구특성효과로부터 유발되는 두 가지 중요한 문제점을 이론적·실증적으로 밝히고, 이것을 해소하기 위한 개선방안을 모색하는 것이다.

이를 위하여 본 연구는 모두 5개의 절로 구성되었다. I 절의 서론에 이어 II 절에서는 물가지수에 관한 기존의 이론적 연구성과들을 간략히 검토함으로써, 현행 소비자물가지수 계측방법에 포함된 문제점들을 이론적으로 정리하려고 한다. III 절에서는 가구특성효과와 상대가격효과를 명시적으로 고려한 진정한 생계비지수인 ‘家口別 生計費指數’의 계측모형을 설명하려고 한다. 이 가구별 생계비지수는 위에서 열거한 현행 소비자물가지수의 불만족스러움을 대부분 해소할 수 있으며, 특히 가구별 후생지표로서도 이용될 수 있다는 장점이 있다. IV 절에서는 앞 절에서 얻은 계측모형으로 우리나라 도시가구의 가구별 생계비지수를 실제로 계측하고, 그 결과를 이용하여 현행 소비자물가지수 계측방법이 안고 있는 문제점들을 실증적으로 보이려고 한다. 끝으로 V 절에서 본 연구에서 얻은 결론을 요약하고 이를 검토할 것이다.

## II. 消費者物價指數 計測方法의 問題點

### 1. 家口特性效果

소비자물가지수 혹은 생계비지수에 관한 연구는 오랜 역사를 가지는데 Konüs(1939)의 선구적 연구 이후 수많은 논문이 발표되어 왔다. 이 분야의 초기 이론적 연구성과는 Afriat(1977), Allen(1949, 1975), Deaton(1979), Die-

wert(1981), Samuelson(1947) 등에 잘 정리되어 있는데, 거의 대부분 가격 변동에 따른 한 나라 국민의 '평균적' 생계비 내지 후생수준의 변화를 측정하는 것에만 관심을 가지고 있다.

1970년대까지 이어진 이러한 연구방향은 소위 '代表的 消費者'(representative consumer)의 개념을 이용함으로써 분석의 편리함은 얻을 수 있었지만, 다음과 같은 중요한 문제점을 지닐 수밖에 없었다. 즉 모든 가구(소비자)의 효용함수가 동일하다고 가정함으로써, 개별가구의 가구특성의 차이가 소비 패턴의 차이를 유발하고 그로 인하여 가구별 생계비 및 후생수준의 차이가 나타난다는 사실을 무시하게 되었다.

현행 소비자물가지수의 계측방법에 내포된 첫번째 문제점도 이 지수가 소비자자들의 '평균적'인 생계비 변화를 측정할 뿐이며 가구특성의 차이에 따라 소비지출행태가 서로 다른 '개별' 소비자들의 생계비 변화에 대한 정보를 제공하지는 못한다는 것이다. 따라서 현행 지수는 소비활동에 따른 가구별 후생수준의 변화를 측정할 수 있는 후생지표가 될 수 없다. 현실경제에 있어 가구특성(가구규모, 가구구성, 가구주연령, 가구주직업, 교육수준, 거주지역 등)의 차이는 가구별 생계비의 차이를 유발하며, 이것은 다시 가구별 후생불평등을 유발시키는 중요한 요인으로 작용한다고 생각된다.

다음의 예들은 가구특성의 차이를 고려하지 않음으로써 유발되는 현행 소비자물가지수의 문제점을 쉽게 드러내고 있다. 즉 농산물 가격이 크게 오를 경우 농부와 도시 근로자의 생계비 변화는 크게 차이 난다(가구주직업의 차이에 따른 생계비 차이의 사례). 또 유아용품의 가격이 상승할 경우 아기가 있는 가구와 아기가 없는 가구의 생계비 변화는 크게 차이 난다(가구구성의 차이에 따른 생계비 차이의 사례). 또 동일한 금액의 월급을 받더라도 가구원의 수가 차이 나면 가구별 후생수준은 크게 달라진다(가구규모의 차이에 따른 생계비 차이의 사례). 현행 소비자물가지수에서는 이러한 차이가 전혀 반영될 수 없지만, 이러한 차이는 개별 가구의 입장에서 매우 중요한 것이다. 이 글에서는 가구특성의 차이가 생계비지수의 차이를 유발하는 크기를 家口特性效果로 부르기로 한다.

집단주의적 사회에서 이용되거나 거시적인 지표로서만 이용되는 경우가 아니라면, 가구특성효과를 무시한 생계비지수는 이용자에게 충분한 정보를 제공하지 못할 것이다. 즉 현행 소비자물가지수를 임금협상에 적용할 때 느끼는 불

만족스러움이나 체감물가지수와의 괴리감 등이 나타나는 주된 이유는 현행 지수에는 가구특성의 차이로 인한 가구별(개인별 혹은 소비자별) 생계비의 차이가 포함되지 않았기 때문이다.

그러나 Sen(1979a, b)이 社會的 厚生과 家口別 厚生の 차이가 중요함을 강조한 이후에는 가구특성의 차이를 명시적으로 반영할 수 있는 생계비지수에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다. 이러한 연구방향은 주로 특정 가구의 集計生計費指數, 즉 가구특성별 생계비지수의 개발에 초점을 맞추고 있는데, 대표적인 연구로는 Barnes and Gillingham(1984), Hagemann(1982), Jorgenson and Slesnick(1983), Kokoski(1987), Lewbel(1985), Michael(1979), Pollak and Wales(1992, pp. 72-101), Sherwood(1975) 등이 있다.

## 2. 相對價格效果

현행 소비자물가지수에 내포되어 있는 두번째 중요한 문제점은 현행 지수가 加重算術平均方式의 하나인 라스파이레스(Laspeyres)식을 이용하여 계측하고 있다는 사실에서 비롯된다. 라스파이레스 계산식은 일정 기간(우리나라의 경우 5년)동안 고정되어 있는 가중치를 적용하므로 원래부터 계측오차를 포함하고 있다. 즉 현행 계측방법은 시장에서 구매·지출하는 상품들의 상대가격이 아무리 변화하여도 모든 소비자들이 5년 동안 자신의 소비지출비율을 변경하지 않을 경우에만 眞正한 生計費指數(true cost-of-living index)와 일치한다. 따라서 모든 소비자가 매우 비합리적이거나 혹은 매우 어리석거나 아니면 매우 둔감한 경우가 아니라면 현행 계측방법은 이론적으로 정당화되기 어렵다.

소비자들이 상대가격 변화에 반응하여 자신의 지출배분을 재조정하는 것을 相對價格效果라고 하며, 이 효과를 무시함으로써 유발되는 소비자물가지수의 計測誤差를 代替偏倚(substitution bias)라고 한다. Kokoski(1987)는 미국의 경우 소비자물가지수의 계측오차가 총지수의 1%만 되어도 어떤 정부지출사업 예산에 10억 달러 이상의 차이가 날 수 있다고 하면서 소비자물가지수의 계측이 정확하여야 한다는 점을 강조하고 있다. 최근 우리나라에서도 정부나 민간의 여러 가지 지출(예를 들면, 임금, 추곡수매가, 최저임금제, 대학등록금, 각종 공공요금 등)이 소비자물가지수와 밀접히 연동되고 있는 점을 고려하면 계

측오차의 크기를 줄일 수 있는 방안이 조속히 모색되어야 한다.

상대가격효과가 클수록 라스파이레스 지수의 대체편의는 커지고, 현행 소비자물가지수의 유용성은 비례적으로 감소한다. 이러한 사정을 반영하여 생계비 지수에 대한 최근의 연구방향 중 다른 하나의 흐름은 라스파이레스 지수에서 나타나는 계측상의 오차, 즉 대체편의를 실제로 계측하거나 이것을 줄일 수 있는 방법을 모색하는 것인데, 이 흐름의 대표적인 연구로는 Braithwait(1980), Christensen and Manser(1976), Hayes and Porter-Hudak(1987), Kokoski(1987), Lloyd(1975), Manser and McDonald(1988), Noe and von Furstenberg(1972), Porter-Hudak and Hayes(1986, 1991), Vartia(1983) 등이 있다.<sup>1)</sup>

생계비지수에 관련된 국내 연구동향을 살펴보면尹盛民(1991, 1992)의 연구가 있을 뿐인데, 이 논문들은 주로 가구특성효과의 계측방법에 초점을 맞추고 있다. 한편 代替偏倚와 관련된 실증적 연구는 아직 없는 것으로 파악된다. 이와같이 현행 소비자물가지수에 대한 불만족이 컸음에도 불구하고, 이 지수 계측방법의 문제점에 대한 연구는 매우 미진한 상황이다.

### Ⅲ. 家口別 生計費指數 計測模型

이 절에서는 본연구에서 사용할 가구별 생계비지수의 계측모형을 설명하려고 한다. 이 계측모형의 기본 착상은 集計需要函數를 추정하고, 이로부터 가구특성이 반영된 個別需要函數를 復元한 다음, 이렇게 얻어진 개별수요함수로부터 家口支出函數를 얻고, 이 가구지출함수로부터 개별가구의 가구특성이 반영된 가구별 생계비지수를 계산하는 것이다.<sup>2)</sup>

1) 라스파이레스 방식으로 계측되는 현행 소비자물가지수의 문제점에 대한 더 자세한 논의는 다음의 연구들을 참조하기 바란다. Adelman and Griliches(1961), Dhrymes(1967), Fisher and Shell(1972) 등은 상품의 質이 변하는 경우 라스파이레스 방식으로는 후생수준의 변화를 올바르게 나타낼 수 없음을 지적하였고, Blackorby and Russel(1978), Christensen and Manser(1976), Pollak(1975, 1980) 등은 라스파이레스 지수의 부족함을 보완할 수 있는 補助指數로서 品目別 指數를 제시하였다. 그밖에도 Diewert(1976, 1981), Lau(1979), Samuelson and Swamy(1974), Vartia(1983) 등이 라스파이레스 지수의 문제점을 지적한 바 있지만, 이러한 연구들에 있어서도 가구특성효과의 중요성은 여전히 인식되지 못하였다.

2) 본연구에서 사용되는 가구별 생계비지수 계측모형의 도출과정에 대한 더 자세한 논의는尹盛民(1992)을 참조.

## 1. 眞正한 生計費指數

먼저 Konüs 型의 진정한 생계비지수에 가구특성의 효과를 명시적으로 반영할 수 있는 생계비지수를 정의해 보자.

가구특성을 고려할 때 개별 가구의 支出配分問題는 아래와 같이 표현될 수 있다.

$$\max_{q_k} U_k(q_k, A_k) \quad \text{s. t.} \quad p'q_k = M_k \quad (1)$$

여기서  $U_k$ 는 單調의이고 連續的이고 準오목한 가구후생함수이고,  $A_k$ 는  $k$ 번째 ( $k = 1, \dots, K$ ) 가구의 가구특성치이다. 그리고  $p = [p_1, \dots, p_N]'$ 는 재화가격 벡터,  $q_k = [q_{1k}, \dots, q_{Nk}]'$ 는  $k$ 가구의 재화소비량 벡터,  $M_k$ 는  $k$ 가구의 총지출액이다. 이 문제의 해는 유일하며 다음과 같이 쓸 수 있다.

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

이 식을 원래의 가구후생함수에 대입하면 주어진 가격체계와 총지출수준으로 도달할 수 있는 최대 가구후생수준인 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 (3)식은 다시 아래와 같이 변형될 수 있다.

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

여기서  $M_k$ 는 주어진 가격체계하에서 어떤 가구후생수준  $V_k$ 에 도달할 수 있는 최소화폐비용을 의미하므로, 이것을  $k$ 가구의 家口支出函數라고 부르기로 한다.

(4)식을 Konüs(1939)의 정의에 적용하면  $k$ 가구의 진정한 생계비지수는 비교연도(1이란 상첨자로 표시)와 기준연도(0이란 상첨자로 표시)에서의 가구

지출함수의 비율로서 표시되며, 아래와 같이 쓸 수 있다.

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

## 2. 「트랜스로그」 間接家口厚生函數

개별 가구의 選好가 同調的(homothetic)인 경우가 아니라면,<sup>3)</sup> (5)식으로 정의된  $k$ 가구의 진정한 생계비지수를 실제로 계측하기 위해서는  $k$ 가구의 가구 지출함수에 관한 정보를 구체적으로 알아야만 한다.<sup>4)</sup>

이를 위하여 본 연구에서는 개별 가구의 선호체계가 아래와 같이 동조성을 가정하지 않은 일반적인 「트랜스로그」 간접가구후생함수에 의해 묘사될 수 있다고 가정한다.<sup>5)</sup> 그리고 Muellbauer(1974) 및 Deaton and Muellbauer(1980)가 제시한 一般 家口同等化單位(general household equivalence scale)  $m_0$ 의 개념을 이용하면,<sup>6)</sup> 「트랜스로그」 간접가구후생함수와 가구지출함수는 각각 다음과 같이 쓸 수 있다. 즉

$$\begin{aligned} \ln V_k(p, M_k, A_k) \\ = \ln p' \alpha_p + \frac{1}{2} \ln p' \beta_{pp} \ln p - D(p) \ln \frac{M_k}{m_0(p, A_k)} \end{aligned} \quad (6)$$

3) 선호체계가 동조적이라는 가정은 지나치게 제약적인 것이다. Houthakker(1957), Leser(1963), Pollak and Wales(1978) 등의 실증분석 결과에 따르면 선호체계가 동조적이라는 가설은 기각되고 있다.

4) 만약 개별 가구의 選好가 同調的이라면  $k$ 가구의 가구지출함수는  $M_k(p, V_k, A_k) = V_k \cdot f(p, A_k)$ 로 쓸 수 있으므로,  $k$ 가구의 진정한 생계비지수는  $f(p^1, A_k) / f(p^0, A_k)$ 로 단순화된다. 이 경우라면 가구지출함수의 구체적 함수형태를 모르더라도  $k$ 가구의 진정한 생계비지수를 구할 수 있다.

5) 이에 관한 자세한 논의는 Christensen, Jorgenson, and Lau(1975), Jorgenson and Lau(1979), Jorgenson, Lau, and Stoker(1980, 1982) 등을 참조.

6) 일반 가구동등화단위  $m_0$ 는 동일한 수준의 가구후생( $V_k^0$ )을 얻기 위한  $k$ 가구 총지출액의 基準家口(reference household) 총지출액의 비율로서 정의되며, 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$m_0 = \frac{M_k(p m(A_k), V_k^0)}{M_k(p, V_k^0)}$$

여기서  $p m(A_k)$ 는  $k$ 가구의 有效價格(effective prices)이다.

가구동등화단위에 관한 자세한 논의는 Deaton and Muellbauer(1980, pp. 191-212), Lazear and Michael(1980), Muellbauer(1974, 1977, 1980), Pollak and Wales(1979) 등을 참조.

$$\begin{aligned} & \ln M_k(p, V_k, A_k) \\ &= \frac{1}{D(p)} \left[ \ln p'(\alpha_p + \frac{1}{2} \beta_{pp} \ln p) - \ln V_k \right] + \ln m_k(p, A_k) \end{aligned} \quad (7)$$

여기서 벡터  $\alpha_p$ 와 행렬  $\beta_{pp}$  및  $\beta_{p,A}$ 는 母數(parameter)들이다.

### 3. 家口別 生計費指數

이제 기준연도의 가격체계를  $p^0$ , 총지출액을  $M_k^0$ 라고 하면 기준연도의  $k$ 가구의 후생수준( $V_k^0$ )은 (6)식에 따라 다음과 같다.

$$\ln V_k^0 = \ln p^{0'} \alpha_p + \frac{1}{2} \ln p^{0'} \beta_{pp} \ln p^0 - D(p^0) \ln \frac{M_k^0}{m_k(p^0, A_k)} \quad (8)$$

그리고  $p^0$ 하에서  $V_k^0$ 의 후생을 얻을 수 있는 최소지출액  $M_k(p^0, V_k^0, A_k)$ 는 (7)식에 따라 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \ln M_k(p^0, V_k^0, A_k) \\ &= \frac{1}{D(p^0)} \left[ \ln p^{0'}(\alpha_p + \frac{1}{2} \beta_{pp} \ln p^0) - \ln V_k^0 \right] + \ln m_k(p^0, A_k) \end{aligned} \quad (9)$$

또 비교연도의 가격체계를  $p^1$ , 총지출액을  $M_k^1$ 이라고 하면  $p^1$ 하에서  $V_k^0$ 의 후생을 얻을 수 있는 최소지출액  $M_k(p^1, V_k^0, A_k)$ 는 (7)식에 따라 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \ln M_k(p^1, V_k^0, A_k) \\ &= \frac{1}{D(p^1)} \left[ \ln p^{1'}(\alpha_p + \frac{1}{2} \beta_{pp} \ln p^1) - \ln V_k^0 \right] + \ln m_k(p^1, A_k) \end{aligned} \quad (10)$$

(9)식과 (10)식에 의해 계산된 결과를 (5)식에 대입하면,  $k$ 가구의 진정한 생계비지수  $P_k(p^1, p^0, V_k^0, A_k)$ 를 다음과 같이 구할 수 있다. 즉

$$\ln P_k(p^1, p^0, V_k^0, A_k)$$



$$= \ln M_k(p^1, V_k^0, A_k) - \ln M_k(p^0, V_k^0, A_k) \quad (11)$$

이 지수( $P_k$ )가 본 연구에서 계측하려고 하는 “家口別 生計費指數”인데,  $P_k > 1$ 이면  $k$ 가구가 기준연도와 동일한 수준의 후생을 얻기 위해서는 비교연도에 더 많은 금액의 총지출을 해야 한다는 것을 의미하며, 또 만약  $P_k > 1$ 이고 총지출액이 변하지 않았다면  $k$ 가구의 비교연도에서의 후생수준은 기준연도보다 감소되었다는 것을 의미한다.

#### IV. 實證分析

이 절에서는 본 연구의 계측모형을 이용하여 우리나라 도시가구의 가구별 생계비지수를 계측하고, 그 계측결과를 이용하여 현행 소비자물가지수의 계측 방법에 내재된 문제점을 실증적으로 보이려고 한다.

##### 1. 母數의 推定方法

(11)식의 가구별 생계비지수를 계측하기 위해서는 먼저 지출액 방정식체계를 추정하여 간접가구후생함수의 모수들( $\alpha_p$ ,  $\beta_{pp}$  및  $\beta_{pA}$ )의 추정치를 얻어야 한다. 이 추정치들을 얻기 위한  $k$ 가구의  $t$ 년도 개별지출액 추정식과 이것에 대응되는 집계지출액 추정식은 각각 다음과 같다.

$$S_{kt} = \frac{1}{D_t} (\alpha_p + \beta_{pp} \ln p_t - \beta_{pp} l \ln M_{kt} + \beta_{pA} A_{kt}) + \varepsilon_{kt} \quad (12)$$

$$S_{kt} = \frac{1}{D_t} \left( \alpha_p + \beta_{pp} \ln p_t - \beta_{pp} l \frac{\sum M_{kt} \ln M_{kt}}{\sum M_{kt}} + \beta_{pA} \frac{\sum M_{kt} A_{kt}}{\sum M_{kt}} \right) + \varepsilon_{kt} \quad (13)$$

여기서  $\varepsilon_{kt}$  및  $\varepsilon_t$ 는 각각의 추정식에 대응되는 攪亂項(disturbance)이고,  $l$ 은 1을 元素로 하는 벡터이다.

위의 지출액 방정식체계로부터 (6)식의 「트랜스로그」 간접가구후생함수와 (7)식의 가구지출함수가 復元될(integrable) 수 있도록 하기 위하여, 추정될

모수들에 同次性(homogeneity)制約, 支出合(summability)制約, 對稱性(symmetry)制約, 非陰數性(non-negativity)制約과 같은 제약조건들을 부과하였다.<sup>7)</sup> 그리고 정확한 集計條件(exact aggregation condition)을 부여하면 위의 두 식에서의 분모는  $D_i = -1 + l' \beta_{pp} \ln p_i$ 로 단순화된다.<sup>8)</sup>

그런데 각 추정기간에 있어서 지출액의 합은 1이기 때문에 전체 지출액 추정식의 同期的 分散-共分散 行列(contemporaneous variance-covariance matrix)은 特異行列(singular matrix)이 된다. 따라서  $N$ 개의 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  $(N-1)$ 개의 추정식을 최우추정법으로 추정하면 해결되는데, 이때 추정치들은 제외되는 추정식이 어느 식인가에 관계없이 일치한다는 사실이 알려져 있다.<sup>9)</sup>

본 연구에서는 마지막 추정식을 제외시켰으며, 나머지  $(N-1)$ 개의 추정식에 나타나는 교란항들이 정규분포를 한다는 가정하에서 完全情報最尤推定法(full information maximum likelihood method)을 적용하여 모수들을 추정하였다.

## 2. 資料

지출액 추정식의 모수들을 추정하기 위해서는 각 가구의 비목별 지출액과 가구특성치, 그리고 물가자료가 필요하다. 본 연구에서는 시계열자료(1975~1993년)를 이용하여 계측에 필요한 모든 모수들을 추정하였는데, 가구별 지출액자료는 경제기획원의 『도시가계연보』에서 추출하여 이용하였고 물가자료는 경제기획원에서 발표한 소비자물가지수로부터 추출하였다.

『도시가계연보』에서 이용할 수 있는 가구특성치로는 가구주직업, 가구규모, 가구주연령, 입주형태, 가구주교육정도 등이 있지만, 이러한 가구특성치들이 각각 구분되어 보고될 뿐 일관되게 연결되어 있지는 않다. 따라서 본 연구에서

7) 「트랜스로그」 수요모형의 復元可能性 條件에 대한 자세한 논의는 Jorgenson and Lau(1979), Jorgenson, Lau, and Stoker(1982) 등을 참조.

8) 정확한 집계조건은 개별지출액 방정식이  $A_i$  및  $M_i$ 의 線形函數이어야 한다는 것이며, 이러한 조건은 이 식의 분모에 이 변수들이 포함되지 않을 경우에만 충족된다. 이에 대한 자세한 논의는 Jorgenson, Lau, and Stoker(1982)를 참조.

9) 수요방정식체계 추정방법에 관한 자세한 설명은 尹盛民(1989, pp. 86-89)을 참조.

는 개별 가구의 여러 가지 특성 중 가구주직업, 가구주연령, 가구규모의 세 가지 가구특성에 따라 각각 구분되어 정리된 지출액자료를 실증분석에 이용하였다.

가구주직업의 가구특성치는 모두 5개의 범주(전문직, 사무직, 판매직, 서어비스직, 생산직)로 분류하였다.<sup>10)</sup> 또 가구주연령의 가구특성치는 모두 8개의 범주(24세 이하, 25~29세, 30~34세, 35~39세, 40~44세, 45~49세, 50~54세, 55세 이상)로 분류하였고, 가구규모의 가구특성치는 모두 5개의 범주(2인, 3인, 4인, 5인, 6인 이상)로 분류하였다.

각 가구의 지출은 모두 5개의 비목으로 분류하였는데, 분류기준은 다음과 같다. ① 음식물비...식료품, 음료, 주류, ② 주거비...주거, 가구집기(수도료, 전세 및 자가평가액 포함), ③ 광열비...전기료, 연료, ④ 피복비...피복 및 신발(장신구 포함), ⑤ 잡비...보건 의료, 교육 오락, 교통 통신(연초, 미용 포함).

### 3. 母數의 推定結果

지출문 방정식체계인 (12)식 및 (13)식을 이용하여 모수들을 추정한 결과는 이 논문 끝에 수록한 <부표>에 요약하였다. 이 표들에서 알 수 있듯이 총지출액에 대한 모수들의 추정치는 통계적 유의성이 매우 높게 나타났으며, 가격에 대한 모수들의 추정치도 대체로 통계적 유의성이 높은 것으로 나타났다. 가구특성치에 대한 모수들의 추정치도 거의 대부분 통계적 유의성이 높게 나타났지만 일부 추정치는 통계적 유의성이 낮게 나타났다. 그러나 이러한 유의성의 문제가 본 연구에서와 같이 추이를 분석하는 데는 큰 영향을 미칠 것으로 생각되지 않는다.

### 4. 家口別 生計費指數의 計測結果

개별 가구의 가구특성을 명시적으로 고려한 진정한 생계비지수는 (11)식에 의하여 계측하였는데, 계측결과는 가구특성별로 <표 1>, <표 2> 및 <표 3>에 각각 정리하였다. 본 연구에서는 기준연도를 1990년으로 설정하였기 때문에 1990년의 가구별 생계비지수는 가구특성에 관계없이 모두 100이다. 이 표들로부터 다음의 몇 가지 사실을 발견할 수 있다.

10) 직업 분류의 자세한 내용은 「도시가계연보」의 직업분류기준을 참조.

〈表 1〉 家口別 生計費指數(家口主職業別, 1990=100)

연 도	전 문 직	사 무 직	판 매 직	서어비스직	생 산 직
1975	24.71	24.67	24.62	24.62	24.62
1976	28.16	28.10	28.07	28.09	28.09
1977	30.69	30.66	30.70	30.71	30.72
1978	34.78	34.77	34.90	34.91	34.93
1979	42.15	42.14	42.20	42.18	42.18
1980	54.42	54.36	54.37	54.36	54.35
1981	64.40	64.33	64.62	64.67	64.70
1982	70.00	69.84	69.91	69.98	69.98
1983	73.54	73.39	73.32	73.36	73.33
1984	75.86	75.74	75.58	75.60	75.56
1985	77.71	77.63	77.51	77.54	77.50
1986	80.17	80.08	79.89	79.93	79.87
1987	82.60	82.50	82.29	82.33	82.28
1988	87.79	87.72	87.61	87.66	87.63
1989	92.40	92.36	92.32	92.33	92.32
1990	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1991	109.12	109.21	109.36	109.37	109.39
1992	115.85	115.94	116.09	116.12	116.13
1993	121.80	121.95	121.88	121.93	121.93

〈表 2〉 家口別 生計費指數(家口主年齡別, 1990=100)

연도	24	25	30	35	40	45	50	55
1975	24.61	24.59	24.56	24.58	24.62	24.67	24.69	24.63
1976	28.12	28.08	28.06	28.08	28.13	28.20	28.21	28.16
1977	30.79	30.76	30.75	30.74	30.75	30.79	30.81	30.78
1978	35.06	35.04	35.04	34.99	34.95	34.99	35.05	35.02
1979	42.29	42.25	42.22	42.19	42.16	42.17	42.26	42.21
1980	54.47	54.40	54.32	54.31	54.34	54.43	54.59	54.42
1981	64.96	64.88	64.86	64.75	64.70	64.87	65.11	64.90
1982	70.14	70.04	69.93	69.91	70.01	70.28	70.60	70.21
1983	73.39	73.32	73.19	73.22	73.37	73.58	73.88	73.49
1984	75.51	75.47	75.34	75.41	75.56	75.72	75.99	75.63
1985	77.44	77.45	77.36	77.41	77.53	77.65	77.92	77.58
1986	79.73	79.74	79.64	79.72	79.88	80.00	80.25	79.91
1987	82.13	82.13	82.03	82.11	82.28	82.40	82.63	82.30
1988	87.56	87.57	87.51	87.56	87.67	87.78	87.95	87.71
1989	92.31	92.30	92.27	92.28	92.32	92.37	92.46	92.35
1990	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1991	109.44	109.52	109.61	109.55	109.45	109.37	109.32	109.43
1992	116.18	116.27	116.37	116.31	116.21	116.13	116.09	116.19
1993	121.85	121.95	122.03	122.02	122.00	121.96	121.92	121.96

註: 24는 24세 이하, 25는 25~29세, 30은 30~34세, 35는 35~39세, 40은 40~44세, 45는 45~49세, 50은 50~54세, 55는 55세 이상의 가구를 각각 나타낸다.

〈表 3〉 家口別 生計費指數(家口規模別, 1990=100)

연 도	2 人	3 人	4 人	5 人	6 人
1975	24.57	24.58	24.58	24.60	24.61
1976	28.07	28.09	28.11	28.14	28.16
1977	30.81	30.80	30.80	30.81	30.83
1978	35.17	35.12	35.11	35.11	35.12
1979	42.30	42.25	42.21	42.21	42.19
1980	54.46	54.40	54.37	54.39	54.39
1981	65.26	65.17	65.14	65.18	65.23
1982	70.23	70.21	70.20	70.28	70.36
1983	73.28	73.30	73.29	73.36	73.40
1984	75.32	75.37	75.36	75.41	75.43
1985	77.27	77.34	77.32	77.35	77.37
1986	79.53	79.62	79.62	79.66	79.68
1987	81.92	82.02	82.02	82.06	82.08
1988	87.45	87.52	87.53	87.57	87.61
1989	92.27	92.28	92.28	92.29	92.30
1990	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1991	109.54	109.54	109.54	109.50	109.50
1992	116.28	116.29	116.29	116.26	116.26
1993	121.87	121.95	121.97	121.96	121.98

첫째, 각 표들에서 공통적으로 볼 수 있듯이 모든 가구의 경우에서 가구별 생계비지수는 1989년 이전에는 100보다 작고 1991년 이후에는 100보다 크며, 시간이 경과할수록 점점 더 큰 값으로 나타나고 있다. 이것은 모든 가구가 기준연도인 1990년과 동일한 수준의 후생을 얻기 위해서는, 1989년 이전의 과거로 거슬러갈수록 1990년보다 점점 더 적은 금액의, 1991년 이후에는 시간이 흐를수록 1990년보다 점점 더 많은 금액의 총지출을 해야 한다는 것을 의미한다. 또 만약 시간이 흐르더라도 총지출액이 변하지 않았다면 1975~1989년간에서의 후생수준은 과거로 거슬러갈수록 1990년의 후생수준보다 점차 증가하고, 1991~1993년간에서의 후생수준은 시간이 흐를수록 점차 1990년의 후생수준보다 감소하고 있음을 의미한다.

둘째, 각 표에서 특정의 2개 연도의 값을 비교하면 그 2개 연도에서 동일한 수준의 후생을 얻기 위해서는 총지출액이 얼마나 변화해야 하는가를 알 수 있다. 예를 들면 가구주직업이 전문직인 가구가 1993년에 1990년과 동일한 후생수준을 얻기 위해서는 1993년의 총지출액이 1990년의 그것보다 21.80% 증가해야만 한다.

## 5. 相對價格效果

각각의 재화에 대한 개별 소비자들의 수요량이 상대가격의 변화와 무관하다면 라스파이레스 지수는 진정한 생계비지수와 일치하겠지만 그러한 가정은 매우 비현실적이다. 개별 소비자들은 상대가격의 변화에 대응하여 각 재화에 대한 수요량 혹은 지출배분을 재조정하므로 고정된 가중치를 사용하는 라스파이레스 지수에는 계측상의 오차, 즉 代替偏倚가 나타나게 된다.

따라서 현행 소비자물가지수가 상대가격효과를 무시하여 나타나는 문제점은 대체편의를 계측함으로써 보일 수 있다. 대체편의와 관련한 가장 중요한 점은 그것의 크기인데, 특히 우리나라의 경우 소비자물가지수를 계산할 때 가중치를 5년마다 수정하므로 대체편의는 매우 클 것으로 생각된다. 본 연구에서 대체편의는 Lloyd(1975)에 따라 다음과 같이 계측하였다.

$$\text{代替偏倚} = \frac{LP_t - TP_t}{TP_t - 100} \times 100 \quad (14)$$

여기서  $LP_t$ 는  $t$ 기의 소비자물가지수의 값이고,  $TP_t$ 는  $t$ 기의 진정한 가구별 생계비지수의 값이다. 대체편의의 계측결과는 가구특성별로 <표 4>, <표 5> 및 <표 6>에 정리하였다. 각 표에서 ‘평균’은 연도별 대체편의의 절대값의 평균이다. 이 표들로부터 다음의 사실들을 알 수 있다.

첫째, 각 표에서 볼 수 있듯이 대체편의 값의 부호는 대체로 1975~1982 및 1991~1993년간에는 음(-)으로 또 1983~1989년간에는 양(+)으로 나타나고 있다. 1990년 이전의 경우 대체편의 값의 부호가 음이라는 것은 그 기간에는 라스파이레스 지수가 과소평가되었고, 반대로 대체편의 값의 부호가 양이라는 것은 그 기간 동안에는 라스파이레스 지수가 과대평가되었다는 것을 의미한다(1990년 이후에는 반대임). 따라서 대체로 볼 때 1982년 이전의 소비자물가지수는 과대평가되었고, 1983년 이후의 그것은 과소평가되었다는 것을 알 수 있다.

이렇게 1982년 전후를 기준으로 현행 라스파이레스 지수가 과대 혹은 과소 평가된 이유는 우리나라가 1982년 이전에는 연간 10~30% 수준의 고물가시기이고, 1983년 이후는 2~7% 수준의 물가안정기라는 사실과 매우 밀접한 관련

이 있다고 생각된다. 그리고 이러한 결과는 앞에서 서술한 바와 같이 물가상승 시기에는 라스파이레스 지수가 과대평가된다는 이론적 주장과 일치하는 것이다.

둘째, 각 표의 대체편의 값을 동일 연도내의 가구특성별로 살펴보면 (+), (-)의 부호가 일관되게 나타나지 않는 경우가 흔히 나타났다. 즉 <표 4>의 경우에는 2개 연도(1991 및 1992년), <표 5>의 경우에는 3개 연도(1980, 1983 및 1992년), <표 6>의 경우에는 2개 연도(1979 및 1983년)에서 (+), (-) 부호가 함께 나타나고 있다. 또 대체편의 값이 특정 연도내에서 동일한 부호로 나타나는 경우에도 그 크기는 가구특성이 다름에 따라 상당한 차이를 보이고 있으며, 대체편의 크기의 차이는 최근으로 올수록 확대되는 경향을 보이고 있다. 이러한 사실은 라스파이레스 방식의 우리나라 소비자물가지수가 항상 일관된 방향의 편의를 나타낸다고 보기 어렵다는 것을 의미하며, 그러한 불규칙성은 향후에도 계속될 수 있다고 예상된다. 현행 소비자물가지수에 포함된 편의의 크기는 물론이고 편의의 방향조차도 예측할 수 없다면, 현행 지수로부터 얻는 정보는 왜곡될 가능성이 크다. 또 가구특성의 차이에 따라 동일 연도에서 대체편의 값의 부호가 다르거나 그 값의 크기가 다르다는 사실은 현행 지수의 추세적 변동 혹은 증가율에서 얻는 정보에도 편의가 포함되어 있고, 그 편의는 주로 가구특성의 차이에서 비롯된다는 사실을 의미한다.

셋째, 각 표에 나타난 값을 절대값으로 읽으면 대체편의는 가구주직업별, 가구주연령별, 가구규모별의 순서로 최고 7.47, 7.68, 4.36까지에 이르고 있다. Lloyd(1975), Braithwait(1980), Kokoski(1987) 등에서 계산된 다른 나라 생계비지수의 대체편의 값이 1.0~2.3 정도인 것과 비교하면 우리나라 소비자물가지수의 대체편의는 상대적으로 매우 크다는 것을 알 수 있다. 이러한 사실은 다른 나라의 소비자보다 우리나라 소비자들의 지출배분행태가 상대가격의 변화에 훨씬 더 민감하다는 것을 의미한다. 특히 1975년, 1981 및 1982년, 1986, 1987 및 1988년 등에서 대체편의가 크게 증가하고 있는데, 이것은 이 시기들에서 상대가격효과가 매우 크게 나타났음을 의미한다.

이렇게 우리나라 소비자물가지수의 대체편의가 매우 크다는 사실은, 라스파이레스 방식의 현행 지수를 진정한 생계비지수의 근사치로 사용할 수 있다는 믿음이 과연 타당한지에 대한 의문을 제기하게 한다. 라스파이레스 지수를 계속 사용하고자 고집한다면 그것에 수반되는 대체편의를 줄일 수 있는 방법을

모색하여야만 한다. 지수를 계측할 때 적용하는 가중치를 매월 혹은 매년마다 수정해 준다면 대체편의의 상당 부분을 줄일 수는 있겠지만, 근본적인 해결책은 본 연구에서와 같이 진정한 생계비지수를 직접 계측하여 사용하는 것이다.<sup>11)</sup>

넷째, 각 표에 나타난 대체편의의 평균을 비교해 보면 가구주직업에 따라 2.11~2.75, 가구주연령에 따라 1.89~2.65, 가구규모에 따라 1.61~1.86으로 나타났다. 이러한 사실은 가구특성의 차이에 따라 상대가격 변화에 민감하게 반응하는 정도가 다르다는 것을 의미하며, 또 상대가격효과를 무시한 현행 소비자물가지수로는 가구후생수준 변화를 올바르게 파악하기 어렵다는 것을 의미한다. 그리고 대체편의 평균의 크기 순서로부터(본 연구에 포함된 세 가지 가구특성 중에서는) 가구주직업의 차이가 대체편의를 유발하는 가장 중요한 가구특성이고, 그 다음으로 가구주연령의 차이, 가구규모의 차이 순서로 중요하다는 것을 알 수 있다.

생계비지수를 측정하는 주된 목적은 물가 변동으로 인한 생계비 변화, 그것에 기초한 후생수준 변화를 알기 위한 것이다. 라스파이레스 방식의 소비자물가지수가 정확성과 유용성을 가짐으로써 이러한 목적을 만족시키기 위해서는 다음의 두 가지 가정이 만족되어야만 한다. 즉 물가 변동 과정에서 재화간의 상대가격이 변화하여도 소비자는 이에 반응하여 구매량을 변화시켜서는 안되며, 또 가구특성이 소비자마다 다르더라도 소비자는 그러한 차이를 고려하여 지출배분을 하여서는 안된다. 그러나 현실의 소비자는 합리적인 지출배분을 위하여 최대한 노력하므로 상대가격의 변화에 민감하게 반응하면서, 또 자신이 소속된 가구의 가구특성을 충분히 고려하면서 자신의 소득을 지출한다. 따라서 우리나라의 현행 소비자물가지수는 이러한 점을 무시함으로써, 즉 지수계측방법에 원래부터 내재된 결함으로 인하여 많은 또 불규칙한 계측오차를 포함하게 되었으며, 그 결과 가구별 후생지표는 물론이고 일반 후생지표로서도 충분하지 못함을 알 수 있다.

11) 본 연구의 가구별 생계비지수 계측모형을 이용하면 가구특성별 지수는 물론이고 總指數도 계산할 수 있다. 본 연구에서는 상대가격효과 및 가구특성효과가 생계비지수에 미치는 효과에 초점을 맞추고 있으므로 총지수 혹은 社會的指數는 계측하지 않았다. 사회적 지수에 대한 더 자세한 논의는 Jorgenson and Slesnick(1983, 1990), Poliak(1981), Slesnick(1991) 등을 참조.

한편 가구별 생계비지수를 계측하는 데 필요한 기초 통계자료가 매월 또 매분기 조사·집계되고 있으므로, 본 연구의 가구별 생계비지수도 매월 또 매분기 단위로 신속하게 계측될 수 있다.



〈表 4〉 消費者物價指數의 代替偏倚(家口主職業別 指數 기준)

연 도	전문직	사무직	판매직	서비스직	생산직
1975	-2.2509	-2.3008	-2.3614	-2.3555	-2.3642
1976	-0.3349	-0.4122	-0.4579	-0.4367	-0.4348
1977	-0.8776	-0.9171	-0.8656	-0.8527	-0.8408
1978	-1.5674	-1.5746	-1.3852	-1.3685	-1.3428
1979	-0.2675	-0.2696	-0.1801	-0.2084	-0.2091
1980	-0.1807	-0.3150	-0.2878	-0.3024	-0.3186
1981	-5.0492	-5.2162	-4.4713	-4.3395	-4.2568
1982	-3.0056	-3.5221	-3.2746	-3.0675	-3.0777
1983	0.8990	0.3547	0.0693	0.2311	0.1125
1984	3.5452	3.0454	2.3606	2.4777	2.2747
1985	4.0739	3.7221	3.1347	3.3160	3.0912
1986	6.4126	5.9332	4.9003	5.1106	4.8170
1987	7.4723	6.8732	5.6185	5.8341	5.5010
1988	5.6936	5.0350	4.1472	4.5153	4.2559
1989	3.9148	3.4615	2.9236	3.0555	2.8722
1990	-	-	-	-	-
1991	1.9301	0.9467	-0.5989	-0.7809	-0.9659
1992	1.5521	0.9836	0.0569	-0.0987	-0.2042
1993	-0.4588	-0.6874	-0.8422	-1.0299	-1.0347
평 균	2.7492	2.5317	2.1076	2.1878	2.1097

〈表 5〉 消費者物價指數의 代替偏倚(家口主年齡別 指數 기준)

연 도	24	25	30	35	40	45	50	55
1975	-2.3795	-2.4053	-2.4454	-2.4196	-2.3626	-2.3030	-2.2654	-2.3432
1976	-0.4075	-0.4421	-0.4781	-0.4518	-0.3770	-0.2785	-0.2716	-0.3396
1977	-0.7426	-0.7770	-0.7927	-0.8085	-0.7999	-0.7340	-0.7038	-0.7454
1978	-1.1395	-1.1760	-1.1669	-1.2414	-1.3066	-1.2520	-1.1608	-1.2064
1979	-0.0225	-0.0917	-0.1419	-0.1868	-0.2386	-0.2178	-0.0623	-0.1626
1980	-0.0571	-0.2258	-0.3984	-0.4158	-0.3547	-0.1558	0.1915	-0.1711
1981	-3.5498	-3.7558	-3.8269	-4.1107	-4.2492	-3.7941	-3.1129	-3.6954
1982	-2.5517	-2.8737	-3.2386	-3.3029	-2.9838	-2.0960	-1.0136	-2.3162
1983	0.3344	0.0749	-0.4177	-0.2838	0.2440	1.0598	2.2205	0.7242
1984	2.0949	1.9243	1.3869	1.6549	2.2913	2.9654	4.1319	2.5809
1985	2.8505	2.8824	2.4599	2.6957	3.2487	3.7984	5.0724	3.4790
1986	4.0998	4.1666	3.6498	4.0587	4.8812	5.5210	6.8084	5.0116
1987	4.6446	4.6622	4.0333	4.5276	5.5007	6.2681	7.6816	5.6497
1988	3.7144	3.7895	3.2743	3.6727	4.6228	5.5992	7.0095	4.9463
1989	2.7575	2.6107	2.1331	2.3448	2.9047	3.5522	4.7051	3.2140
1990	-	-	-	-	-	-	-	-
1991	-1.4830	-2.2698	-3.2257	-2.6585	-1.5872	-0.6940	-0.2359	-1.3994
1992	-0.4944	-1.0144	-1.6193	-1.2754	-0.6602	-0.1612	0.0621	-0.5559
1993	-0.6955	-1.1479	-1.4890	-1.4622	-1.3636	-1.1704	-0.9901	-1.1884
평 균	1.8899	2.0161	2.0099	2.0873	2.2209	2.3123	2.6500	2.2072

〈表 6〉 消費者物價指數의 代替偏倚(家口規模別 指數 기준)

연 도	2人	3人	4人	5人	6人
1975	-2.4323	-2.4171	-2.4098	-2.3877	-2.3747
1976	-0.4615	-0.4358	-0.4091	-0.3669	-0.3282
1977	-0.7092	-0.7295	-0.7247	-0.7017	-0.6784
1978	-0.9789	-1.0503	-1.0700	-1.0612	-1.0419
1979	0.0067	-0.0940	-0.1484	-0.1610	-0.1948
1980	-0.0971	-0.2132	-0.2749	-0.2312	-0.2353
1981	-2.6995	-2.9649	-3.0509	-2.9427	-2.7910
1982	-2.2428	-2.3118	-2.3452	-2.0799	-1.8215
1983	-0.0682	0.0185	-0.0224	0.2128	0.3919
1984	1.3127	1.5191	1.4654	1.6482	1.7470
1985	2.0568	2.3622	2.2946	2.4209	2.5278
1986	3.0551	3.5478	3.5387	3.7149	3.8544
1987	3.4491	3.9909	3.9902	4.2078	4.3604
1988	2.7757	3.3833	3.4644	3.7687	4.0966
1989	2.1437	2.3254	2.2717	2.4412	2.5446
1990	-	-	-	-	-
1991	-2.5164	-2.5010	-2.4660	-2.1254	-2.1238
1992	-1.0988	-1.1509	-1.1474	-0.9556	-0.9934
1993	-0.7940	-1.1197	-1.2231	-1.1731	-1.2903
평 균	1.6055	1.7853	1.7954	1.8112	1.8553

또 가구특성의 차이에 따른 대체편의 크기의 편차가 최근으로 올수록 더 확대되는 경향을 보이고 있다는 사실은 현행 지수의 미흡함과 가구별 후생지표의 필요성이 점점 더 강조되어야 한다는 것을 의미한다.

## 6. 家口特性效果

현행 소비자물가지수에 내재된 다른 하나의 문제점은 이 지수가 가구특성효과를 반영하고 있지 않다는 점이다. 가구특성의 차이가 가구별 생계비 및 후생 수준 변화에 미치는 효과를 실증적으로 보이기 위하여, 가구특성효과를 다음의 식에 의하여 계측하였다.

$$\text{家口特性效果} = \frac{TP_i^* - TP_i'}{TP_i' - 100} \times 100 \quad (15)$$

여기서  $TP_i^*$ 는 비교할 가구의 진정한 생계비지수이고,  $TP_i'$ 는 기준가구의 진정한

한 생계비지수이다. 가구특성효과의 계측결과는 가구특성별로 <표 7>, <표 8> 및 <표 9>에 각각 정리하였다. 각 표에서 '평균'은 연도별 가구특성효과의 절대값의 평균이다. 이 표들로부터 다음의 몇 가지 사실을 알 수 있다.

첫째, 각 가구특성효과의 값들은 가구주직업의 차이에 따라  $-0.83 \sim 2.92$ , 가구주연령의 차이에 따라  $-3.08 \sim 1.80$ , 가구규모의 차이 따라  $-1.27 \sim 0.50$ 의 정도로 많은 편차를 보이고 있다. 그리고 이러한 특정 가구특성 내에서의 편차는 최근으로 올수록 더 확대되는 경향을 보이고 있다. 이러한 사실은 가구특성의 차이가 가구별 생계비 및 후생수준 변화에 많은 영향을 미치고 있으며, 또 영향을 미치는 정도가 점점 커지고 있다는 것을 의미한다. 따라서 가구특성효과는 앞으로 매우 중요하게 고려되어야 하며, 우리나라의 소비자물가지수 계측방법도 가구특성별 지수를 계산할 수 있는 방향으로 개선되어야 한다고 생각된다.

둘째, 각 표에 나타난 평균값을 비교하면 가구주직업별, 가구주연령별, 가구규모별의 순서로  $0.35 \sim 0.87$ (총평균 $=0.69$ ),  $0.19 \sim 1.16$ (총평균 $=0.51$ ),  $0.19 \sim$

<表 7> 家口特性效果(基準家口 = 家口主職業이 전문직인 家口)

연 도	사무직	판매직	서비스직	생산직
1975	0.0510	0.1131	0.1070	0.1160
1976	0.0776	0.1236	0.1022	0.1003
1977	0.0398	-0.0120	-0.0250	-0.0371
1978	0.0073	-0.1847	-0.2016	-0.2276
1979	0.0021	-0.0875	-0.0591	-0.0584
1980	0.1347	0.1074	0.1221	0.1383
1981	0.1762	-0.6049	-0.7418	-0.8275
1982	0.5352	0.2780	0.0638	0.0743
1983	0.5423	0.8290	0.6663	0.7856
1984	0.4850	1.1572	1.0416	1.2422
1985	0.3391	0.9106	0.7336	0.9532
1986	0.4525	1.4416	1.2387	1.5223
1987	0.5605	1.7551	1.5478	1.8684
1988	0.6270	1.4848	1.1274	1.3789
1989	0.4381	0.9630	0.8338	1.0134
1990	-	-	-	-
1991	0.9742	2.5443	2.7325	2.9244
1992	0.5629	1.4942	1.6524	1.7599
1993	0.2301	0.3866	0.5770	0.5819
평 균	0.3464	0.8043	0.7541	0.8672

〈表 8〉 家口特性效果(基準家口 = 家口主年齡0| 24歲 以下인 家口)

연도	25	30	35	40	45	50	55
1975	0.0265	0.0676	0.0411	-0.0172	-0.0782	-0.1167	-0.0371
1976	0.0347	0.0709	0.0445	-0.0306	-0.1293	-0.1363	-0.0681
1977	0.0346	0.0505	0.0664	0.0577	-0.0086	-0.0390	0.0028
1978	0.0369	0.0277	0.1031	0.1693	0.1139	0.0215	0.0677
1979	0.0693	0.1195	0.1646	0.2165	0.1957	0.0398	0.1403
1980	0.1691	0.3426	0.3602	0.2987	0.0988	-0.2482	0.1142
1981	0.2140	0.2882	0.5849	0.7305	0.2539	-0.4508	0.1512
1982	0.3315	0.7099	0.7769	0.4453	-0.4654	-1.5538	-0.2411
1983	0.2592	0.7553	0.6200	0.0902	-0.7177	-1.8450	-0.3870
1984	0.1674	0.6983	0.4328	-0.1919	-0.8453	-1.9561	-0.4737
1985	-0.0310	0.3812	0.1507	-0.3856	-0.9132	-2.1146	-0.6073
1986	-0.0641	0.4341	0.0394	-0.7449	-1.3468	-2.5358	-0.8683
1987	-0.0168	0.5875	0.1119	-0.8114	-1.5277	-2.8204	-0.9513
1988	-0.0723	0.4260	0.0401	-0.8683	-1.7848	-3.0793	-1.1738
1989	0.1430	0.6113	0.4032	-0.1431	-0.7675	-1.8601	-0.4423
1990	-	-	-	-	-	-	-
1991	0.8050	1.8008	1.2076	0.1058	-0.7945	-1.2500	-0.0847
1992	0.5253	1.1433	0.7910	0.1668	-0.3337	-0.5562	0.0618
1993	0.4576	0.8054	0.7779	0.6773	0.4805	0.2974	0.4988
평 균	0.1921	0.5178	0.3731	0.3417	0.6031	1.1623	0.3540

〈表 9〉 家口特性效果(基準家口 = 家口規模가 2人인 家口)

연도	3人	4人	5人	6人
1975	-0.0155	-0.0230	-0.0457	-0.0590
1976	-0.0258	-0.0526	-0.0949	-0.1336
1977	0.0204	0.0156	-0.0075	-0.0309
1978	0.0721	0.0921	0.0832	0.0636
1979	0.1009	0.1554	0.1680	0.2020
1980	0.1163	0.1783	0.1344	0.1385
1981	0.2735	0.3624	0.2505	0.0941
1982	0.0706	0.1048	-0.1663	-0.4291
1983	-0.0868	-0.0457	-0.2804	-0.4584
1984	-0.2032	-0.1505	-0.3300	-0.4268
1985	-0.2983	-0.2324	-0.3554	-0.4593
1986	-0.4758	-0.4670	-0.6362	-0.7696
1987	-0.5210	-0.5203	-0.7280	-0.8732
1988	-0.5877	-0.6657	-0.9569	-1.2689
1989	-0.1775	-0.1251	-0.2904	-0.3909
1990	-	-	-	-
1991	-0.0157	-0.0516	-0.3994	-0.4010
1992	0.0526	0.0491	-0.1445	-0.1064
1993	0.3294	0.4344	0.3836	0.5027
평 균	0.1913	0.2070	0.3031	0.3782

0.37(총평균=0.27)의 크기로 나타났다. 이러한 사실로부터 가구특성이 생계비 및 후생수준 변화에 미치는 효과의 크기가(본 연구에 포함된 세 가지 가구 특성 중에서는) 가구주직업, 가구주연령, 가구규모의 순서로 크다는 것을 알 수 있다.

## V. 結 論

본 연구에서는 대체편의를 유발시키는 상대가격효과와 가구별 생계비 차이 혹은 후생불평등을 유발시키는 가구특성효과의 크기를 실증적으로 계측함으로써, 현행 소비자물가지수 계측방법에 내재된 중요한 문제점을 보이고 이를 해소할 수 있는 적절한 대안을 제시하고자 하였다.

본 연구의 실증분석은 세 단계로 이루어졌다. 먼저 「트랜스로그」 수요방정식체계를 완전정보최우추정법으로 추정하여 얻은 모수들의 추정치를 이용하여 가구별 생계비지수를 계측하고, 그 결과를 분석하였다. 두번째로 현행 소비자물가지수의 대체편의를 계산하여, 현행 지수에 포함된 계측오차의 크기를 알아보았다. 끝으로 가구별 생계비지수에 포함된 가구특성효과의 크기를 계산하여, 가구특성효과의 중요성과 이 효과를 무시한 현행 지수의 문제점을 보이려고 하였다.

먼저 대체편의를 계산함으로써 얻은 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 대체로 볼 때 1982년 이전의 소비자물가지수는 과대평가되었고, 1983년 이후의 그것은 과소평가되었던 것으로 나타났다.

둘째, 가구특성의 차이에 따라 동일 연도내에서의 대체편의 값들의 부호가 다르게 나타나는 경우가 흔히 나타났으며, 동일한 부호로 나타나는 경우에도 대체편의의 크기는 가구특성이 다름에 따라 상당한 차이를 보이고 있으며, 크기의 차이는 최근으로 올수록 확대되는 경향을 보이고 있다. 이러한 사실은 라스파이레스 방식의 우리나라 소비자물가지수가 항상 일관된 방향의 편의를 나타내는 것이 아니라는 것을 의미하며, 또 계측오차의 크기 및 불규칙성은 앞으로 더 확대될 수 있음을 시사한다.

셋째, 대체편의는 가구주직업별, 가구주연령별, 가구규모별의 순서로 최고 7.47, 7.68, 4.36까지에 이르고 있는데, 이러한 결과로부터 우리나라 소비자물

가지수의 대체편의는 다른 나라와 비교할 때 상대적으로 매우 크다는 것을 알 수 있다. 라스파이레스 방식으로 계측되기 때문에 나타나는 대체편의가 이렇게 크다는 사실은 현행 지수의 유용성을 저해하는 중요한 문제점의 하나이다.

넷째, 대체편의의 평균은 가구주직업에 따라 2.11~2.75, 가구주연령에 따라 1.89~2.65, 가구규모에 따라 1.61~1.86으로 나타났다. 이러한 사실은 가구특성의 차이에 따라 상대가격 변화에 반응하여 지출배분을 재조정하는 정도가 다르다는 것을 의미하며, 또 상대가격효과를 무시한 현행 소비자물가지수로는 가구후생수준 변화를 올바르게 파악하기 어렵다는 것을 의미한다.

생계비지수를 계측하는 주된 목적이 물가 변동으로 인한 생계비 변화 및 그것에 기초한 후생수준 변화를 알기 위한 것이라면, 우리나라의 소비자물가지수 계측방법도 이 계측목적에 충실한 방향으로 개선되어야 한다. 즉 물가 변동 과정에서 수반되기 마련인 재화간의 상대가격 변화에 대응한 소비자의 지출배분재조정을 반영할 수 있어야 한다. 이러한 중요한 효과를 무시한 현행 지수는 많은 또 불규칙한 계측오차를 포함하게 되었으며, 그 결과 가구별 후생지표로는 물론이고 일반 후생지표로서도 충분하지 못하다. 특히 가구특성의 차이에 따른 대체편의 크기의 편차가 최근으로 올수록 더 확대되는 경향을 보이고 있다는 사실은 현행 지수 계측방법의 결함과 가구별 후생지표의 필요성을 점점 더 강조하는 것이다.

가구특성의 차이로 유발되는 가구특성효과를 계측하고 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 가구특성효과의 계산값은 가구특성이 다름에 따라 많은 편차를 보이고 있으며, 이러한 편차의 크기는 최근으로 올수록 더 확대되는 경향을 보이고 있다. 이러한 사실은 가구특성의 차이가 가구별 생계비 및 후생수준 변화에 많은 영향을 미치고 있으며, 또 영향을 미치는 정도가 점점 커지고 있다는 것을 의미한다.

둘째, 가구특성효과의 평균값을 비교하면 가구주직업별, 가구주연령별, 가구규모별의 순서로 0.35~0.87(총평균=0.69), 0.19~1.16(총평균=0.51), 0.19~0.37(총평균=0.27)의 크기로 나타났다. 이러한 사실로부터 가구특성이 생계비 및 후생수준 변화에 미치는 효과의 크기가(본 연구에 포함된 세 가지 가구특성 중에서는) 가구주직업, 가구주연령, 가구규모의 순서로 크다는 것을 알 수 있다.

‘가구특성의 차이가 유발하는 가구별 생계비 및 가구후생수준의 차이’라는 가구특성효과는 앞으로 점점 더 강하게 나타날 것으로 예상된다. 따라서 우리나라의 소비자물가지수 계측방법도 가구특성별 지수를 계산할 수 있는 방향으로 개선되어야 한다.

상대가격효과와 가구특성효과를 명시적으로 고려하고 있는 본 연구의 가구별 생계비지수 계측모형은 현행 소비자물가지수의 문제점을 해소할 수 있는 적절한 대안이 될 수 있다고 생각한다.

### 參 考 文 獻

1. 經濟企劃院, 『都市家計年報』, 各年度(1975~1993年).
2. 尹盛民, 『韓國의 消費選好에 관한 實證研究』, 高麗大學校 大學院 博士學位論文, 1989.
3. \_\_\_\_\_, “家口別 生計費指數”, 『論文集』, 제33집, 釜山工業大學校, 1991, pp. 517-537.
4. \_\_\_\_\_, “家口特性이 고려된 生計費指數의 計測”, 『經濟學研究』, 제40집 제2호, 韓國經濟學會, 1992, pp. 491-515.
5. 한국은행, 『경제통계연보』, 1994.
6. Adelman, I. and Z. Griliches, “On an Index of Quality Change,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 56, 1961, pp. 535-548.
7. Afriat, S. N., *The Price Index*, Cambridge: Cambridge University Press, 1977.
8. Allen, R. G. D., “The Economic Theory of Index Numbers,” *Econometrica*, Vol. 16, 1949, pp. 197-203.
9. \_\_\_\_\_, *Index Numbers in Theory and Practice*, London: Macmillan, 1975.
10. Barnes, R. and R. Gillingham, “Demographic Effects in Demand Analysis: Estimation of the Quadratic Expenditure System Using Microdata,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, 1984, pp. 591-601.
11. Blackorby, C. and R. R. Russell, “Indices and Subindices of the Cost of Living and the Standard of Living,” *International Economic Re-*

- view, Vol. 19, 1978, pp. 229-240.
12. Braithwait, S. D., "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes," *American Economic Review*, Vol. 70, 1980, pp. 64-77.
13. Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Lau, "Transcendental Logarithmic Utility Functions," *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 367-383.
14. Christensen, L. R. and M. E. Manser, "Cost-of-Living Indexes and Price Indexes for U. S. Meat and Produce, 1947-1971," in N. Terleckyj(ed.), *Household Behavior and Consumption*, Nat. Bur. Econ. Res. Stud., in *Income and Wealth*, Vol. 40, New York, 1976.
15. Deaton, A. S., "The Distance Function and Consumer Behaviour with Applications to Index Numbers and Optimal Taxation," *Review of Economic Studies*, Vol. 46, 1979, pp. 391-405.
16. Deaton, A. S. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, New York: Cambridge University Press, 1980.
17. Dhrymes, P. J., "On the Measurement of Price and Quality Changes in Some Consumer Capital Goods," *American Economic Review*, Vol. 57, 1967, pp. 501-518.
18. Diewert, W. E., "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics*, Vol. 4, 1976, pp. 115-145.
19. \_\_\_\_\_, "The Economic Theory of Index Numbers: A Survey," in A. Deaton(eds.), *Essays on Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honor of Sir Richard Stone*, New York: Cambridge University Press, 1981, pp. 163-208.
20. Fisher, F. M. and K. Shell, *The Economic Theory of Price Indices*, New York: Academic Press, Inc., 1972.
21. Hagemann, R. P., "The Variability of Inflation Rates across Household Types," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 14, 1982, pp. 494-510.
22. Hayes, K. and S. Porter-Hudak, "Deadweight Loss: Theoretical Size



- Relationships and the Precision of Measurement," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, 1987, pp. 47-52.
23. Houthakker, H. S., "An International Comparison of Household Expenditure Patterns Commemorating the Centenary of Engel's Law," *Econometrica*, Vol. 25, 1957, pp. 532-551.
24. Jorgenson, D. W. and L. J. Lau, "The Integrability of Consumer Demand Functions," *European Economic Review*, Vol. 12, 1979, pp. 115-147.
25. Jorgenson, D. W., L. J. Lau, and T. M. Stoker, "Welfare Comparison under Exact Aggregation," *American Economic Review*, Vol. 70, 1980, pp. 268-272.
26. \_\_\_\_\_, "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.
27. Jorgenson, D. W. and D. T. Slesnick, "Individual and Social Cost-of-Living Indexes," *Discussion Paper No. 973*, Harvard Institute of Economic Research, Harvard University, Cambridge, Massachusetts, 1983.
28. \_\_\_\_\_, "Inequality and the Standard of Living," *Journal of Econometrics*, Vol. 43, 1990, pp. 103-120.
29. Kokoski, M. F., "Problems in the Measurement of Consumer Cost-of-Living Indexes," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, 1987, pp. 39-46.
30. Konüs, A. A., "The Problem of the True Index of the Cost of Living," *Econometrica*, Vol. 7, 1939, pp. 10-29.
31. Lau, L. J., "On Exact Index Numbers," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, 1979, pp. 73-82.
32. 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.

33. Leser, C. E. V., "Forms of Engel Functions," *Econometrica*, Vol. 31, 1963, pp. 694-703.
34. Lewbel, A., "A Unified Approach to Incorporating Demographic or Other Effects into Demand Systems," *Review of Economic Studies*, Vol. 52, 1985, pp. 1-18.
35. Lloyd, P. J., "Substitution Effects and Biases in Nontrue Price Indices," *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 301-313.
36. Manser, M. E. and R. McDonald, "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-85," *Econometrica*, Vol. 56, 1988, pp. 909-930.
37. Michael, R. T., "Variation across Households in the Rate of Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 11, 1979, pp. 32-46.
38. Muellbauer, J., "Household Composition, Engel Curves and Welfare Comparisons between Households: A Duality Approach," *European Economic Review*, Vol. 5, 1974, pp. 103-122.
39. \_\_\_\_\_, "Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children," *Economic Journal*, Vol. 87, 1977, pp. 460-487.
40. \_\_\_\_\_, "The Estimation of the Paris-Houthakker Model of Equivalence Scales," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 153-176.
41. Noe, N. N. and G. M. von Furstenberg, "The Upward Bias in the Consumer Price Index Due to Substitution," *Journal of Political Economy*, Vol. 80, 1972, pp. 1280-1294.
42. Pollak, R. A., "Subindexes in the Cost of Living Index," *International Economic Review*, Vol. 16, 1975, pp. 135-150.
43. \_\_\_\_\_, "Group Cost-of-Living Indexes," *American Economic Review*, Vol. 70, 1980, pp. 273-278.
44. \_\_\_\_\_, "The Social Cost of Living Index," *Journal of Public Economics*, Vol. 15, 1981, pp. 311-336.
45. 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.
46. \_\_\_\_\_, "Welfare Comparisons and Equivalence Scales," *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp. 216-221.
  47. \_\_\_\_\_, *Demand System Specification and Estimation*, Oxford: Oxford University Press, 1992.
  48. Porter-Hudak, S. and K. Hayes, "The Statistical Precision of a Numerical Methods Estimator as Applied to Welfare Loss," *Economics Letters*, Vol. 20, 1986, pp. 255-257.
  49. \_\_\_\_\_, "A Numerical Methods Approach to Calculating Cost-of-Living Indices," *Journal of Econometrics*, Vol. 50, 1991, pp. 91-105.
  50. Samuelson, P. A., *Foundations of Economic Analysis*, Cambridge: Oxford University Press, 1947.
  51. 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.
  52. Sen, A. K., "The Welfare Basis of Real Income Comparisons: A Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 17, 1979(a), pp. 1-45.
  53. \_\_\_\_\_, "Personal Utilities and Public Judgements: Or What's Wrong with Welfare Economics?," *Economic Journal*, Vol. 89, 1979 (b), pp. 537-558.
  54. Sherwood, M. K., "Family Budgets and Geographic Differences in Price Levels," *Monthly Labor Review*, Vol. 98, 1975, pp. 8-15.
  55. Slesnick, D. T., "Normative Index Numbers," *Journal of Econometrics*, Vol. 50, 1991, pp. 107-130.
  56. Vartia, Y., "Efficient Methods of Measuring Welfare Change and Compensated Income in Terms of Ordinary Demand Functions," *Econometrica*, Vol. 51, 1983, pp. 79-98.

〈附表〉 母數의 推定結果

가구주직업		가구주연령		가구규모	
모수	추정치(t-값)	모수	추정치(t-값)	모수	추정치(t-값)
$\alpha_F$	-2.3713(-46.64)	$\alpha_F$	-2.4685(-64.23)	$\alpha_F$	-2.3190(-38.08)
$\alpha_H$	0.6428( 7.39)	$\alpha_H$	0.7768( 12.17)	$\alpha_H$	0.6229( 6.56)
$\alpha_E$	-0.3352(-8.93)	$\alpha_E$	-0.3000(-4.51)	$\alpha_E$	-0.3388(-9.23)
$\alpha_C$	-0.2552(-6.24)	$\alpha_C$	-0.2940(-7.05)	$\alpha_C$	-0.2663(-6.69)
$\alpha_O^*$	1.3190( 19.58)	$\alpha_O^*$	1.2857( 17.55)	$\alpha_O^*$	1.3013( 20.09)
$\beta_{FF}$	-0.3349(-16.06)	$\beta_{FF}$	-0.2717(-13.31)	$\beta_{FF}$	-0.3334(-12.72)
$\beta_{FH}$	0.1202( 3.88)	$\beta_{FH}$	0.0181( 0.76)	$\beta_{FH}$	0.1284( 3.49)
$\beta_{FE}$	0.0395( 3.76)	$\beta_{FE}$	0.0651( 7.56)	$\beta_{FE}$	0.0333( 2.83)
$\beta_{FC}$	-0.0920(-6.57)	$\beta_{FC}$	-0.0693(-4.77)	$\beta_{FC}$	-0.0895(-6.06)
$\beta_{FO}^*$	0.1146( 4.56)	$\beta_{FO}^*$	0.0983( 3.91)	$\beta_{FO}^*$	0.1122( 4.29)
$\beta_{HH}$	-0.2541(-4.04)	$\beta_{HH}$	-0.1186(-2.52)	$\beta_{HH}$	-0.2677(-4.07)
$\beta_{HE}$	-0.0625(-3.54)	$\beta_{HE}$	-0.1127(-8.16)	$\beta_{HE}$	-0.0574(-3.14)
$\beta_{HC}$	0.0665( 3.30)	$\beta_{HC}$	0.0463( 2.51)	$\beta_{HC}$	0.0574( 2.85)
$\beta_{HO}^*$	0.1969( 3.91)	$\beta_{HO}^*$	0.2432( 5.35)	$\beta_{HO}^*$	0.2049( 4.34)
$\beta_{EE}$	-0.0379(-4.43)	$\beta_{EE}$	-0.0475(-2.81)	$\beta_{EE}$	-0.0355(-4.32)
$\beta_{EC}$	0.0026( 0.32)	$\beta_{EC}$	0.0120( 1.33)	$\beta_{EC}$	0.0034( 0.43)
$\beta_{EO}^*$	0.0363( 2.63)	$\beta_{EO}^*$	0.0639( 3.47)	$\beta_{EO}^*$	0.0338( 2.48)
$\beta_{CC}$	-0.1250(-8.41)	$\beta_{CC}$	-0.1389(-8.31)	$\beta_{CC}$	-0.1327(-9.27)
$\beta_{CO}^*$	0.1344( 7.29)	$\beta_{CO}^*$	0.1336( 6.38)	$\beta_{CO}^*$	0.1471( 8.42)
$\beta_{OO}$	-0.3613(-7.26)	$\beta_{OO}$	-0.4204(-7.12)	$\beta_{OO}$	-0.3784(-7.73)
$\beta_{M1}$	-0.1526(-40.42)	$\beta_{M1}$	-0.1595(-56.85)	$\beta_{M1}$	-0.1489(-32.88)
$\beta_{M2}$	0.0670( 10.37)	$\beta_{M2}$	0.0763( 16.35)	$\beta_{M2}$	0.0656( 9.31)
$\beta_{M3}$	-0.0219(-7.84)	$\beta_{M3}$	-0.0192(-3.89)	$\beta_{M3}$	-0.0222(-8.10)
$\beta_{M4}$	-0.0133(-4.43)	$\beta_{M4}$	-0.0162(-5.34)	$\beta_{M4}$	-0.0142(-4.84)
$\beta_{M5}^*$	0.1209( 24.33)	$\beta_{M5}^*$	0.1186( 22.05)	$\beta_{M5}^*$	0.1197( 25.09)
$\Phi_{FCL}$	0.0074( 1.49)	$\Phi_{FCL}$	-0.0083(-1.78)	$\Phi_{FCL}$	-0.0309(-8.01)
$\Phi_{FSA}$	0.0269( 4.96)	$\Phi_{FSA}$	-0.0331(-7.07)	$\Phi_{FSA}$	-0.0609(-15.43)
$\Phi_{FSE}$	0.0258( 4.82)	$\Phi_{FSE}$	-0.0470(-9.95)	$\Phi_{FSE}$	-0.0795(-19.62)
$\Phi_{FPE}$	0.0244( 4.42)	$\Phi_{FPE}$	-0.0526(-10.99)	$\Phi_{FPE}$	-0.1012(-24.15)
$\Phi_{HCL}$	-0.0206(-3.60)	$\Phi_{HCL}$	-0.0497(-10.28)	$\Phi_{HCL}$	0.0132( 2.32)
$\Phi_{HSA}$	-0.0303(-4.91)	$\Phi_{HSA}$	-0.0511(-10.53)	$\Phi_{HSA}$	0.0296( 5.09)
$\Phi_{HSE}$	-0.0260(-4.26)	$\Phi_{HSE}$	-0.0433(-9.09)	$\Phi_{HSE}$	0.0469( 7.86)
$\Phi_{HPE}$	-0.0241(-3.82)	$\Phi_{HPE}$	-0.0078(-1.19)	$\Phi_{HPE}$	0.0641( 10.40)
$\Phi_{ECL}$	0.0005( 0.84)	$\Phi_{ECL}$	-0.0062(-0.94)	$\Phi_{ECL}$	-0.0031(-4.25)
$\Phi_{ESA}$	0.0026( 3.53)	$\Phi_{ESA}$	0.0029( 0.44)	$\Phi_{ESA}$	-0.0049(-6.57)
$\Phi_{ESE}$	0.0027( 3.69)	$\Phi_{ESE}$	0.0192( 2.87)	$\Phi_{ESE}$	-0.0068(-8.82)
$\Phi_{EPE}$	0.0039( 5.05)	$\Phi_{EPE}$	0.0419( 6.18)	$\Phi_{EPE}$	-0.0086(-10.85)
$\Phi_{CCL}$	0.0043( 1.80)	$\Phi_{CCL}$	0.0519( 7.63)	$\Phi_{CCL}$	0.0062( 2.61)
$\Phi_{CSA}$	0.0071( 2.75)	$\Phi_{CSA}$	0.0281( 4.27)	$\Phi_{CSA}$	0.0058( 2.37)
$\Phi_{CSE}$	0.0123( 4.81)	$\Phi_{CSE}$	-0.0007(-0.13)	$\Phi_{CSE}$	0.0036( 1.43)
$\Phi_{CPE}$	0.0116( 4.37)	$\Phi_{CPE}$	-0.0016(-0.19)	$\Phi_{CPE}$	0.0051( 1.99)
$\Phi_{OCL}^*$	0.0082( 1.87)	$\Phi_{OCL}^*$	-0.0022(-0.39)	$\Phi_{OCL}^*$	0.0146( 3.57)

〈附表〉 母數의 推定結果(계속)

가구주직업		가구주연령		가구규모	
모수	추정치(t-값)	모수	추정치(t-값)	모수	추정치(t-값)
$\Phi_{OSA}^*$	-0.0064(-1.36)	$\Phi_{E25}$	-0.0017(-0.31)	$\Phi_{01}$	0.0304(7.27)
$\Phi_{OSE}^*$	-0.0149(-3.20)	$\Phi_{E35}$	-0.0018(-0.32)	$\Phi_{02}^*$	0.0358(8.35)
$\Phi_{OPE}^*$	-0.0158(-3.29)	$\Phi_{E30}$	-0.0129(-2.28)	$\Phi_{03}^*$	0.0406(9.15)
		$\Phi_{E35}$	-0.0029(-0.53)		
		$\Phi_{C25}$	0.0098(3.19)		
		$\Phi_{C30}$	0.0141(4.55)		
		$\Phi_{C35}$	0.0128(4.11)		
		$\Phi_{H25}$	0.0124(3.92)		
		$\Phi_{H30}$	0.0104(3.27)		
		$\Phi_{H35}$	0.0101(3.14)		
		$\Phi_{C35}$	0.0101(3.19)		
		$\Phi_{C25}^*$	0.0069(1.18)		
		$\Phi_{H30}^*$	0.0268(4.52)		
		$\Phi_{H35}^*$	0.0334(5.59)		
		$\Phi_{H30}^*$	0.0226(3.74)		
		$\Phi_{H35}^*$	-0.0008(-0.13)		
		$\Phi_{H30}^*$	0.0020(0.33)		
		$\Phi_{H35}^*$	0.0081(1.34)		

註: 1) \*는 추정된 모수들의 값으로부터 제약조건을 이용하여 間接推定한 것이다.

2)  $\beta_{ij}$ 는 가격변수에 대한 모수이다. 여기서 i, j = F, H, E, C, O이고, F는 음식물비, H는 주거비, E는 광열비, C는 피복비, O는 잡비를 각각 표시한다.

3)  $\beta_{Mi}$ 는 총지출액에 대한 모수이다.

4)  $\Phi_{ik}$ 는 가구특성치에 대한 모수이다. 여기서 CL은 사무직, SA는 판매직, SE는 서서비스직, PE는 생산직을, 또 25, 30, 35 등은 가구주연령을, 그리고 2, 3, 4 등은 가구규모를 각각 나타낸다.