
家口規模와 年齡構成이 消費支出에 미치는 影響

具 成 烈

.....▷ 目 次 ◁.....

- I. 序 論
- II. 資料 및 推定方法
- III. 推定結果
- IV. 推定結果의 應用
- V. 結 論

I. 序 論

1960年以後 4次에 걸친 經濟開發計劃의 수행에 따라 우리나라는 社會·經濟적으로 두가지의 큰 變動을 경험하고 있다. 그 하나는 그간의 高度經濟成長으로 後進國 내지는 開途國이란 別名을 거의 脫皮하고 있는 段階에 이르렀다는 것이며 다른 하나는 낮은 人口增加率에서 출발하여 人口增加率 加速—緩和를 거쳐 다시 낮은 人口成長率로 還元하는 人口變遷過

程을 不遠間 完了할 階梯에 와 있다는 것이다. 원래 현재의 先進諸國은 産業革命과 人口變遷을 두개의 연속적인 事象으로서 長期間 漸進的으로 경험하였으나 우리나라는 이를 短期間 同時的으로 경험하고 있다는 점이 이들과 다르며 後發開途國과는 2次世界大戰後 거의 비슷한 條件下에서 出發하였으나 이들 중 어느 나라에 못지않게 빠른 速度로 이러한 경험을 하고 있다는 점이 이들과 다르다.

경제의 고도성장에 따른 所得의 向上과 人口變遷에 수반된 家族構造의 變動은 民間部門의 消費支出水準과 그 構成에 있어 상당한 변화를 초래하였을 것으로 보인다. 그러나 문제는 民間部門의 消費支出水準과 그 構造가 변화하였다면 그중 얼마만큼이 所得水準의 向上에 따른 것이며 또 얼마만큼이 人口 내지는 家族構造의 變動에 따른 것인가 하는 것이다. 이러한 問題에 대한 解答은 궁극적으로 個個人的 福祉向上을 목표로 하는 國家政策에 있

筆者: 延世大 商經大 助教授(本原稿 執筆當時 KDI 首席 研究員)

어서 그 實績에 대한 評價는 물론 向後方向에 대하여도 좋은 示唆을 줄 수 있을 것으로 생각된다. 특히 第5次 經濟·社會開發計劃이 福祉社會의 具顯을 基調로 하여 基本需要의 充足을 內容으로 하는 社會開發을 강조하고 있고 人口政策의 強力한 추진을 통하여 가까운 장래(1990年)에 代替出產力水準¹⁾에 到達케 할 것을 目標로 하고 있어, 福祉의 尺度로서의 消費支出水準과 人口政策의 強力한 推進으로 얻게 될 消費水準과 그 構造의 變動은 충분히 吟味하여 볼 가치가 있는 것으로 보인다.

우리나라의 民間消費支出構造에 대한 研究는 최근의 細分된 經濟計劃의 必要性에 따라 比較的 活潑한 傾向을 보이고 있다. Kim²⁾은 投入算出表를 이용한 豫測模型에서 民間消費支出에 대하여 「엔겔」彈力值가 支出項目別로 一定하다는 가정하에서 民間消費支出의 構造를 豫測하였으며, Lee³⁾는 이에서 한걸음 더 나아가 相對價格의 變化를 追加적으로 도입하여 民間消費支出의 構造를 豫測코자 하였다. 그러나 이들의 연구는 「엔겔」彈力值의 推定에 있어 家口員의 年齡構成과 家口員의 數가 增加함에 따른 規模의 經濟는 考慮하지 않았다.

家口員의 構成과 數에 따른 規模의 經濟를 바탕으로 하여 民間消費支出을 把握하려는 努

력은 이미 Kim & Kim⁴⁾에 의하여 試圖된 바 있다. 이들은 Prais-Houthakker⁵⁾의 反復計算方法(iterative procedure)을 修正·應用함으로써 家口規模의 差異에 따른 消費支出의 差異(性別·年齡別 消費率)를 推定하고자 하였다. 그 결과 規模彈力值와 消費率에 대한 推定值의 값이 使用資料, 計算過程이 다름에도 不拘하고 收斂하지 않으며, 支出項目別로는 상당한 變化를 보이지만 支出總額에 관한 한 대체로 1의 값에 가까운 것을 發見하였다. 따라서 이들은 結論적으로 總消費支出에 대한 性別·年齡別 消費率과 規模彈力值가 外生的으로 주어지지 않는 한 同方法에 의한 推定值의 收斂은 기할 수 없는 것으로 보았다.

本 研究는 이들의 이러한 研究結果에 비추어 反復計算過程을 部分的으로 修正함과 아울러 推定值의 最初 값을 1 대신 資料內에서 구할 수 있는 近似值를 適用하여 棼으로써, 消費率과 規模彈力值에 대한 推定值의 收斂을 企圖하려 하였다. 具體的 方法과 使用資料는 다음 章에서 記述되고 있으며 Ⅲ節에서는 推定結果를 Ⅳ節에서는 推定結果를 家口의 規模와 그 構成의 變化로 인하여 派生된 消費支出의 變動分에 대한 推定과 豫測을 試圖하여 보았으며 아울러 子女養育費에 대한 試算도 試圖하여 보았다. 마지막으로 Ⅴ節에서는 研究結果를 要約하고 問題點과 示唆點을 略述하였다.

Ⅱ. 資料 및 推定方法

1. 資 料

資料는 經濟企劃院 調查統計局의 1978年 都

- 1) 夫婦가 2子女만을 成人으로 養育하는 水準의 出產力.
- 2) Yoon Hyung, Kim, "A 53-Sector Inter-Industry Projection Model, 1974-1981", in *Planning Model and Macroeconomic Policy Issues*, Chuck Kyo Kim (ed.), KDI, 1977.
- 3) Tong Hun Lee, "Projection and Evaluation of Consumption Patterns in Korea, 1976-1991", "Report Submitted to IBRD and UNDP, Nov.10, 1977.
- 4) Kwang Suk Kim and Dai Young Kim, "The Effect of Household Size, Structure and Income on Expenditure Patterns", Working Paper 7510, May 1975. 金光錫·金大泳, 「單位消費者尺度의 推定試圖」, 『韓國開發研究』, 第1卷第3號, 韓國開發研究院, 1979.
- 5) Prais and Houthakker, "The Analysis of Family Budgets", rev. ed., Cambridge, 1971.

市家計調査를 利用하였다. 이는 龜尾市를 除外한 全國35個市の 全家口를 對象으로 層化·系統抽出에 의하여 標本을 抽出하였으며 每月家計簿記帳方式에 의하여 調査한 것이다. 1978年 都市家計調査에 대하여 特記할 만한 점은 同年의 不動産投機熱로 인하여 住居費의 支出增加뿐만 아니라 非正常所得의 增大로 인하여 消費支出全體가 影響을 받지 않았겠는가 하는 점이다. 이러한 점은 同報告書⁶⁾에서도 注目하여 住宅價格引上에 따른 自家評價額과 支出房貫의 增加와 함께 家具什器에 대한 支出의 增大로 住居費가 費目中 가장 큰 增加를 보인 것을 指擧하고 있다. 따라서 本稿의 研究結果를 다른 目的에 使用함에 있어서는 이러한 資料의 特殊性을 감안하여야 할 것으로 보인다.

本稿에서는 調査標本 3,019家口中 調査月數가 7個月以上 되면서 家口主의 年齡이 적어도 6個月이상 變動이 없는 家口를 選定하고 이들의 年平均支出額을 基礎資料로 使用하였다. 이를 段階의으로 說明하여 보면 다음과 같다.

가. 調査標本 3,019家口中 調査月數가 7個月以上 되는 家口數 :

調 個 月 數	7	8	9	10	11	12	合計
家 口 數	274	300	263	291	417	955	2,500

6) 經濟企劃院 調査統計局, 『都市家計年報』, 1978, p. 23.

7) (表 1)의 1月과 12月の 支出을 比較하여 보면 60,000원 가량의 차이가 나는데 이는 그 前부가 月間支出의 차이라기보다는 同年의 높은 物價上昇에 基因하는 것으로 보아야 할 것이다. 따라서 消費支出의 月平均은 物價上昇을 감안한 實質價格統制로 우선 換算한 후에 이를 合算하여 年平均을 구하여야 이상적이다. 그러나 이는 첫째, 品目別 實質價格系列을 算出하는 데 따르는 번잡성과, 둘째 物價上昇率이 年間 一定率로 持續되었다고 가정한다면 月平均의 年平均에로의 合算過程에서 物價變動의 影響을 어느 정도 相殺될 것 이므로 적용하지 않았다.

나. (가)의 2,500家口中 적어도 6個月이상 家口主의 年齡變動이 ±1 이내이면서 家口員數가 同一한 家口 :

個 月	6	7	8	9	10	11	12	合計
家 口 數	347	319	301	279	237	291	431	2,205

다. (나)의 2,205家口中 個月數가 12個月 미만인 家口의 年平均支出額은 12個月全體에 걸쳐 資料가 있는 431家口의 月平均消費支出 (表 1 참조)을 標準으로 하여 구하였다. 예컨대 1~7月間 7個月만 支出($\sum_{i=1}^7 X_i$) 資料가 있는 家口의 年間支出($\sum_{i=1}^{12} X_i$)은 標準家口의 月平均支出을 X_i^s 라 할 때 다음과 같다⁷⁾.

$$\sum_{i=1}^{12} X_i = \sum_{i=1}^7 X_i \left(\frac{\sum_{i=1}^{12} X_i^s}{\sum_{i=1}^7 X_i^s} \right)$$

라. 위에서 算出된 資料에서 生活水準에 따른 消費支出의 차이를 排除하기 위하여 家口의 規模別 消費支出平均値에서 $(\pm 1) \cdot (\text{標準偏差})$ 이내에 속하는 家口만을 最終標本으로 選定하였다. 生活水準은 家族規模뿐만 아니라 家口主의 年齡 및 家口員의 構成과도 函數關係에 있으므로 生活水準의 差異를 排除하려면 이들 두 변수도 統制한 후의 類似家口集團에 대하여 極端值를 除去하는 것이 理想的이다. 그러나 이는 現在의 標本 크기로서는 實際通用이 거의 不可能하다. 따라서 最終標本의 選定過程에서 一定規模의 家口集團中, 家口主年齡과 家口員構成面에서 該當規模集團의 平均의 인 家口에 비하여 아주 높거나 낮은 消費支出이 要求되는 家口가 除去되는 것은 不可避하였다. 예컨대 家族規模가 낮은 家口의 平均의 인 特性이 家口主의 나이 30~40歲, 家口員構

成이 30~40歲 成人 들, 14歲 미만 子女 들, 消費支出水準이 6~11萬원이라면, ①이러한 平均의 特性을 가지면서도 消費支出水準이 11萬원 이상이거나 6萬원 미만인 家口와 ②家口 主의 나이(所得水準에 變化를 가져오는 生活 週期上의 位置) 혹은 餘他 家口員의 年齡構成 이 이들 平均的인 特性과 다른 家口는 必然的 으로 생기는 消費支出의 多寡 때문에, 分析 對象에서 除去될 수도 있다는 것이다. 그러나 ②로 인한 有效標本의 損失 및 이에 따른 推

定值의 偏倚보다는 ①을 통한 非正常支出家口 의 除去 및 이에 따른 推定值의 有效性的의 增 大效果가 보다 큰 것으로 判斷된다. 家口員數 別 月平均 支出의 平均值 및 標準偏差에 있어 서 最終標本과 그 전의 標本간 차이를 살펴보면 <表 2>와 같다.

2. 推定方法

가. 金光錫·金大泳의 反復推定方法

<表 1> 標準家口의 月平均消費支出의 構成

(단위: 원)

	食料品	住居費	光熱費	被服費	雜 費	合 計
1 月	42,458	26,462	6,800	11,353	24,719	111,792
2 月	42,010	19,600	6,402	9,991	30,599	108,602
3 月	42,279	23,046	6,322	10,124	35,385	117,156
4 月	43,038	27,544	5,593	12,336	24,763	113,274
5 月	48,516	30,706	6,794	11,218	31,803	129,037
6 月	51,001	31,306	7,217	10,728	30,262	130,514
7 月	52,703	29,659	4,805	11,879	26,854	125,900
8 月	53,178	26,948	5,026	7,728	36,668	129,548
9 月	60,520	32,674	6,502	15,778	36,352	151,826
10 月	58,087	28,169	6,694	11,920	27,540	132,410
11 月	69,229	31,182	8,200	14,850	34,146	157,607
12 月	68,753	31,018	8,587	20,852	42,008	171,218
合 計	631,772	338,314	78,942	148,757	381,099	1,578,884

<表 2> 家口員數別 月平均消費支出의 標本特性值

(단위: 원)

家 口 員 數	家口構成이 6個月以上 不變인 標本 (2,203)			最 終 標 本		
	平 均	標準偏差	標 本 數	平 均	標準偏差	標 本 數
2 名	86,734	39,328	120	78,474	18,292	90
3 名	98,339	46,295	338	88,215	23,575	263
4 名	116,208	54,992	551	106,199	28,458	439
5 名	137,037	72,605	542	121,181	37,639	449
6 名	148,067	74,162	367	134,256	40,730	280
7 名	160,185	92,837	181	141,215	44,530	149
8 名 以上	191,662	93,841	104	175,873	44,910	80
合 計	129,468	71,532	2,203	116,570	40,990	1,750

本稿의 推定方法을 說明하기 전에 比較가 가능하도록 이들의 反復推定方法을 要約하면 다음과 같다.

1) 우선 個別消費項目의 推定을 (1)式에 의하여 項目別로 다섯가지의 다른 函數型으로 推定하여 본 후 項目別로 說明力이 가장 높은 函數型을 택한다. 단, 反復過程의 最初段階에서는 規模彈力值와 歲別消費率을 모두 1로서 假定한다.

$$\frac{C_i}{(\sum U_{ai} N_a)^{\theta_i}} = f_i \left(\frac{C}{(\sum U_a N_a)^{\theta}} \right) \dots (1)$$

f : 函數記號 θ : 規模彈力值
 c : 消費支出 i : 消費支出項目
 N : 家口員數 a : 年齡階級
 U : 消費率

2) (1)式에서 推定된 項目別 消費函數를 利用하여 項目別 規模彈力值를 (2)式에 의하여 推定하며, 消費支出總額에 대한 規模彈力值는 項目別 規模彈力值의 加重平均으로서 (3)式과 같이 구한다.

$$\ln \left(\frac{C_i}{\hat{f}_i} \right) = \theta_i \cdot \ln \sum U_{ai} N_a \dots (2)$$

$$\theta = \sum_i \hat{\theta}_i \frac{C_i}{C} \dots (3)$$

3) 歲別消費率은 項目別로는 (4)式에서와 같이 推定하며, 消費支出總額에 대하여는 (5)式에서와 같이 項目別 消費率을 加重平均함으로써 구한다. 단, 反復推定의 最初段階에서는 (4)式의 左邊에 나타나는 消費支出總額에 대

한 消費率은 性·年齡을 不問하고 모두 1로 假定한다.

$$\left[\frac{C_i}{\hat{f}_i \left[\frac{C}{\sum \hat{U}_a N_a} \right]^{\hat{\theta}_i}} \right]^{\frac{1}{\hat{\theta}_i}} = \sum U_{ai} N_a \dots (4)$$

$$U_a^* = \sum \hat{U}_a \cdot \frac{\hat{\theta}_i}{\hat{\theta}} \cdot \frac{C_i}{C} \cdot \frac{1}{\sum \hat{U}_{ai} N_a}$$

$$U_a = \hat{U}_a^* / \hat{U}_a^* \dots (5)$$

a' : 成人年齡 U_a : 1

4) 1)~3)의 過程을 새로운 推定值를 代入함으로써 反復한다.

推定方法은 다음과 같은 側面에서 改善의 餘地가 있는 것으로 보인다. 첫째, 項目別 消費支出函數의 設定에 있어서 消費項目別로 各已 適當한 函數型을 택한다는 것은 合理的인 것처럼 보인다. 왜냐하면 消費項目別로 分明히 다른 特性—예컨대, 劣等財, 優等財等—을 갖고 있기 때문이다. 따라서 만일 消費項目別 特性을 事前的으로 알고 있다면 그 特性에 가장 符合하는 函數型을 택하는 것이 바람직하다 하겠다. 그러나 推定에 사용되는 資料가 計測誤差(measurement error)를 內包하고 있는⁸⁾ 反復計算의 初期段階에서 特定한 函數型이 特定項目의 消費支出를 잘 說明한다고 해서 이를 택한다는 것은 바람직하지 못하다. 왜냐하면 計測誤差가 存在하고 있는 狀態에서 眞正한 關係에 가장 가까운 函數型이 가장 높은 說明力을 보인다는 保障은 없기 때문이며, 만일 事實과 다른 函數型이 說明力이 높다고 선택되었을 때 이로 인한 誤差(specification error)는 反復計算過程에서 累積되어질 것이기 때문이다. 더구나 이들이 지적한 바와 같이 項目別로 다른 函數形態를 취할 때는 異分

8) 예컨대 (1)式의 最初 推定에 있어 方程式의 左·右兩邊에 U_a 및 U_a 의 眞正한 값 대신 近似值 1을 代入한다면 이는 左·右邊의 兩變數에 대한 計測誤差의 性格을 띠게 된다.

散(heteroscedasticity)의 問題도 있는 것이므로 項目別 消費函數에 대하여 事前的인 知識이 없는 한 어느 하나의 函數型을 택하는 것이 오히려 推定誤差의 範圍도 줄일 뿐 아니라 計算過程도 單純化하는 利點이 있는 것으로 보인다. 둘째, 反復推定過程의 短縮을 위하여서나 또한 이들이 지적한 (5)式의 識別問題를 解決하기 위하여서도 最初段階에서 이미 推定을 要하는 規模彈力値와 歲別消費率에 대하여 一律적으로 1을 代入하는 것보다는 資料內에서 大體적으로 얻을 수 있는 近似値를 적용하는 것이 바람직하다. 물론 이들도 家計規模別로 統制된 資料에서 消費率을 일단 推定한 후 이를 反復計算에 代入하는 方法을 試圖한 바 있다. 그러나 家計規模 대신 同一한 年齡群의 家口員으로만 構成된 標本으로부터 1차적 推定値를 얻는 것이 보다 바람직한 것으로 보인다. 특히 14歲以上の 家口員으로만 構成된 家口만을 대상으로 할 때 이들 家口員의 消費率이 모두 1의 값으로 假定된 것이므로 이에 대한 推定이 事前的으로 必要하지 않다. 따라서 이러한 家口만을 대상으로 하여 歲別消費率을 제외한 모든 매개변수(parameter)를 推定한 다음, 標本을 모든 家口로 擴大함으로써 既推定된 推定値와 一貫性(consistency) 있는 歲別消費率을 推定할 수 있을 것으로 보인다. 물론 이렇게 하여 얻어진 모든 推定値를 全標本을 대상으로 한 하나의 큰 反復計算過程의 初期値로 看做하고 反復計算過程을 試圖하여 볼 수도 있겠으나 個別項目의 函數型을 모두 同一하다고 假定한 이상 이는 不必要한 것으로 보인다. 왜냐하면 이미 言及한 바와 같이 式設定에 있어서의 誤差가 反復計算過程에서 計測誤差와 함께 累積되어질 것이기 때문이다.

나. 本稿의 推定方法

本稿에서는 위에서 指摘된 몇가지 점을 고려하여 다음과 같이 反復計算過程을 單純化하였다.

1) 우선 反復計算過程을 短縮하기 위하여 規模彈力値의 최초값을 1로 하는 대신 消費率에 대한 情報가 不必要한 資料(14歲以上 家口員으로만 構成된 家口)만을 대상으로 規模彈力値를 (6)式에서의 같이 1次的으로 推定하였다.

$$\ln C = \ln k + \theta \cdot \ln N_{a'} \dots \dots \dots (6)$$

C : 消費支出總額

N_{a'} : 14歲以上 家口員의 數

項目別 消費函數는 一括적으로 雙對數型임을 假定하였다. 따라서 推定式은 (7)式과 같으며 그 最初推定에는 (6)式에서 구한 規模彈力値($\hat{\theta}$)를 이용하였다.

$$\ln C_i = \ln k_i + \varepsilon_i (\ln C - \hat{\theta} \ln N_{a'}) + \theta_i \ln N_{a'} \dots \dots \dots (7)$$

C_i, k_i, ε_i, θ_i : i번째 項目의 消費支出額, 常數, 「엔겔」彈力値, 規模彈力値

項目別 規模彈力値(θ_i)와 支出總額에 대한 規模彈力値(θ)간에는 (8)式의 關係가 成立하므로 θ의 2次 추정치는 (8)式에 의하여 얻을 수 있으며 이를 다시 (7)式에 代入함으로써 θ와 θ_i의 값이 (8)式의 關係가 成立될 때까지 反復推定을 행한다.

$$\theta = \sum_i \theta_i \frac{C_i}{C} \dots \dots \dots (8)$$

2) 對象標本을 14歲以上 家口員만으로 구성된 家口로부터 全體家口로 擴大하여 歲別消

費率을 推定한다. 단, 反復過程을 短縮시키기 위하여 消費支出總額에 대한 歲別 消費率은 (9)式에 의하여 1次의으로 推定한 다음 各項目에 대한 歲別 消費率은 (10)式에 의하여 推定한다. 項目別 歲別消費率(U_{ai})과 消費支出總額에 대한 歲別消費率(U_a)간에는 (11)式의 關係가 있으므로, 消費支出總額에 대한 歲別 消費率의 2차적인 推定値는 (11)式의 關係에서 算出될 수 있으며, 여기서 算出된 計算値는 다시 (10)式의 左邊에 代入함으로써 項目別 歲別消費率을 새로이 推定할 수 있으며, 이러한 反復推定((10)式과 (11)式)은 (11)式의 關係가 成立될 때까지 行한다.

$$\left(\frac{C}{k}\right)^{\frac{1}{\theta}} - N_a = \sum_{a \neq a'} U_a N_{a'} \dots\dots\dots(9)$$

$$\left[\frac{C_i(\sum \hat{U}_a N_a)^{\theta_{ii}}}{k_i C^{ii}}\right]^{\frac{1}{\theta_i}} - N_{a'i} = \sum_{a \neq a'} U_{ai} N_a \dots\dots\dots(10)$$

$$\hat{U}_a = \sum_i \frac{C_i \hat{\theta}_i \hat{U}_{ai}}{C \cdot \theta} \cdot \frac{\sum_a \hat{U}_a N_a}{\sum_a \hat{U}_{ai} N_a} \dots\dots\dots(11)$$

$$U_{a'} : 1, \quad U_{a'i} : 1$$

3) 1), 2)에서 얻어진 推定値는 그 自體를 結論의인 것으로 看做할 수 있다. 그러나 이 推定値는 다른 하나의 反復推定을 위한 初期資料로 이용되어질 수도 있다. 즉, 「엔겔」彈力値와 規模彈力値에 관한 한 一部資料(14歲以上 家口員으로만 구성된 家口)에 限定되어 算出된 것을 全體資料에 擴大하여 (12)式과 같이 새로이 推定하여 볼 수 있으며, (12)式에서의 새로운 推定値는 (8)―(10)―(11)―(12)의 反復推定過程의 始發點으로 이용될 수 있다. 그러나 이미 지적한 바와 같은 이유로 이러한 反復推定은 試圖하지 않았다.

$$\ln C_i = \ln k_i + \varepsilon_i (\ln C - \hat{\theta} \ln \sum \hat{U}_a N_a) + \theta_i \ln \sum \hat{U}_{ai} N_{a'} \dots\dots\dots(12)$$

III. 推定結果

1. 規模彈力値와 「엔겔」彈力値의 推定(14歲 以上 家口標本)

14歲 以上 家口員으로 構成된 家口만을 對象으로 하여 (6)式에 의한 規模彈力値의 最初値를 推定한 結果는 다음과 같다. 단, 所得水準은 統制할 수 없으므로 確率變數로 假定하였다.

$$\ln C = 13.276 + 0.6017 \ln N_{a'} \dots\dots\dots(6')$$

(0.49) (0.038)

$$R^2 : 0.480, \quad F : 286.4, \quad n : 293$$

위의 θ 推定値(0.6017)를 最初値로 하여 (7)式과 (8)式을 反復推定한 結果 (7)式에 代入한 $\hat{\theta}$ 의 값과 (8)式에서의 $\bar{\theta}$ 의 값이 一致하지 않으며 反復推定の 回數가 거듭될수록 두 값간의 差異가 오히려 확산됨을 보였다. 즉, 最初推定段階에서 $\hat{\theta}$ 와 $\bar{\theta}$ 간의 差異는 0.0065인데 반하여 20회 推定段階에서는 0.0193, 40회 段階에서는 0.0608로서 回數가 거듭될수록 커짐을 보였다. 더구나 40회 段階에서는 項目別 規模彈力値의 값이 모두가 負의 값을 보일 뿐만 아니라 推定係數의 有意性도 크게 低下됨으로써 이 方法에 의하여 有意的 推定値를 얻기는 힘든 것으로 보였다. 그러나, (7)式의 θ 값을 위에서의 값이 (8)式에서 얻어지는 $\bar{\theta}$ 로서 다음 回의 推定에 直接 代入하는 대신 θ 에

〈表 3〉 項目別 消費函數「파라메타」의 推定 結果

	θ	食料品	住居費	光熱費	被服費	雜費	$\bar{\theta}$
lnk_i		3.1489 (0.609)	-4.1125 (1.194)	2.2966 (1.009)	-6.6617 (2.038)	-9.1533 (1.429)	
ε_i		0.6967 (0.046)	1.2071 (0.090)	0.6215 (0.076)	1.3304 (0.153)	1.5376 (0.107)	
θ_i	0.7109	0.6546 (0.030)	0.4890 (0.059)	0.5303 (0.050)	0.5621 (0.100)	1.0987 (0.070)	0.7109
R^2		0.6876	0.4358	0.3599	0.2465	0.5734	

註: ()안의 數는 標準偏差인.

서 θ 와 $\bar{\theta}$ 間의 差異($\theta - \bar{\theta}$)를 뺀 값 $\{\theta - (\bar{\theta} - \theta)\}$ 을 代入하였을 때 θ 와 $\bar{\theta}$ 는 反復推定의 回數가 거듭됨에 따라 一致하여 감을 보였다. 즉, θ 와 $\bar{\theta}$ 間의 差異는 最初推定段階에서는 0.0065이나 40回 段階에서는 0.0006, 130回 段階에서는 거의 0에 가까웠다. 따라서 (9), (10), (11)式의 推定에 사용될 $k_i, \varepsilon_i, \theta, \theta_i$ 의 값은 〈表 3〉의 130回 推定段階에서 얻어진 것으로 하였다. 단, k 의 값은 (6')式의 推定結果에서 逆算된 平均值를 취하였다. 즉,

$$k = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s [C_i / N_i^{\theta}] = 509, 571$$

s: 標本數

2. 年齡階級別 消費率의 推定(全標本)

〈表 3〉의 結果를 이용하여 (9)式의 歲別消費率 U_a 의 近似值를 推定한 결과 $U_{0-2} = 0.6827$, $U_{3-5} = 0.6795$, $U_{6-13} = 0.7180$ 를 얻었으며 이때의 R^2 는 0.188이었다. 이를 初期值로 하여 (10), (11)式을 反復추정한 결과, 〈表 4〉에 나타난 바와 같이, (10)式에 代入되는 U_a 의 값을 前期 反復추정단계에서 얻어진 \bar{U}_a 를 쓰거나 또는 $U_{a, n-1} - (\bar{U}_{a, n-1} - U_{a, n-1})$ 을 쓰거나 간에 U_a 와 \bar{U}_a 간의 차이가 수렴하지 않고 擴散됨을 보였다. 따라서 (9)式의 推

〈表 4〉 14歲以上 消費率을 1로 하였을 때 推定回數別 $U_{a, n} - \bar{U}_{a, n}$ 의 값

反復推定의 回數 (n)	年齡階級 (a)		
	0~2	3~5	6~13
I. $U_{a, n} = \bar{U}_{a, n-1}$ 의 경우			
1	0.1998	0.0646	0.1441
2	0.2057	0.0603	0.1468
3	1.2991	0.8595	1.1576
4	2.5812	1.6867	2.3090
5	5.0817	3.2763	4.5672
II. $U_{a, n} = U_{a, n-1} - (\bar{U}_{a, n-1} - U_{a, n-1})$ 의 경우			
1	0.1998	0.0646	0.1441
2	0.1927	0.0682	0.1404
3	0.1848	0.0706	0.1360
4	0.1763	0.0718	0.1309
5	0.1673	0.0716	0.1252

註: U_a 의 最初代入值는 0.6827(0~2歲), 0.6795(3~5歲) 0.7180(6~13歲), 1(14歲 以上)이며 品目推定值 U_a 의 값 및 R^2 는 表를 簡略化하기 위하여 省略하였음.

定에 있어서 成人의 消費率을 事前的으로 1의 값을 주는 대신, 이를 다른 年齡「그룹」의 消費率과 마찬가지로 (9)式의 右側에 넣어 推定한 後 標準化(normalization)하는 方法을 취하여 보았다. 그 결과 $U_{0-2} = 0.6429$, $U_{3-5} = 0.6558$, $U_{6-13} = 0.6846$ 이었으며 R^2 는 0.416으로서 앞서의 것과 비할 때 크게 向上된 것이었다. 그러나 (10)式에 代入되는 U_a 의 값을 前期 추정단계에서 얻어진 \bar{U}_a 를 썼을 때 〈表 5 참조〉 U_a 와 \bar{U}_a 간의 차이가 벌어짐을 보였으며, 대신 $U_a - (\bar{U}_a - U_a)$ 를 代入하였을 때는

(表 6 上端 참조) 그 차이가 적어져서 최종 추정단계에서의 차이가 소수 둘째자리에서, 40회 추정단계에서는 세째자리, 80회 추정단계에서는 네째자리 등 每 40회째 추정을 거듭할 때 마다 $\bar{U}_a - U_a$ 의 크기가 1/10로 감소하여 133회에 이르러서는 거의 차이가 없어짐을 보였다. 여기서 얻어진 收斂值가 U_a 의 最初代入值의 다름에 不拘하고 安定的인가를 檢討하기 위하여, U_a 의 最初代入值를 (7)式 또는 그에 類似한 推定值 대신 一括的으로 1의 값을 주고 똑같은 反復推定을 하여 본 결과 (表 6)의 下端에서와 같이 U_a 및 U_{ai} 의 값이

비슷한 數值에 수렴함을 보였다. 特異한 現象은 이때의 反復推定回數가 앞서의 反復推定回數에 비하여 相當히 短縮되었다는 점이다.

그러나 (表 6)의 收斂結果에 있어서 몇가지 疑問點이 제기된다. 첫째는 3~5세 자녀의 消費率이 雜費를 제외한 모든 費目에서 1보다 크며 平均的으로 成人의 約 40%를 더 消費한다는 점이다. 둘째는 0~2歲 子女의 住居消費率이 成人消費率보다 約 45% 더 크며, 住居費에 관한 한 14歲 未滿 年齡層의 消費率이 14歲以上 年齡層의 消費率보다 共通的으로 크다는 점이다. 特記할 만한 事實은 住居費의

〈表 5〉 歲別消費率의 項目別 推定值 (1) : $U_{a, n} = \bar{U}_{a, n-1}$

n	U_{ai}	年 齡 階 級 (a)				R^2
		0~2	3~5	6~13	14+	
1	U_a	0.6546(0.6429)	0.6677(0.6658)	0.6970(0.6846)	1.0182(1)	0.416
	食 料 品	0.7634(0.7240)	0.9308(0.8828)	0.8838(0.8382)	1.0544(1)	0.578
	住 居 費	1.6189(1.0783)	1.4571(0.9705)	0.9434(0.6284)	1.5013(1)	0.108
	光 熱 費	1.0072(0.8275)	0.6583(0.5408)	0.7419(0.6095)	1.2172(1)	0.145
	被 服 費	0.7645(0.3964)	1.3959(0.7238)	1.2397(0.6428)	1.9286(1)	0.114
	雜 費	0.4472(0.4259)	0.2455(0.2338)	0.5711(0.5439)	1.0501(1)	0.515
	\bar{U}_a	0.6440(0.6370)	0.6299(0.6231)	0.6806(0.6732)	1.0110(1)	
	$\bar{U}_a - U_a$	-0.0106(-0.0059)	-0.0378(-0.0327)	-0.0164(-0.0114)	-0.0072(0)	
2	U_a	0.6440(0.6370)	0.6299(0.6231)	0.6806(0.6732)	0.0110(1)	
	食 料 品	0.7546(0.7194)	0.8961(0.8544)	0.8689(0.8284)	1.0490(1)	0.578
	住 居 費	1.5761(1.0633)	1.3486(0.9099)	0.9027(0.6090)	1.4823(1)	0.109
	光 熱 費	0.9945(0.8220)	0.6244(0.5161)	0.7267(0.6007)	1.2098(1)	0.146
	被 服 費	0.7405(0.3885)	1.2728(0.6678)	1.1885(0.6235)	1.9061(1)	0.115
	雜 費	0.4390(0.4212)	0.2170(0.2082)	0.5568(0.5342)	1.0424(1)	0.518
	\bar{U}_a	0.6334(0.6308)	0.5918(0.5894)	0.6640(0.6613)	1.0041(1)	
	$\bar{U}_a - U_a$	-0.0106(-0.0062)	-0.0381(-0.0337)	-0.0166(-0.0120)	-0.0069(0)	
4	U_a	0.6228(0.6243)	0.5534(0.5547)	0.6473(0.6488)	0.9976(1)	
	食 料 品	0.7369(0.7094)	0.8252(0.7944)	0.8385(0.8072)	1.0388(1)	0.578
	住 居 費	1.4923(1.0312)	1.1362(0.7852)	0.8218(0.5679)	1.4471(1)	0.109
	光 熱 費	0.9690(0.8102)	0.5553(0.4643)	0.6955(0.5816)	1.1960(1)	0.147
	被 服 費	0.6923(0.3713)	1.0309(0.5528)	1.0865(0.5827)	1.8647(1)	0.116
	雜 費	0.4225(0.4109)	0.1589(0.1545)	0.5279(0.5134)	1.0282(1)	0.523
	\bar{U}_a	0.6121(0.6174)	0.5147(0.5191)	0.6304(0.6358)	0.9915(1)	
	$\bar{U}_a - U_a$	-0.0107(-0.0069)	-0.0387(-0.0357)	-0.0169(-0.0131)	-0.0061(0)	

註: ()안의 數字는 標準化된 數值임.

消費率이 3~5歲(2.52), 0~2歲(1.45), 6~13歲(1.07)의 順序를 보이고 있어 家口의 生涯週期(life cycle)를 反映하고 있지 않나 하는 점이다. 이러한 점에서 볼 때 앞서의 순환추

정의 모든 段階에서 家長의 年齡을 하나의 統制變數로 導入하는 것이 바람직한 것으로 보이지만 限定된 標本規模를 감안할 때 적용하여 보기는 힘들다. 세제는 최초추정치와 收斂

〈表 6〉 歲別消費率의 項目別 推定值 (II) : $U_{a,n} = U_{a,n-1} - (\bar{U}_{a,n-1} - U_{a,n-1})$

n	U_a	年 齡 階 級 (a)				R^2
		0~2	3~5	6~13	14+	
I. U_a 의 最初값을 推定值로 代入하였을 때						
1	U_a	0.6546(0.6429)	0.6677(0.6558)	0.6970(0.6846)	1.0182(1)	0.416
	食 料 品	0.7634(0.7240)	0.9308(0.8828)	0.8838(0.8382)	1.0544(1)	0.578
	住 居 費	1.6189(1.0783)	1.4571(0.9705)	0.9434(0.6284)	1.5013(1)	0.108
	光 熱 費	1.0072(0.8275)	0.6583(0.5408)	0.7419(0.6095)	1.2172(1)	0.145
	被 服 費	0.7645(0.3964)	1.3959(0.7238)	1.2397(0.6428)	1.9286(1)	0.114
	雜 費	0.4472(0.4259)	0.2455(0.2338)	0.5711(0.5439)	1.0501(1)	0.516
	\bar{U}_a	0.6440(0.6370)	0.6299(0.6231)	0.6806(0.6732)	1.0110(1)	
	$\bar{U}_a - U_a$	-0.0106(-0.0059)	-0.0378(-0.0327)	-0.0164(-0.0114)	-0.0072(0)	
133	U_a	4.1803(0.7818)	7.3884(1.3817)	4.9447(0.9247)	5.3473(1)	
	食 料 品	3.0700(0.8327)	5.4897(1.4889)	3.8409(1.0417)	3.6870(1)	0.592
	住 居 費	40.0133(1.4484)	69.4522(2.5140)	29.5479(1.0696)	27.6258(1)	0.136
	光 熱 費	4.6441(0.9536)	5.2117(1.0701)	3.8579(0.7921)	4.8703(1)	0.140
	被 服 費	18.3100(0.5892)	66.9762(2.1553)	33.7857(1.0872)	31.0757(1)	0.138
	雜 費	2.9590(0.5384)	4.4012(0.8008)	4.1065(0.7471)	5.4964(1)	0.484
	\bar{U}_a	4.1230(0.7818)	7.2873(1.3817)	4.8770(0.9247)	5.2741(1)	
	$\bar{U}_a - U_a$	-0.0573(-0.0000)	-0.1010(+0.0000)	-0.0677(-0.0000)	-0.0732(0)	
II. U_a 의 最初 값을 1로 하였을 때						
1	U_a	1.0000(1.0000)	1.0000(1.0000)	1.0000(1.0000)	1.0000(1)	
	食 料 品	1.0408(1.0032)	1.2268(1.1825)	1.1409(1.0997)	1.0375(1)	0.586
	住 居 費	2.7473(1.8967)	2.4956(1.7229)	1.7827(1.2308)	1.4484(1)	0.119
	光 熱 費	1.3592(1.1295)	0.9449(0.7852)	1.0275(0.8539)	1.2034(1)	0.139
	被 服 費	1.8084(0.9768)	2.5940(1.4012)	2.2695(1.2259)	1.8513(1)	0.122
	雜 費	0.7632(0.7359)	0.4965(0.4788)	0.8449(0.8146)	1.0372(1)	0.490
	\bar{U}_a	0.9996(1.0135)	0.9650(0.9785)	0.9916(1.0055)	0.9862(1)	
	$\bar{U}_a - U_a$	-0.0004(0.0135)	-0.0350(-0.0215)	-0.0084(0.0055)	-0.0138(0)	
107	U_a	3.2902(0.7825)	5.8122(1.3823)	3.8894(0.9250)	4.2047(1)	
	食 料 品	2.5612(0.8333)	4.5781(1.4700)	3.2029(1.0420)	3.0737(1)	0.592
	住 居 費	26.2722(1.4500)	45.5734(2.5152)	19.3899(1.0701)	18.1193(1)	0.136
	光 熱 費	3.8037(0.9542)	4.2673(1.0705)	3.1586(0.7924)	3.9863(1)	0.140
	被 服 費	12.2439(0.5904)	44.7220(2.1564)	22.5602(1.0878)	20.7390(1)	0.138
	雜 費	2.3324(0.5390)	3.4668(0.8012)	3.2341(0.7474)	4.3271(1)	0.484
	\bar{U}_a	3.2452(0.7825)	5.7326(1.3823)	3.8362(0.9250)	4.1471(1)	
	$\bar{U}_a - U_a$	-0.0450(0.0000)	-0.0796(-0.0000)	-0.0532(0.0000)	-0.0575(0)	

註: ()안의 數字는 標準화된 數值임.

値에 대한 U_a , $U_a - U_a$, R^2 의 크기에 관한 것이다. 收斂値의 경우 標準化된 數値는 모두 U_{14+} 의 값이 1이며 $\bar{U}_a - U_a$ 의 값이 0에 가까움을 보인다. 그러나 標準化되지 않은 數値는 U_{14+} 의 값이 5.3(表의 上半) 혹은 4.2(表의 下半)로서 U_{14+} 의 값을 1로 假定하고서 θ_i, ε_i 등을 推定하였던 앞서의 결과와 크게 동떨어진 것이 된다. 다시 말하면 (7)式에서 (11)式에 이르는 一連의 推定過程을 (7), (8)式의 推定과 (10), (11)式의 推定으로 크게 두과정으로 나누어 볼 때 두 과정은 (9)式에 의하여 일관성 있게 연결되고 있는데 (10), (11)式의 收斂値가 과정내에서의 部分的 一致性(partial consistency)은 있으나 (7)式의 前提와 위배됨으로써 (7), (8)式의 推定値와 全體의 一致性(overall consistency)은 缺하고 있다는 것이다. 더구나 收斂했을 때의 $\bar{U}_a - U_a$ 의 절대값이 標準化되기 이전에는 오히려 최초추정치보다 크며 R^2 의 값 또한 一物品目(雜費, 光熱費)의 경우 오히려 낮게 나타나고 있다.

이와 같은 諸問題點 때문에 消費率의 推定値는 收斂値보다는 最初推定値(表 6 上端 참조)를 택하는 것이 나은 것으로 보이는데 앞서 推定된 「파라메타」의 값과 이에 一致하는 消費率의 推定値는 <表 7>에 제시된 바와 같다. 추정된 「파라메타」의 값을 그 各各에 대하여

吟味하여 보면, 우선 規模彈力値(θ_i)는 住居費와 光熱費가 0.5內外로서 가장 낮고 雜費가 1.1로서 가장 높다. 「엔젤」彈力値(ε_i)는 食料品과 光熱費는 1보다 작고 다른 支出項目은 모두 1보다 크며 이중 雜費가 1.5로서 가장 크다. 한편 歲別消費率(U_{ai})은 消費總額을 두고 볼 때 年齡에 比例하는 경향이 있으나 住居費의 경우는 14歲 미만에 限定할 때 그 反對의 「패턴」을 보이고 있으며 食料品費와 被服費는 3~5歲가 6~13歲보다 오히려 높고 光熱費의 경우 0~2歲가 6~13歲보다 높으며 雜費의 경우 0~2歲가 3~5歲보다 높게 나타나고 있다.

IV. 推定結果의 應用

<表 7>의 推定値는 여러가지로 應用하여 볼 수 있다. 그 代表的인 應用例로서는 家口規模와 構造의 變動에 따른 民間消費支出의 變動, 家口規模와 그 構成이 다른 家口集團間의 實質所得의 比較, 育兒費의 算出 등을 들 수 있다. 여기서는 民間消費支出의 變動要因을 分析하고 育兒費를 算出하는데 앞의 推定結果를 應用하여 보기로 한다.

<表 7> 項目別 消費函數「파라메타」의 推定値

	θ_i	ε_i	$\ln \bar{k}_i$	U_{ai}			
				U_{0-2}	U_{3-5}	U_{6-13}	U_{14+}
全 品 目	0.7109		13.1413	0.6429	0.6558	0.6846	1
食 料 品	0.6546	0.6967	3.1489	0.7240	0.8828	0.8382	1
住 居 費	0.4890	1.2071	-4.1125	1.0783	0.9705	0.6284	1
光 熱 費	0.5303	0.6215	2.2966	0.8275	0.5408	0.6095	1
被 服 費	0.5621	1.3304	-6.6617	0.3964	0.7238	0.6428	1
雜 費	1.0987	1.5376	-9.1533	0.4259	0.2338	0.5439	1

〈表 8〉 民間消費支出의 構成推移

(단위 : 10億원, 1975年 不變價格)

	食料品	住居費	光熱費	被服費	雜費	計
1 9 6 1	1,623.9 (65.1)	189.3 (7.6)	102.3 (4.1)	210.1 (8.4)	367.1 (14.7)	2,492.7 (100.0)
1 9 6 6	2,039.5 (61.2)	243.1 (7.3)	162.8 (4.9)	262.4 (7.9)	623.8 (18.7)	3,331.6 (100.0)
1 9 7 0	2,672.1 (56.2)	316.5 (6.7)	203.3 (4.3)	437.5 (9.2)	1,128.0 (23.7)	4,757.4 (100.0)
1 9 7 5	3,588.3 (51.7)	535.4 (7.7)	269.6 (3.9)	731.7 (10.5)	1,819.8 (26.2)	6,944.8 (100.0)
1 9 8 0 ¹⁾	4,630.0 (48.8)	845.3 (8.9)	391.7 (4.1)	841.2 (8.9)	2,783.3 (29.3)	9,491.5 (100.0)

註 : ()안의 數는 構成比임.

資料 : 經濟企劃院, 『主要業務指標』, 1980.

1) 韓國銀行, 『統計月報』, 1981. 12.

1. 民間消費支出의 家口變動要因과 展望

지난 20年間 民間消費支出의 規模와 構成의 變動推移를 살펴보면 〈表 8〉과 같다. 消費支出의 總額은 1961年의 2.5兆원에서 19年間 年平均 7%씩 增加하여 1980년에는 9.5兆원에 이르고 있다. 支出의 構造를 보면 住居費, 被服費는 8% 內外, 光熱費는 4% 內外의 安定된 比率를 占하고 있는 반면, 食料品費는 그 構成比가 65.1%에서 48.8%로 16.3%「포인트」低下되었으며 雜費는 이와 반대로 14.7%에서 29.3%로 14.6%「포인트」增加하였다.

家口規模와 家口員構成 역시 지난 20年間 상당히 變化된 것으로 보인다. 즉 〈表 9〉에 의하면 1961~80年間 家口規模는 5.7名에서 4.7名으로 約 1名이 감소되었으며, 家口員의 年齡構成面에서는 年齡이 적을수록 더 많이 減少됨으로써 家口員의 平均年齡이 上昇됨을

보이고 있다. 즉 14歲 이상 家口員의 數는 0.1名 감소된데 비하여 6~13歲는 0.2名, 3~5歲는 0.3名, 0~2歲는 0.4名이 감소되었는데 이는 주로 그간의 出生力低下와 平均壽命의 延長 때문에 생긴 現象이다⁹⁾. 이러한 家口規模의 減少는 人口規模의 增大와 더불어 家口數를 4.5百萬에서 8百萬으로 크게 增加시켰다.

家口構造와 家口數의 變動으로 인한 消費支出의 變動分은 앞서의 推定結果를 이용하여

〈表 9〉 家口數 및 家口員 構成推移

(단위 : 名, 千家口)

	家口數	平均家口員數				
		0~2	3~5	6~13	14+	計
1961	4,516	0.7	0.6	1.1	3.3	5.7
1966	5,184	0.5	0.5	1.3	3.3	5.6
1970	5,576	0.5	0.5	1.2	3.3	5.5
1975	6,648	0.4	0.4	1.1	3.3	5.2
1980 ¹⁾	7,991	0.3	0.3	0.9	3.2	4.7
1985 ²⁾	9,371	0.3	0.3	0.7	3.1	4.4
1990 ²⁾	10,649	0.3	0.3	0.6	3.0	4.2

註 : 歲別 家口員數는 人口構造에 比例配分된 것임.

資料 : 經濟企劃院, 『主要業務指標』, 1980, p. 400.

1) 經濟企劃院 調査統計局, 『인구 및 주택센서스 잠정보고』, 1980.

2) 具成烈, 「韓國의 人口·經濟模型을 통한 長期人口展望」, 『韓國開發研究』, 第3卷 第3號, 韓國開發研究院, pp. 86~118.

9) 海外移民은 年間 全體人口의 0.1%에 불과하므로 海外移民으로 인한 年齡構造의 變動은 극히 微微하다.

다음과 같이 推定될 수 있다. 基準年度를 添字 t_0 , 比較年度를 添字 t_1 으로 表記하면 t_0-t_1 期間 동안 다른 條件이 同一하고 家口構造와 家口數의 變化만 있었다고 가정할 때의 比較時點에서의 民間消費支出總額 \tilde{C}_{t_1} 과 項目別消費支出額 \tilde{C}_{i,t_1} 은 다음과 같이 算出된다.

$$\tilde{C}_{t_1} = D_{t_0} \cdot k \cdot n_{t_1} (\sum_a U_a \cdot N_{a,t_1})^\theta \dots\dots\dots (13)$$

$$\tilde{C}_{i,t_1} = D_{i,t_0} \cdot k_i \cdot n_{t_1} (\sum_a U_{ai} N_{a,t_1})^{\theta_i} \cdot (D_{t_0} \cdot k)^{\epsilon_i} \dots\dots\dots (14)$$

n : 家口數

$$D_{t_0} = C_{t_0} / [n_{t_0} k (\sum_a U_a N_{a,t_0})^\theta]$$

$$D_{i,t_0} = C_{i,t_0} / [n_{t_0} \cdot (\sum_a U_{ai} \cdot N_{a,t_0})^{\theta_i} \cdot (D_{t_0} \cdot k)^{\epsilon_i}]$$

여기서 D_{t_0} 와 D_{i,t_0} 는 t_0 時點의 消費支出額에 대한 時系列資料를 앞의 橫斷分析資料의 分析結果와 一致시키는 調整係數, 혹은 人口以外의 모든 要因, 예컨대 所得水準, 利子率, 物價上昇率 등 經濟的要因을 內包하는 「더미」變數로도 간주할 수 있다¹⁰⁾. <表 10>에서 보는 바와 같이 D_i 의 값은 대체로 增加하는 추세에 있으나 $D_{i,t}$ 의 값은 食料品과 被服費의 경우 오히려 低下되는 추세에 있으며 住居費의 경우 1970년까지는 低下되다가 이후 增加하는 경향을 보이고 있다.

<表 11>은 (13), (14)式에 의한 \tilde{C}_{i,t_1} 을 推定하여 본 結果이다. 여기서 괄호안의 數値는

<表 10> $\ln D_i$ 의 값

	全品目	食料品	住居費	光熱費	被服費	雜費
1 9 6 1	-14.8628	-4.0588	2.2004	-5.8696	5.0122	7.6787
1 9 6 6	-14.7043	-4.0711	2.1388	-5.6293	4.8884	7.8272
1 9 7 0	-14.4109	-4.0677	1.9814	-5.6530	4.9440	7.9092
1 9 7 5	-14.1782	-4.0787	2.0770	-5.6663	4.9948	7.8853
1 9 8 0	-13.9904	-4.0784	2.1687	-5.5479	4.7451	7.9124

<表 11> 家口構造變化에 따른 項目別 消費支出(C_{i,t_1})의 推定 및 豫測值

(단위 : 10億원, 1975年 不變價格)

$t_0 \sim t_1$	全品目	食料品	住居費	光熱費	被服費	雜費
1961~66	2,843.3	1,851.9 (1,848.9)	213.8 (213.5)	114.6 (114.4)	240.9 (240.5)	422.1 (421.4)
1966~70	3,547.4	2,172.8 (2,170.5)	260.2 (259.9)	171.7 (171.5)	280.4 (280.1)	662.4 (661.7)
1970~75	5,503.4	3,086.7 (3,085.2)	367.7 (367.5)	234.4 (234.3)	510.6 (510.4)	1,304.0 (1,303.4)
1975~80	7,866.0	4,067.4 (4,060.7)	615.7 (614.7)	307.8 (307.3)	842.5 (841.1)	2,032.6 (2,029.3)
1980~85	10,681.2	5,228.6 (5,212.9)	968.9 (966.0)	444.1 (442.8)	958.2 (955.3)	3,081.2 (3,071.9)
1980~90	1,1769.4	5,780.7 (5,751.5)	1,082.0 (1,076.5)	494.7 (492.2)	1,064.9 (1,059.5)	3,347.1 (3,330.2)

註 : ()안의 數는 調整前의 추정치임.

10) 앞의 推定結果가 都市家計資料에 根據하고 있으므로 여기서의 「더미」變數는 都市化率의 差異, 都農間 消費構造差異의 變動 등도 內包하고 있는 것으로 보아야 한다.

(14)式的 結果를 그대로 提示한 것으로서, 그 合計가 全品目の 數値와 比較할 때 極히 少少한 차이만 보일 따름이다. 이로써 미루어 볼 때 한편으로는 앞서의 각 「파라메타」에 대한 推定結果가 적어도 項目別 推定値와 平均値 間의 一致性(consistency)¹¹⁾에 관한 한 信賴할 만한 것이며, 다른 한편으로는 우리나라 民間 消費支出의 構造가 短期間에는 큰 變動이 없는 것임을 알 수 있다. 表에서 \tilde{C}_{i,t_1} 의 값이 모든 支出項目에 대하여 增加趨勢를 보이는 것은 D_{i_0} 의 增加趨勢 때문이며 다음 表에서 알 수 있는 바와 같이 결코 家口要因의 影響力이 增加하고 있기 때문인 것은 아니다.

〈表 12〉는 家口構造의 變動에 따른 消費支出의 變動分($\tilde{C}_{i,t_1}-C_{i,t_0}$)의 값을 期間別로 나누어 제시하고 있다. 우선 全品目に 대하여 볼 때 家口要因에 따른 消費支出變動分은 이미 言及한 대로 D_{i_0} 의 값이 增加趨勢에 있으므로 그 絕對値에 있어서는 1966~70年間을 제외하고는 대체로 增加傾向을 보이고 있다. 그

나 消費支出의 總變動分에 대한 相對的 比率(괄호안의 數値)은 全品目に 대하여 볼 때 經濟成長의 初期인 1961~66年間 가장 높은 41.8%를 占하였다가 高度成長期인 1966~70年間에는 가장 낮은 15.1%로 低下되었으며 1970年以後에는 34~36%를 占한 것으로 나타나고 있다.

이를 品目別로 보면 食料品費는 餘他品目보다 家口變動要因에 影響을 많이 받아 1966~70年間을 제외하고는 그 變動分의 거의 50%가 家口變動 때문인 것으로 나타나고 있다. 雜費는 이와 反對로 家口變動要因에 影響을 가장 적게 받아 1966~70年間은 總變動分의 7.7%만이 家口變動要因에 基因한 것이며 家口要因의 影響이 가장 컸던 1970~75年間에도 總變動分中 25.4%에 그쳤다. 住居費의 경우 1970年 이전에는 全品目平均에 비하여 家口變動要因에 影響을 많이 받았으나 70年代以後에는 그 反對의 「패턴」을 보이고 있다. 光熱費의 경우 1966~75年間은 全品目平均에 비하

〈表 12〉 家口數와 構造의 變動에 따른 消費支出 變動分($\tilde{C}_{i,t_1}-C_{i,t_0}$)
(단위: 10億원, 1975年 不變價格)

	全品目	食料品	住居費	光熱費	被服費	雜費
1961~66	350.6 (41.8)	228.0 (54.9)	24.5 (45.5)	12.3 (20.3)	30.8 (58.9)	55.0 (21.4)
1966~70	215.8 (15.1)	133.3 (21.1)	17.1 (23.3)	8.9 (22.0)	18.0 (10.3)	38.6 (7.7)
1970~75	746.0 (34.1)	414.5 (45.2)	51.2 (23.4)	31.1 (46.9)	73.2 (24.9)	176.0 (25.4)
1975~80	921.2 (36.2)	479.1 (46.0)	80.4 (25.9)	38.2 (31.3)	111.0 (101.4)	212.5 (22.1)
1980~85	1,189.7	598.6	123.6	52.4	117.0	297.9
1980~90	2,277.9	1,150.7	236.7	103.7	223.7	563.8

註: ()안의 數는 實際變動分에 대한 比率임.

즉 $(\tilde{C}_{i,t_1}-C_{i,t_0})/(C_{i,t_1}-C_{i,t_0})$

資料: 〈表 8〉, 〈表 11〉

11) 예컨대 θ 와 θ , U_2 와 U_2 의 關係

여 家口變動要因에 의한 影響이 컸으나 그 의 期間은 이와 反對였으며, 被服費의 경우는 光熱費와 反對의 「패턴」을 보이고 있다. 特別 被服費의 경우 1975~80年間 支出變動分の 100%가 家口構造의 變動에 基因하고 있는 점이 注目된다.

〈表 12〉의 下端은 向後的 消費支出變動分에 대한 豫測值로서 家口構造의 變動에 따라 1980 年에서 5年後에는 1.2兆, 10年後에는 2.3兆의

追加的 支出이 있을 것으로 豫測된다.

人口要因의 變動에 基因한 消費支出의 變動分은 다시 ①家口變動分, ②家口規模의 變動分 및 ③家口構造의 變動分으로 細分하여 볼 수 있다. 즉 (13), (14)式으로부터¹²⁾

$$\ln\left(\frac{\bar{C}_{i,t}}{C_{i,t_0}}\right) = \dot{n} + \theta \dot{N} + \theta \left[\sum_a U_a \left(\frac{N_a}{N} \right) \right] \dots\dots\dots(15)$$

〈表 13〉 消費支出增加에 關聯된 家口變動要因의 分析

		全品目	食料品	住居費	光熱費	被服費	雜費
1961~66	\dot{n} (1)	0.1380	0.1380	0.1380	0.1380	0.1380	0.1380
	$\theta_i \cdot \dot{N}$ (2)	-0.0126	-0.0116	-0.0087	-0.0094	-0.0099	-0.0194
	$\theta_i \left[\sum_a U_a \left(\frac{N_a}{N} \right) \right]$ (3)	0.0042	0.0034	-0.0088	-0.0169	0.0071	0.0194
	$\ln \bar{C}_{i,t} / C_{i,t_0}$ (4)	0.1296	0.1298	0.1205	0.1117	0.1352	0.1380
1966~70	(1)	0.0729	0.0729	0.0729	0.0729	0.0729	0.0729
	(2)	-0.0128	-0.0118	-0.0088	-0.0096	-0.0101	-0.0198
	(3)	0.0027	0.0011	0.0028	-0.0113	0.0024	0.0059
	(4)	0.0628	0.0622	0.0669	0.0520	0.0652	0.0590
1970~75	(1)	0.1758	0.1758	0.1758	0.1758	0.1758	0.1758
	(2)	-0.0399	-0.0367	-0.0274	-0.0297	-0.0315	-0.0616
	(3)	0.0098	0.0047	0.0010	-0.0044	0.0097	0.0303
	(4)	0.1457	0.1438	0.1494	0.1417	0.1540	0.1445
1975~80	(1)	0.1840	0.1840	0.1840	0.1840	0.1840	0.1840
	(2)	-0.0719	-0.0662	-0.0494	-0.0536	-0.0568	-0.1111
	(3)	0.0125	0.0059	0.0036	0.0004	0.0121	0.0361
	(4)	0.1246	0.1237	0.1382	0.1308	0.1393	0.1090
1980~85	(1)	0.1593	0.1593	0.1593	0.1593	0.1593	0.1593
	(2)	-0.0469	-0.0432	-0.0323	-0.0350	-0.0371	-0.0725
	(3)	0.0057	0.0025	0.0064	-0.0017	0.0050	0.0119
	(4)	0.1181	0.1186	0.1334	0.1226	0.1272	0.0987
1980~90	(1)	0.2872	0.2872	0.2872	0.2872	0.2872	0.2872
	(2)	-0.0800	-0.0736	-0.0550	-0.0596	-0.0632	-0.1236
	(3)	0.0079	0.0033	0.0095	0.0007	0.0067	0.0158
	(4)	0.2151	0.2169	0.2417	0.2283	0.2307	0.1794

12) $C_{i,t_0} = D_{i,t_0} \cdot k \cdot n_{i,t_0} \cdot (\sum_a U_a N_{a,t_0})^\theta$

$C_{i,t} = D_{i,t} \cdot k_i \cdot n_{i,t} \cdot (\sum_a U_{ai} N_{a,t})^{\theta_i} (D_{i,t} k)^{\theta_i}$ 이므로 (13), (14)式과 위의 식의 兩邊에 log를 취하고 (13), (14)式에서 위의 식을 빼면 (15), (16)式的 關係가 成立한다.

$$\ln\left(\frac{C_{i,t1}}{C_{i,t0}}\right) = \dot{n} + \theta_i \dot{N} + \theta_i \left[\sum_a U_{ai} \left(\frac{N_a}{N} \right) \right] \dots\dots\dots(16)$$

여기서 $\dot{X} = \ln\left(\frac{X_{t1}}{X_{t0}}\right)$ 로서 期間中 增加率을 나타낸다.

〈表 13〉은 위의 식에 의하여 消費支出增加에 關聯된 家口要因을 分解한 것이다. 우선 家口要因의 變動에 의한 消費支出增加率은 1966~70年間 가장 낮은 6.3%에서 1970~75年間 14.6%로 絶頂에 달하였다가 以後 漸減하는 추세를 보이고 있다. 이를 要因別로 살펴보면 우선 家口數의 增加率은 1961~66年間 13.8%에서 1966~70年間 7.3%로 低下되었으나 이후 急增하여 1975~80年間 18.4%의 增加를 보임으로써 絶頂에 달한 후 점차 低下되는 추세에 있으며 모든 期間에 걸쳐 消費支出變動分의 대부분을 說明하고 있다. 이에 비하여 家口規模의 減少趨勢는 消費支出에 대한 減少要因으로서, 1975~80年을 起點으로 하여 그 이전에는 負의 方向으로 絶對值의 크기가 增加하고 그 이후에는 減少하는 「패턴」을 보이고 있다. 한편 家口構造의 變動으로 인한 消費支出의 增加率은 그 絶頂에 이른 1975~80年間에도 期間中 1.3%에 그쳐 家口構造의 變動이 消費支出에 미치는 影響은 短期的으로 거의 無視하여도 좋은 것으로 보인다. 이와 같이 家口에 關聯된 모든 指標가 1975~80年間에 그 絶頂에 이르고 있는 것은 動亂후의 「베이비 붐」世代가 結婚期에 들어섬으로써 核家族化의 趨勢와 함께 家口數가 急增하게 된 한편 該간의 家族計劃事業의 效果가 80年代에

들어서야 消費構造面에 充分히 反影되기 시작하기 때문인 것으로 보인다.

全品目에 대한 이러한 「패턴」은 個別品目에 대하여도 대체로 共通되고 있다. 즉 家口數와 家口規模에 관한 한 個別品目에 대한 增加率推移가 全品目の 그것과 다를 바 없으며, 家口構造(年齡)의 變動要因 역시 全品目の 그것과 별다른 差異를 보이지 않는다. 例外로 보이는 것은 住居費에 대한 한 家口構造의 變動에 基因한 支出增加率이 1975~80年間이 아닌 1980~85年間 가장 높다는 것이나 그 影響力이 5年間 0.6%의 增加에 그칠 따름이다.

2. 育兒費의 算出

子女의 出生에서부터 一定年齡에 이르기까지의 養育費는 衣, 食, 住, 雜費 등의 直接費用과 子女의 養育에 따라 發生되는 父母, 특히 母의 機會費用¹³⁾으로 構成된다. 여기서는 이 두가지 類型의 費用中 直接費만을 算出하여보기로 한다.

直接費의 算出에 있어서는 반드시 生活水準의 차이가 考慮되어야 한다. 그러나 生活水準을 考慮하는 데는 어떠한 指標로서 生活水準을 나타낼 것이며, 또 選擇된 指標가 家口의 生涯週期全般에 걸쳐 適用될 수 있는가 하는 등의 문제가 수반된다. 이러한 문제점과 앞의 推定結果가 生活水準을 나타내는 하나의 指標가 될 수 있는 所得變數를 考慮하지 않고 있으므로 여기서 生活水準의 차이를 별도로 考慮하지는 않기로 한다.

生活水準의 차이를 論外로 할 때 直接育兒費는 〈表 7〉의 推定結果를 다음 식에 代入함으로써 쉽게 算出되어질 수 있다.

13) 子女養育으로 인하여 喪失된 經濟活動時間에 喪失된 單位時間의 經濟的 價値, 예컨대 勞動市場에서의 賃金率을 攄한 것이 된다.

$$C = k(\sum_a U_a N_a)^{\theta} \dots \dots \dots (17)$$

$$C_i = k_i \left[\frac{C}{(\sum_a U_a N_a)^{\theta}} \right]^{\theta_i} (\sum_a U_a N_a)^{\theta_i}$$

$$= k_i \cdot k^{\theta_i} (\sum_a U_a N_a)^{\theta_i} \dots \dots \dots (18)$$

〈表 14〉는 成人 2人家口를 基準으로 하여 子女數가 追加됨에 따라 생기는 消費率 및 支出額에서의 차이를 위의 식에 의하여 算出하여 본 것이다. 子女數가 둘 이상일 때 一定間隔의 遞을 두어 보다 현실에 가까운 家族構造를 想定하여 볼 수도 있으나, 表에서는 計算의 편의상 子女數가 둘 이상일 때도 同一年齡

階級에 넣었다.

우선 表의 左半에 提示된 子女數에 따른 消費率의 차이를 보면 子女가 없는 成人 2人家口의 消費率은 1.64로 나타나고 있다. 成人 2人家口의 消費率이 2가 아니고 1.64인 것은 0.36만큼의 規模經濟效果가 發生하기 때문이다. 成人 2人家口에 比하여 子女가 1名에서 3名으로 늘어남에 따라 消費率은 0.4~0.6, 0.7~1.0, 1.0~1.5만큼 增加되며 子女의 나이가 모두 14歲이상인 5人家口의 경우의 消費率은 3.14로서 規模經濟의 效果는 1.86에 이르고 있다. 이를 品目別로 보면 住居費, 光熱

〈表 14〉 子女數와 年齡構成別 年間消費支出額

	年齡階層	$(2 + N_a U_a)^{\theta_i}$				金額 (千圓)			
		$N_a=0$	$N_a=1$	$N_a=2$	$N_a=3$	$N_a=0$	$N_a=1$	$N_a=2$	$N_a=3$
全 品 目	0~2	—	1.9955	2.3296	2.6452		1,017	1,187	1,348
	3~5	—	2.0024	2.3426	2.6637		1,020	1,194	1,357
	6~13	—	2.0179	2.3715	2.7048		1,028	1,208	1,378
	14+	1.6368	2.1837	2.6792	3.1398	834	1,113	1,365	1,600
食 料 品	0~2	—	1.9270	2.2485	2.5473		453	531	604
	3~5	—	1.9998	2.3820	2.7341		471	567	656
	6~13	—	1.9795	2.3449	2.6823		468	556	639
	14+	1.5742	2.0527	2.4780	2.8678	369	486	589	681
住 居 費	0~2	—	1.7329	2.0071	2.2467		234	272	306
	3~5	—	1.7030	1.9555	2.1777		231	267	300
	6~13	—	1.6041	1.7814	1.9417		217	243	265
	14+	1.4035	1.7112	1.9697	2.1968	189	233	269	300
光 熱 費	0~2	—	1.7353	1.9884	2.2157		65	75	84
	3~5	—	1.6397	1.8163	1.9790		61	69	75
	6~13	—	1.6630	1.8589	2.0379		62	70	77
	14+	1.4442	1.7907	2.0858	2.3478	54	68	79	88
被 服 費	0~2	—	1.6344	1.7812	1.9192		87	95	103
	3~5	—	1.7564	2.0051	2.2318		94	108	122
	6~13	—	1.7268	1.9516	2.1578		92	105	116
	14+	1.4764	1.8543	2.1798	2.4711	79	100	117	133
雜 費	0~2	—	2.6476	3.1626	3.6852		178	214	251
	3~5	—	2.4182	2.6977	2.9798		163	183	204
	6~13	—	2.7895	3.4513	4.1247		189	234	281
	14+	2.1416	3.3436	4.5865	5.8608	143	226	311	398

費, 被服費의 順으로 規模經濟의 效果가 크고 雜費의 경우 가장 작은 것으로 나타나고 있다.

〈表 14〉의 右半은 k, k_2 의 값을 左半에서처럼 1로 하지 않고 〈表 7〉의 推定值를 代入함으로써 金額으로 算出한 것이다. 이에 의하면 子女數가 1名에서 3名으로 늘어남에 따라 年間消費支出額은 18~28萬원, 35~53萬원, 51~77萬원이 追加적으로 늘어나게 되며 消費支出額의 項目別構成比는 成人 2人家口일 때는 食料品費, 住居費, 雜費의 順으로 크지만 家口規模가 4人이상이고 子女의 年齡이 14歲 이상일 경우에는 雜費가 住居費보다 큰 것으로 나타나고 있다.

〈表 15〉는 〈表 14〉의 右半에서 子女數가 增加함에 따라 成人 2人家口의 消費支出에 比較하여 追加적으로 發生하는 支出額을 20歲까지 累計한 것이다. 이에 의하면 1名의 子女를 20歲까지 기르는 데는 461萬원, 2名일 경우에는

885萬원, 3名일 경우에는 1,283萬원으로서 子女數가 1名에서 2名으로 늘어남에 따라 424萬원이, 2名에서 3名으로 늘어날 때에는 398萬원이 追加적으로 소요된다. 이를 品目別로 보면 子女數가 1名인 경우 食料品費가 47.0%, 雜費가 24.2%로서 대부분을 占하여 住居費, 光熱費, 被服費는 모두 합하여서 30%에 未達된다. 이러한 育兒費의 構成은 子女數가 3名으로 늘어나도 큰 變化는 보이지 않고 規模經濟의 效果가 가장 작은 雜費의 構成比가 2.3%「포인트」더 큰 反面 食料品과 住居費의 構成比는 각각 1.0%「포인트」가량 작은 정도에 그치고 있다.

〈表 15〉의 結果는 算出方法上 差異는 있으나 1973年 都市家計資料에서 算出한 育兒費¹⁴⁾와 比較하여 보면, 育兒費의 規模는 3子女의 경우 거의 3.6倍 增加되었으나 그 構成比는 雜費의 比重이 2.4%「포인트」커졌고 被服費의 比重이 1.5%「포인트」작아졌다는 점 외에 차이를 보이지 않았다. 이를 다시 1977年 美國 北中部都市 中位家口의 育兒費¹⁵⁾와 比較하여 보면 그 構成面에서 美國의 育兒費가 食費의 比重이 우리보다 현저히 낮은 24.3%에 不過한 반면 住居費 및 光熱費(32.3%)와 雜費(33.9%)의 比重이 더 큰 것으로 나타나 우리나라와는 상당히 差異가 있음을 알 수 있다.

〈表 15〉 20歲까지의 育兒費用

(단위 : 千원)

	$N_a=1$	$N_a=2$	$N_a=3$
全品目	4,612 (100.0)	8,848 (100.0)	12,825 (100.0)
食料品	2,169 (47.0)	4,116 (46.5)	5,910 (46.1)
住居費	793 (17.2)	1,475 (16.7)	2,069 (16.1)
光熱費	216 (4.7)	411 (4.6)	575 (4.5)
被服費	320 (6.9)	609 (6.9)	875 (6.8)
雜費	1,114 (24.2)	2,237 (25.3)	3,396 (25.6)

註 : ()안의 數는 全品目에 대한 構成比인.

V. 結 論

家口의 規模와 年齡構成이 消費支出에 미치는 影響을 分析하는 데는 많은 問題點이 따른다. 그 代表的인 것으로는 이미 本文에서도

14) 具成烈, 『韓國의 育兒費와 出産力』, 韓國開發研究院, 研究·調査報告 第79—05卷, 1979. 7, p. 22.

15) Thomas J. Espenshade, *The Value and Cost of Children*, The Population Reference Bureau Inc. 32(1), 1977, pp. 24~25.

指摘된 바와 같이 品目別 消費函數型的 選定問題, 品目別 函數型이 다를 때의 反復計算過程에서의 誤差項의 異分散問題, 消費支出總額에 대한 歲別消費率의 識別問題 등을 들 수 있다.

本稿에서는 이러한 諸問題點 때문에 모든 支出項目에 대하여 函數型을 雙對數型으로 一括設定하고 14歲이상 家口員의 消費率을 基準值(1)로 두고 우선 14歲 이상의 家口員으로 구성된 家口만을 對象으로 하여 個別品目과 全品目の 消費支出間에 一貫性 있는 「파라메타」(엔젤탄력치와 規模彈力值)를 찾아낸 다음 그 結果를 全體標本에 응용함으로써 그 結果와 符合하는 消費率을 項目別로 推定하였다.

그러나 本稿의 推定結果는 여러가지 限界點을 갖는다. 그 첫째로는 消費項目別 函數型이 同一한 것으로 假定된 점으로서 個別函數型에 대한 事前的 知識이 없으며 이미 言及한 바와 같이 反復推定の 初期段階에서 說明力이 높다고 特定の 函數型을 택하는 데는 測定誤差를 隨伴하는 危險이 따르므로 不可避하게 취한 方便이기는 하나 向後的 研究에 있어서는 改善되어야 할 課題로 남는다. 둘째는 特定一個 年度의 資料를 사용함에 따라 消費支出構造, 나아가서는 이를 資料로 하여 推定된 諸「파라메타」가 當該年度의 特殊景氣에 影響을 받는다는 것이며, 셋째는 所得水準, 또는 生活水準의 차이가 考慮되지 않았다는 것이다. 특히 所得 혹은 生活水準의 統制는 資料關係上 할 수 없었으나 向後 반드시 試圖되어야 할 宿題로 생각된다. 마지막으로 所得水準 혹은 生活水準의 차이를 考慮함에 있어서는 家口主의 生涯週期(life cycle)上的 特性에 基因하는 支

出構造의 차이도 所得水準의 차이와 함께 반드시 考慮되어야 할 것으로 보인다.

橫斷分析資料에서의 推定結果를 時系列資料에 應用하여 본 결과 최근 20年間 우리나라 民間消費支出의 變動分의 1/3 이상이 家口數와 家口構造의 變動에 基因하였으며 특히 食料品費는 1970~80年間 45% 이상이 家口要因의 變動에 의하여 增加된 것으로 나타났다. 家口要因을 家口數, 家口規模, 家口構造로 三分하여 要因別 影響力을 推計하여 본 결과 그 간의 消費支出變動分은 주로 家口數의 絶對的增加에 基因한 것이며 家口規模나 構造에 있어서의 變動效果는 그 影響이 극히 限定된 것이었다. 이를 期間別로 보았을 때 家口數, 規模와 그 構成 등 모든 指標가 1975~80年間 그 絶頂에 이르렀다가 80年代에 들어서는 차츰 低下됨을 보였다. 따라서 家口要因의 變動으로 인하여 消費支出은 1980~85년의 5年間 11.8%(1.2兆원), 1980~90년의 10年間에는 21.5%(2.3兆원) 增加될 것으로 展望되었는데 1970~75年間の 14.6%, 1975~80年間の 12.5%에 비할 때 顯著히 低下된 것이다.

이러한 점에서 볼 때 第5次 經濟·社會開發計劃이 目標로 하는 國民福祉의 增進은 적어도 人口要因의 側面에 관한 한 達成하기에 유리한 고지에 있다고 볼 수 있다. 그러나 人口要因에 의한 消費支出增分은 經濟規模가 커짐에 따라 그 絶對額이 계속 增加되는 추세를 보이고 있어 人口政策의 效率의 遂行으로 인한 消費節約效果는 向後 加一層 커질 것으로 展望된다.

다른 한편으로 橫斷分析資料에서의 推定結果를 이용하여 育兒費를 算出하여 본 결과 1978年 現在 1名의 子女를 20세까지 養育하는 데

는 461萬원, 2名일 경우에는 885萬원, 3名일 경우에는 1,283萬원으로서 하나에서 둘, 둘에서 셋으로 늘어남에 따라 追加的으로 所要되는 費用은 424萬원과 398萬원인 것으로 算出되었다. 育兒費의 構成을 보면 子女數의 多少에 큰 차이없이 食料品費가 46~47%, 雜費가 24~26%로서 이들 두 項目이 70% 이상을 占하며, 住居費는 16~17%, 光熱費는 4.5~4.7

%, 被服費는 6.8~6.9%를 占하는 것으로 나타나 1973年의 育兒費構造와 別다른 차이를 보이지 않으며 先進國에 比하여 食費의 比重이 월등히 높은 반면 住居光熱費와 雜費의 比重은 상당히 낮은 것으로 나타나 消費支出構造가 여전히 食費에 크게 依存하고 있음을 보였다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院 調査統計局, 『都市家計年報』, 1978.
_____, 『인구 및 주택센서스 잠정보고』, 1980.

經濟企劃院, 『主要業務指標』, 1980.
具成烈, 『韓國의 育兒費와 出産力』, 韓國開發研究院, 研究·調査報告 第79—05卷, 1979. 7.

_____, 「韓國의 人口·經濟模型을 통한 長期人口展望」, 『韓國開發研究』, 第3卷 第3號, 韓國開發研究院, 1981.

金光錫·金大泳, 「單位消費者尺度의 推定試圖」, 『韓國開發研究』, 第1卷 第3號, 韓國開發研究院, 1979.

韓國銀行, 『統計月報』, 1981. 12.

Kim, Kwang Suk and Dai Young Kim, "The

Effect of Household Size, Structure and Income on Expenditure Patterns", Working Paper 7510, KDI, May 1975.

Kim, Yoon Hyung, "A 53-Sector Inter-Industry Projection Model, 1974-1981", *Planning Model and Macroeconomic Policy Issues*, Chuck Kyo Kim (ed.), KDI, 1977.

Lee, Tong Hun, "Projection and Evaluation of Consumption Patterns in Korea, 1976-1991", Report Submitted to IBRD and UNDP, Nov. 10, 1977.

Prais and Houthakker, "The Analysis of Family Budgets", rev. ed., Cambridge, 1971.

Thomas J. Espenshade, *The Value and Cost of Children*, The Population Reference Bureau Inc. 32(1), 1977.