

總體的家計消費構造와 그 變動形態(1953~76)

金正年

◀目 次▶	
I. 序 言	IV. 比率모델에 의한 總體의消費構造의 把握
II. 總體의消費構造의 一般의 考察	
III. 變動形態의 把握	

I. 序 言

本稿는 1953~76年の 時系列資料에 의한 우리나라 家計의 總體의消費構造와 그 變動形態에 관한 고찰이다. 먼저 1953~76年の 可處分所得에 대한 消費者支出의 關係를 살펴본다면 2가지의 현저한 특징을 알 수 있다. 첫째, <表 1>에서 보는 바와 같이 韓國動亂의 休戰期에서 復舊期에 해당되는 1953~61年の 平均消費性向의 추세는 매우 不規則的인 傾向으로 나타난다. 둘째, 1962~76年の 平均消費性向은 1962年の 1.0359에서 1976年の 0.9047과 같이 겨우 0.13 정도의 낮은 값으로 나타난다.

다시 <表 1>을 기초로 하여 작성한 <그림 1>에서 1人當實質可處分所得과 平均消費性向의 關係를 살펴 본다면 다음과 같은 몇 가지의 變動上의 특징을 지니고 있다는 것을 알 수 있다. 즉, 1人當의 實質可處分所得이 增大함에 따라 平均消費性向의 變動傾向은 1953~61年(第 1期), 1962~69年(第 2期), 그리고 1970~76年(第 3期)⁽¹⁾의 各 期間에 각각 다른 특징을 보여 준다. 第 1期은 1人當의 實質可處分所得이 停滯的인 것인데 비해 平均消費性向은 上昇傾向을 나타내며 第 2期 및 第 3期에서는 所得이 增大함에 따라 平均消費性向이 급격하게 低下하는 傾向으로 나타난다.

이같이 國民所得資料에 의거한 平均消費性向은 1953~61年에서 1961~76年에 이르는 期間에 겨우 0.0142의 低下를 보여 준다. 결국, 1人當의 平均消費性向은 3가지의 期間을 통한 長期的 變動過程에서 겨우 0.0392로 低下되는 現象으로 나타난다. 長期間에 걸쳐서 1人當의 平均消費性向이 低下하지 않은 原因에 대해서는 여러가지의 原因, 즉, 解放 이후의 累

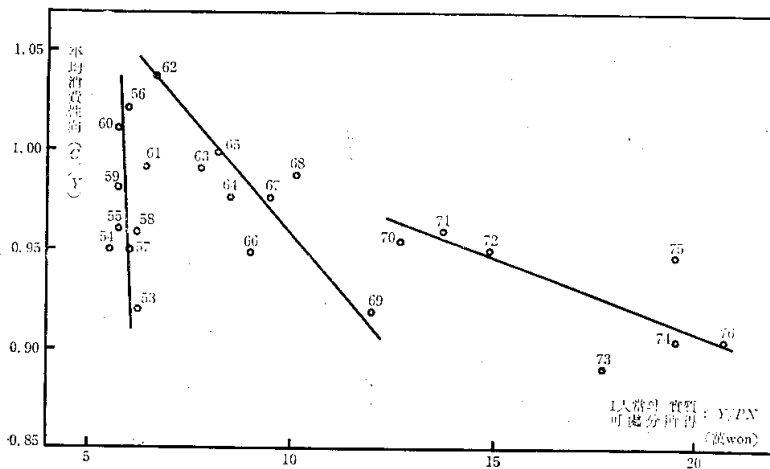
筆者: 서울大學校 經營大學 經營研究所 研究員, 서울大學校 經營大學 教授

(1) 各 期間의 分類는 任意的인 것이다. 第 1期은 주로 韓國動亂 이후의 經濟再建期이며, 第 2期은 5·16軍事革命 이후의 經濟開發期이며, 第 3期은 高度成長期로 볼 수 있다.

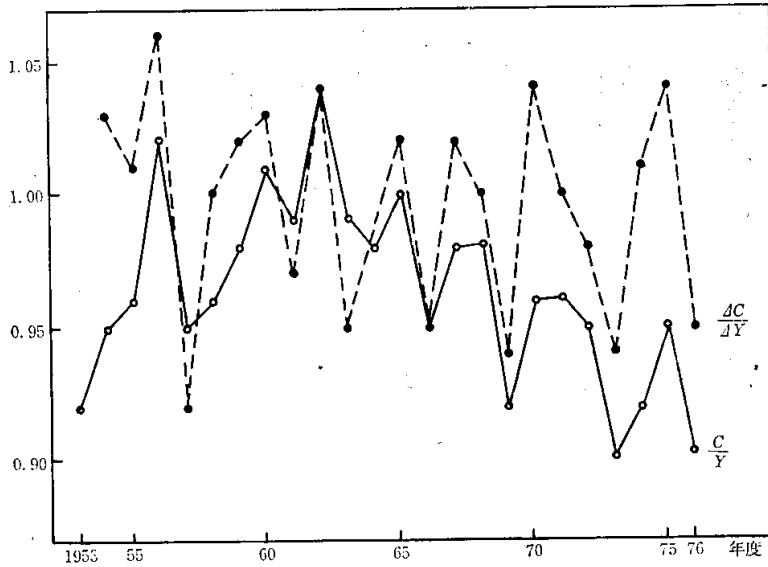
〈表 1〉 基本變數

年度	Y	C	C/Y	P	Y/P	C/P	N	Y/PN	C/PN
	可處分所得	消費支出	平均消費性向	對消費對象物價	實質可處分所得	實質消費支出	總人口	1人當의實質可處分所得	1人當의實質消費支出
	(1975=100)								
1953	43.30	39.86	0.9206	3.5	12.37	11.39	20,239	61,130	56,270
54	58.81	55.84	0.9495	5.1	11.53	10.95	20,823	55,380	52,580
55	104.15	100.28	0.9628	8.6	12.11	11.66	21,424	56,530	54,430
56	137.55	140.63	1.0224	10.5	13.10	13.39	22,042	59,430	60,760
57	175.05	165.50	0.9454	12.9	13.57	12.83	22,677	59,840	56,570
58	178.62	170.77	0.9561	12.5	14.29	13.66	23,331	61,250	58,560
59	184.60	181.49	0.9832	13.1	14.09	13.85	24,695	57,060	56,100
60	204.31	207.26	1.0144	14.1	14.49	14.70	25,402	57,040	57,870
61	248.22	245.44	0.9888	15.3	16.22	16.04	25,498	63,630	62,910
62	283.62	293.79	1.0359	16.3	17.40	18.02	26,231	66,330	68,710
63	406.26	403.31	0.9927	19.6	20.73	20.58	26,987	76,810	76,250
64	600.18	586.31	0.9769	25.4	23.63	23.08	27,678	85,370	83,400
65	670.67	668.80	0.9972	28.9	23.21	23.14	28,327	81,920	81,700
66	847.75	805.18	0.9498	32.4	26.17	24.85	28,962	90,340	85,810
67	1,010.88	985.97	0.9754	35.9	28.16	27.46	29,541	95,320	92,970
68	1,227.38	1,204.44	0.9813	39.9	30.76	30.19	30,171	101,960	100,050
69	1,618.55	1,493.65	0.9228	43.9	36.87	34.02	30,738	119,950	110,690
70	1,972.27	1,884.25	0.9554	45.9	39.84	38.07	31,298	127,300	121,620
71	2,428.68	2,337.32	0.9624	55.5	43.76	42.11	31,828	137,490	132,320
72	2,990.60	2,844.45	0.9511	62.1	48.16	45.80	32,360	148,820	141,550
73	3,735.09	3,338.71	0.8939	64.0	58.36	52.17	32,905	177,360	158,540
74	5,176.32	4,702.98	0.9086	79.2	65.36	59.38	33,459	195,340	177,470
75	6,765.91	6,424.21	0.9495	100.0	67.66	64.24	34,681	195,090	185,240
76	8,792.39	7,954.13	0.9047	115.4	76.19	68.93	35,382	215,340	194,810

〈그림 1〉 1人當의 實質可處分所得과 平均消費性向의 關係



〈그림 2〉 平均 및 限界消費性向의 變動(1953~76)



〈表 2〉 1人當平均消費性向의 推移

變動期別	平均消費性向	變動期別	平均消費性向
第1期(1953~61)	0.9714	第3期(1970~76)	0.9322
第2期(1962~69)	0.9709	(1961~76)	0.9572

進的인 인플레이션과 급격한 人口增加에 따른 國內總需要의 不足, 그리고 消費構造의 高度化 등의 要因을 고려한 綜合的인 側面에서 규명되어야 할 것이다.

國民所得의 時系列資料에서 對前年增加率의 變動을 살펴 보면 다음과 같은 關係를 파악할 수 있다.

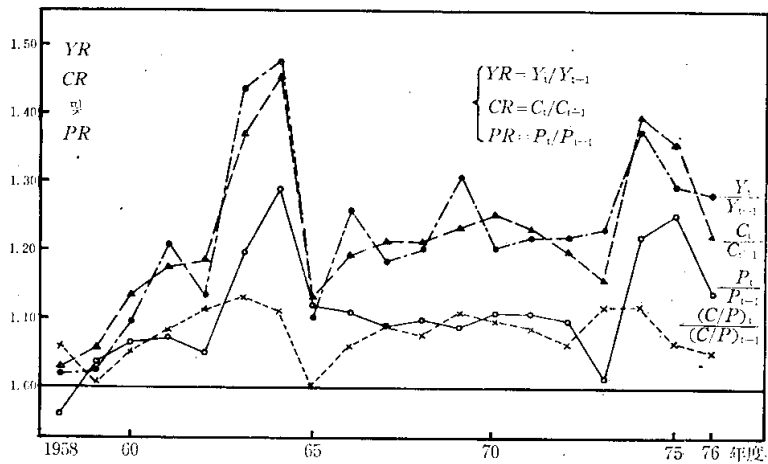
(i) 家計消費支出行動은 物價變動에 의해서 커다란 영향을 받으므로, 일반적으로 급격한 인플레이션기의 消費性向은 上昇的인 傾向으로 나타날 것이다. 〈表 1〉에서 출발하여 1954~76年の 長期的인 物價와 所得 및 消費變動을 〈表 2〉와 〈그림 3〉의 $PR=P_t/P_{t-1}$, $YR=Y_t/Y_{t-1}$, 및 $CR=C_t/C_{t-1}$ 을 살펴 본다면 이들 3가지의 關係에 대한 變動類型은 거의 동일한 傾向으로 나타난다. 이들 3가지의 變數에 대한 長期的 變動過程을 1954~58年の 動亂 이후의 復舊期와 1958~65年の 經濟開發期, 그리고 1965~73年の 高度成長期와 1973~76年の 持續的인 成長期로 나누어서 고찰해 보면 여기에는 뚜렷한 循環的인 變動過程을 지니고 있다는 것을 알 수 있다.

(ii) 〈그림 2〉의 年度別 平均消費性向(C/Y)과 限界消費性向($\Delta C/\Delta Y$)을 1953~64年과 1965

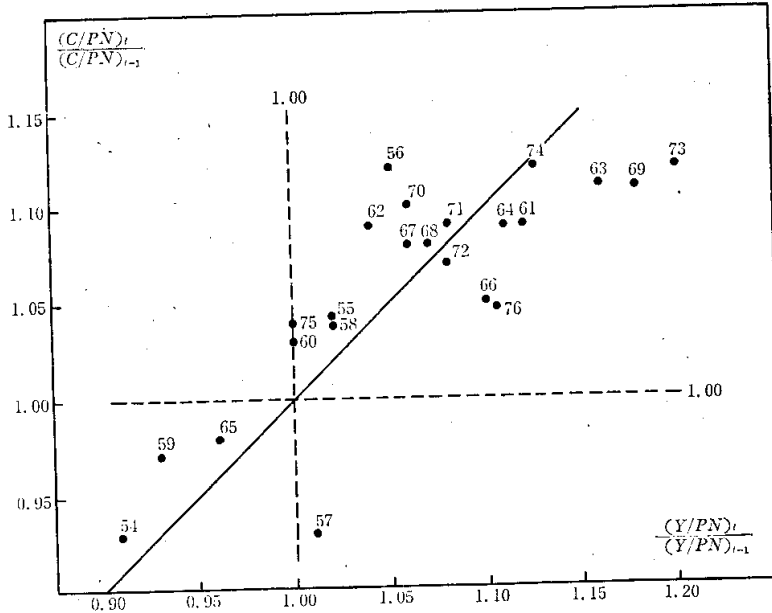
〈表 3〉 對前年增加率表示의 諸變數

年 度	$\frac{P_t}{P_{t-1}}$	$\frac{Y_t}{Y_{t-1}}$	$\frac{C_t}{C_{t-1}}$	$\frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}}$	$\frac{(Y/P)_t}{(Y/P)_{t-1}}$	$\frac{(C/PN)_t}{(C/PN)_{t-1}}$	$\frac{(Y/PN)_t}{(Y/PN)_{t-1}}$
1954	1.45	1.35	1.40	0.95	0.93	0.93	0.90
55	1.68	1.77	1.79	1.06	1.05	1.03	1.02
56	1.22	1.32	1.40	1.14	1.08	1.11	1.05
57	1.22	1.27	1.17	0.95	1.03	0.93	1.00
58	0.96	1.02	1.03	1.06	1.05	1.03	1.02
59	1.04	1.03	1.06	1.01	0.98	0.95	0.93
60	1.07	1.10	1.14	1.06	1.02	1.03	0.99
61	1.08	1.21	1.18	1.09	1.11	1.08	1.11
62	1.06	1.14	1.19	1.12	1.07	1.09	1.04
63	1.20	1.43	1.37	1.14	1.19	1.10	1.15
64	1.29	1.47	1.45	1.12	1.13	1.09	1.11
65	1.13	1.11	1.14	1.00	0.98	0.97	0.95
66	1.12	1.26	1.20	1.07	1.12	1.05	1.10
67	1.10	1.19	1.22	1.10	1.07	1.08	1.05
68	1.11	1.21	1.22	1.09	1.09	1.07	1.06
69	1.10	1.31	1.24	1.12	1.19	1.10	1.17
70	1.12	1.21	1.26	1.11	1.08	1.09	1.06
71	1.12	1.23	1.24	1.10	1.09	1.08	1.08
72	1.11	1.23	1.21	1.08	1.10	1.06	1.08
73	1.03	1.24	1.17	1.13	1.20	1.12	1.19
74	1.23	1.38	1.40	1.13	1.11	1.11	1.10
75	1.26	1.30	1.36	1.08	1.03	1.04	0.99
76	1.15	1.29	1.23	1.07	1.12	1.05	1.10

〈그림 3〉 YR, CR 및 PR의 長期的 變動(1)



〈그림 4〉 1人當實質表示의 YR와 CR의 關係(2)



~76년의 變動傾向에서 比較해 본다면 대체로 前期의 2가지 消費性向은 不規則의인 變動을 갖고 있으나, 後期의 경우는 消費理論에서 指摘되고 있는 바와 같이, 平均消費性向이 限界消費性向에 비해 훨씬 낮은 범위 내에서 變動하고 있다는 것을 알 수 있다.

(iii) 平均消費性向은 1965年 이후에 다소의 低下하는 傾向으로 나타났으나, 이같은 傾向은 1965年 이후의 $PR = P_t/P_{t-1}$ 의 變動과 일치하고 있다. 그러나 一般의인 傾向으로서는 所得이 物價上昇과 比例的으로 增大하고 있으며, 이 사실은 消費性向의 不變性을 의미하는 것이다.

II. 總體的消費構造의 一般的 考察

이미 살펴 본 바와 같이 平均消費性向이 매우 높다는 것을 알 수 있다. 따라서 限界消費性向도 各 觀測期間에 있어서 각각 다른 특징을 지니고 있다. 韓國動亂 이후의 1953~62년까지의 限界消費性向은 1을 초과하며, 1963年 이후에 비로소 1 以下의 값으로 다소 低下되는 것으로 나타난다. 高度成長期에 해당되는 1960年 후반 이후의 限界消費性向은 거의 0.80~0.90의 범위에 놓여 있다.

1953~60年の 觀測資料를 이용한다는 것은, 自由度の 關係에서 다소의 문제가 있기는 하

〈表 4〉 限界消費性向의 推移

觀測期間	限界消費性向	
	世帶當	1人當
1953~76	0.9029	0.8914
1952~60	1.1573	1.1390
1961~76	0.8842	0.8693

나, 여기서는 우선 1950年代의 總體의 消費構造를 파악한다는 관점에서 살펴 보기로 한다. 實質可處分所得(Y/P)과 서울消費者物價指數(P: 1975=100), 總人口(N)을 도입한 2종류의 消費函數의 結果에서는 당시의 世帶當表示에 의한 消費支出이 物價上昇의 영향을 받았다는 사실을 쉽게 알 수 있다. (2) 그러나 當期의 實際消費水準에 대응시킨 1期前의 物價變數는 마이너스의 係數로 나타난다. (3)

1953~76年 및 1954~76年의 時系列資料에 의한 $C/P=f(Y/P, P)$ 와 $C/P=f(Y/P, P_{t-1})$ 의 總體의 消費函數의 結果에서 본다면, 2가지의 物價變數의 파라메터는 각각 0.0892와 0.0580이며, 이의 限界消費性向은 각각 0.7685와 0.8265이다. (4)

1953~76年의 資料를 이용하여 流動資産額(L/P)과 總人口(N)을 도입한 消費函數, $C/P=f(Y/P, L/P)$, $C/P=f(Y/P, L/P, N)$ 에서 본다면, 實質流動資産의 파라메터는 각각 (-)0.0017과 (-)0.0009와 같이 매우 낮은 값을 취하게 된다. 여기서는 人口增加의 영향이 크며, 또한 所得效果를 나타내는 限界消費性向은 0.1378와 같이 매우 낮으며, 常數項이 非現實的인 結果를 나타낸다. 여기서 人口變數를 除外해 본다면 所得效果는 1.0666과 같이

(2) (觀測期間: 1953~60年)

$$(*) C/P = -3.2855 + 0.7456Y/P + 0.3000N$$

$$(-1.6593) (2.3030) (1.4156)$$

$$R^2 = 0.9310, D.W. = 2.3342, S.E.R. = 0.4149$$

$$(**) C/P = 0.6117 + 0.8508Y/P + 0.9633P$$

$$(0.1729) (2.6023) (1.0608)$$

$$R^2 = 0.9211, D.W. = 2.3092, S.E.R. = 0.4447$$

(3) (觀測期間: 1954~69年)

$$C/P = -32.6364 + 1.0372Y/P - 0.8565P_{t-1}$$

$$(-1.4709) (1.9229) (-1.4020)$$

$$R^2 = 0.9384, D.W. = 2.8288, S.E.R. = 0.3972$$

(4) (觀測期間: 1953~76年 및 1954~76年)

$$(*) C/P = 2.2495 - 0.7685Y/P + 0.0892P$$

$$(4.7271) (13.9585) (2.4736)$$

$$R^2 = 0.9979, D.W. = 1.5277, S.E.R. = 0.8532$$

$$(**) C/P = 1.9248 + 0.8265Y/P + 0.0580P_{t-1}$$

$$(3.8958) (13.5261) (1.2252)$$

$$R^2 = 0.9976, D.W. = 1.6824, S.E.R. = 0.9218$$

上昇의인 傾向을 나타낸다. (5) 그리고 總體的消費函數에서 世帶當의 流動資産係數가 다이너스值로 나타나는 것은 一般的으로 認定되고 있는 사실이다.

1950年代의 家計消費構造의 특징으로서 들 수 있는 것은, 當期の 物價上昇의 效果가 當期の 實質消費支出을 높여주는 方向으로 作用했다는 점과 이와 반대로 前期의 物價上昇이 當期の 實質消費支出을 低下시키는 方向으로 作用해 왔다는 점을 들 수 있다. 그러나 1954~76年間의 長期的인 消費支出行動을 살펴 본다면, 當期和 1期前의 物價上昇과 더불어 일반적으로 實質消費支出도 증가하는 形態를 취하고 있다.

이같이 各 觀測期間에 의한 家計消費行動에 관해서는 몇 가지의 구체적인 特徵을 指摘할 수 있다. 즉, 1950年代의 消費構造의 特徵으로서는 먼저 世帶當의 可處分所得이 거의 最低水準에 놓여 있었다는 것과 累積的인 物價騰貴로 인하여 赤字家計狀態를 거의 면치 못한 時期이었다는 점을 알 수 있다. (6) 한편 1954~76年間의 長期間의 경우에는 物價上昇이 實質消費水準에 대해 플러스의 영향을 미치며, 이것은 주로 高度成長期에 있어서의 實質所得增大에 의한 영향이 크게 作用한 것으로 볼 수 있다. (7)

이 1954~76年의 觀測資料에 의거한 1期前의 實質可處分所得(Y/P)_{t-1}과 1期前의 消費支出(C/P)_{t-1}을 대응시킨 消費函數에서 본다면, (C/P)_{t-1}係數는 (Y/P)_{t-1}係數에 비해 다소 높은 값을 갖게 되며, 이 경우는 다른 모델에 비해 各 檢定統計量이 크게 改善되는 특징을 지니고 있다. 이같은 現象은 주로 長期間의 國民所得資料에 의한 世帶當의 總體的消費水準 그 자체가 所得效果(限界消費性向)에 비해 과거의 消費習慣에 크게 의존하고 있었다는 것에서 찾아 볼 수 있다. (8)

(5) (觀測期間: 1953-76年)

(*) $C/P = 0.3173 + 1.0666Y/P - 0.0017L/P$
(0.6295) (17.5058) (-2.7150)

$R^2 = 0.9980, D.W. = 2.1721, S.E.R. = 0.8342$

(**) $C/P = -4.2801 + 0.1378Y/P - 0.0009L/P + 0.2389N$
(-2.1738) (12.2063) (-1.3431) (2.3999)

$R^2 = 0.9985, D.W. = 2.4488, S.E.R. = 0.7532$

(6) 이같은 傾向은 C.Y. Yang의 國際比較에 의해서 알려져 있는 사실이다.

1人當表示의 限界消費性向 (1953年價格)

Colombia (1950~59): $C = -43.6 + 1.013Y$

Formosa (1951~59): $C = -328.8 + 1.110Y$

Peru (1950~58): $C = -106.8 + 1.096Y$

C.Y. Yang, "An International Comparison of Consumption Functions," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No. 3-4, 1964. p. 280. Table 1. 18個國의 消費函數 참조.

拙稿, 「韓國의 家計消費構造에 관한 計量的 分析」, 『新韓學報』, 東京, 1962. 第9, 10號 pp. 1-36.

(7) *Ibid.* (1964). p. 281, p. 283.

(8) (觀測期間: 1954~76年)

(*) $C/P = 0.8208 + 1.0129(Y/P)_{t-1}$
(1.4472) (59.2955)

따라서 1954~60년과 1961~71년의 觀測資料를 이용하여 1期前의 實質可處分所得 $(Y/P)_{t-1}$ 과 1期前의 消費支出 $(C/P)_{t-1}$ 를 獨立變數로 도입한 각각의 單純回歸모델의 結果를 비교해 보기로 한다. ⁽⁹⁾ 이미 살펴 본 1954~76년의 $(C/P)_{t-1}$ 係數와 $(X/P)_{t-1}$ 係數는 1을 초과하나, <表 5>의 1954~60년에 의한 위의 2가지 係數는 각각 0.8762와 0.9526, 그리고 1961~76년의 2가지 係數는 각각 1.0943과 0.9791이다.

<表 5> 單純모델에 의한 世帶當의 (Y/P) 및 $(C/P)_{t-1}$, $(Y/P)_{t-1}$ 係數의 比較

期 間	(1)		期 間	(2)		(3)	
	$(Y/P)_t$	R^2		$(Y/P)_{t-1}$	R^2	$(C/P)_{t-1}$	R^2
1953~76	0.9029	0.9973	1954~76	1.0129	0.9941	1.1108	0.9913
1553~60	1.1573	0.9973	1954~60	0.9526	0.5790	0.8762	0.6320
1961~76	0.8842	0.9970	1961~76	0.9791	0.9948	1.0943	0.9956

또한 1954~76년의 時系列資料를 이용하여 獨立變數로서 當期の 實質可處分所得 및 1期前의 消費支出을 도입한 消費函數와 다시 이 모델에 總人口를 추가적으로 도입한 消費函數의 結果에서 비교해 본다면, 前期의 消費支出은 實質可處分所得에 못지 않을 정도로 消費行動에 적극적인 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다. ⁽¹⁰⁾

$$R^2=0.9941, D.W.=1.3239, S.E.R=1.4170$$

$$(**) C/P = -0.4929 + 1.1108(C/P)_{t-1}$$

(-1.0720) (75.6206)

$$R^2=0.9963, D.W.=1.5408, S.E.R=1.1124$$

拙稿, 「消費理論의 計量的 研究에 관한 反省과 展望」, 『雲峯 李相球博士華甲紀念論文集』, 1979. pp. 63-66.

(9) (觀測期間: 1954~60年)

$$(*) C/P = 0.6138 + 0.9526(Y/P)_{t-1}$$

(0.1295) (2.6219)

$$R^2=0.5790, D.W.=1.7186, S.E.R.=0.9286$$

$$(**) C/P = 2.0243 + 0.8762(C/P)_{t-1}$$

(0.5380) (2.9298)

$$R^2=0.6320, D.W.=2.4605, S.E.R.=0.8682$$

(觀測期間: 1961~76年)

$$(*) C/P = 2.4425 + 0.9791(Y/P)_{t-1}$$

(3.3062) (51.5435)

$$R^2=0.9948, D.W.=1.9348, S.E.R=1.2755$$

$$(**) C/P = 0.2345 + 1.0943(C/P)_{t-1}$$

(0.3436) (56.5097)

$$R^2=0.9956, D.W.=1.4494, S.E.R.=1.1639$$

(10) (觀測期間: 1954~76年)

$$(*) C/P = 0.6197 + 0.5221Y/P + 0.4686(C/P)_{t-1}$$

(1.7997) (5.8324) (4.2405)

$$R^2=0.9986, D.W.=1.3376, S.E.R.=0.6936$$

$$(**) C/P = -4.3752 + 0.5285Y/P + 0.4016(C/P)_{t-1} + 0.3000N$$

(-2.7028) (7.0862) (4.2507) (3.1353)

$$R^2=0.9991, D.W.=1.9303, S.E.R=0.5777$$

끝으로 1954~76년의 時系列資料를 이용하여 이미 살펴 본 모델 : $(C/Y) = f[(Y/P), (C/P)_{t-1}, N]$ 에 流動資産額(L/P)과 物價變數를 추가도입한 2가지 消費函數에 의하면 當期の 流動資産額과 物價變數의 각 係數는 微量의 마이너스值로 나타나며, 總人口의 증가에 대한 實質消費支出의 伸張은 거의 0.2000이다. 이 2가지 모델에 의하면 消費行動에 미치는 物價上昇의 영향은 대체로 마이너스效果로 나타난다는 것을 알 수 있다.

III. 變動形態의 把握

이상에서 살펴 본 國民所得資料에 의한 우리나라의 世帶當의 家計消費構造의 分析結果를 구체적으로 살펴보면 아래와 같다.

(i) 1953年 및 1954~76년의 時系列資料에 의거한 消費支出行動은 當期에 비해 前期의 實質所得效果에 의해 커다란 영향을 받고 있었다는 것을 알 수 있다. 이같은 傾向은 과거의 實質所得이 長期的 消費構造에 대해 보다 적극적인 영향을 미치고 있다는 點과 다른 한편으로는 消費支出의 增加가 매우 급속한 속도로 伸長해 왔다는 사실에서 찾아 볼 수 있다. 이에 관한 檢證은 아래의 (ii)와 (iii)에서 더욱 명확하게 밝혀질 것이다.

(ii) 1953年 및 1954~60年間の 資料에 의하면 消費支出行動에 미치는 當期の 實質所得效果는 1以上이며, 前期의 實質所得效果는 1以下の 傾向值로 나타난다. 이 觀測期間은 주로 動亂 이후의 社會的 混亂期와 더불어 經濟復興期이었다는 점으로 미루어 볼 때 低所得水準과 인플레이션 등의 이유에서 家計에 대해 커다란 壓迫要因으로 作用해 왔었다는 것을 알 수 있다.

(iii) 1961~76年間の 資料에 의한 消費支出行動을 살펴 본다면 當期 및 前期의 實質所得效果는 모두 1以下の 값으로 나타난다. 이 時期는 第1次~第5次經濟開發計劃期間이었으므로, 個人可處分所得의 伸長에 의해 當期에 비해 前期의 所得效果가 보다 커다란 영향을 미쳤다는 것으로 생각할 수 있다.

(iv) 1953年 및 1954~76年과 1961~76년의 時系列資料를 이용하여 獨立變數로서 1期前の 消費支出額 $(C/P)_{t-1}$ 을 도입한 消費函數의 結果에 의하면 $(C/P)_{t-1}$ 係數는 $(Y/P)_t$ 와 $(Y/P)_{t-1}$ 係數에 비해 매우 높은 값으로 나타난다.⁽¹¹⁾ 다시 말해서 長期間에 있어서의 消費支出行動

(11) 1950年代의 家計消費支出行動이 當期の 所得效果에 의해 커다란 영향을 받았다는 사실과 동일하게, 이 時期의 前期의 消費支出效果는 다른 時期의 效果에 비해 매우 낮다는 것은 알 수 있다.

(*) (1953年 및 1954~76年)

(1953~76): $C/P = 1.3844 + 0.9029Y/P$
(3.8637)(90.7910)

은 주로 當期 및 前期의 實質所得의 크기에 의해 보다 커다란 영향을 받고 있다는 것으로 간주할 수 있다.

IV. 比率모델에 의한 總體的消費構造의 把握

다음은 國民所得資料에 의한 對前年增加率表示의 比率모델로 이용한 總體的消費構造의 문제를 고찰한다. 이것은 所得 및 消費의 對前年增加率과 인플레이션의 效果, 즉 物價의 對前年增加率이 年平均消費性向의 增加率 $(C/Y)_t / (C/Y)_{t-1}$ 과 實質消費支出의 增加率 $(C/P)_t / (C/P)_{t-1}$ 에 미치는 각각의 效果를 파악하려는 것이다. (12)

이 比率모델의 특징은 時系列分析에 의한 獨立變數間의 multicollinearity문제에 대해서 어느 정도 解決할 수 있다는 점과 또한 安定的인 關係를 유도할 수 있다는 長點을 지니고 있다. (13)

〈表 7〉은 1954~76년의 時系列資料를 이용한 消費函數의 모델, 즉 從屬變數를 平均消費性向의 對前年增加率과 實質消費支出의 對前年增加率에서 計測한 結果이다.

平均消費性向의 對前年增加率에 대응시킨 3가지의 獨立變數, 즉 可處分所得의 對前年增加率 및 消費支出의 對前年增加率과 消費者物價의 對前年增加率과의 關係에서 본 모델(1)과 (2)에 의하면, 物價變數의 係數는 (-)0.006과, 所得效果와 消費效果는 각각 (-)0.7894 ~ (-)0.7896과 (+)0.7801 ~ (+)0.7850이다. 여기서 物價變數의 係數의 t-값이 낮은 결

$$R^2=0.9973, D.W.=1.8246, S.E.R.=0.9473$$

$$(1954\sim76): C/P=0.8208+1.0129(Y/P)_{t-1}$$

$$R^2=0.9941, D^2=0.9941, D.W.=1.3239, S.E.S.=1.4170$$

$$(1954\sim76): C/P=-0.4929+1.1108(C/P)_{t-1}$$

$$(-1.0720)(75.6206)$$

$$R^2=0.9963, D.W.=1.5408, S.E.R.=1.1124$$

(**) (1979~76年)

$$(1961\sim76): C/P=2.3571+0.8842Y/P$$

$$(4.1992)(67.9323)$$

$$R^2=0.9970, D.W.=2.4390, S.E.R.=0.9688$$

$$(1961\sim76): C/P=2.4455+0.9791(Y/P)_{t-1}$$

$$(3.3062)(51.5435)$$

$$R^2=0.9948, D.W.=1.9348, S.E.R.=1.2755$$

$$(1961\sim76): C/P=0.2345+1.0943(Y/P)_{t-1}$$

$$(0.3436)(56.5097)$$

$$R^2=0.9956, D.W.=1.4494, S.E.R.=1.1639$$

(12) J.W. Freebairn, "Inflation and Stability of the Household Consumption-Savings Functions," *The Economic Record*, June 1977. pp.199-205.

拙稿「消費・貯蓄行動에 미치는 인플레이션效果」, 『長洲 蘇眞德博士 停年紀念論文集』, 서울大學校經營大學, 1979, pp.17-23.

(13) A. Ando and F. Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis Aggregate Implications and Tests," *The American Economic Review*, Vol. 53. No. 1, March 1963. p. 65, pp.73-74.

함은 있으나, 이 외에는 대체로 良好한 結果로 나타난다. 한편, <表 7>의 모델(2)와 비교하기 위한 (*)표의 모델(2)는 從屬變數를 實質消費支出의 對前年增加率을 대치시킨 것이다. 이의 結果에서 본다면 所得增加率의 係數는 (+)0.0449이며, 物價增加率의 係數는 모델(2)의 (-)0.0059와는 달리 여기서는 (-)0.7295로 나타난다. 즉 物價의 增加率은 平均消費性向의 增加率에 비해 實質消費의 增加率의 低下에 매우 積極的인 影響을 미치고 있다는 점을 알 수 있다. 그러나 物價增加率은 名目表示의 消費增加率에 대해서 보다 積極的인 低下傾向을 가져오는 方向으로 作用하게 될 것이다.

모델(3)과 (4)는 平均消費性向의 增加率에 대한 實質所得 및 實質消費의 增加率과 1人當의 實質所得 및 消費의 增加率을 關係시킨 結果이다. 이에 의하면 所得의 마이너스效果와 消費의 플러스效果를 뚜렷하게 나타내는 것이 매우 특징적이다.

따라서 모델(5)와 (6)은 위의 모델(3)과 (4)에 각각 物價上昇率의 變數를 추가적으로 도입한 것으로서, 여기서의 物價變數의 係數는 거의 무시할 수 있을 정도의 크기이다.

<表 6> 比率모델의 基本變數(1)

年 度	C/Y	C/P	P _t /P _{t-1}	Y _t /Y _{t-1}	C _t /C _{t-1}	$\frac{C_t/C_{t-1}}{Y_t/Y_{t-1}}$	△(P _t /P _{t-1})
1954	0.9494	10.95	45.71	35.81	40.09	1.1195	
55	0.9628	11.66	68.62	77.09	79.58	1.0322	22.91
56	1.0223	13.39	22.09	32.06	40.23	1.2548	-46.53
57	0.9454	12.83	22.85	27.26	17.68	0.6485	0.76
58	0.9560	13.66	-3.11	2.03	3.18	1.5665	-25.96
59	0.9831	13.85	4.80	3.34	6.27	1.8772	7.91
60	1.0144	14.70	7.63	10.67	14.19	1.3298	2.83
61	0.9888	16.04	8.51	21.49	18.42	0.8571	0.88
62	1.0358	18.02	6.53	14.07	19.69	1.3994	-1.98
63	0.9927	20.58	20.24	43.24	37.27	0.8619	13.71
64	0.9768	23.08	29.59	47.73	45.37	0.9505	9.35
65	0.9972	23.14	13.77	11.74	14.06	1.1976	-15.82
66	0.9497	24.85	12.11	26.40	20.39	0.7723	-1.66
67	0.9753	27.46	10.80	19.18	22.45	1.1704	-1.31
68	0.9813	30.19	11.14	21.41	22.15	1.0345	0.34
69	0.9228	34.02	10.02	31.87	24.01	0.7533	-1.12
70	0.9553	38.07	12.76	21.85	26.15	1.1967	-5.47
71	0.9623	42.11	12.12	23.14	24.04	1.0388	16.36
72	0.9511	45.80	11.89	23.13	21.69	0.9377	-9.02
73	0.8938	52.17	3.05	24.89	17.37	0.6978	-8.84
74	0.9085	59.38	23.75	38.58	40.86	1.0590	20.70
75	0.9494	64.24	26.26	30.70	36.59	1.1918	2.51
76	0.9046	68.93	15.40	29.95	23.81	0.7949	-10.86

〈表 6〉 比率모델의 基本諸變數(2)

年 度	$\frac{C/P)_t}{(C/P)_{t-1}}$	$\frac{(Y/P)_t}{(Y/P)_{t-1}}$	$\frac{(D/PN)_t}{(C/PN)_{t-1}}$	$\frac{(Y/PN)_t}{(Y/PN)_{t-1}}$	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}}$	$\frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}}$
1954	-3.87	-6.80	-6.56	-9.41	3.11	-3.87
55	6.48	5.03	3.51	2.07	1.41	6.48
56	14.83	8.17	11.62	5.13	6.18	14.84
57	-4.19	3.58	-6.90	0.68	-7.54	-4.18
58	6.46	5.30	3.51	2.35	1.13	6.47
59	1.39	-1.40	-4.21	-6.85	2.83	1.39
60	6.13	2.83	3.15	-0.04	3.19	6.14
61	9.11	11.93	8.70	11.55	-2.53	9.12
62	12.34	7.27	9.21	4.24	4.77	12.23
63	14.20	19.13	10.97	15.79	-4.16	14.21
64	12.14	13.98	9.37	11.14	-1.59	12.15
65	0.25	-1.78	-2.04	-4.05	2.09	0.26
66	7.38	12.75	5.03	10.27	-4.76	7.39
67	10.50	7.60	8.34	5.41	2.68	10.50
68	9.94	9.23	7.61	6.96	0.60	9.94
69	12.68	19.86	10.63	17.64	-5.95	12.69
70	11.90	8.05	9.87	6.12	3.52	11.90
71	10.61	9.83	8.79	8.00	0.73	10.61
72	8.76	10.05	6.97	8.24	-1.16	8.76
73	13.90	21.17	12.00	19.17	-6.29	13.91
74	13.82	11.99	11.94	10.13	1.64	13.82
75	8.18	3.51	4.37	-0.13	4.51	8.18
76	7.30	12.60	5.16	10.37	-4.73	7.30

모델(7)과 (8)은 모델(5)와 (6)에 物價上昇率의 增分値를 추가한 것이다. 이 모델에서는 物價上昇率의 係數는 마이너스效果로 나타나나, 物價上昇率의 增分値의 係數는 微量의 플러스效果로 나타나는 것이 특징이다. 그러나 從屬變數를 實質消費支出의 對前年增加率로 대치시킨 경우의 2가지 物價變數를 동시에 도입한 結果에서는 兩係數는 모두 플러스效果로 나타난다.

이상의 比率모델의 計測目的은 주로 物價의 上昇率이 平均消費性向의 增加率에 대해 어떠한 영향을 미치는가의 문제를 파악하기 위한 것이다. 이의 結果에서 본다면 아래와 같은 몇 가지의 문제를 指摘할 수 있다.

(i) 消費者物價上昇率의 效果는 다른 모델에서 본 것과 같이, 平均消費性向의 增加率에 미치는 영향은 그다지 큰 것은 아니다.

(ii) 일반적으로 指摘되고 있는 바와 같이, 名目 및 實質 또는 1人當實質表示의 比率모델에서의 各 파라메터는 매우 安定的인 것으로 나타난다는 것이 確認되었다.

〈表 7〉 國民所得資料에 의한 比率모델의 計測結果(名目 및 實質表示)

(1954~76)	Functions	R ²	D.W.	S.E.R.
(1)	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}} = 0.3126 - 0.7896 \frac{Y_t}{Y_{t-1}} + 0.7801 \frac{C_t}{C_{t-1}}$ (3.0411) (-74.7817) (74.5285)	0.9965	1.1245	0.2450
(2) (*)	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}} = 0.2769 - 0.7894 \frac{Y_t}{Y_{t-1}} + 0.7850 \frac{C_t}{C_{t-1}} - 0.0059 \frac{P_t}{P_{t-1}}$ (2.4264) (-73.9042) (63.3541) (-0.7562)	0.9966	1.2013	0.2477
(3)	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}} = 0.0834 - 0.9120 \frac{(Y/P)_t}{(Y/P)_{t-1}} + 0.9177 \frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}}$ (1.0190) (-87.5439) (69.4349)	0.9974	2.1799	0.2116
(4) (**)	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}} = 0.1213 - 0.9334 \frac{(Y/PN)_t}{(Y/PN)_{t-1}} + 0.9370 \frac{(C/PN)_t}{(C/PN)_{t-1}}$ (1.8313) (-83.0495) (65.7996)	0.9971	2.2134	0.2230
(5)	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}} = 0.0748 - 0.9118 \frac{(Y/P)_t}{(Y/P)_{t-1}} + 0.9177 \frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}} + 0.0004 \frac{P_t}{P_{t-1}}$ (0.6805) (-87.7169) (67.6030) (0.1208)	0.9974	2.2011	0.2171
(6) (***)	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}} = 0.1314 - 0.9336 \frac{(Y/PN)_t}{(Y/PN)_{t-1}} + 0.9369 \frac{(C/PN)_t}{(C/PN)_{t-1}} - 0.0005 \frac{P_t}{P_{t-1}}$ (1.3648) (-80.5238) (64.0785) (-0.1483)	0.9971	2.1898	0.2086
(7)	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}} = 0.0121 - 0.9083 \frac{(Y/P)_t}{(Y/P)_{t-1}} + 0.9083 \frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}} - 0.0021 \frac{P_t}{P_{t-1}} + 0.0003 \Delta \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$ (0.1105) (-88.5570) (71.6764) (-0.6107) (0.0939)	0.9980	2.3895	0.1996
(8) (****)	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}} = 0.1059 - 0.9311 \frac{(Y/PN)_t}{(Y/PN)_{t-1}} + 0.9423 \frac{(C/PN)_t}{(C/PN)_{t-1}} - 0.0030 \frac{P_t}{P_{t-1}} + 0.0006 \Delta \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$ (1.0825) (-82.5343) (66.3975) (-0.8138) (0.1572)	0.9976	2.3834	0.2157
(2) (*)	$\frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}} = 2.2032 + 0.0449 \frac{Y_t}{Y_{t-1}} + 0.6523 \frac{C_t}{C_{t-1}} - 0.7295 \frac{P_t}{P_{t-1}}$ (2.1580) (0.4703) (5.8851) (-10.3951)	0.8555	2.7943	2.2153
(4) (**)	$\frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}} = 2.9672 - 0.0750 \frac{(Y/PN)_t}{(Y/PN)_{t-1}} + 1.0081 \frac{(C/PN)_t}{(C/PN)_{t-1}}$ (11.7474) (-1.7490) (18.5612)	0.9776	1.9445	0.8504
(6) (***)	$\frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}} = 3.0151 - 0.0759 \frac{(Y/PN)_t}{(Y/PN)_{t-1}} + 1.0076 \frac{(C/PN)_t}{(C/PN)_{t-1}} - 0.0023 \frac{P_t}{P_{t-1}}$ (8.2132) (-1.7161) (18.0740) (-0.1838)	0.9776	1.9609	0.8717
(8) (****)	$\frac{(C/P)_t}{(C/P)_{t-1}} = 3.1248 - 0.0853 \frac{(Y/PN)_t}{(Y/PN)_{t-1}} + 0.9977 \frac{(C/PN)_t}{(C/PN)_{t-1}} + 0.0014 \frac{P_t}{P_{t-1}} + 0.0037 \Delta \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$ (7.8245) (-1.8525) (17.2192) (0.0949) (0.2568)	0.9732	2.0904	0.8808

(註) (6) 및 (****)의 計測은 1955~76年임.

〈表 8〉 平均消費性向의 推定結果의 比較對前(年增加率)

年 度	$\frac{(C/Y)_t}{(C/Y)_{t-1}}$	모델(1)의 推定值	모델(2)의 推定值	모델(3)의 推定值	모델(5)의 推定值
1954	3.110	3.311	3.209	2.733	2.741
55	1.410	1.521	1.488	1.443	1.461
56	6.180	6.381	6.420	6.241	6.244
57	-7.540	-7.421	-7.498	-7.026	-7.026
58	1.130	1.190	1.189	1.178	1.170
59	2.830	2.567	2.534	2.636	2.629
60	3.190	2.957	2.948	3.128	3.123
61	-2.530	-2.287	-2.277	-2.437	-2.439
62	4.770	4.563	4.589	4.777	4.773
63	-4.160	-4.756	-4.718	-4.332	-4.329
64	-1.590	-1.983	-1.959	-1.526	-1.520
65	2.090	2.011	1.965	1.936	1.932
66	-4.760	-4.627	-4.628	-4.772	-4.773
67	2.680	2.681	2.696	2.788	2.785
68	0.600	0.686	0.698	0.787	0.785
69	-5.950	-6.123	-6.092	-6.392	-6.393
70	3.520	3.459	3.530	3.662	3.658
71	0.730	0.795	0.759	0.855	0.857
72	-1.160	-1.031	-1.025	-1.043	-1.045
73	-6.290	-5.791	-5.753	-6.468	-6.470
74	1.640	1.724	1.758	1.831	1.834
75	4.510	4.615	4.611	4.389	4.396
76	-4.730	-4.762	-4.765	-4.709	-4.709
殘差合計		-0.0000001165	-0.0000002280	-0.0000001484	0.0000000590

(iii) 모델(7) 및 (8)에서 추가도입한 消費者物價上昇率의 増分値, $\Delta(P_t/P_{t-1})$ 의 係數는 微量의 플러스值로 나타난다.

(iv) 각 모델에서의 所得變數와 消費變數의 파라메터는 거의 동일한 값이며, 또한 平均消費性向의 增加率에 대해 所得變數의 係數가 마이너스, 消費變數의 係數는 플러스效果를 갖는다는 사실을 알 수 있었다.

이와 같이 物價上昇率이 平均消費性向의 增加率에 미치는 마이너스效果 그 자체의 크기는 거의 무시해도 상관없을 정도이다. 그 理由는 物價上昇率의 變數를 安定的인 傾向을 갖고 있는 平均消費性向의 增加率에 대응시켰기 때문이다. 그러나 이같은 경우에 1954~76年間의 17.3%의 上昇을 보인 消費者物價의 上昇率을 實質消費의 增加率(同期間의 平均增加率 8.3%)의 $(C/P)_t/(C/P)_{t-1}$ 에 대응시킨 모델의 計測結果에서는 (-)0.73으로 나타났다. 이 사실은 인플레이션에 의한 消費支出이 크게 減少한데서 찾아 볼 수 있다.