
韓國消費函數의 推定과 分析

張 五 鉉

▷ 目 次 ◁

- I. 序
- II. 消費函數에 관한 主要理論
- III. 韓國消費決定模型의 展開
- IV. 消費函數의 推定結果 및 分析
- V. 要約 및 結論

I. 序

經濟活動의 窮極的 目的은 消費에 있다. 消費은 人間의 欲望과 必要를 充足시켜주는 가장 基本的인 經濟活動일 뿐만 아니라, 消費活動을 뒷받침하기 위한 生産에의 參與는 곧 所

得創出 및 生産要素의 供給行爲이기도 하다.

國民經濟에서 消費은 總需要의 가장 큰 構成要素이며 消費가 生産을 誘發한다는 觀點에서 볼 때, 消費支出은 附加價值 및 雇傭創出에 核心的인 役割을 하게 된다. 또한 家計貯蓄을 個人可處分所得의 殘餘로 볼 때 消費의 決定要因은 곧 家計貯蓄의 決定要因이기도 하다. 이런 側面에서 볼 때, 民間消費支出에 관한 研究는 國民經濟에 관한 研究의 基本前提가 된다는 點에서 중요한 意義가 있다고 할 것이다.

消費函數는 消費와 그 決定變數間의 函數關係를 말한다. 消費函數에 관한 研究는 「케인즈」(J.M. Keynes)의 絕對所得假說(absolute income hypothesis)¹⁾의 提示와 더불어 시작되었으며, 그후 많은 研究를 통하여 恒常所得假說(permanent income hypothesis)²⁾ 및 平生所得假說(life-cycle income hypothesis)³⁾ 등으로 발전하였다. 一國의 消費性向은 國民性 및 慣習에 따라서 또한 市場經濟의 發達如何에 따라서 많은 차이를 나타내므로 先進國의 消費行

筆者：韓國開發研究院 副研究委員

- 1) M. J. Keynes, *The General Theory of Employment Interest Rate and Money*, New York and London: Harcourt, Brace, 1936.
- 2) M. Friedman, *A Theory of Consumption Function*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1957.
- 3) 代表的인 論文으로, A. Ando, and F. Modigliani "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Test," *American Economic Review*, March 1963, Vol. 53, pp. 55-84.

態를 對象으로한 이들 두 이론은 先進市場經濟의 消費行爲를 보다 더 만족하게 설명할 수 있는 것으로 받아들여지고 있다⁴⁾. 그러나 開發途上國으로서 그간 급속한 經濟成長 및 都市化를 겪어 온 韓國經濟의 消費行態의 說明에도 이들 假說의 適用이 可能한가에 대해서는 의문의 여지가 있다고 하겠다.

우리나라의 民間消費支出의 決定要因과 限界消費性向의 推定分析은 大部分 經濟豫測 模型作成의 일환으로 시도되었으며 짧은 標本期間 및 國民所得統計의 未備 등으로 많은 어려

움을 겪어 왔다. 아래 <表1>에 要約된 우리나라 消費函數의 分析結果는 이러한 어려움의 一面을 반영하고 있는 것으로 보여진다.

우리나라에서 既存消費模型은 모두 다 그 說明變數로서 所得(個人可處分所得 혹은 國民總生産) 또는 流動資産을 함께 포함하고 있다. 그러나 限界消費性向의 推定結果는 觀測期間(observation period)이 同一한 경우에도 많은 差異를 보이고 있다. 즉 年間資料를 기초로 한 경우, 限界消費性向(marginal propensity to consume)의 長·短期推定値는 各各 0.636

<表 1> 既存韓國消費函數의 推定結果¹⁾

| 研究者 | 標本期間 | 限界消費性向 | | 流動資産의 영향 | R ² | D. W. | 備 考 | |
|--------------------|-----------|--------|-------|----------|----------------|-------|---------|------|
| | | 短期 | 長期 | | | | 所得概念 | 季節調整 |
| 觀測期間：年間 | | | | | | | | |
| 姜 和 中 | 1963~79 | 0.155 | 0.901 | — | 0.90 | 1.45 | 個人可處分所得 | — |
| Kwack, S. Y. | 1962~77 | — | 0.636 | 0.93 | — | — | 個人可處分所得 | — |
| 王 然 均 | 1962~77 | 0.259 | 0.829 | — | 0.998 | 1.58 | 個人可處分所得 | — |
| 觀測期間：分期 | | | | | | | | |
| Kohno | 1968~1978 | 0.077 | 0.601 | 0.096 | 0.997 | 1.52 | 個人可處分所得 | — |
| Van Wijnbergen, S. | 1966~1979 | 0.31 | 0.702 | — | 0.99 | — | 個人可處分所得 | — |
| 徐 壯 源 | 1965~1978 | 0.086 | 0.404 | 0.028 | 0.998 | 2.43 | 國民總生産 | 계절조정 |
| 李 政 秀 外 | 1967~1976 | 0.031 | 0.498 | 0.06 | 0.995 | 1.34 | 國民總生産 | — |
| 李 天 杓 | 1970~1977 | 0.06 | 0.384 | — | 0.998 | 1.90 | 國民總生産 | 계절조정 |
| 丁 文 建 | 1970~1982 | 0.171 | 0.644 | 0.143 | 0.997 | 2.26 | 個人可處分所得 | — |
| 韓 成 信 | 1965~1978 | 0.08 | 0.63 | 0.021 | — | — | 個人可處分所得 | — |

註：1) 위의 限界消費性向은 個別 推定函數를 기초로 筆者가 계산한 것임. 자세한 內容은 各 論文 참조.

姜和中, 「消費決定에 관한 主要假說의 實證의 比較分析」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1980. 12

S. Y. Kwack, "A Model of Economic Policy Effects and External Influences on the Korean Economy," SRI/WEFA, World Economic Program Discussion Papers, No.9, April 1980.

王然均, 『計量模型을 통한 韓國經濟의 分析』, 國際經濟研究院, 1980, 10.

A. Kohno, A Quarterly Econometric Model for Korea, Discussion Paper No.5, Daiwa Securities Co., Ltd., Japan, June 1981.

S. van Wijnbergen, "Stagflationary Effects of Monetary Stabilization Policies: A Quantitative Analysis of South Korea", *Journal of Development Economics*, April 1982. Vol. 10, pp. 133-69.

徐壯源, 『韓國의 分期計量模型과 景氣變動分析』, 國際經濟研究院, 1981. 12.

李政秀·鄭明昌, 「韓國經濟의 短期豫測模型」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1979. 7.

李天杓, 『韓國經濟의 短期豫測模型』, 韓國開發研究院, 1979. 12.

丁文建, 「韓國經濟의 短期豫測模型」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1983. 11.

韓成信, 『韓國經濟 短期豫測模型』, 韓國經濟研究院, 1981. 9.

4) R. Ferber, "Consumer Economics, A Survey": *Journal of Economic Literature*, December 1973, Vol. 11, pp. 1303-1342.

~0.901 및 0.155~0.259를 나타내고 있다. 分期方程式의 경우, 長·短期限界消費性向은 각각 0.384~0.702 및 0.031~0.31로서 큰 差異를 보이고 있으며 說明變數로서 個人可處分所得을 이용한 경우보다 國民總生產을 사용한 경우에 대체로 낮게 推定되어 있다. 또한 所得이 一定하다 해도 流動資產이 많을수록 消費水準이 높은 것으로 나타났다.

위의 既存研究結果를 종합해 보면 相異한 觀測期間(年間 및 分期)에 기초한 方程式間의 限界消費性向의 差異는 觀測期間의 相異에 의한 所得의 變化程度(例: 臨時 또는 一時所得)를 반영한 것으로 볼 수 있다. 그러나 同一 觀測期間을 기초로 한 경우에는 推定된 方程式間의 差異糾明은 좀더 깊은 研究를 바탕으로 하여 판단되어야 한다고 본다.

本研究은 이러한 필요에 副應하여 韓國民間消費支出의 決定要因 및 限界消費性向의 體系的 分析을 試圖하고 나아가서 本院에서 開發中인 韓國經濟豫測模型을 통한 經濟政策效果分析 및 經濟豫測에 活用하고자 한다.

本研究은 다음과 같은 부분으로 나누어 進行하기로 한다. 第2章에서는 代表的인 消費假說을 검토하고 第3章에서는 이를 기초로 消費模型을 誘導하며, 그 다음 第4章에서는 推定結果를 分析하며 마지막으로 本研究에서 밝혀진 主要內容의 要約과 앞으로의 研究課題에 대한 提案을 하고자 한다.

II. 消費函數에 관한 主要理論

消費를 決定하는 가장 重要한 變數는 所得이다. 따라서 本章에서는 消費의 說明變數로서 적절한 所得의 概念이 무엇인가에 대한 主要假說을 검토하여 이를 韓國消費決定模型의 導出을 위한 토대로 삼기로 한다.

「케인즈」에 의하면, 消費支出은 주로 實際所得에 의하여 決定되며 平均消費性向(average propensity to consume: APC)은 限界消費性向(marginal propensity to consume: MPC)보다 크다고 주장하였다. 이와 같은 消費—所得間의 關係는 橫斷面分析에서는 存在하는 것같이 보였으나, 時系列資料의 分析에 있어서는, 平均消費性向은 短期的으로는 限界消費性向보다 크나 長期的으로는 平均消費性向과 限界消費性向이 一致하는 경향을 보였다⁵⁾. 이와 같이 時系列資料와 橫斷面資料間에 相異한 結果를 보이자, 이들 兩現象을 同時에 說明하기 위한 새로운 假說을 摸索하게 되었다. 이러한 假說中 代表的인 것으로 恒常所得假說과 平生所得假說을 들 수 있다. 아래에서는 이들 두 假說을 간단히 檢討하여 實證分析의 基礎로 삼고자 한다.

1. 恒常所得假說

恒常所得假說은 세 가지 基本的인 假定을 前提로 한다. 첫째, 實際所得(Y)은 恒常所得(Y_P)과 臨時所得(Y_T)으로 構成되며 마찬가지로 實現된 消費(measured consumption) C도

5) S. Kuznets, "Proportion of Capital Formation to National Product," *American Economic Review*, Vol. 42, May 1952, pp. 507-26; R.A. Goldsmith, *A Study of Saving in the United States*, Princeton N.J.: Princeton University Press, Vol. I, 1955.

恒常消費(C_P)와 臨時消費(C_T)로 區分된다고 보았다. 즉,

$$Y = Y_P + Y_T \dots\dots\dots(1)$$

$$C = C_P + C_T \dots\dots\dots(2)$$

둘째, 消費者는 長期的인 觀點에서 消費計劃을 세우므로 恒常消費는 恒常所得에 의하여 決定된다고 假定하였다.

$$C_P = k \cdot Y_P \dots\dots\dots(3)$$

但, k 는 常數이며, $0 < k < 1$
여기서 「프리드만」은 恒常所得을 人的資本(human capital)과 非人的資本(non-human capital)으로 構成되는 富(w)로부터 平均的으로 期待되는 收益으로 定義하였다.

$$Y_P = r \cdot w \dots\dots\dots(4)$$

但, r 은 割引率이다.
세째, 恒常所得과 臨時所得間, 恒常消費와 臨時消費 사이에는 물론, 臨時所得과 臨時消費 사이에도 相關關係가 없다고 보았다.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_P, Y_T) &= \text{Cov}(C_P, C_T) \\ &= \text{Cov}(Y_T, C_T) = 0 \dots\dots\dots(5) \end{aligned}$$

세번째 假定은 臨時所得에 대한 限界消費性向이 零(0)임을 뜻한다. 따라서 消費函數는

$$C = kY_P + C_T \dots\dots\dots(6)$$

가 된다.
위의 세 가지 假定을 綜合하면, 短期的으로는 實際所得과 實際消費 사이에 $APC > MPC$ 가 成立하지만, 長期的으로는 臨時所得과 臨

時消費의 相關關係는 期待할 수 없으므로 恒常所得과 恒常消費間에는 $APC = MPC$ 의 關係가 成立하게 된다.

「프리드만」은 이러한 個別消費主體의 消費「패턴」은 社會全體에도 成立한다고 보았으며 社會의 所得分布가 正規分布(normal distribution) 또는 이와 類似한 경우를 前提로 檢證·分析한 結果, 短期에서는 $APC > MPC$ 이나, 長期的으로는 $APC = MPC$ 임을 說明할 수 있다고 主張하였다⁶⁾.

2. 平生所得假說

「모디글리아니」는 한 사람의 平生동안(L) 消費支出의 總財源을 現在 및 隱退期(N)까지에 期待되는 所得($Y_1, Y_2, \dots, Y_t, \dots, Y_N$)의 現在價値(present value: Pv_i)로 보았다. 그리고 이러한 所得의 흐름은 人生의 初期와 末期에는 낮고 生産性이 相對的으로 높은 中壯年期에 높은 경향을 보이는데, 合理的인 消費者는 平生동안 豫想되는 總財源의 一定比率을 每期の 消費에 配分함으로써 總效用의 極大化를 期한다고 假定하였다. 따라서 이 消費者(i)의 消費函數는

$$\bar{C}_i = f(Pv_i) \dots\dots\dots(7)$$

$$\begin{aligned} Pv_i &= Y_i + \frac{Y_{i+1}}{(1+r)} + \dots\dots \\ &+ \frac{Y_{i+j}}{(1+r)^j} + \dots + \frac{Y_N}{(1+r)^N} \\ &\dots\dots\dots(8) \end{aligned}$$

가 된다. 但, 여기서 t 는 이 消費者의 現在 나이이며, \bar{C}_i 는 平生동안 意圖하는 平均消費이다.

또한 이 消費者의 現在 및 未來消費에 대한

6) M. Friedman, op. cit.

選好가 中立的이고, 社會全體의 年齡別, 所得別 分布가 安定的이라면, 한 社會의 總消費函數는

$$\bar{C}_t = k_t \cdot P v_t \dots\dots\dots(9)$$

로 고쳐 쓸 수 있다.

위 式에서 $P v_t$ 는 實際의으로는 觀測이 不可能하다. 따라서 이를 관측이 가능한 變數와 연결시키기 위하여 몇 가지 假定을 도입하게 된다. 먼저 「모디글리아니」는 所得을 勞動所得(labor income) Y^L 과 資產所得(property income) Y^P 로 區分하였다.

$$P v_t = \sum_{j=t}^N Y_j^L (1+r)^{-(j-t)} + \sum_{j=t}^N Y_j^P (1+r)^{-(j-t)} \dots\dots\dots(10)$$

여기서 資本市場이 効率的이라면 割引率 r 은 利子率과 同一하게 되며, 資產으로부터의 期待所得의 現在價値는 今期保有資產價値 그 自體와 一致하게 되는데 이를 a_t 라 하자. 그리고 勞動所得은 現在所得(Y_t^L)과 殘餘生涯동안 平均豫想所得으로 區分하면 平生동안 期待되는 總所得의 現在價値는 다음과 같이 고쳐 表示할 수 있다.

$$P v_t = Y_t^L + (N-t) Y_{t+j}^e + a_t \dots\dots\dots(11)$$

但, 여기서 殘餘生涯期間동안의 平均豫想勞動所得은 $Y_{t+j}^e = \sum_{j=1}^{N-t} Y_{t+j} (1+r)^{-j} / (N-t)$ 이다. 마찬가지로, 平生동안 平均豫想消費는

$$\bar{C}_t = \{C_t + \sum_{j=1}^{L-t} C_{t+j} (1+r)^{-j}\} / (L-t+1) \dots\dots\dots(12)$$

이며, 만약 遺産을 남기지도 않고 받지도 않

는다고 假定하면 平生동안의 總消費와 總所得은 一致해야 하므로, 한 社會의 消費函數는 다음과 같이 表示할 수 있다.

$$\bar{C}_t = k_t Y_t^L + k_t (N-t) Y_{t+j}^e + k_t a_t, \dots\dots(13)$$

$$\text{但, } k_t = \frac{1}{L-t+1},$$

마지막으로 式 (13)에서 觀測할 수 없는 平均豫想勞動所得을 現在勞動所得의 一定倍數로 假定하였다. 즉,

$$Y_{t+j}^e = \beta \cdot Y_t^L, \beta > 0 \dots\dots\dots(14)$$

끝으로 平均豫想消費 \bar{C}_t 를 現在消費 C_t 로 代替하여, 統計的 檢證이 가능한 消費函數를 誘導하였다.

$$C_t = k^* Y_t^L + k_t a_t \dots\dots\dots(15)$$

$$\text{但, } k^* = k_t [1 + \beta(N-t)]$$

Ⅲ. 韓國消費決定模型의 展開

以上の 論議를 綜合하면 恒常所得假說과 平生所得假說은 消費現象을 說明함에 있어서 所得을 富로부터의 흐름으로 파악한 점에 있어서는 本質的으로 立場을 같이 하고 있으나 所得自體의 推定方法을 달리 하고 있을 뿐이다. 즉, 平生所得假說에 있어서는 資產의 영향을 明示的으로 表示하고 있는 反面, 恒常所得假說에서는 이를 묵시적으로 인정하고 있다.

이와 같이 볼 때 위의 두 假說은 서로 排他的이라기보다는 相互補完的으로 간주되어야 할 것이다. 本章에서는 이러한 見地에서 두 假說을 統合(reconciliation)하여, 이를 토대로 韓

國消費決定模型을 導出하고자 한다.

1. 恒常所得假說과 平生所得假說의 統合

먼저 平生所得模型(15)에서 所得(Y_t)을 그 源泉에 따라 구분하지 않으면 다음과 같은 消費函數로 고쳐 쓸 수 있다. 즉,

$$C_t = k_t Y_t + k_t a_{t-1} \dots\dots\dots (16)$$

但, 初期保有資産(a_{t-1})은 過去의 貯蓄을 통하여 이루어졌다고 보았다.

여기서 未來所得에 대한 期待가 現在所得 뿐만 아니라, 過去所得을 감안하여 形成된다면 平均豫想所得⁷⁾, \bar{Y}_{t+j} 는

$$\bar{Y}_{t+j} = \omega_0 Y_t + \omega_1 Y_{t-1} + \dots + \omega_j Y_{t-j} + \dots + \omega_\infty Y_{t-\infty} \dots\dots\dots (17)$$

但, $0 < \omega_j \leq 1$

이 된다. 또한 平均豫想所得에 관한 期待形成이 定常確率過程(stationary stochastic process)을 따른다고 한다면

$$Y_t = \bar{Y}_{t+j} \dots\dots\dots (18)$$

로 表示할 수 있으며 이를 式(16)에 代入하여 정리하면

$$C_t = k_t (\omega_0 Y_t + \omega_1 Y_{t-1} + \dots + \omega_j Y_{t-j} + \dots + \omega_\infty Y_{t-\infty}) + k_t a_{t-1} \dots\dots\dots (19)$$

반면 「프리드만」은 恒常所得模型

$$C_t = k Y_{P_t} \dots\dots\dots (20)$$

에서 恒常所得(Y_{P_t})은 適應的期待(adaptive expectation)에 의하여 決定된다고 보았다⁸⁾. 則,

$$C_t = k(1-\lambda)(Y_t + \lambda Y_{t-1} + \dots + \lambda^j Y_{t-j} + \dots + \lambda^\infty Y_{t-\infty}) \dots\dots\dots (21)$$

但, $0 < \lambda \leq 1$

위의 式(19)와 式(21)을 比較하여 보면 $w_j = (1-\lambda)\lambda^j$ 이므로 두 模型은 一致하게 됨을 알 수 있다. 다만 恒常所得模型 式(21)의 경우에는 初期資産으로부터의 所得($r \cdot a_{t-1}$)을 Y_t 自體에 포함시키고 있을 뿐이다. 本研究에서는 資料의 制約으로 所得을 그 源泉別로 구분치는 않으나 資産의 構成要素인 流動資産이 많을수록 所得에 대한 消費의 比率은 높아질 수 있다고 보기 때문에 實質總通貨를 그 代用變數로서 消費函數에 反映키로 하였다.

또한 現在消費와 未來消費間의 선택은 利率, 物價變動에 의하여 영향을 받게 된다. 所得, 流動資産等 다른 조건이 一定하다면 實質利率의 上昇은 貯蓄을 촉진시키고 現在消費를 감소시키게 된다. 반면, 利率의 上昇은 從前과 同一한 貯蓄으로 은퇴나 子女教育等を 위한 貯蓄目標의 達成을 용이하게 함으로써 貯蓄誘因을 相殺할 수도 있다. 따라서 家計部門 全體로 볼 때 消費에 대한 利率의 영향은 事前的으로 不確實하다 하겠다. 實證分析에 있어서도 利率의 영향은 分明치 않으며 美國의 경우 利率의 영향은 耐久財에 局限된 것으로 나타났⁹⁾.

7) 式(14)에서 보는 바와 같이 「모디글리아니」는 平均豫想勞動所得에 대한 期待가 單純히 現在勞動所得을 바탕으로 이루어진다고 假定하였다.

8) M. Friedman, op. cit., pp. 143-144.

物價變動은 實質個人可處分所得과 實質殘高效果(real balance effect)를 통하여 消費에 영향을 미치는데 이러한 間接的인 效果는 이미 消費函數에 반영되어 있다. 또한 物價의 持續的 上昇은 消費支出, 특히 耐久財의 購買를 앞당기는(buy-in-advance) 結果를 招來할 수도 있다.

그러나 우리나라의 경우 民間消費支出中 耐久財의 比率¹⁰⁾은 극히 낮으므로 本研究에서는 利率과 物價의 影響은 除外하고, 所得과 流動資產만을 消費函數의 說明變數로서 포함키로 한다.

2. 消費函數의 定式化

여기서 消費는 民間消費支出을 말하며 實質消費(C)는 恒常所得과 實質總通貨(M_2/P)에 의하여 決定된다 且, 여기에 攪亂項(u_t)을 勘案하면 消費函數는 다음과 같은 回歸方程式으로 表示할 수 있다¹¹⁾.

$$C_t = k_0 + k_1 Y_{Pt} + k_2 \left\{ (M_2/P)_{t-1} - (M_2/P)_t^e \right\} + u_t \dots \dots \dots (22)$$

위의 回歸方程式에서 實質總通貨는 實質殘

高效果(real balance effect)¹²⁾를 反映한 것이며 $(M_2/P)_{t-1}$ 은 期初實質流動資產保有額, $(M_2/P)_t^e$ 는 事前的으로 意圖하는 實質流動資產의 水準을 意味한다.

여기서 流動資產에 대한 需要가 恒常所得에 의하여 決定된다고 하면

$$\left(\frac{M_2}{P} \right)_t^e = \alpha Y_{Pt}, \quad \alpha > 0 \dots \dots \dots (23)$$

위의 式(22)은 다음과 같이 改寫할 수 있다.

$$C_t = k_0 + (k_1 - \alpha k_2) Y_{Pt} + k_2 \left(\frac{M_2}{P} \right)_{t-1} + u_t \dots \dots \dots (24)$$

여기서 恒常所得이 現在 및 過去所得에 의하여 決定된다고 假定하면 方程式(24)은 時差分布模型(distributed lag model)으로 變形하여 表示할 수 있다.

$$C_t = k_0 + (k_1 - \alpha k_2) (1 - \lambda) (Y_t + \lambda^1 Y_{t-1} + \dots + \lambda^\infty Y_{t-\infty}) + k_2 \left(\frac{M_2}{P} \right)_{t-1} + u_t \dots (25)$$

이 方程式에서 時差係數 $\lambda^j (j=0, 1, 2, \dots, \infty)$ 는 時間이 遞及됨에 따라 幾何級數的으로 減少하며, $0 \leq \lambda \leq 1$ 로 假定하였다.

그러나 式(25)는 時差變數가 增加함에 따라 이들 變數間에 多重共線性(multicollinearity)이 심해지고 自由度(degrees of freedom)가 줄게 되어, 統計的으로 信賴性 있는 回歸係數의 推定이 어렵다. 이러한 問題點을 克服하기 위하여 「코익轉換」(Koyck transformation)을 하면 다음과 같이 推定이 容易한 方程式이 된다.

$$C_t = k_0(1 - \lambda) + (k_1 - \alpha k_2)(1 - \lambda) Y_t +$$

9) M.J. Hamburger, "Interest Rates and the Demand for Consumer Durable Goods", *American Economic Review*, Dec. 1967, Vol. 57, pp.1131-53.
D.B. Suits, "The Determinants of Consumer Expenditures: A Review of Present Knowledge," in *Impacts of Monetary Policy*, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, 1963, pp.1-57.
10) 1968~81年 사이 民間消費支出中 耐久財의 比率는 平均 4.1%였다. 자세한 것은 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1982, pp.200~201參照.
11) A. Zellner, D.S. Huang and L.C. Chau, "Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets", *Econometrica*, July 1965, Vol. 33, pp.571-581.
12) A.C. Pigou, "The Classical Stationary State", *Economic Journal*, December 1943, Vol. 53, pp.342-52.

$$k_2 \left[\left(\frac{M_2}{P} \right)_{t-1} - \lambda \left(\frac{M_2}{P} \right)_{t-2} \right] + \lambda C_{t-1} + \varepsilon_t$$

.....(26)

단, $\varepsilon_t = u_t - \lambda u_{t-1}$

위 方程式(26)은 實證的으로 重要的 意味를 가진다. 즉, 模型(26)에서 長期的으로 短期限界消費性向 $k_1(1-\lambda)$ 은 長期限界消費性向(k_1)에 收斂하게 된다. 따라서 消費에 대한 流動資產의 影響은 短期에 더 크게 作用하게 된다.

또한 租稅減免 등으로 消費行爲에 교란이 생길 경우 消費行態가 새로운 均衡에 도달하는데 所要되는 平均時差는 $[\lambda/(1-\lambda)]$ 이므로 時差調整係數(1- λ)의 크기는 財政·通貨政策의 立案이나 그 效果分析에 중요한 意義를 갖게 된다.

IV. 消費函數의 推定結果 및 分析

回歸方程式의 推定은 分期資料를 利用하였으며 標本期間은 1968년부터 1982년까지로 限定하였다. 그 주된 理由는 資料의 制約에 起因한다.

消費은 그 概念上 非耐久財 및 耐久財로부터의 서비스를 意味한다. 그러나 우리나라의 경우 民間消費支出中 耐久財의 比率이 극히 낮을 뿐만 아니라, 分期資料의 경우 項目別區分은 缺如되어 있으므로 實質民間消費支出 그

自體를 分析의 對象으로 하였다. 또한 分配國民所得에 관한 分期資料의 不在로 方程式에 사용한 實質個人可處分所得¹³⁾은 經常國民總所得에서 租稅 및 固定資本消耗充當金을 差減하고 이를 實質所得으로 換算하였다.

消費函數의 從屬變數는 共通的으로 實質民間消費支出(C)을 利用하였으며 獨立變數인 實質個人可處分所得(Y)의 算定에는 각각 다른 換價指數(deflator)를 利用하였다. 여기에 使用된 換價指數는 各各, 消費者物價指數(CPI), 民間消費「디플레이터」(PC) 및 GNP「디플레이터」(PG)의 順序를 취하였다. 實質流動資產의 경우에도 同一한 方法을 취하였다.

消費函數의 說明變數中, 먼저 所得만을 基礎로 檢證·分析한 다음 流動資產을 追加하여 推定을 反復하였다. 또한 本研究에서는 原時系列 分期資料를 그대로 利用하였으므로 季節的影響을 消費函數에 反映하기 위하여 季節더미(dummy)를 그 代用變數로 포함하여 消費函數의 推定을 反復하여 季節影響을 勘案하지 않은 경우와 比較하였다. 季節變數를 消費行態에 反映하는 경우에도 먼저 所得만을 說明變數로 하여 推定한 다음 流動資產을 追加하는 順序를 취하였다.

實際推定에 利用된 消費函數形態(functional form)는 時差分布模型(distributed lag model)이며 推定方法은 普通最小自乘法(ordinary least squares method)을 취하였다. 普通最小自乘法에 의한 消費函數의 推定係數는 聯立方程式 偏倚¹⁴⁾(simultaneous equation bias) 및 時差分布偏倚¹⁵⁾를 內包할 可能性이 있다. 따라서 아래에 提示된 推定結果의 比較分析에 있어서 이러한 偏倚에 따른 缺點을 勘案해야 할 것이다.

13) 個人可處分所得算出方法은 附錄 參照.

14) T.C. Koopmans, and W.C. Hood, "Measuring the Marginal Propensity to Consume", in W.C. Hood, and T.C. Koopmans (eds.), *Studies in Econometric Methods*, New York, Wiley, 1953.

1. 所得이 消費에 미치는 影響

〈表 2〉에 提示된 回歸方程式은 所得 및 時差從屬變數(C_{t-1})만을 獨立變數로 포함하여 算出해 낸 結果이다. 위의 回歸方程式들은 대체로 期待했던 結果를 보여주고 있다.

먼저 統計學的으로 볼 때 決定係數(R^2)는 모두 0.97以上으로 各 回歸方程式의 說明力은 매우 높게 나타났다. 그러나 經濟學的인 意味에서는 消費行爲의 說明은 限界消費性向의 推定值가 先驗的期待(a priori expectation)

에의 符合與否에 따라 판단되어야 한다. 이러한 先驗的 判斷의 한 尺度로서 利用하기 위하여 1968年부터 1982年(標本期間)까지의 韓國, 臺灣, 日本 및 美國의 平均消費性向과 限界消費性向의 「概算值」를 〈表 3〉에 比較하였다. 〈表 3〉을 보면, 標本期間동안 韓國의 平均消費性向 概算值는 0.88 內外이며, 이는 美國의 경우보다는 낮고 日本 및 臺灣보다는 높게 나타났다. 마찬가지로 韓國의 限界消費性向 概算值도 위와 같은 「패턴」을 보이고 있다. 이러한 資料를 하나의 先驗的 判斷基準으로 받아들인다면 本稿에서 推定된 韓國의 限界消費

〈表 2〉 所得의 消費에 미치는 影響¹⁾

| 方程式 番 號 | 實質所得 換價指數 (P) | 推 定 係 數 | | | R^2 | D. W. | 限界消費性向(MPC) | |
|------------|---------------------|----------------|-----------------|-------------------------|-------|-------|-------------|--------|
| | | 常 數 | 所得(Y_t) | 時差從屬變數 (C_{t-1}) | | | 短期 MPC | 長期 MPC |
| (27) | CPI | 189.7 (4.8) | 0.204 (12.4) | 0.688 (22.4) | 0.975 | 1.80 | 0.204 | 0.632 |
| (28) | PC | 77.5 (1.98) | 0.214 (12.2) | 0.742 (23.6) | 0.975 | 2.02 | 0.214 | 0.788 |
| (29) | PG) | 82.6 (2.1) | 0.204 (11.3) | 0.753 (23.9) | 0.974 | 2.12 | 0.204 | 0.786 |

註: 1)

C_{t-1} : 時差從屬變數(民間消費支出)

CPI; 消費者 物價指數(consumer price index; 1975=100.0)

PC; 民間消費 「디플레이터」(private consumption deflator; 1975=100.0)

PG; 國民總生產 「디플레이터」(GNP deflator; 1975=100.0)

Y_t ; 實質個人可處分所得

R^2 ; 決定係數(coefficient of determination)

D. W.; Durbin-Watson 統計값; 本模型의 경우 D. W.는 攪亂項에 관한 自己相關檢定의 統計로서 적절하지 않으나, 다만 參考로 提示하였다.

各 回歸係數 아래 괄호안의 숫자는 t값(t-value)임.

15) Zellner 등은 模型(26)의 攪亂項이 다음과 같은 分布를 가진다는 假定下에 最尤法(maximum likelihood method)을 통한 時差分布偏倚의 解消를 試圖하였다.

$$\varepsilon_t = u - \lambda u_{t-1}, \quad 0 < \lambda < 1$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t, \quad |\rho| < 1, \quad v_t \sim NID(0, \sigma_v^2).$$

但, ρ 는 攪亂項(u_t)間的 自己相關係數이며, NID는 攪亂項(v_t)이 獨立的으로 正規分布함(normally and independently distributed with zero mean and a common variance)을 뜻한다.

Zellner 등은 위의 假定下에 最尤法을 美國의 分期消費函數推定에 적용한 결과 限界消費性이 1보다 크게 나타났다. 이러한 문제는 위의 방법으로 해결할 수 없다고 하였다. 또한 Johnston은 위와 같은 模型의 경우 攪亂項의 分布에 관한 확신이 있는 경우에 限해서 Zellner의 推定方法을 試圖하도록 경고하고 있다. 자세한 것은 A. Zellner, and M.S. Geisel, "Analysis of Distributed Lag Models with Applications to Consumption Function Estimation," *Econometrica*, November 1970, Vol. 38, pp. 865-888; J. Johnston, *Econometric Methods*, 2nd Edition, New York: McGraw-Hill, 1972, pp. 278-81. 參照

性向도 대체로 위의 概算値와 비슷한 크기를 보여줄 것으로 期待할 수 있다.

이제 <表 2>에 要約提示된 限界消費性向 推定値를 比較해 보면, 各 方程式推定에 利用한 實質所得算定の 換價指數가 무엇이냐에 따라 限界消費性向이 큰 差異를 보이고 있다.

즉, 實質所得算定에 消費者物價指數(CPI)를 利用한 方程式(27)의 경우 長期限界消費性向은 0.632로서, 民間消費「디플레이터」및 GNP「디플레이터」를 基礎로 한 方程式(28) 및 (29)의 경우의 0.788과 0.786보다 상당히 낮게 나타났다. 短期消費性向의 경우에는 方程式(27) 및 (29)의 경우는 0.204인 反面, 方程式(28)의 경우는 0.214로서 差異를 보이고 있다. 또 한 時差調整係數(1-λ)의 推定値는 0.25로서

<表 3> 民間消費性向의 比較

(단위: %)

| | 68~72 | 73~77 | 78~82 | 68~82 |
|-------|-------|-------|-------|-------|
| (韓 國) | | | | |
| APC | 89.2 | 86.6 | 87.3 | 87.7 |
| MPC | 79.4 | 79.9 | 92.6 | 84.0 |
| (臺 灣) | | | | |
| APC | 83.8 | 81.5 | 81.8 | 82.4 |
| MPC | 74.9 | 81.0 | 83.8 | 79.9 |
| (日 本) | | | | |
| APC | 82.2 | 78.0 | 80.4 | 80.2 |
| MPC | 79.2 | 76.6 | 83.7 | 79.8 |
| (美 國) | | | | |
| APC | 92.8 | 92.4 | 93.8 | 93.0 |
| MPC | 90.3 | 89.9 | 91.1 | 90.4 |

資料: 韓國: 韓國銀行, 韓國의 國民所得, 1982.

臺灣: Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, *National Income of the Republic of China*, Dec. 1982.

日本: Economic Planning Agency, Government of Japan, *Annual Report on National Accounts*, 1982.

美國: Council of Economic Advisers, *Economic Report of the President*, Washington, D.C.; U.S.: Government Printing Office, 1983.

消費行態가 攪亂되는 경우 그 全體效果의 절반가량이 消費에 反映되는데 所要되는 期間은 9個月 정도인 것으로 보인다.

一般的으로 위와 같은 相異한 結果는 設定된 模型, 推定方法 및 統計資料의 相異 등 複合的인 要因에 起因한다. 그러나 위의 消費函數는 同一한 假說 및 推定方法을 基礎로 하였으므로 限界消費性向 推定値間의 差異는 實質所得算定時 利用된 換價指數의 差異에서 起因된 것으로 判斷된다. 따라서 아래에서는 標本期間(1968~82)中 韓國의 換價指數를 比較해 보기로 한다.

<表4>에 提示된 換價指數를 比較해 보면, 標本期間中 消費者物價指數는 1973년까지는 民間消費「디플레이터」(PC)나 國民總生產「디플레이터」(PG)보다 그 水準이 높으나 그 以後期間에는 오히려 낮은 水準을 보였다. 또한 1974年 以後를 볼 때는, 民間消費「디플레이터」는 消費者物價指數 및 GNP「디플레이터」의 中

<表 4> 韓國의 物價水準

(1975=100)

| | 消費者物價指數(CPI) | 民間消費디플레이터(PC) | GNP 디플레이터(PG) |
|------|--------------|---------------|---------------|
| 1968 | 37.6 | 31.1 | 31.8 |
| 1969 | 42.3 | 35.3 | 36.5 |
| 1970 | 49.1 | 40.8 | 42.2 |
| 1971 | 55.7 | 46.3 | 47.3 |
| 1972 | 62.2 | 53.1 | 54.7 |
| 1973 | 64.2 | 57.8 | 61.9 |
| 1974 | 79.8 | 77.8 | 80.2 |
| 1975 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 1976 | 115.8 | 115.6 | 117.7 |
| 1977 | 126.9 | 134.0 | 136.9 |
| 1978 | 145.3 | 160.8 | 165.0 |
| 1979 | 171.9 | 188.1 | 197.0 |
| 1980 | 221.3 | 242.8 | 247.9 |
| 1981 | 272.9 | 288.0 | 288.0 |
| 1982 | 290.0 | 306.3 | 310.0 |

資料: 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1982.

間水準을 維持하였을 뿐만 아니라 GNP「디플레이터」와 비슷한 水準을 보이고 있다. 따라서 相異한 換價指數를 基礎로 한 實質所得水準은 상당한 差異를 隨伴하게 되며 따라서 <表 2>의 限界消費性向의 差異는 이러한 資料上的 差異를 反映한 結果로 볼 수 있다. 그러므로 消費者物價指數는 家計部門의 實質購買力評價의 尺度로서 받아들이기엔 相對的으로 未洽하지 않나 여겨진다. 나아가서 經濟豫測이나 經濟政策效果分析의 側面에서 볼 때, 精確한 限界消費性向推定의 重要性은 自明하다. 이와 같은 見地에서 볼 때, 方程式(27)은 韓國消費行爲의 說明模型으로서는 信賴性이 相對的으로 낮다고 看做되어야 할 것이다. 또한 方程式(28) 및 (29)에 의한 長期消費性向은 비슷하므로 經濟政策의 效果分析이나, 經濟豫測등의 活用に 있어서 큰 差異를 招來하지 않을 것으로 보이거나 短期分析의 側面에서는 상당한 差異를 보일 可能性은 있다고 하겠다. 先驗的으로 볼 때는 方程式(28)이 더욱 正確한 結果를 보일 것으로 期待된다. 뿐만 아니라 家計部門購買力의 尺度라는 觀點에서 보더라도 方程式(28)이

韓國消費行爲의 說明模型으로서 相對的으로 說明力이 높을 것으로 여겨진다.

2. 流動資産이 消費에 미치는 影響

위에서는 所得을 單一說明變數로 하여 韓國의 消費函數를 推定分析하였다. 여기에서는 流動資産이 消費에 미치는 影響을 檢證·分析하기 위하여 實質總通貨(M_2/P)를 그 代用變數로서 追加하여 推定한 結果를 <表 5>에 提示하였다.

<表 5>에 要約된 方程式들은 여러차례의 試行過程을 거쳐 選定되었다. 먼저 <表 2>의 方程式에 前前期 및 前期間의 流動資産의 増分을 追加한 結果, 聯立方程式偏倚로 인하여 時差從屬變數(C_{t-1})의 영향이 減少되어 全體的으로 長期限界消費性向이 過小評價되었다. 이러한 偏倚를 解消하고 또한 流動資産은 時差를 두고 그 影響이 消費에 나타난다는 假定下에 實質流動資産을 2分期, 3分期 또는 4分期 移動平均하여 推定을 반복한 結果 2分期移動平均한 것이 先驗的期待(a priori expectation)에

<表 5> 流動資産이 消費에 미치는 影響¹⁾

| 方程式 番號 | 實質所得 換價指數 (P) | 推 定 係 數 | | | | R ² | D. W. | 限界消費性向 | |
|-----------|---------------------|----------------|--------------------------|------------------------------------|------------------------------------|----------------|-------|--------|-------|
| | | 常 數 | 所 得 (Y _t) | 流動資産 ($\Delta \frac{M_2}{P}$) | 時差從屬 變 數 (C _{t-1}) | | | 短 期 | 長 期 |
| (30) | CPI | 236.0 (6.5) | 0.217 (14.7) | 0.088 (4.3) | 0.601 (17.6) | 0.982 | 1.61 | 0.235 | 0.588 |
| (31) | PC | 91.5 (2.6) | 0.236 (14.4) | 0.088 (4.1) | 0.671 (21.9) | 0.981 | 1.94 | 0.250 | 0.758 |
| (32) | PG | 95.3 (2.6) | 0.231 (13.2) | 0.079 (3.5) | 0.686 (21.2) | 0.979 | 2.01 | 0.241 | 0.770 |

註: 1) $\Delta \left(\frac{M_2}{P} \right) = \left(\frac{M_2}{P} \right)_{t-1} - \lambda \left(\frac{M_2}{P} \right)_{t-2} \cong \left[\left(\frac{M_2/P}{Y} \right)_{t-1}^{2m} - \lambda \left(\frac{M_2/P}{Y} \right)_{t-2}^{2m} \right] Y_t$

여기에서 $2m$ 은 2分期移動平均(2-quarter moving average)을 意味하며, λ 값은 <表 2>의 時差從屬變數(C_{t-1})의 推定係數를 代入하였다. 限界消費性向의 算出에는 標本期間中 個人可處分所得에 대한 總通貨의 限界比率($\alpha = \frac{\Delta(M_2/P)}{\Delta Y}$)

: the sample marginal ratio of broadly defined money to personal disposable income)인 0.6을 利用하였다. 其他 變數의 定義는 <表 2>와 同一함.

가장 잘 符合되는 것으로 보았다.

〈表 5〉의 結果를 보면, 短期限界消費性向이 0.235~0.25이므로서 流動資産을 勘案하지 않은 〈表 2〉의 경우보다 훨씬 높게 나타났다. 이와 같은 結果는 短期的으로는 所得이 一定하더라도 保有資産水準이 높을수록 消費도 더 많이 늘게 됨을 意味한다. 따라서 消費에 대한 流動資産의 影響은 模型(26)에서 豫想하는 바와 같이 短期에서는 크게 미치나, 長期的으로는 資産은 消費에 影響을 크게 미치지 않는 것으로 보인다.

또한 資産의 影響을 勘案한 경우에도 消費性向은 實質所得 및 實質流動資産의 算出에 利用한 換價指數에 따라 큰 差異를 보이고 있다. 즉, 消費者物價指數를 換價指數로 使用한 경

우에는 長期限界消費性向이 가장 낮은 반면, GNP「디플레이터」를 기초로 한 경우에는 가장 높게 나타났다. 〈表 5〉의 結果에 대한 위의 分析을 종합하면 方程式(31)이 가장 만족스러운 것으로 보인다.

3. 季節變動이 消費에 미치는 影響

以上の 方程式推定에서는 原時系列資料를 利用하였다. 다음에서는 分期에 따라 消費性向이 變動한다는 假定下에 季節「더미」(seasonal dummy)를 포함하여 消費函數의 推定을 試圖하였다. 여기서도 季節別所得과 時差從屬變數를 포함한 方程式을 推定한 다음, 流動資産을 追加하여 推定한 結果를 각각 〈表 6〉과 〈表

〈表 6〉 季節變動이 消費에 미치는 影響¹⁾

| 方程式番號 | 實質所得換價指數(P) | 推 定 係 數 | | | | | | R ² | D. W. | 限界消費性向 | |
|-------|-------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------------------------------|----------------|-------|--------|-------|
| | | 常 數 | 所 得 | | | | 時差從屬變數(C _{t-1} ^m) | | | 短 期 | 長 期 |
| | | | 1/4分期 | 2/4分期 | 3/4分期 | 4/4分期 | | | | | |
| (33) | CPI | 124.1 (5.9) | 0.063 (1.9) | 0.093 (3.6) | 0.109 (4.0) | 0.120 (7.5) | 0.857 (24.6) | 0.996 | 0.80 | 0.096 | 0.609 |
| (34) | PC | 70.5 (4.3) | 0.096 (2.2) | 0.118 (3.4) | 0.137 (3.7) | 0.137 (6.4) | 0.861 (23.1) | 0.996 | 1.12 | 0.122 | 0.794 |
| (35) | PG | 74.4 (5.3) | 0.113 (2.4) | 0.134 (3.6) | 0.151 (3.9) | 0.141 (6.6) | 0.848 (22.0) | 0.996 | 1.27 | 0.135 | 0.814 |

註: 1) 方程式形態: $C_t = b_c + (b_1D_1 + b_2D_2 + b_3D_3 + b_4D_4)Y_t + \lambda C_{t-1}^m$ 여기서 $D_i (i=1, 2, 3, 4)$ 는 季節 Dummy變數, $b_i (i=1, 2, 3, 4)$ 는 各 分期別 限界消費性向推定值이며, C_{t-1}^m 의 어계글자 m 은 4分期 移動平均을 意味함. 其他 變數는 〈表 2〉와 同一함.

〈表 7〉 季節變動과 流動資産이 消費에 미치는 影響¹⁾

| 方程式番號 | 實質所得換價指數(P) | 推 定 係 數 | | | | | | R ² | D. W. | 限界消費性向 | | |
|-------|-------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------------------------------------------------------------|-----------------|-------|--------|-------|-------|
| | | 常 數 | 所 得 | | | | 流動資産時差從屬變數($\Delta(\frac{m_2}{P})$ (C _{t-1} ^m)) | | | 短 期 | 長 期 | |
| | | | 1/4分期 | 2/4分期 | 3/4分期 | 4/4分期 | | | | | | |
| (36) | CPI | 137.2 (5.8) | 0.065 (2.0) | 0.096 (3.7) | 0.103 (3.7) | 0.132 (7.0) | 0.037 (1.2) | 0.836 (21.4) | 0.996 | 0.8 | 0.101 | 0.617 |
| (37) | PC | 83.2 (4.9) | 0.111 (2.6) | 0.134 (3.9) | 0.136 (3.8) | 0.165 (6.7) | 0.067 (2.1) | 0.821 (20.1) | 0.996 | 1.03 | 0.141 | 0.791 |
| (38) | PG | 95.8 (5.6) | 0.150 (3.3) | 0.169 (4.6) | 0.164 (4.5) | 0.190 (7.2) | 0.090 (2.8) | 0.778 (17.8) | 0.997 | 1.24 | 0.177 | 0.800 |

註: 1) $\Delta(\frac{M_2}{P}) = (\frac{M_2}{P})_{t-2} - \lambda(\frac{M_2}{P})_{t-1} \cong [(\frac{M_2/P}{Y})_{t-1}^{3m} - \lambda(\frac{M_2/P}{Y})_{t-2}^{3m}]Y_t$ 어계글자 $3m$ 은 3分期移動平均이며, 여기서 λ 값은 〈表 6〉의 時差從屬變數의 推定值을 代入하였다. 其他變數의 定義는 〈表 6〉과 同一함.

7)에 提示하였다.

<表 6>과 <表 7>의 方程式은 時差從屬變數를 4分期移動平均¹⁶⁾하여 推定하였으나, 回歸係數의 偏倚는 解消되지 않고 있다. 따라서 短期限界消費性向은 낮게 推定된 반면, 長期限界消費性向은 높게 나타난 것으로 보인다.

위의 結果를 보면 短期消費性向은 대체로 1/4分期와 2/4分期에 낮고 3/4分期와 4/4分期에는 相對的으로 높은 경향을 보인다. 또한 短期限界消費性向은 流動資產을 포함한 경우에 높게 나타난 반면 長期의 경우에는 큰 差異를 보이지 않는다.

좀더 具體的으로 살펴보면 資產의 影響을 勘案하지 않은 경우 長·短期限界消費性向은 각각 0.609~0.814 및 0.096~0.135이며, 流動資產을 說明變數에 追加한 경우에는 각각 0.617~0.800 및 0.101~0.177로 나타났다. 또한 相異한 換價指數에 따르는 消費性向은 餘他 結果와 마찬가지로 消費者物價指數의 경우에 낮게 나타나고, 國民總生產「디플레이터」를 基準으로 한 경우가 가장 높게 나타났다.

V. 要約 및 結論

本研究는 消費行態의 代表的 假說인 恒常所得理論과 平生所得假說을 기초로 韓國의 民間消費模型을 導出하였으며 이러한 假說로서 韓國消費形態를 說明할 수 있는지에 대한 檢證·分析을 試圖하였다. 本模型은 1968年 1/4分期부터 1982年 4/4分期까지 60分期를 標本

期間으로 하였으며 推定方法은 普通最小自乘法에 依하였다.

本模型의 推定結果, 韓國의 消費行態는 先進經濟를 바탕으로 開發된 恒常所得假說과 平生所得假說로서 만족스럽게 說明할 수 있는 것으로 보인다. 消費函數에 포함된 說明變數에 따라 다소 차이는 있으나 限界消費性向은 대체로 0.76~0.81 정도로 나타났다. 또한 時差調整係數推定値는 0.25 內外로서 消費行態가 長期均衡으로 調整되는데 所要되는 平均時差(mean lag)는 約 9個月 程度로 나타나고 있다. 이는 租稅減免 等, 租稅政策의 樹立이나, 그 效果分析(乘數效果)에 參考資料가 될 수 있을 것으로 보인다.

消費支出에 대한 資產의 영향 또한 先驗的 期待에 符合하는 것으로 보인다. 즉, 平生所得假說이 示唆하는 바와 같이 韓國의 경우, 다른 條件이 一定할 때, 家計部門의 資產保有水準이 높을수록 消費水準도 높게 나타나고 있다. 家計部門保有資產의 代用變數로서 實質總通貨를 포함시킨 경우에 限界消費性向은 短期的으로 더 높은 경향을 보이는 반면, 長期에 있어서는 流動資產은 相對的으로 消費에 影響을 적게 미치는 것으로 나타났다. 따라서 通貨政策의 效果는 短期에 더 강하게 나타나는 것으로 보인다.

또한 經濟政策의 立案이나 그 效果分析에 있어서 消費性向의 重要性을 勘案할 때, 消費函數의 分析은 個人可處分所得을 基礎로 하여 이루어져야 할 것이다. 왜냐하면, 家計部門의 購買力은 個人可處分所得에 의하여 決定되기 때문이다.

그리고 限界消費性向은 實質個人可處分所得의 算出에 利用한 換價指數에 따라 큰 差異를

16) M. Evans, *Macroeconomic Activity*, New York: Harper and Row, 1969, p.53.

보이고 있다. 消費者購買力의 見地에서 볼 때 民間消費支出 「디플레이터」를 基準으로 實質個人可處分所得이 換價되어야 할 것으로 보이며, 檢證結果도 이를 뒷받침하고 있는 것으로 나타났다.

本研究는 資料의 制約으로 民間消費支出行態分析에 局限되었다. 消費行態는 個別消費項目에 따라 그 決定要因이 다를 수도 있으므로 좀더 細分된 消費項目, 즉, 耐久財, 非耐久財 및 서비스 등으로 區分하여 實證分析이 이루어져야 할 것이다. 뿐만 아니라 限界消費性向은 季節에 따라 差異가 날 수 있으므로 季節調整이 된 資料를 기초로 分析이 試圖되어야 할 것이다.

또한 本研究에서는 分期別 分配國民所得統計의 不在로 인하여 個人可處分所得의 算定에 中央政府歲入단이 勘案되었으므로 限界消費性向이 다소 過小推定되었을 可能性을 排除할 수 없다. 따라서 今後에는 統合豫算(unified budget)概念에 입각한 個人可處分所得을 바탕으로 消費行態에 關한 研究의 試圖가 所望스럽다고 하겠다. 또한 物價上昇心理(inflationary expectation), 利子率 等도 消費行爲에 영향을 미치게 된다. 따라서 今後의 研究에 있어서 이들 變數에 대한 檢證도 함께 이루어져야 할 것이다.

위에서 지적한 바와 같이 本論文에 있어서 消費函數의 推定은 普通最小自乘法에 의하였으므로 限界消費性向이 偏倚되었을 可能性을 排除할 수 없다. 따라서 向後에는 이를 解消하기 위한 노력이 있어야 하겠으며, 推定된 方程式의 豫測力檢定을 위한 「시뮬레이션」(simulation)도 함께 이루어져야 하겠다.

消費行態는 比較的 小數의 變數로서 說明할

수 있다는 觀點에서 볼 때 그 推定이 容易한 것처럼 보이지만, 實際에 있어서는 本研究에서 論議한 바와 같이 限界消費性向의 推定에 많은 어려움이 따르게 된다. 一國經濟의 豫測이나 經濟政策의 效果分析에 있어서 限界消費性向(貯蓄性向)의 重要性을 勘案할 때 消費函數의 推定·分析에는 細心한 注意를 기울여야 할 것이다.

附 錄

消費函數의 說明變數로서 利用한 實質個人可處分所得은 다음과 같은 方法에 의하여 算出하였다.

$$Y = (GNPV - TAXV - CCAV) / P$$

但, Y : 實質個人可處分所得

$GNPV$: 經常國民總生產

$TAXV$: 總租稅(專賣益金 및 其他政府收入 포함)

$CCAV$: 固定資本消耗充當金(經常)

P : 物價指數 또는 디플레이터(deflator)

위의 個人可處分所得推計에 있어서 資料의 未備로 인하여 各種 補助金 및 移轉支出의 調整은 하지 못하였다. 그러나 이들 項目은 그 比重이 극히 미미하기 때문에 推計된 個人可處分所得에 別영향을 미치지 않은 것으로 보았다. 그러나, 여기에 利用된 總租稅資料는 中央政府 歲入資料로서 地方稅는 포함되어 있지 않다. 따라서 Y 는 過大評價될 수 있으며 이는 消費性向이 다소 낮게 推定될 可能性도

內包되어 있다.

固定資本消耗充當金資料 역시 分期別로 發表되지 않으므로 다음과 같은 假定下에 年間資料를 分期別로 配分하였다.

$$CCAV_{hj} = CCAV_j \left(\frac{GNPV_{hj}}{GNPV_j} \right)$$

여기서 $CCAV_{hj}$ 는 j 년의 h 分期 固定資本消耗充當金이며, 따라서

$$\sum_{h=1}^4 CCAV_{hj} = CCAV_j$$

$GNPV_{hj}$ 는 j 년의 h 分期 經常 GNP이며, 따라서

$$\sum_{h=1}^4 GNPV_{hj} = GNPV_j$$

그리고 經常個人可處分所得을 實質個人可處分所得으로 算定함에 있어서 利用하는 換價指

數는 消費者物價指數(consumer price index), 民間消費「디플레이터」(private consumption deflator) 및 國民總生產「디플레이터」(GNP deflator)中 어느 것이 가장 적절한 것인가를 고려해야 된다고 본다. 만약 實質個人可處分所得을 家計部門의 購買力(purchasing power) 概念으로 본다면, 消費者物價指數 또는 民間消費「디플레이터」를 적절한 換價指數로 보아야 하겠다. 그러나 우리나라의 경우 物價의 指標로써 國民總生產「디플레이터」가 더 널리 利用되고 있다. 따라서 本稿의 消費函數의 推定分析에 있어서는 이러한 點을 勘案하여 위의 세가지 換價指數를 基礎로 하여 實質個人可處分所得을 算定하고, 적절한 換價指數가 무엇인지에 대한 比較分析을 함께 試圖하였으며 推定한 限界消費性向을 比較의 基準으로 삼았다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

姜和中, 「消費決定에 관한 主要假說의 實證의 比較分析」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1980. 12.
徐壯源, 『韓國의 分期計量模型』과 景氣變動分析』, 國際經濟研究院, 1981. 12.
王然均, 『計量模型을 통한 韓國經濟의 分析』, 國際經濟研究院, 1980. 10.
李政秀·鄭明昌, 「韓國經濟의 短期豫測模型」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1979. 7.
李天約, 『韓國經濟의 短期豫測模型』, 韓國開發研究院, 1979. 12.
丁文建, 「韓國經濟의 短期豫測模型」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1983. 11.
韓成信, 『韓國經濟 短期豫測模型』, 韓國經濟研究院, 1981. 9.

韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1982.
Ando, A., and F. Modigliani, "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Test", *American Economic Review*, March 1963, Vol. 53, pp. 55-84.
Council of Economic Advisers, *Economic Report of the President*, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office, 1983.
Directorate General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, *National Income of the Republic of China*, Dec. 1982.
Economic Planning Agency, Government of

- Japan, *Annual Reports on National Accounts*, 1982.
- Evans, M., *Macroeconomic Activity*, New York: Harper and Row, 1969.
- Ferber, R., "Consumer Economics; A Survey," *Journal of Economic Literature*, December 1973. Vol. 11, pp.1303-1342.
- Friedman, M., *A Theory of Consumption Function*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1957.
- Goldsmith, R.A., *A Study of Saving in the United States*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, Vol. I, 1955.
- Hamburger, M.J., "Interest Rates and the Demand for Consumer Durable Goods," *American Economic Review*, Dec. 1967, Vol. 57, pp.1131-53.
- Johnston, J., *Econometric Methods*, 2nd Edition, New York, McGraw-Hill, 1972.
- Keynes, M.J., *The General Theory of Employment, Interest Rate and Money*, New York and London: 1936.
- Kohno, A., *A Quarterly Econometric Model for Korea*, Discussion Paper No. 5, Daiwa Securities Co., Ltd., Japan, June 1981.
- Koopmans, T.C., and W.C. Hood, "Measuring the Marginal Propensity to Consume," in W.C. Hood, and T.C., Koopmans (eds.), *Studies in Econometric Methods*, New York: Wiley, 1953.
- Kuznets, S., "Proportion of Capital Formation to National Product," *American Economic Review*, Vol. 42, May 1952. pp.507-26.
- Kwack, S.Y., *A Model of Economic Policy Effects and External Influences on the Korean Economy*, SRI/WEFA, World Economic Program, Discussion Papers, No. 9, April 1980.
- Pigou, A.C., "The Classical Stationary State", *Economic Journal*, Dec. 1943, Vol. 53, pp.342-52.
- Suits, D.B., "The Determinants of Consumer Expenditures: A Review of Present Knowledge," in *Impacts of Monetary Policy*, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, 1963, pp.1-57.
- van Wijnbergen, S., "Stagflationary Effects of Monetary Stabilization Policies: A Quantitative Analysis of South Korea", *Journal of Development Economics*, April 1982, Vol. 10, pp.133-69.
- Zellner, A., D.S. Huang and L.C. Chau, "Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets", *Econometrica*, July 1965, Vol.33, pp.571-81.
- _____, and M.S. Geisel, "Analysis of Distributed Lag Models with Applications to Consumption Function Estimation," *Econometrica*, November 1970, Vol. 38, pp.865-88.