

韓國都市家計의 貯蓄行態

高 南 旭

〈 目 次 〉

- | | |
|-------------------------------|------------------------|
| I. 序 論 | III. 都市 家計貯蓄行態의 實證的 分析 |
| II. 家計貯蓄의 決定要因과 計量的 推定 및 分析模型 | 1. 家計貯蓄函數와 家口主 職業 |
| 1. 人口統計의 決定要因 | 2. 家計貯蓄函數와 家族規模 |
| 2. 計量的 推定 및 分析模型 | 3. 家計貯蓄函數와 家口主 年令 |
| | IV. 結 論 |

I. 序 論

經濟開發過程에 있어서 貯蓄은 投資를 위한 直接的인 財源이 될 뿐만 아니라 그 投資를 통해서 國民經濟의 構造的 變化를 가져오는 要因으로 인식되고 있다. 그러므로 資本이 부족한 開途國에서는 國內貯蓄動員이 경제개발을 위한 중요한 政策目標로 평가되고 있는 것이다.

우리나라는 1962年에 第1次經濟開發 5個年計劃을 수행하기 시작한 이후 4次에 걸친 5個年計劃을 집행해 오면서 급격한 經濟成長을 이룩하였는데 그 可能性과 現實性을 부여한 것은 무엇보다도 그 기본적 수단으로서의 資本動員에 힘입었다고 할 것이다. 그런데 그 동안 우리의 資本動員은 國內貯蓄에만 국한되지 않았고 상당히 많은 부분을 海外貯蓄에 지속적으로 의존하여 왔다.

따라서 우리나라에서는 自立經濟体制의 確立을 위하여 海外貯蓄部門의 의존도를 낮추고 아울러 國內貯蓄의 증대를 위한 새로운 政策이 강조되어야 할 것이다. 물론 그 동안 國內貯蓄도 상당히 높은 수준으로 증가된 것 만은 사실이다. 그러나 이러한 國內貯蓄의 증가는 法人貯蓄 내지 政府貯蓄의 급속한 증대에 의해 힘입어 왔다고 볼 수 있다. 한편 家計貯蓄도 급속한 增加率을 나타냈으나 아직 그 規模는 總國內貯蓄에 대한 비중면에서는 아주 낮은 수준에 머물고 있는 실정이다. 그러므로 우리는 앞으로 法人貯蓄 내지는 政府貯蓄 및 海外貯蓄이 지니는 실제적 의의가 점차적으로 적어지는데 반하여 最近 그 비중이나 의의가 점점 증대되고 있는 家計貯蓄증대에

집중적인 검토가 있어야 하겠다. 家計貯蓄增大는 全体的인 國內貯蓄率을 높일 뿐만 아니라, 國民의 生活기반의 安定化 내지는 社會的 安定을 도모하기 위해서도 중요한 것이다.

그 동안 우리나라는 貯蓄決定에 대한 충분한 인식의 부족으로 家計貯蓄增大를 높이기 위한 效果的인 政策을 樹立하는데 많은 제약을 받고 있다. 그것은 關聯된 實證的 研究가 부족할 뿐만 아니라 몇개의 기존연구결과도 우리의 家計貯蓄 行態의 特性을 충분히 밝히지 못한 때문인 것으로 여겨진다. 이와같이 우리나라에 있어서의 貯蓄에 관한 經驗的 研究가 充實치 못하였던 것은 대부분의 開途國에서와 같이 統計資料上의 제약에 따른 것으로 믿어진다. 따라서 앞으로 貯蓄資料의 整備는 물론 貯蓄行態에 관한 心層的 研究가 계속 수반되어야 할 것이다.

이러한 뜻에서 本 研究는 都市家計資料(1967~81年)를 중심으로 하여 韓國都市家計(주로 勤勞者 家計)의 貯蓄行態를 分析하고자 한다. 이를 위하여 먼저 家計貯蓄에 影響을 미치는 要因이 어떤것이 있는가를 검토한 후에 貯蓄行態에 관한 假說을 定立하고 이어서 그 假說의 檢定을 통하여 우리나라 都市家計의 貯蓄行態를 밝히려 하였다.

本 研究의 假說에서는 한 家計의 貯蓄行態가 그 家計의 所得은 물론 家口主 職業, 家族規模 및 그 構成 그리고 家口主 年齡등에 의하여 影響을 받는 것으로 定立하였다.

本 研究를 위한 資料處理 및 分析方法으로서는 普通最小自乘法(ordinary least squares method)을 사용하였으며 統計的 分析에서는 時系列資料를 이용하였다. 그리고 都市家計의 貯蓄決定에 影響을 미치는 각각의 要因에 따른 限界貯蓄性向 및 그것의 彈性性을 推定하였다.

여기에서 家計貯蓄은 家計可處分所得에서 經常消費支出을 控除한 家計經常剩餘의 概念으로 정의한 것이다.

II. 家計貯蓄의 決定要因과 計量的 推定·分析模型

1. 人口統計的 決定要因

家計貯蓄行態에 관한 實證的 分析을 위해서는 貯蓄行態에 影響을 미치는 여러가지 基本變數를 밝혀야 할 것이다. 일반적으로 家計貯蓄은 所得水準과 富(資産保有)의 크기와 같은 實物變數등에 의존될 뿐만 아니라 기타의 非經濟的 要因에도 影響을 받는다.

어느 한 家計(h)의 貯蓄函數(S_h)는 家計所得(Y_h), 富(W_h), 人口統計的 諸要因(Z_{1h}, \dots, Z_{kh}) (K =家口主 職業, 家口員數, 扶養率, 家口主 年齡 등), 確率變數(U_h)일때, 이들의 說明變數로 하는 일반적인 基本 貯蓄方程式은 다음과 같이 表示된다.

$$S_h = f(Y_h; W_h; Z_{1h}, \dots, Z_{kh}; U_h) \dots \dots \dots (2-1)$$

貯蓄과 所得과의 관계를 나타내는 貯蓄函數에 있어서는 여러가지 人口統計的 要因이 一定하다는 假定下에서 推論된다. 그러나 本 論文에서는 富의 크기등이 一定하다는 假定下에서 貯蓄과 所得과의 관계와 貯蓄行爲에 影響을 미치는 人口統計的 要因의 效果를 測定하고자 하였다. 이를 위한 기본모형은 다음과 같이 表示된다.

$$S_h = f(Y_h; \bar{W}_h; Z_{ih}; \dots Z_{kh}; U_h) \dots\dots\dots (2-2)$$

貯蓄函數는 人口統計的 諸要因(demographic factors)과 같이 貯蓄行爲에 影響을 미치는 여타의 要因이 不變이라는 前提下에서 推定되는 것이 일반적이지만 이러한 要因이 變化할때 貯蓄函數 또한 달라질 것이다. 따라서 여기에서는 人口統計的 諸要因과 家計貯蓄과의 관계를 보기로 하겠다.

1) 家計貯蓄과 家口主 職業 및 所得源泉

家口主의 所得源泉과 職業에 따라 所得水準이나 所得變動 등이 각각 다르게 나타나게 되므로 家計貯蓄行爲는 家口主 職業에 따라 다를 것이다. 만일 所得水準이나 所得變動의 크기에 의하여 家計貯蓄行爲가 달라진다면 勤勞者 家計와 같이 所得水準이 낮은 職業에서는 低貯蓄 내지는 負의 貯蓄이 발생할 것이며 반면에 企業家 家計처럼 所得水準이 높은 職業의 家計에서는 高貯蓄이 이루어 질 것이다.¹⁾ 貯蓄性向이 企業家 및 其他 所得階層이 피고용자 보다 크다는 것은 Keynes 가 일찌기 지적하였고 J.Robinson²⁾, N.Kaldor³⁾의 成長理論 그리고 L. R. Klein, A.S.Golberger⁴⁾의 美國經濟의 計量經濟學的 模型에서도 假定하고 있는 前提이며 國際比較 研究에서 H. S. Houthakker 는 이 前提를 立證하고 있다.⁵⁾

- 1) I. Friend and I.B. Kravis, "Consumption Pattern and Permanent Income", *Amer. Econ. Rev.*, May 1957, pp.536-555.
H.S. Houthakker. "On Some Determinants of Savings in Developed and Under-Developed Countries", in E.A.G. Robinson (ed), *Problems in Economic Development*. London. The Macmillan Press, 1966. pp.212-224.
- A.C. Kelley and J.G. Williamson, "Household Savings Behavior in the Developing Economies: The Indonesian case", *Econ. Dev. and Cul. Chan.* Vol.16, April,1968, pp.385-403.
- 2) J. Robinson, *The Accumulation of Capital*, Macmillan, London, 1956.
- 3) N. Kaldor, "A Model of Economic Growth", *Economic Journal*, Vol. 67, Dec., 1957.
- 4) L.R. Klein and A.S. Goldberger, *An Economic Model of the United State. 1929-1952*. North-Holland Publishing Co. Amsterdam,1955.
- 5) H.C. Houthakker, *op.*212-224.

또한 A.C.Kelley와 J.G.Williamson⁶⁾도 所得源泉과 職業이 貯蓄의 중요한 決定要因이라는 假定을 세우고 「인도네시아」의 家計調査資料를 이용하여 그 假說을 검정하려고 기도 했으며 그 결과 非農業企業家(商人과 企業主)의 限界貯蓄性向이 농가나 근로자집단의 경우보다 상당히 높다는 것을 발견 하였다. R.Ramanathan⁷⁾도 「인도」의 都市家計의 貯蓄行態 分析을 통하여 企業主는 다른 직업계층 보다 더 높은 貯蓄率을 보여주고 있음을 立證하였다.

I.Friend와 I.B.Kravis⁸⁾는 美國에서 非農企業家가 다른 어떤 직업계층 보다 貯蓄을 많이 한다는 것을 보여주려고 하였다. 그들이 발견한 바에 의하면 美國에서 企業家集團의 平均貯蓄性向이 全國平均 보다 훨씬 높고 實際로 非法人 企業主의 平均貯蓄率은 全國平均에 비해서 3-4倍 정도 높다는 것이다.

以上の 여러가지 實證的 分析結果에 의하면 기업가계층의 貯蓄性向이 다른 계층집단에 비하여 높으며 따라서 企業家 貯蓄이 總國內貯蓄의 높은 比重을 차지하게 된다는 것이다. 특히 기업가계층에서 貯蓄性向이 높게 나타나고 있는 사실에 대하여 M.Friedman⁹⁾는 다음과 같이 지적하고 있다.

企業家들은 그들의 所得을 危險負擔下에서 불안정하게 얻고 있으며 따라서 變動所得이 그의 恒常所得에 비하여 높게 차지하고 있다. 그리고 그들은 보다 收益率이 높은 投資事業에 대비하여 利潤의 대부분을 축적한 결과가 資産을 조성하게 되어 貯蓄을 높이게 된다는 것이다.

H.S.Houthakker도 B.S.Minhas¹⁰⁾의 研究를 引用하면서 근로자 이외의 기타 소득계층의 貯蓄率이 被雇傭者의 그것보다 相對的으로 높게 나타나고 있는 이유는 결국 기타소득계층에서는 收益率이 높은 주식이나 증권에 直接投資할 수 있는데 대하여 被雇傭者는 前者에 비해 收益率이 보다 낮은 은행이나 금융매개체를 통해 貯蓄하기 때문이라고 풀이하고 있다. 이와같은 사실 이외에도 企業家は 그들의 資産의 經營권을 유지하기 위하여 內部投資를 더욱 選好하기 때문에 貯蓄을 많이 한다고 하겠다. 以上에서는 어느 경우에 있어서나 기업가계층이 기업가 이외의 다른 모든 기능별 소득계층과 비교해서 그의 貯蓄性向이 높다는 것을 설명하고 있는 것이다.

그러나 本 研究에서는 이와같은 假說에 근거하여 非勤勞者家計(企業家家計등)의 貯蓄行態

6) A.C. Kelley and J.G. Williamson, op. cit., pp.385-403.

7) R. Ramanathan, "An Econometric Exploration of Indian Saving Behavior", *American Statistical Journal*, March, 1969. pp.90-101.

8) I. Friend, and I.B. Kravis, "Entrepreneurial Income, and Saving and Investment", *Amer. Econ. Rev.*, June 1957. pp.270-301.

9) M. Friedman, *A Theory of the Consumption function*. Princeton: Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research, 1957.

10) B.S. Minhas, *An Internation of Factor Costs and Factor Use*, North-Holland Publishing Co. Amsterdam, 1963.

의 특성을 밝힐 만한 統計資料가 없기때문에 家計資料만을 이용하여 근로자계층간의 貯蓄行態만을 검토하고자 한다. 여하튼 여기에서는 다만 소득원천의 차이나 社會的 特性을 달리하는 勤勞者家計의 職業의 貯蓄行態에 미치는 影響은 다르게 나타날 것이라는 假說을 定立하였다.

2) 家計貯蓄과 家族規模 및 扶養率

所得水準이 일정하다고 할때 家口員의 크기가 家計消費에 影響을 미칠수 있을 것이다. 즉 家口員數에 따라 家計消費에 미치는 所得水準이나 所得變動의 效果가 다르다면 이러한 要因은 貯蓄行爲를 分析하는데 있어서 중요한 說明變數가 될 수 있다. 이는 다른 條件이 同一하다면 家口員數가 많은 家計는 家口員數가 적은 家計보다 일정한 所得중에서 貯蓄하는 比率은 적을 것이다.

S.T. Prais 와 H.S. Houthakker¹¹⁾가 지적한 바와같이 家族規模 크기의 變動이 所得水準의 變動에 비하여 消費支出行爲에 더욱 큰 效果로 작용한다고 할때 家口員數는 貯蓄行態分析에 있어서 基本變數로 택할 수 있다. 일반적으로 家計消費行爲에 미치는 家族規模의 效果는 消費에 있어서 規模의 經濟(economies of scale) 效果가 없다는 假定下에서 1人當 消費가 1人當 所得水準에 의하여 決定된다. 그러나 家族規模가 커질수록 家計消費에 있어서는 規模의 經濟를 기대할 수 있을 것이다. 그러므로 大家族家計의 消費「패턴」은 小規模家族家計에서와 다를 것이다.¹²⁾ 이와같이 家族規模의 크기가 소비행위에 미치는 關係에 의하여 推論하여 보면 家口員數는 家計貯蓄에 크게 影響을 미치는 중요한 要因으로 간주된다.

한편 家計貯蓄은 家口員數의 크기에 影響을 받지만 扶養家族의 家口員數에 대한 比率 즉 扶養率(dependency ratio)의 크기에 影響을 받을 것이다. 家口員數가 同一하더라도 家計마다 年齡分布가 다를 것이며 이에 따라 消費나 貯蓄에 있어서도 차이가 있을 것이다. F.G. Forsyth는 家族規模와 그 構成이 同一한 여러 家計를 假定한 후 消費에 있어서의 規模의 效果와 子女의 증식에 따른 效果를 測定한 바 있다.¹³⁾

N.H. Leff도 한 家計의 扶養率이 貯蓄決定에 중요한 要因이라는 것을 說明하는데 있어서 統計的으로 有意하다는 것을 보여주고 있으며 扶養率과 貯蓄率間에 있어서 負의 相關關係가 있을

11) S.J. Prais and H.S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*. London: Cambridge University Press, 1955, pp.146-152.

12) S.J. Prais and H.S. Houthakker, *op.cit.*, pp.146-152.
E. Kleiman, "Age Composition, Size of Household, and the Interpretation of Per Capita Income", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.15, January 1966, pp.37-58.

13) F.G. Forsyth, "The Relationship between Family Size and Family Expenditure", *Journal of Royal Statistical Society*, Vol.123, May 1960, pp.366-397

것이라는 假定을 定立하였다.¹⁴⁾ 그러나 그의 假說에 대한 論議는 계속되고 있다.

K.L. Gupta¹⁵⁾는 Leff의 結果가 모든 開途國에서 全적으로 적용되는 경우는 드물다고 하였다. 그는 開途國을 1人當所得水準을 基準으로 하여 低所得階層國家와 高所得層國家로 區分하여 扶養率이 平均貯蓄率이나 1人當貯蓄에 미치는 效果를 測定하고 있는데 대체로 低所得層國家에서는 扶養率의 貯蓄에 미치는 效果는 적을 뿐만 아니라 推定結果도 統計적으로 有意치 못하였다. 그러나 高所得層國家에서는 Leff의 발견이 타당하다는 사실을 인정하고 있다. 따라서 扶養率의 貯蓄에 미치는 效果는 所得水準에 따라 각기 相異하게 나타난다고 하였다.

Ong¹⁶⁾은 「대만」農村의 家計貯蓄을 分析하는 과정에서 Leff의 결과와는 반대로 扶養率이 높은 家計가 비교적 더 높은 貯蓄率을 나타내고 있음을 발견 하였다. 그러나 일반적으로 扶養率이 높은 家計에 있는 扶養家族들은 直接的으로 家計所得에 기여하지 않고 消費에만 관여하기 때문에 貯蓄이 減少될 것이라는 假說을 定立할 수 있겠다.

3) 家計貯蓄과 家口主 年齡

일반적으로 한 家計는 家口主의 「라이프·사이클」(life cycle) 단계에 따라 家族規模와 그 構成이 다르기 때문에 家計消費「패턴」도 다르게 나타나게 될 것이다. 다시말해서 家口主 年齡에 따라 家計의 家口員數도 달라지며 家口員의 年齡構成도 달라지게 되어 消費 및 貯蓄은 각기 다르게 나타나게 된다.

J.A. Fisher¹⁷⁾는 美國에서의 「크로스·섹션」자료를 이용하여 家口主 年齡別 所得의 흐름이나 消費 및 貯蓄行爲를 분석하는 가운데 「라이프·사이클」단계에 있어서 몇가지의 經濟의 特性을 최초로 体系化 하였다. 그의 分析結果에 의하면 「라이프·사이클」단계마다 所得의 흐름은 家口主 및 기타 家口員의 근로소득과 재산소득에 의존되며 그 所得規模는 40代를 전후하여 極大值에 이르게 된다는 것이다.

14) N.H. Leff, "Dependency Rates and Savings Rates", *The American Economic Review*, Vol. 59, Dec. 1969, pp. 886-896.

15) K.L. Gupta, "Dependency Rates and Savings Rates: Comment", *The American Economic Review*, Vol. 61, June 1971, pp. 469-471.

16) Marcia L. Ong, "Change in Farm Level Savings and Consumption in Taiwan 1960-1970", Unpublished Ph. D. dissertation, The Ohio State University, 1972.

17) J.A. Fisher, "Income, Spending and Saving Patterns of Consumer Units in Different Age Groups", *Studies in Income and Wealth*, Vol. 15, 1952, pp. 75-102.

H. Lydall¹⁸⁾는 英國의 「크로스·섹슨」자료에서 年齡계층이 높아짐에 따라 平均所得도 증가하지만 老年期에 들어서는 현재와 장래의 근로소득 비중은 떨어지게 되는 特性을 밝혔으며 貯蓄은 대체로 所得이 높은 中年期에 증가하고 所得이 감소하게 되는 老年期에는 低下된다는 것이다.

A. Ando 와 F. Modigliani¹⁹⁾등에 의하여 발전된 消費函數의 「라이프·사이클」假說에서는 消費者가 그에게 주어진 資源의 限界內에서 自身の 効用을 극대화 하기 위하여 一生동안 每年 同一한 消費水準을 유지하기를 바란다는 假說에 기반을 두고 있다. 그러므로 個人의 消費는 그 個人에게 유용한 資源에 影響을 받을 뿐만 아니라 個人의 年齡에 의존된다는 것이다. 그러므로 「라이프·사이클」假說과 關聯되는 實證的인 문제는 家口主인 個人의 消費와 貯蓄行爲가 그의 年齡에 따라 어떻게 決定되는가 하는 문제로 귀결된다고 하겠다. 이러한 假說에 대한 實證的인 研究로서는 M. Landsberger²⁰⁾가 「이스라엘」을 대상으로 하여 檢定한 바가 있으며, A.C. Kelley 와 J.G. Williamson도 「인도네시아」의 「크로스·섹슨」자료에 의거하여 貯蓄行爲에 관한 「라이프·사이클」假說의 適用性을 分析한 바 그들은 同假說이 家口主의 年齡이 높아짐에 따라 그의 限界貯蓄性向이 증가한다는 理論的인 예시를 뒷받침 해주고 있다. 따라서 本論文에서는 이와같은 實證的인 研究結果를 토대로 하여 家口主 年齡의 家計貯蓄行爲에 미치는 影響을 분석 하고자 한다.

2. 計量的 推定 및 分析模型

家計貯蓄行態를 實證的으로 분석하기 위한 計量模型으로는 Keynes 流의 貯蓄函數로서 설명할 수 있다. 즉 所得을 Y, 貯蓄을 S 라 하면 다음과 같은 推定式으로 表示된다.

$$S = a_0 + a_1 Y \dots\dots\dots (2 - 3)$$

여기에서 $a_0 < 0$ 이고, $0 < a_1 < 1$ 인 경우에는 所得水準이 증가하면 平均貯蓄性向도 아울러

18) H. Lydall, "The Life Cycle in Income, Saving and Asset Ownership", *Econometrica*, Vol.23, April 1955, pp.131-150.

19) A. Ando and F. Modigliani, "The Life-cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implication and Tests", *The American Economic Review*, Vol.53, March 1963, pp.55-84.

A. Ando and F. Modigliani, "The Life - Cycle Hypothesis of Saving: A Correction", *The American Economic Review*, Vol. 54, March 1964, pp.111-113.

20) R. Landsberger, "The Life cycle Hypothesis: A Reinterpretation and Empirical Test", *Amer. Econ. Rev.*, Vol.60, March 1970, pp.175-83.

증가한다. 그러나 $a_0 > 0$ 이고 $a_1 < 0$ 인 경우에는 平均貯蓄性向은 소득이 증가함에 따라 감소할 것이다.

$$S = b_0 + b_1 \text{Ln}Y \dots\dots\dots (2-4)$$

$$\text{Ln}S = c_0 + c_1 \text{Ln}Y \dots\dots\dots (2-5)$$

方程式(2-4)에서 $b_1 > 0$ 인 경우 소득이 증가함에 따라貯蓄은 증가하나 그增加率은 점차 완만하여져서 소득수준이 무한히 커질때 限界貯蓄率은 “0”에 가까워진다. 다시말하면 소득수준이 아무리 크게 증가하더라도貯蓄率이 “1”을 초과할 수 없다는 것이다. 이것은 소득수준이 낮은狀態에서 점차 증가하게 되면 또 다른消費機會가 나타나서貯蓄率을 떨어뜨리기 때문이다. 그러나 Keynes는 「實質所得이 증가함에 따라所得의 보다 많은部分이貯蓄된다」²¹⁾고 보았다.

方程式(2-5)에서 c_1 은貯蓄의所得彈力性을 나타내며 그것의 크기에 따라 平均貯蓄性向(APS)과 限界貯蓄性向(MPS) 사이에는 다음과 같은 관계가成立한다.

만약에 $c_1 = 1$ 이면 $APS = MPS$ 의 관계가成立하고 $c_1 > 1$ 이면 $MPS > APS$, 그리고 $c_1 < 1$ 이면 $MPS < APS$ 의 관계가 각각成立한다.

이상에서 살펴본內容과 특성을 갖는推定模型을援用하여家計調査資料에 의한家計貯蓄函數를推定하기로 한다. 그리고 여기서附言해 둘 것은家計貯蓄函數를推定하는데 있어서家計所得과家口員數間的 비교적 높은相互의존관계에 의한多重共線型相關의 문제를 피하기 위해서 1人當貯蓄을 1人當可處分所得에關聯시키는 1人當貯蓄函數型態를 취하기로 하였다. 또推定에 이용되는時系列資料(도시가계조사자료: 1967-81年)는 모두 1975年不變價格기준에 의한全國消費者物價指數를「디플러터」(deflator)로 사용해서換算하였다.

Ⅲ. 都市家計貯蓄行態의 實證的 推定

1. 家計貯蓄函數와 家口主 職業 및 所得源泉

家計所得은 家口主의 社會的인 地位면에서 뿐만 아니라 그들의 所得源泉에 의하여 결정되지만 특히 家口主 職業은 家計所得의 크기를 결정하는 중요한 요인이 되고 있다. 이와같은 推論은 都市家計調査資料 分析에서 家口主 職業別 所得分布를 보면 그 입증이 가능하다.

21) J.M. Keynes, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, London, 1936, pp.89-113.

貯蓄行爲에 있어서도 家口主 職業에 따라 그 貯蓄의 所得彈力性이 다르며 家計貯蓄의 所得에 대한 比率도 다를 것이다. 다시말해서 職業에 따라 그 所得發生의 規則性이 각각 다르며 貯蓄 慣行이 職業間에 다르다든가 하는 등등의 이유로 職業階層間的 家計貯蓄이 다를 것으로 기대될 수 있다.

이러한 사실에 근거를 두어 家口主 職業別에 따라 所得水準이 다르기 때문에 1人當可處分所得과 貯蓄사이의 關係를 推定하기 위하여 Keynes의 線型貯蓄函數의 分析模型을 이용하였다. 家口主 職業別 家計의 1人當貯蓄과 1人當可處分所得을 각각 $(S/N)_t$, $(Y/N)_t$ 라 할 때 그 推定式은 다음과 같다.

$$(S/N)_t = \alpha + \beta(Y/N)_t + U_t \dots\dots\dots(3-1)$$

$$\ln(S/N)_t = \alpha + \beta \ln(Y/N)_t + U_t \dots\dots\dots(3-2)$$

이와 같은 推定式에 의한 分析結果는 <表 3-1>에서 보는 바와 같이 統計的으로 有意性이 나타났다.

<表 3-1> 家口主 職業別 家計貯蓄函數

職 業 別	α	β	R^2	D·W	Y/N	APS	所 得 彈 力 性
全 都 市 勤 勞 者	-2745.9	0.3062 (37.21)	0.9899	0.9412	15,982	0.134	2.781 (9.72)
俸 給 者	-3150.6	0.3046 (28.48)	0.9920	1.0583	20,397	0.150	
公 務 員	-3294.7	0.3331 (25.65)	0.9895	1.8178	18,142	0.151	2.814 (9.99)
一 般 事 務 職	-3111.4	0.2985 (26.82)	0.9910	1.3390	21,481	0.153	2.406 (9.32)
勞 務 者	-2086.0	0.2856 (33.31)	0.9941	1.3293	12,850	0.123	
技 能 職 勞 務 者	-2360.2	0.3058 (33.92)	0.9943	1.6063	13,514	0.131	2.885 (10.44)
自 由 勞 務 者	-868.7	0.1806 (9.48)	0.8736	1.6731	9,743	0.091	1.971 (8.05)

- 註: 1) $(S/N)_t = \alpha + \beta(Y/N)_t + U_t$ 의 母數推定結果.
 2) 所得彈力性은 $\ln(S/N)_t = \alpha + \beta \ln(Y/N)_t + U_t$ 의 母數推定值임.
 3) R^2 = 決定係數
 4) D·W = Durbin-Watson 統計量
 5) ()內的 숫자는 t값임.
 6) 分析資料: 經濟企劃院, 都市家計調查資料(1967-81時系列)

이表에서 제시한 바와 같이 分析期間(1967-81年)중 全都市 근로자가계의 限界貯蓄率은 약 30.6%였다.

근로자가계를 家口形態別로 보면 俸給者家計(30.4%)가 勞務者家計(28.5%)에 비하여 그들의 經常可處分所得중에서 약간 더 많은 부분을 貯蓄하고 있는 것으로 나타나 있다.

이를 職業別로 세분하여 보면 俸給者家計중 公務員家計가 그들의 可處分所得이 一般事務職에 비하여 낮은 水準에 있으나 그의 限界貯蓄率은 33.3%로서 一般事務職의 29.8%에 대하여 다소 높게 나타나고 있다. 한편 勞務者家計중에서는 一般技能職 勞務者家計의 限界貯蓄率은 30.5%로서 自由勞務者家計의 18.0%에 비하여 훨씬 높은 수준을 보이고 있다. 그러나 이와같은 분석결과에 의하면 家口主 職業別 家計의 限界貯蓄性向은 自由勞務者家計를 제외하고는 모든 家計가 정규적인 근로소득에 의존하는 비슷한 屬性을 지니고 있는 때문인지 그들간에는 커다란 차이는 없는 것 같다.

그러나 여기서 特記할 것은 公務員家計에 있어서 그의 所得水準이 일반사무직에 비하여 낮은 수준에 이르고 있지만 限界貯蓄性向은 오히려 상대적으로 높게 나타나고 있다는 것이다.

이는 R. Ramanathan²²⁾이 인도의 「Delhi」地方을 대상으로 한 都市家計의 實證的 分析結果와 흡사하게 나타나고 있다. 그는 일반사무직에 비하여 政府部門에 종사하는 公務員家計層에서 貯蓄性向이 높은 이유를 다음과 같이 설명하고 있다. 「공무원가계는 政府로부터 制度的으로 強制貯蓄性을 띤 定期的인 貯蓄을 강요받고 있거나 退職을 위한 積立金을 政府의 財政支援에 의존하고 있으며, 한편 生命保險料 支拂을 그들의 貯蓄手段으로 대신하고 있는데 비하여 일반사무직은 그렇지 못하고 있다. 그리고 공무원은 주택을 마련하는데 있어서도 정부로부터 많은 혜택을 받는데 대하여 일반사무직은 보다 많은 부담을 자신이 지고 있기 때문이다」이와같은 예는 우리나라의 경우도 비슷하다고 하겠다.

이러한 사실에 의하여 推論하여보면 공무원가계의 경우 우리의 推定結果도 有意性이 있다고 하겠다. 이상의 직업별 貯蓄行態를 분석한 결과에 의하면 도시근로자가계의 직업별 貯蓄은 어느정도 職業階層間의 차이에 의해서도 影響을 받고 있지만 그러나 1人當可處分所得水準이나 기타要因(예를 들면 재산규모나 家口員의 타성 및 예상등)에 의해서 더 影響을 받는 것으로 여겨진다.

2. 家計貯蓄函數와 家族規模

所得과 家族規模의 관계는 家計調査資料의 分析에 의할때 相互間에 正의 相關關係를 보이고

22) R. Ramanathan, "An Econometric Exploration of Indian Saving Behavior", *American Statistical Journal*, March 1969, pp.90-101.

있다. 말하자면 家口員數가 많은 家計 일수록 可處分所得水準도 높아지고 있다.

한편 1人當可處分所得水準은 이와는 반대로 家口員數가 많은 家計일수록 낮아지고 있으며 그에 따라 平均貯蓄性向도 낮아지는 경향을 보인다. 家口規模와 그 構成이 서로 다른 家計間에 있어서는 消費支出規模가 다르기 때문에 이에 따라 貯蓄規模도 다르게 나타난다고 하겠다.

그러나 이와같이 家計間의 貯蓄規模의 차이만으로 家口員數가 家計貯蓄에 어떠한 영향을 미친다고는 반드시 볼 수가 없다. 왜냐하면 同一家口數를 갖는 家計라 할지라도 扶養率이 다르기 때문이다. 그것은 가족규모와 더불어 家計消費에 다르게 영향을 미치는 요인이 되기 때문에 따라서 貯蓄에도 달리 영향을 미친다는 것은 당연하다고 하겠다.

貯蓄에 관한 다른 實證的 研究에서는 家口員數 보다 扶養率의 영향을 다루고 있다. Leff는 扶養率과 貯蓄率사이에 逆相關關係가 있을 것이라는 假說을 定立하였다. 그는 두가지 扶養率을 規定하고 있는데 그 하나는 總人口에 대한 14세이하의 人口比率이고 다른 하나는 65세이상의 人口比率이다. 그러나 家計資料를 이용한 家計貯蓄行態의 분석을 위해서는 그 扶養率은 全家口員數에 대한 14세이하와 65세이상 家口員數의 比率로서 定義될 수 있을 것이다. 그런데 그렇게 扶養率을 정의하는 方法은 도시가계조사 시계열자료에서 가구원의 세부적인 年齡構造가 나타나 있지않기 때문에 사용할 수가 없다.

그래서 本 研究에서는 단지 家計調査資料에서 非就業者의 全 家口員數에 대한 比率로서 扶養率을 計測하는 것이 우리의 현실자료에 비추어 보아 적합한 것 같다. 이러한 計測方法에 의하여 分析한 扶養率은 家計資料分析에서는 家口員數와 正의 關係에 있었음을 알 수가 있었다.²³⁾

따라서 여기에서는 家口員數와 扶養率이 正比例關係에 있기 때문에 家口員數自体가 家計貯蓄과 負의 相關關係를 가질 것이라는 假說下에서 家口員數別에 따라 家計貯蓄函數를 推定하기로 하겠다. 이 假說을 檢定하기 위하여 家計調査資料(1967-81年)에서 家口員數에 따라 ①2人, ②3人, ③4人, ④5人, ⑤6人, ⑥7人이상의 家計階層으로 세분하였다.

그리고 가족규모별 가계의 1人當貯蓄(S/N), 과 1人當可處分所得(Y/N), 과의 관계를 설

23) 家口員數別 勤勞者家計의 扶養率

家口員數別 家計 (A)	1971		1981	
	非就業人口(B)	扶養率(B/A)	非就業人口(C)	扶養率(C/A)
2	1.0	50.0	1.0	50.0
3	1.8	60.0	1.8	60.0
4	2.7	67.5	2.8	70.0
5	3.7	74.5	3.7	74.0
6	4.6	76.0	4.4	75.0
7	5.4	77.0	5.8	82.0

資料: 經濟企劃院, 「都市家計年報」, 1971-1981.

명하는 貯蓄函數의 推定式은 다음과 같다.

$$(S/N)_t = \alpha + \beta(Y/N)_t + U_t \quad \dots\dots\dots(3-3)$$

$$\text{Ln}(S/N)_t = \alpha + \beta \text{Ln}(Y/N)_t + U_t \quad \dots\dots\dots(3-4)$$

이와같은 推定式에 의한 분석결과는 <表 3-2>와 같다. 假說에서 기대하는 바와 같이 가족규모가 커질수록 限界貯蓄率은 감소하고 있으며 그 推定된 係數도 t比率 검정결과 통계적으로 매우 有意性이 높다. 이表에서 보는 바와 같이 家口員 2人家計의 限界貯蓄率은 約 32.2%인데 비하여 가구원 7이상 가계의 그것은 약 26.5%나 된다. 이것은 可處分所得水準이 주어졌을 경우 家口員數와 貯蓄사이에 어떤 負의 相關關係가 있다는 것을 보여준다. 이러한 逆相關關係는 앞에서 Prais와 Houthakker가 밝힌 바와 같이 가족규모의 變動이 所得水準을 變動시키는 것 보다는 가계소비지출에 더 크게 작용한다는 사실에 기인한 듯 하다. 다시말해서 가구원수 증가로 인한 가계소비의 增加效果가 가계소비에 있어서의 「規模의 經濟」效果 보다 압도적으로 큰 것을 나타낸다고 하겠다.

따라서 앞에서 밝힌 바와 같이 도시근로자 가계는 家口規模가 클수록 이로 인하여 파생된 소득수준은 높지만 한편 1人當所得은 오히려 낮아진다는 특성때문에 근로자가계의 限界貯蓄率은 일반적으로 계속 감소되는 것을 볼수가 있다.

이와같이 분석기간 동안의 가계조사자료의 분석에 의할때 扶養率과 貯蓄率사이에 負의 相關關係가 成立한다는 N.H. Leff의 推論은 우리의 경우에도 적용된다고 하겠다. 그러나 扶養率이 家計貯蓄에 중요한 영향을 줄 것이라는 그의 기대에 대한 實證的 檢定은 계속되고 있다. M.L. Ong²⁴⁾이 「대만」農村의 家計貯蓄을 分析한 바에 의하면 Leff의 결과와는 반대로 扶養率이 높은 가계가 보다 더 높은 貯蓄率을 보이고 있다. 한편 安忠榮 教授²⁵⁾도 우리나라의 農村家計資料에 의한 農村家計의 貯蓄行態分析에서 매우 흡사한 결과를 밝히고 있다. 이러한 사실에 대하여 安教授는 扶養率이 높은 家計는 子女의 教育費를 마련하기 위하여 그리고 질병에 대비한 資金과 老後의 生活安定을 위하여 貯蓄을 많이 하는 경향이 있다고 지적하고 있다.

3. 家計貯蓄函數와 家口主 年齡

家口主 年齡과 所得과의 關係는 都市家計調查資料(1967-81年)分析에 의하면 家口主 年齡

24) M.L. Ong. "Change in Farm Level Savings and Consumption in Taiwan 1960-70", Unpublished Ph.D. dissertation, The Ohio State Univ., 1972.

25) C.Y. Ahn. "Rural Household Savings in the Republic of Korea, 1962-76", *Journal of Economic Development*, Vol.4, No.1 July 1979, pp.53-75.

〈表 3 - 2〉 家口規模別 家計貯蓄函數

家口員數	α	β	R^2	D·W	Y/N	APS	所得彈力性
2 人	-3734.5	0.3227 (19.66)	0.9836	0.7861	28,105	0.189	1.992 (11.92)
3 人	-3745.0	0.3572 (18.76)	0.9820	1.2554	20,776	0.177	2.442 (10.16)
4 人	-3341.9	0.3485 (27.87)	0.9917	1.4451	17,984	0.162	2.488 (11.06)
5 人	-2623.0	0.2958 (29.78)	0.9927	1.1463	15,967	0.131	2.494 (11.55)
6 人	-2337.1	0.2631 (18.48)	0.9814	1.5173	14,615	0.103	2.825 (11.55)
7 人 이상	-2683.6	0.2658 (18.27)	0.9810	2.2083	12,607	0.098	3.212 (8.12)

- 註: 1) $(S/N)_t = \alpha + \beta (Y/N)_t + U_t$ 의 母數推定結果
 2) 所得彈力性은 $\text{Ln}(S/N)_t = \alpha + \beta \text{Ln}(Y/N)_t + U_t$ 의 母數推定值임.
 3) R^2 = 決定係數
 4) D·W = Durbin-Watson 統計量
 5) ()內的 숫자는 t 값임.
 6) 分析資料: 經濟企劃院, 都市家計調查資料(1967-81 時系列)

이 높은 가계일 수록 그의 소득수준도 높게 나타나고 있다. 이는 40-50 代의 前後한 가구주 年齡層의 家計에서 높은 소득을 얻는다는 J.A. Fisher 와 H. Lydal²⁶⁾ 등의 推定實例를 뒷받침하고 있다.

Kelley 와 Williamson²⁷⁾ 도 「인도네시아」를 대상으로 한 年齡階層別 都市家計의 平均所得 分布를 분석한 결과에서 매우 비슷한 實例를 찾아냈다. 그러나 家口主 年齡이 높은 家計가 반드시 1人當可處分所得이 높은 것은 아니다. 이는 同資料의 分析에 의하면 家口主 年齡이 높은 가계일 수록 따라서 家口員數가 많아짐으로 인하여 결국은 1人當可處分所得은 家口主 年齡에 따라서 다소간 차이를 보이고 있다.

다시말해서 家口當 平均所得은 年齡層이 높아짐에 따라 증가하나 이와는 달리 1人當 平均可

26) J.A. Fisher, *op. cit.*, pp.75-102.

27) A.C. Kelley and J.G. Williamson, "Household Saving Behavior in Developing Economies: The Indonesian Case", *Econ. Devel. Cult. Change*, April 1968, 16, pp.385-403.

處分所得은 오히려 떨어지고 있어 1人當家計貯蓄率도 역시 감소하는 현상을 보이고 있다.

〈表 3 - 3〉에서 보면 平均貯蓄率은 25 - 29 세와 30 - 34 세의 계층에서 가장 높으며 그 이상의 年齡層에서는 점차적으로 감소하는 경향을 보이고 있다. 이는 이들의 높은 年齡層의 家計에서는 家口員의 증가에 따라 소비증가는 물론 子女教育費의 부담가중으로 기인된 듯하다.

家口主 年齡階層別에 따라 家計貯蓄函數를 推定하기 위하여 우리는 家計資料에서 家口主 年齡에 따라 ① 24 세 미만의 가계, ② 25 - 29 세 가계, ③ 30 - 34 세 가계, ④ 35 - 39 세 가계, ⑤ 40 - 49 세 가계, ⑥ 50 세 이상의 家計등으로 分類하였다. 그리고 이에 대한 貯蓄函數의 推定式은 1人當 家計貯蓄과 1人當 家計可處分所得을 각각 $(S/N)_t$ 및 $(Y/N)_t$ 라 할때 다음과 같이 表示된다.

$$(S/N)_t = \alpha + \beta(Y/N)_t + U_t \dots\dots\dots (3 - 5)$$

$$\text{Ln}(S/N)_t = \alpha + \beta \text{Ln}(Y/N)_t + U_t \dots\dots\dots (3 - 6)$$

〈表 3 - 3〉 家口主 年齡別 家計貯蓄函數

年 齡 階 層	α	β	R^2	D·W	Y/N	APS	所得彈性性
24 세 미만	-1084.3	0.1810 (12.65)	0.9617	2.4751	13,292	0.099	1.979 (7.35)
25 ~ 29	-2234.6	0.2813 (10.13)	0.9422	2.3712	17,724	0.155	2.152 (9.40)
30 ~ 34	-3413.8	0.3755 (26.24)	0.9906	1.0306	16,896	0.175	2.497 (11.48)
35 ~ 39	-2574.3	0.3193 (33.61)	0.9942	1.5788	15,931	0.150	2.493 (12.47)
40 ~ 49	-2536.7	0.2759 (12.69)	0.9619	1.7369	15,426	0.111	2.676 (8.80)
50 세 이상	-2017.5	0.2321 (16.23)	0.9767	1.1540	15,241	0.105	2.424 (9.70)

- 註: 1) $(S/N)_t = \alpha + \beta(Y/N)_t + U_t$ 의 母數推定結果.
 2) 所得彈性性은 $\text{Ln}(S/N)_t = \alpha + \beta \text{Ln}(Y/N)_t + U_t$ 의 母數推定值임.
 3) $R^2 =$ 決定係數
 4) D·W = Durbin - Watson 統計量
 5) () 內의 숫자는 t 값임.
 6) 分析資料: 經濟企劃院, 都市家計調査資料(1967-81 時系列)

위의 方程式에 의하여 推定된 貯蓄函數의 分析結果는 〈表 3 - 3〉과 같다. 이表에서 제시된

바와같이 家口主 年齡에 따라 24세 이하의 가계에서 부터 35-39세의 가계경우에 있어서는 限界貯蓄率이 점차적으로 증가하고 있음을 보이고 있으나 40-49세의 家計부터는 相對적으로 다소 급히 감소하는 현상이 나타나고 있다. 이에 推定된 係數值도 統計적으로 有意하였다. 따라서 家口主 年齡과 家計貯蓄 사이에는 年齡層이 높아짐에 따라 限界貯蓄率이 감소한다는 믿음만한 相關性이 존재한다.

이러한 推定結果는 앞에서 말한 R. Ramanathan²⁸⁾이 인도 「Delhi」地方的 경우에서 推定한 實例와 매우 유사하다고 하겠다. 그의 家口主 年齡別 家計貯蓄行態分析 결과에서 보면 대체로 젊은 年齡層에서는 그들의 可處分所得이 증가하더라도 限界貯蓄率은 그렇게 큰 變化를 보이고 있지 않지만, 中年層家計에서는 可處分所得증가와 더불어 限界貯蓄率도 아울러 증가추세를 보이다가 그 이후의 年齡層에 이르러서는 可處分所得이 증가하더라도 限界貯蓄率은 오히려 떨어져 있는 實測結果를 볼 수 있다. 그는 이러한 현상이 나타나고 있는 이유에 대하여 오직 「인도」의 傳統的인 家族制度和 關聯된다고 하였다. 大家族制度下에서는 一部 老年層이 자신의 子女들에게 크게 의지하고 있기 때문이라는 것이다.

우리의 경우에도 마찬가지로의 현상으로 子女의 教育費負擔加重은 물론 우리의 전통적인 가족제도와 관계가 되는것 같다. 이와같은 사실에 비추어 推論해 보면 家口主 年齡이 높아짐에 따라 家計의 限界貯蓄率이 증가할 것이라는 「MBA」模型에서의 假說은 우리의 경우에는 적용되지 못한다 하겠다.²⁹⁾

Ⅳ. 結 論

이 論文은 都市家計調査資料(1967-81年)를 이용하여 우리나라 都市家計(주로 勤勞者家計)의 貯蓄行態의 特性을 分析한것이다.

家計의 貯蓄行態分析을 위하여 家計貯蓄이 家計의 소득수준 뿐만 아니라 人口統計的 諸要因과 그 이외의 다른 要因등에 의하여 영향을 받는다는 假說을 定立하고 각 要因에 따라 1人當 家計貯蓄函數를 推定·分析 하였다. 한편 統計的 分析에서는 時系列資料를 이용하였으며 그리고

28) R. Ramanathan, *op. cit.*, pp.90-101.

29) 이것은 家計貯蓄을 國民所得計定上의 概念과 一致하도록 家計所得에서 消費支出을 公제한 家計剩餘의 概念으로 定義하고 分析한 結果이다.

그러나 만일 家計의 教育費支出도 人間資本에 대한 投資라는 觀點에서 貯蓄을 包含시키고 또한 家計의 耐久消費財購入도 貯蓄으로 간주하면 家口主 年齡別 貯蓄性向은 「MBA」假說이 시사하는 바와 거의 一致하게 됨을 檢定할 수 있었다. (金光錫, 韓國家計의 貯蓄行態, KDI, 1975, pp.84-91)

여기서 이용되는 都市家計資料에서는 앞서 밝힌 바와같이 資料分析上 여러가지 제약때문에 分析結果에서는 다소 제한적인 결과를 도출하는데 그칠 수 밖에 없었다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

1. 職業에 따라 그 所得發生의 源泉이 각각 다르며 貯蓄慣行이 職業間에 다르다든가 하는 이유로 직업계층간에 家計貯蓄이 다를 수 있다는 假說을 定立하고 이에 대한 統計的 검증을 하였다. 그 分析結果에서는 俸給者家計가 勞務者家計보다 그의 所得중 많은 부분을 貯蓄하고 있는 것으로 나타나고 있었다. 그리고 職業別로는 公務員家計의 경우 그들의 所得水準은 一般 事務職에 비하여 낮은 水準에 있으나 限界貯蓄率은 相對的으로 높게 나타나고 있다.

이는 公務員家計가 정부의 적극적인 貯蓄유도 및 권유에 호응을 나타낸 결과 때문이라고 여겨진다. 그러나 職業階層間的 限界貯蓄性向은 自由勞務者家計를 제외하고는 근로자라는 同類集團으로서의 屬性을 같이 하고 있는 탓인지 큰 차이는 나타나고 있지 않다.

요컨대 도시근로자의 家計貯蓄은 職業에 따라 1人當所得水準이 결정되기 때문에 어떤 職業이 갖는 屬性에 의하여서도 영향을 받지만 결국은 1人當 所得水準이 더 중요한 貯蓄決定要因으로 작용한다고 하겠다.

2. 家口當 所得水準이 주어졌을 경우 都市家計의 家口員規模가 클수록 1人當 所得水準은 낮아 결국 家口員 規模는 家計貯蓄에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타나고 있다.

따라서 本研究에서는 家口員數 自体와 家計貯蓄사이에는 負의 相關關係가 成立할 것이라는 假說을 定立하고 이를 統計的으로 검증해 보았다. 그 分析結果에서 우리는 도시근로자가계의 限界貯蓄率은 家口員數가 증가함에 따라 감소한다는 Leff의 分析結果와 동일하게 나타났다. 이는 家計消費에 미치는 家口員數의 效果가 家計消費에 있어서 規模의 經濟보다 더 크게 작용하고 있음을 의미한다.

3. 家口主 年齡과 所得의 관계는 資料分析에 의할때 높은 年齡階層일수록 家計所得이 높은 水準으로 나타나고 있다. 그러나 이와는 달리 1人當可處分所得은 家口主 年齡이 높을 수록 점차적으로 감소하는 현상이 나타나고 있어 이에 대응하여 限界貯蓄率도 역시 감소하는 현상을 보여주고 있다.

이에 대한 年齡別 家計貯蓄函數의 推定結果를 보면 家口主 年齡에 따라 24세 미만의 家計로부터 35-39세의 家計에 있어서는 限界貯蓄性向은 점차적으로 증가하고 있으나 40-49세의 家計로 부터는 相對的으로 감소하고 있다. 이는 家口主 年齡이 높은 家計일수록 限界貯蓄性向이 높아진다는 「MBA」모형의 假說을 뒷받침 해주지 못하고 있다. 그 이유는 우리의 傳統的인 家族制度和 關聯된 듯 하며 子女의 教育費 負擔의 加重으로 基因된 것으로 여겨진다.

— Summary —

An Analysis of Saving Behavior of Urban Household in Korea*by Ko, Nam-Uook*

This study has attempted to present an exploratory analysis of the urban household saving behavior in Korea.

This analysis of the urban household saving behavior is based on the time series of family budget survey data for 1967-1981. Although there can be many problems in the family budget data, these family budget data provide a better data base to test hypothesis regarding household saving function. This analysis is based on the hypothesis that saving of a household are not only changeable depending on its income level but also it is affected by demographic factors such as occupation of its head, household size and household composition. In this paper, it is actually attempted to examine the effect on saving of the source of income and occupation of its head, the effect of size of family and family dependency ratio and age.

We have concentrated our effort on testing hypothesis relating to the household saving behavior. For our analysis, we used a simple linear per capita form of function for various hypothesis testings. These empirical results would be to represent the natures of the saving behavior of urban household in Korea.

Our findings are summarized as follows:

(1) There were some variations in marginal saving rate among the different occupational groups. But it was found that the marginal saving rates of the various occupational groups generally vary with the level of mean per capita disposable income. In the urban salary and wage earner's households, the salary earner's households save more out of their current disposable income than the wage earners. Within the salary earner group, government employees seem to save slightly more than clerical workers out of their current disposable income. Within the wage earner group, the marginal saving rate of regular workers is much higher than that of daily workers. The marginal saving propensity of the government official is 0.3331; the general office worker, 0.2985; the skilled workers, 0.3058; and for the daily workers, 0.1806; (see table 3-1). It is, however, remarked that the marginal savings rates for the various occupational group in urban area generally vary with the level of mean per capita disposable income. In other words, the marginal saving rate is generally higher for the occupational groups with the higher per capita disposable income. This implies that within the urban salary and wage earner group, the level of per capita income is a more important determinant of household saving than the occupational differences in Korea, although the occupational differences determine the level of per capita income.

(2) Some empirical works on the saving behavior suggest that the dependency ratio affects the saving rates in developing countries. But since the dependency ratio in terms of a household is closely related to the family size, we have formulated the hypothesis that the family size itself is

inversely related to the household saving. This hypothesis was confirmed by our empirical test. In other words, it was found that the marginal saving rates of urban salary and wage earner's households decline as the family size increases. The marginal propensity to save of 2 persons are 0.3227; 3 persons, 0.3572; 4 persons, 0.3485; 5 persons, 0.2958; 6 persons, 0.2631; over 7, 0.2648 (see table 3-2). This implies that the size effect of increasing family consumption requirements is overwhelmingly greater than the economies of scale effect on family consumption, our result suggests that the family planning efforts to reduce the number of children will be important for increasing household savings.

(3) We have examined the average disposable income, saving rate by age classes of family head. It was found that the average disposable income per capita increases as the households age until it increases with age up to 40-49 age group, and thereafter declined. The average saving rates per capita, however, showed a somewhat opposite pattern, mainly due to the effect of family size on consumption expenditures. Following the Life-Cycle hypothesis of saving, an attempt was made to examine whether the household saving behavior is affected by the age classes of family head. The estimation of the savings function by age of the head shows that the marginal propensity to save are 0.1810 for the 24 age group, 0.2831 for the 25-29 age group, 0.3755 for the 30-34 age group, 0.3193 for the 35-39 age group, 0.2759 for the 40-49 age group, 0.2321 for the household of over 50 years old (see table 3-3). Although this hypothesis implicitly predicts a rise in marginal saving rate as the household grows older, our result does not fully support the hypothesis. One is that households in the older age groups have to use a higher proportion of their income for education of their children. The other reason is that some older generation in Korea still seem to expect their children to satisfy their income requirements at retirement.