

S. Swamy의貯蓄函數模型에 의한 韓國都市家計貯蓄行態의實証的 分析

高 南 旭

目 次

- | | |
|----------------------|--------------------------|
| I. 序 論 | III. Swamy의貯蓄函數에 대한統計的檢定 |
| II. 家計貯蓄의決定要因과計量推定模型 | IV. 結 論 |

I. 序 論

자본축적 내지 저축은 정상적인 경제적 생산력의 증가라는 단순한 경제성장이 아니라 후진국에서 처럼 경제구조 자체의 변화를 수반하는 경제성장, 즉 경제개발을 수행하는데 있어서는 중요한 개발촉진요인으로 크게 작용한다고 볼수 있다. 요컨대 성장발전 하는 과정에서는 저축은 投資能力을 증대시켜 경제발전에 있어서의 吸收能力을 확대시킨다. 그러므로 우리나라를 비롯한 開發國에 있어서의 國內貯蓄의 동원은 중요한 정책목표로서 더욱 중요시 하고 있는 것이다.

그러므로 우리의 경우에도 지속적인 고도성장의 달성을 위한 국내저축율의 제고를 위해서는 우리는 앞으로 정부나 기업의 저축 보다는 家計貯蓄의 증대에 역점을 두어야 할 것이다. 그런데 우리나라를 비롯한 開發國에 있어서는 이러한 國內貯蓄增大를 위하여 많은 노력을 하고 있으나 貯蓄을 決定하는 요인에 대한 인식의 부족으로 저축성향을 높이기 위한 구체적인 방안을 제대로 제시하지 못하는 실정에 있다. 이와같이 저축에 관한 경험적 연구가 심층적으로 이루어 지지 못한 것은 統計資料上的 제약에도 기인된다고 하겠다. 특히 저축자료는 그것의 통계적 신빙성을 얻기가 어려운 것으로 여겨지고 있으며, 한편 통계조사 활동이 體系的으로 정비되어 있지 않은 開發國의 경우, 더욱 많은 통계상의 문제점을 지니고 있는 것이다." 우리나라의 경우도 그 例外는 아니며 이로 인하여 저축행위에 관한 실증적 연구가 진전되지 못한 이유가 하나라고 생각할 수 있다.

본 연구에 앞서 이미 필자는 都市家計調查資料 중심으로 케인즈流의貯蓄函數를 이용하여 저

1) R.F. Mikesell and J.E. Zinser, "The Nature of Savings Function in Developing Countries: A Survey of the Theoretical and Empirical Literature," *Journal of Economic Literature*, 1973, pp. 1-26

축결정요인별에 따른 기존의 제가설을 근거로 한 저축함수를 推定한 바가 있었다.²⁾

본 연구에서도 이미 밝힌바가 있는 저축결정 諸要因의 저축행위에 미치는 諸假說을 再引用하여 Swamy의 貯蓄函數 모형을 원용한 要因別 통계적 검증을 재차 시도 하려고 한다.

본 연구를 위한 자료처리는 普通最小自乘法 (ordinary least squares method)을 사용하였으며 여기에서 推定된 方程式 (regression equation)들이 Logarithm (自然代數)의 형태를 가지기 때문에 係數들의 대부분이 彈性值를 나타내며 獨立變數와 從屬變數 사이에 있어서 分析기간동안의 평균적인 관계를 잘 나타낸다고 하겠다.

따라서 본 연구분석의 범위로서는 저축결정요인별로 貯蓄의 所得彈性과 과거의 저축행위습관이 현재저축결정에 미치는 彈性值를 각각 推定하였다.

본 논문을 구성함에 있어서는 서론에 이어 저축결정요인들에 대한 이미 밝힌바 있는 가설을 재인용하며, 아울러 그 假說들을 推定하기 위한 기본분석모형을 설정하였다. 그리고 模型推定에 이용되는 자료는 都市家計調査資料 (1967-82)를 이용하여 각 요인별로 저축행태를 분석하였다.

첫째, 직업에 따라 소득수준과 저축관행이 다르기 때문에 가구주 직업의 저축행위에 미치는 효과는 다르게 나타난다. 따라서 직업계층간의 저축함수를 추정하였다.

둘째, 가계저축은 가족규모의 크기에 따라 달라지므로 그 규모별에 따른 貯蓄函數를 推定하였다.

셋째, 가족규모는 물론 가계의 年齡 및 性別分布가 가계마다 다르기 때문에 가계저축행위가 각기 다르게 나타난다. 그래서 가족구성의 차이, 즉 年齡構成의 저축행위에 미치는 영향을 밝히려 하였다.

마지막으로 본연구의 분석결과를 요약하고 그 결과에 의하여 家計貯蓄增大를 위한 政策的 意義를 밝히었다.

II. 家計貯蓄의 決定要因과 計量推定模型

1. 貯蓄의 決定因子

1) 家口主 職業과 所得源泉

가구주의 소득원천과 직업에 따라 所得수준이 각기 다르게 결정되기 때문에 家計貯蓄은 職業에 따라 또한 상이하게 나타날 것이다. 만일 소득수준의 크기에 의하여 가계저축행위가 달라진

2) 拙稿, 한국도시가계의 저축행태, 제주대학교 「논문집 16 집」, 1983, pp.271-288.

다년 勤勞者家計와 같이 소득수준이 낮은 직업에서는 低貯蓄 내지는 負의貯蓄이 발생할 것이며 반면에 企業家 家計처럼 소득수준이 높은 직업의 가계에서는 高貯蓄이 이루어 질 것이다.³⁾貯蓄性向이 피고용자 보다 기업가 및 기타 소득계층에서 보다 크다는 것은 Keynes 가 일찌기 지적하였고 L.B.Klein, A.S.Goldberger⁴⁾의 美國經濟의 計量經濟學의 模型에서도 가정하고 있는 전제이며 國際比較研究에서 H.S. Houthakker 는 이 前提를 입증하고 있다.⁵⁾

또한 A.C.Kelley 와 J.G.Williamson⁶⁾도 소득원천과 직업이 저축의 중요한 결정요인이라는 가설을 세우고 「인도네시아」의 家計調査資料를 이용하여 그 가설을 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 근로자 집단의 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가 다른 직업계층 보다 더 높은 貯蓄率을 보여주고 있음을 입증 하였다.

以上の 여러가지 實證的 分析結果에 의하면 기업가 계층이 어느 다른 모든 기능별 소득계층과 비교해서 그의 貯蓄性向이 높다는 것을 설명하고 있는 것이다.

本 研究에서는 이와같은 假說에 근거하여 非勤勞者家計(企業家家計)의 저축행태의 특성을 밝힐 만한 統計資料가 없기 때문에 勤勞者 계층간의 저축행태만을 검토하고자 한다. 여하튼 여기에서는 다만 소득원천의 차이나 사회적 특성을 달리하는 근로자 가계의 직업의 저축행태에 미치는 영향은 각기 다르게 나타날 것이라는 假說을 정립하였다.

2) 家族規模 및 扶養率

가구원수에 따라 가계소비에 미치는 소득수준이나 소득변동의 효과가 다르다면 이러한 요인은 저축행태를 분석하는데 있어서 중요한 설명변수가 될 수 있다. 이는 다른 조건이 동일하다면 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.

3) 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.

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.

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.

S.T.Prais 와 H.S.Houthakker⁸⁾가 지적한 바와같이 가족규모 크기의 변동이 所得水準의變動에 비하여 소비지출행위에 더욱 큰 효과로 작용한다고 할때 家口員數는 貯蓄行態分析에 있어서 기본변수로 택할 수 있다. 일반적으로 家計消費行爲에 미치는 가족규모의 효과는 消費에 있어서 規模의 經濟(economies of scale) 효과가 없다는 假定下에서 1人當消費가 1人當所得水準에 의하여 결정된다.

그러나 가족규모가 커질수록 가계소비에 있어서의 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.⁹⁾ 이와같이 家族規模의 크기가 소비행위에 미치는 관계에 의하여 推論하여보면 가구원수는 家計貯蓄에 크게 영향을 미치는 중요한 요인으로 간주된다.

한편 가계저축은 가구원수의 크기에도 영향을 받지만 扶養家族의 家口員數에 대한 比率 즉 扶養率(dependency ratio)의 크기에도 영향을 받을 것이다.

家口員數가 동일하더라도 家計마다 연령분포가 다를 것이며 이에 따라 消費나 貯蓄에 있어서도 차이가 있을 것이다. F.G.Forsyth는 가족규모와 그 構成이 동일한 여러 가계를 假定한 후 소비에 있어서의 規模의 効果와 子女의 증식에 따른 효과를 측정한 바 있다.¹⁰⁾

N.H.Leff도 한 가계의 부양율이 저축결정에 중요한 요인이라는 것을 설명하는데 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 것이라는 假定을 정립하였다.¹¹⁾ 그러나 그의 가설에 대한 논의는 계속되고 있다.

K.L.Gupta¹²⁾는 Leff의 결과가 모든 開途國에서 전부 적용되는 경우는 드물다고 하였다. 그는 開途國을 1人當所得水準을 기준으로 하여 低所得國家와 高所得國家로 구분하여 扶養率이 平均貯蓄率이나 1人當貯蓄에 미치는 효과를 측정하고 있는데 대체로 低所得國家에서는 扶養率의 貯蓄에 미치는 효과는 적을 뿐만 아니라 推定結果도 統計的으로 有意치 못하였다. 그러나 高所得國家에서는 Leff의 발견이 타당하다는 사실을 인정하고 있다.

따라서 扶養率의 저축에 미치는 효과는 소득수준에 따라 각기 상이하게 나타난다고 하였다.

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

9) 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.

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

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

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

Ong¹³⁾은「대만」농촌의가계저축을분석하는과정에서Leff의결과와는반대로扶養率이높은가계가비교적더높은貯蓄率을나타내고있음을발견하였다.

그러나일반적으로扶養率이높은가계에서는부양가족들은직접적으로가계소득에기여하지않고소비에만참여하기때문에저축이감소될것이라는가설을정립할수있겠다.

3) 家口主 年齡

일반적으로한家計는家口主의「라이프·사이클」(life cycle)단계에따라가족규모와그구성이다르기때문에家計消費「패턴」도다르게나타나게될것이다.

다시말해서家口主 年齡에따라家計의家口員數도달라지며家口員의年齡構成도달라지게되어消費및貯蓄은각기다르게나타나게된다.

J.A. Fisher¹⁴⁾는美國에서의「크로스·섹션」자료를이용하여가구주년령별소득의흐름이나소비및저축행위를분석하는가운데「라이프·사이클」단계에있어서몇가지의경제적특성을최초로체계화하였다.그의분석결과에의하면「라이프·사이클」단계마다소득의흐름은가구주및기타가구원의근로소득과재산소득에의존되며그소득규모는40대를전후하여극대치에이르게된다는것이다.

H. Lydall¹⁵⁾은英國의「크로스·섹션」자료에서년령계층이높아짐에따라平均所得도증가하지만老年期에들어서는현재와장래의근로소득비중은떨어지게되는특성을밝혔으며貯蓄은대체로所得이높은中年期에증가하고소득이감소하게되는老年期에는低下된다는것이다.

A. Ando와F. Modigliani¹⁶⁾등에의하여발견된消費函數의「라이프·사이클」假說에서는소비자가그에게주어진資源의限界內에서자신의효용을극대화하기위하여일생동안每年同一한消費水準을유지하기를바란다는가설에기반을두고있다.그러므로個人的消費는그個人에게유용한자원에영향을받을뿐만아니라個人的년령에의존된다는것이다.그러므로「라이프·사이클」가설과관련되는실증적인문제는가구주인個人的소비와저축행위가그의년

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

14) 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.

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

16) 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.

령에 따라 어떻게 결정되는가 하는 문제로 귀결된다고 하겠다. 이러한 가설에 대한 實證的인 研究로서는 M.Landsberger¹⁷⁾가 「이스라엘」을 대상으로 하여 검정한 바가 있으며, A.C.Kelley와 J.G.Williamson도 「인도네시아」의 「크로스·섹션」자료에 의거하여 貯蓄行爲에 관한 「라이프·사이클」가설의 적용성을 분석한 바 그들은 同假說이 家口主의 年齡이 높아짐에 따라 그의 限界貯蓄性向이 증가한다는 이론적인 예시를 뒷받침 해주고 있다. 따라서 본 논문에서는 이와같은 實證的 研究結果를 토대로 하여 家口主 年齡의 家計貯蓄行爲에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

2. Swamy의 動態貯蓄函數의 模型

가계저축행태를 실증적으로 분석하기 위한 計量模型으로는 소득과 저축과의 상관관계만을 보는 일반적인 Keynes 流의 貯蓄函數로서 설명 할수도 있지만 이는 필자가 이미 분석한 바 있었다.¹⁸⁾

여기에서는 현재의 저축결정은 현재의 소득수준은 물론 과거에 이루어진 저축습관에 의해서도 영향을 받게되는 관계를 S.Swamy의 動態貯蓄函數를 원용하여 분석하기로 하겠다.

Keynes는 소득변동이 어떤 時差를 두고 소비지출에 영향을 미칠 수 있는 가능성에 대하여 일찌기 推論한 바 있다. T.M.Brown과 M.Friedman도 과거의 타성이나 豫想을 전제하는 가운데 時差消費 (lagged consumption)를 하나의 說明變數로 삼고 소비함수를 경험적으로 推定하였다.¹⁹⁾

한편 H.S.Houthakker와 L.D.Taylor도 그들의 動態需要模型²⁰⁾에서 과거의 타성적인 행위가 현재의 意思決定에 영향을 미친다는 전제하에서 時差變數를 사용하고 있다. 그들은 소비자가 사용하고 있는 財貨의 「스톡」(stock)나 과거의 소비에 의하여 이루어진 습관등 과거의 행위에 관한 변수의 현재소비에 미치는 영향을 강조하고 있는 것이다. 이러한 時差變數와 消費函數와의 관계를 T.M.Brcwn의 消費習性假說의 模型展開에서 살펴보기로 하겠다.

Brcwn은 소비행위가 과거에서 현재에 이르기까지의 連續的 因習 및 習慣에 의하여 형성된다

17) M. Landsberger, "The Life cycle Hypothesis: A Reinter Pretation and Empirical Test", Amer. Econ. Rev., Vol. 60, March 1970, pp. 175-83.

18) 抽稿, 前掲書, pp. 271-288.

19) T.M. Brown, "Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior", *Econometrica*. Vol. 20, July 1952, pp. 355-371. M. Friedman, A Theory of Consumption. Princeton: National Bureau of Economic Reseach, 1957.

20) H.S. Houthakker and L.D. Taylor. *Consumer Demand in the United States: Analysis and Projections*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1965.

R.A. Pollak, "Habit Formation and Dynamic Function," *Journal of Political Economy*. Vol. 78, July/August 1970, pp. 745-763.

B. Sexauer, "The Role of Habit and Stocks in Consumer Expenditure," *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 91, February 1977, pp. 127-142.

고 하는 連續的 消費習慣假說 (continuous habit persistency hypothesis) 을 수립하였다. Duesenberry의 相對所得假說에서는 현재의 소비가 현재의 소득과 과거의 最高所得과의 관계에 의해서 결정되기 때문에 과거와 현재 사이에 不連續性이 있게 된다. 즉 Duesenberry의 相對所得假說에서는 과거의 最高所得水準만이 不連續的으로 현재의 소비에 영향을 미친다고 가정하고 있다. 그런데 Brown의 連續的 消費習慣假說에서는 과거의 所得계열 (series of past income) 이 모두 현재의 소비에 영향을 미치게 된다.

그러나 과거의 소득계열이 과거로 거슬러 올라가면 갈수록 소비에 미치는 영향력은 幾何級數的으로 감소한다고 가정한다. 이러한 사실에 근거하여 유도된 소비함수식은 다음과 같다.²¹⁾

$$C_t = by_t + \lambda C_{t-1} \dots\dots\dots (2-1)$$

(2-1) 式의 統計的 推定을 위하여 線型函數로 만들면 다음과 같이 된다.

$$C_t = a + by_t + \lambda C_{t-1} \dots\dots\dots (2-2)$$

그러므로 Brown의 소비함수에는 今期의 消費가 今期의 所得과 前期의 消費에 의존하는 것으로 된다. 이 消費函數에는 소비의 連續的 因習과 習慣이 반영되어 있는 것이다.

貯蓄函數理論에서도 이와같은 消費函數模型의 推論에 의한 時差變數를 도입하여 貯蓄函數模型을 설정할 수 있다.

S. Swamy는 時差變數를 代理하는 과거저축변수를 이용하여 그의 動態的 個人貯蓄函數 (a dynamic personal savings function) 模型²²⁾을 설정하고 있는데 이 模型設定에 대한 展開過程을 살펴보면 다음과 같다. 貯蓄은 個人的 장래 경제적 안정기반을 위한 資產形成의 수단이 된다. 따라서 一定한 資產形成은 所得의 直接的인 함수이며 장래 욕구되는 資產의 「stock」형성은 장기간에 걸쳐서 이루어진다고 가정하면 다음과 같이 表示된다.

$$A_t^* = a_0 + a_1 Y_{pt} \dots\dots\dots (2-3)$$

$$S_t^* = b_0(A_t^* - A_{t-1}^*), S_t^* = b_1 + b_2 Y_{Tt} \dots\dots\dots (2-4)$$

$$S_t = S_t^* + S_t^* \\ = C_0 + C_1 Y_{pt} + C_2 Y_{Tt} + C_3 A_{t-1} \dots\dots\dots (2-5)$$

21) 今期의 消費를 C_t , 今期의 所得을 Y_t , 限界消費性向을 b , 每期마다 所得에서 차지하는 消費比重의 감소율을 λ 라 하면 Brown의 소비함수는 다음과 같이 전개된다.

$$C_t = bY_t + \lambda bY_{t-1} + \lambda^2 bY_{t-2} + \dots\dots\dots \lambda^{\infty} bY_{t-\infty} \quad \textcircled{1}$$

①式의 관계는 $t-1$ 期에도 成立한다고 볼 수 있다. 따라서

$$C_{t-1} = bY_{t-1} + \lambda bY_{t-2} + \lambda^2 bY_{t-3} + \dots\dots\dots \lambda^{\infty} bY_{t-\infty} \quad \textcircled{2}$$

②式의 양변에 λ 를 곱하여 두면

$$\lambda C_{t-1} = \lambda bY_{t-1} + \lambda^2 bY_{t-2} + \lambda^3 bY_{t-3} + \dots\dots\dots + \lambda^{\infty} bY_{t-\infty} \quad \textcircled{3}$$

①式에서 ③式을 감해주면 $C_t - \lambda C_{t-1} = bY_t$ ④

$$C_t = bY_t + \lambda C_{t-1} \quad \textcircled{5}$$

22) S. Swamy. "A Dynamic, Personal Savings Function and Its Long-run Implication", *Rev. Econ. Statist.*, XLX Feb. 1968, 50, pp. 111-116.

- Y_{pt} = 永久所得
- Y_{Tt} = 變動所得
- A_t^* = 장래 欲求되는 資産「stock」
- S_t' = 현재 保有하고 싶은 資産額
- S_t'' = 個人變動所得에 대한 貯蓄
- A_{t-1} = t-1 期の 個人資産「stock」
- b_0 = 「stock」의 調整係數

이 方程式(2-5)은 現在の 貯蓄결정은 소득과 과거의 個人資産「stock」의 크기에 의하여 결정된다는 것을 의미한다.

여기에서 方程式(2-5)의 설명변수인 資産「stock」변수를 대리하는 과거저축변수를 이 模型에 도입하면 Swamy의 貯蓄函數模型은 다음과 같이 표시된다.

$$\frac{S_{ht}}{N} = K_0 \left(\frac{Y_{ht}}{N} \right) + K_1 \left(\frac{S_{ht-1}}{N} \right)$$

$\frac{S_{ht}}{N}$ = t 期の 1 人當家計貯蓄

$\frac{S_{ht-1}}{N}$ = t-1 期の 1 人當家計貯蓄

$\frac{Y_{ht}}{N}$ = t 期の 1 人當家計所得

統計的 推定을 위하여 同式을 線型函數로 변형하면 다음과 같다.

$$\frac{S_{ht}}{N} = a_0 + a_1 \left(\frac{Y_{ht}}{N} \right) + a_2 \left(\frac{S_{ht-1}}{N} \right) \dots \dots \dots (2-6)$$

이상의 模型展開과정에서 보면 과거저축변수를 과거저축행태의 代案變數로 사용하고 있다. 따라서 이 式은 現在の 貯蓄決定은 현재소득은 물론 과거의 저축행태에 의해서 영향을 받는다는 것을 시사하고 있다.

이상에서 살펴본 내용과 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 여기에 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간의 비교적 높은 상호의존관계에 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 관련시키는 1人當貯蓄函數型態를 취하기로 하였다. 또 推定에 이용되는 時系列資料(도시가계조사자료: 1967-82年)는 모두 1975年 不變價格기준에 의한 全國消費者 物價指數를 「디플레이터」(deflator)로 사용해서 換算하였다.

III. Swamy의貯蓄函數에 대한統計的檢定

1. 家口主 職業別貯蓄函數

가계소득은 가구주의 사회적인 지위면에서 뿐만 아니라 그들의 소득원천에 의하여 결정되지만 특히 가구주 직업은 가계소득의 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 입증의 가능성이 가능하다.

저축행위에 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 비율도 다를 것이다. 다시말해서 職業에 따라 그 所得發生의 規則性이 각각 다르며 저축관행이 職業間에 다르든가 하는 등등의 이유로 職業階層間의 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 過去의 저축행위가貯蓄에 어떠한 영향을 미치는가를 推定하기 위하여 앞에서 언급한 Swamy의 推定模型을 이용하였다. 즉, 家口主 職業別 家計의 1人當貯蓄과 1人當可處分所得 및 過去의 저축습관을 각각 $(\frac{S}{N})_t$, $(\frac{Y}{N})_t$ 및 $(\frac{S}{N})_{t-1}$ 라 할때 그 推定式은 다음과 같다.

$$L_n(\frac{S}{N})_t = a_0 + a_1 L_n(\frac{Y}{N})_t + a_2 L_n(\frac{S}{N})_{t-1} + U_t$$

이와같은 推定式에 의한 職業別 家計貯蓄分析結果를 보면 다음과 같다.

全都市 勤勞者 家計

$$L_n(\frac{S}{N})_t = -2.999 + 1.032 L_n(\frac{Y}{N})_t + 0.598 L_n(\frac{S}{N})_{t-1}$$

(2.70) (3.11)

$$R^2 = 0.9659 \quad D.W = 1.4811$$

1) 俸給者 家計

$$L_n(\frac{S}{N})_t = -3.1794 + 1.1119 L_n(\frac{Y}{N})_t + 0.5347 L_n(\frac{S}{N})_{t-1}$$

(11.64) (2.19)

$$R^2 = 0.9515 \quad D.W = 1.5219$$

(1) 公務員 家計

$$L_n(\frac{S}{N})_t = -6.2638 + 2.0389 L_n(\frac{Y}{N})_t + 0.2726 L_n(\frac{S}{N})_{t-1}$$

(2.84) (2.17)

$$R^2 = 0.9469 \quad D.W = 1.4015$$

(2) 一般事務職 家計

$$L_n(\frac{S}{N})_t = -2.9410 + 1.0395 L_n(\frac{Y}{N})_t + 0.5548 L_n(\frac{S}{N})_{t-1}$$

(1.64) (2.31)

$$R^2 = 0.9538 \quad D.W = 1.5182$$

2) 勞務者 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -4.1545 + \frac{1.3991}{(2.02)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.4930}{(2.56)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9460 \quad D.W = 1.6668$$

(1) 技能職 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -2.8236 + \frac{0.9506}{(1.94)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.7139}{(4.27)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9786 \quad D.W = 1.1860$$

(2) 自由勞務者 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -4.1902 + \frac{1.6603}{(3.67)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.1586}{(0.82)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9175 \quad D.W = 1.8744$$

위에서 $R^2 =$ 決定係數, $D.W =$ Durbin-watson 統計量

() 內 數値는 t 값임.

分析資料: 經濟企劃院, 都市家計調査資料(1967-82)

위의 분석결과에서 보면 分析期間(1967-82) 중 全都市 勤勞者家計의 貯蓄의 所得彈力性은 1.032, $\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$ 의 彈性値는 0.598로서 각각의 推定係數는 統計的으로 有意하였다.

이는 현재의 소득수준은 물론 과거의 저축습관이 현재의 저축결정에 영향을 미치고 있음을 시사하고 있는 것이다.

이를 職業別로 보면 봉급자가계중 공무원가계가 일반사무직가계에 비하여 저축탄력성은 크게 나타나고 있으나, 과거의 저축행위가 현재의 저축결정에 미치는 정도는 일반사무직이 공무원가계의 경우보다 오히려 높게 나타나고 있으며, 그 有意性도 統計的으로 입증되고 있다.

한편 노무자가계의 경우, 일반기능직가계의 저축결정은 자유노무자가계에 비하여 과거의 저축행위에 크게 의존하는 바가 크지만 자유노무자의 경우에는 과거의 저축행위보다는 현재의 소득수준 변동에 크게 영향을 받는 것으로 나타나고 있다.

이상의 분석에서 나타난 결과를 보면 현재의 저축결정에 있어서 과거의 저축행태에 의하여 크게 영향을 받는 직업계층은 기능직노무자가계로서, $\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$ 의 탄력성계수도 어느계층의 그것보다 비교적 높게 나타나고 있다. 그 이유는 이들 가계의 소득원천이 불안정하게 얻어지는 사실에 기인된듯 하며, 어떠한 방법보다 저축을 통한 가계 자산 형성을 더 선호하는 뜻이 아닌가 생각된다. 여하튼 현재의 貯蓄決定에는 過去의 貯蓄習慣行爲에 의한 要因이 다소 作用하고 있음을 알 수 있다.

이러한 사실은 「韓國의 民間貯蓄에 관한 연구」²³⁾에서 나타난 결과로서도 뒷받침 될 수 있다.

23) 서울대학교, 經濟研究所, 「韓國의 民間貯蓄에 관한 연구」, 1979.

同 研究에서 근로자가계의 저축행태에 영향을 미치는 諸要因을 分析한 결과에 의하면 家計에 산을 작성하고, 所得을 지출할때 貯蓄부터 먼저 결정하는 家計일수록, 貯蓄率이 높게 나타나고 있으며 한편 每月 정기적으로 貯蓄하는 습관을 갖는 家計일수록 그리고 貯蓄目標을 설정하는 家計일수록 따라서 貯蓄率이 높은 것으로 나타나고 있다.

이상의 推論결과에 의하면 都市勤勞者家計의 직업별 저축은 어느정도 직업계층간의 차이에서 오는 소득수준에 의해서도 영향을 받고 있지만 과거의 저축습관에 의해서도 영향을 받는 것으로 판단 된다.

2. 家族規模別 貯蓄函數

所得과 家族規模의 관계는 正의 相關關係를 보인다. 즉 가구원수가 많은 家計 일수록 可處分 所得水準도 높아지고 있다. 한편 1人當所得水準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규모가 다르기 때문에 이에 따라 貯蓄規模도 다르게 나타난다고 하겠다.

그러나 다만 家口員數가 반드시 家計貯蓄에 어떠한 영향을 미친다고 볼 수가 없다.

왜냐하면 동일 가구수를 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과의 관계를 더 다루고 있다. Leff는 扶養率과 貯蓄率사이에 逆相關關係가 있을 것이라는 假說을 정립하였다. 그는 총인구에 대한 14세이하 및 65세 이상의 인구비율을 扶養率로 규정하고 있는데 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 14세 이하와 65세이상 家口員數의 比率로서 정의될 수 있을 것이다. 그런데 그렇게 扶養率을 정의하는 방법은 도시가계조사 시계열자료에서 가구원의 세부적인 연령구조가 나타나 있지 않기 때문에 사용할 수가 없다.

그래서 本 研究에서는 단지 家計調查資料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 계측방법에 의하여 분석한 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.

따라서 여기에서는 家口員과 扶養率이 正比例關係에 있기때문에 家口員數自體가 家計貯蓄과 負의 相關關係를 가질 것이라는 假說下에서 家口員數別로 家計貯蓄函數를 推定하기로 하겠다.

이미 필자는 이에 대한 가설을 Keynes의 貯蓄函數모형에서 검증한바 있다.²⁴⁾

24) 拙稿, 前掲書, pp.280-282.

즉 가설에서 기대하는 바와 같이 가족규모가 커질수록 限界貯蓄率은 감소하고 있으며 그 推
定된 계수도 t 比率 검정결과 통계적으로 매우 有意性이 높았다.

따라서 분석기간 동안의 가계조사 자료의 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 가계 경우에도 적용된다고 하겠다.

그리고 貯蓄은 소득수준 뿐만 아니라 과거의 貯蓄習慣에 의해서도 영향을 받을 것이므로 과
거의 貯蓄行態變動에 따라 현재의 저축이 여하히 결정되는가를 분석하기 위하여 所得수준 $(\frac{Y}{N})_t$,
과거저축 $(\frac{S}{N})_{t-1}$ 등을 설명변수로 하는 Swamy의 貯蓄函數를 원용하여 분석한 결과는 다음과
같다. 단, 家口員數를 가계조사 자료에 따라 ① 2人, ② 3人, ③ 4人, ④ 5人, ⑤ 6人이상의 가
계계층으로 세분하였다.

(1) 2人家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -2.7471 + \underset{(2.71)}{1.0806} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \underset{(2.45)}{0.4465} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9717 \quad D.W = 1.1287$$

(2) 3人家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -2.6832 + \underset{(1.92)}{1.0101} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \underset{(2.93)}{0.5308} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9669 \quad D.W = 1.5578$$

(3) 4人家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -4.3062 + \underset{(2.13)}{1.4360} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \underset{(2.64)}{0.6942} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9600 \quad D.W = 1.3415$$

(4) 5人家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -4.9509 + \underset{(2.86)}{1.7174} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \underset{(2.38)}{0.7034} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9609 \quad D.W = 1.1410$$

(5) 6人家計以上

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -11.3327 + \underset{(11.55)}{2.8256} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t - \underset{(1.76)}{0.2621} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.96411 \quad D.W = 1.4916$$

여기에서 R^2 = 決定係數, $D.W$ = Durbin-watson 統計量

() 內 數値는 t 값임.

이상의 분석결과에서는 이미 Keynes 流의 貯蓄函數에서 추론한 假說과는 달리 가족규모가 커
질수록 저축의 소득탄력성과 과거의 저축행위가 저축결정에 미치는 정도는 다소 點證적으로 나
타나고 있다. 즉 2人 내지 5人에 이르는 가구원을 갖는 가계에서는 특히 과거에 이루어진 저

축습관이 가구규모에 따라 연속적으로 현재의 저축결정에 영향을 미치는 정도가 점증적으로 나타나고 있으며 統計적으로도 有意하다.

이는 부양율이 높은 가계일수록 자녀의 교육비를 마련하기 위하여 그리고 질병에 대비한 자금과 노후의 생활안정을 위하여貯蓄을 하는 동기가 크게 나타난 것으로 여겨진다.

그러나 6人이상의 가구규모의 가계경우에는 이와는 달리 $(\frac{S}{N})_{t-1}$ 의 탄력성계수의推定値가負의 부호를 가질 뿐만아니라 이론적으로 부합되지 않고 있으며 통계적으로도 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 6人 이상의 가계경우 과거 저축습관과 현재 저축결정 사이에는 믿을 만한 상관성이 없음을 시사하고 있다.

3. 家口主 年齡別 貯蓄函數

家口主 年齡과 所得과의 일반적인 관계는 家口主 年齡이 높은 가계일 수록 그의 소득수준도 높게 나타난다. 이는 우리의 都市家計調査分析에서 입증되고 있다.

J.A. Fisher와 H. Lydall²⁵⁾ 등의 推定實例에서도 나타난바와 같이 40-50代를 前後한 가구주 연령층의 가계에서는 높은 소득을 얻고 있다.

그러나 家口主 年齡이 높은 가계가 반드시 1人當可處分所得이 높은 것은 아니다. 이는 同資料의 分析에 의하면 가구주 연령이 높은 가계일 수록 따라서 가구원수가 많아짐으로 인하여 결국은 1人當可處分所得은 가구주 연령에 따라 다소간 차이를 보이고 있다.

다시말해서 가구당 평균소득은 연령층이 높아짐에 따라 증가하나 이와는 달리 1人當平均可處分所得은 오히려 떨어지고 있어 1人當家計貯蓄도 역시 감소하는 현상을 보이고 있다.

한편 도시가계조사자료를 이용하여 Keynes 流의貯蓄函數模型을 推定한 결과²⁶⁾에 의하면 40세 까지의 연령층에서는 소득수준이 높아짐에 따라 平均貯蓄率도 높아지고 있으나 40세 이후의 가계에서는貯蓄率이 점차적으로 감소하는 경향을 보이고 있다. 이에 推定된 係數値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 믿을 만한 相關性이 존재한다. 이는 이들의 높은 연령층의 가계에서는 가구원의 증가에 따라 소비증가는 물론 子女教育費의 부담가중은 물론 우리의 전통적인 가족제도에 의한 大家族制度下에서는 一部 老年層이 자신의子女들에게 크게 의지하고 있기 때문인듯 하다.

이러한 사실에 비추어 보아 家口主 年齡이 높아짐에 따라 家計의 限界貯蓄率이 증가할 것이라는 「MRA」모형에서의 가설은 우리의 경우에는 적용되지 못한다 하겠다.

이상에서는 오로지 저축이 현재의 소득수준에서만 이루어 진다는 가설을 검증한 결과이지만 한편 과거에 이루어진 저축행위가 연령계층에 따라 저축결정에 어떻게 작용하는 가를 Swamy의 저축함수모형을 원용하여 분석하기로 하겠다. 먼저 가계조사자료에서 가구주 연령에 따라 (1)

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

24 세미만家計, (2) 25 - 29 세 家計, (3) 30 - 34 세, (4) 35 - 39 세, (5) 40 - 49 세, (6) 50 세 以上의 家計등으로 분류하였다.

(1) 24 세 미만의 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -6.2778 + \frac{2.4337}{(4.79)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.2407}{(2.65)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9071 \quad D.W = 2.2227$$

(2) 25 - 29 세 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -3.5881 + \frac{1.3490}{(2.31)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.3709}{(2.487)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.944 \quad D.W = 1.9357$$

(3) 30 - 34 세 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -3.3672 + \frac{1.2052}{(1.90)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.5000}{(2.14)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9670 \quad D.W = 1.7132$$

(4) 35 - 39 세 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -6.4410 + \frac{2.2729}{(6.61)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.6675}{(0.809)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9627 \quad D.W = 1.3307$$

(5) 40 - 49 세 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -8.4802 + \frac{2.7961}{(3.96)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.0427}{(0.18)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9256 \quad D.W = 1.9058$$

(6) 50 세 이상 家計

$$L_n\left(\frac{S}{N}\right)_t = -6.0719 + \frac{2.0626}{(4.05)} L_n\left(\frac{Y}{N}\right)_t + \frac{0.1645}{(0.82)} L_n\left(\frac{S}{N}\right)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9408 \quad D.W = 1.5882$$

여기에서 $R^2 =$ 決定係數 $D.W =$ Durbin-watson 統計量

() 內 수치는 t 값임.

위의 연령층별 推定式에 의하여 분석한 결과를 보면 과거의 저축행태가 현재의 저축결정에 미치는 연령계층은 40 세까지로 나타나고 있으며 그중 가장 크게 영향을 받는 연령층은 30 ~ 34 세에 이르고 있다. 이에 대한 有意性도 統計的으로 입증되고 있다.

한편 40 세 이상의 연령층에서는 과거의 저축습관에 의한 저축의 반응은 다소 나타나고 있으나 통계적으로 有意하지 않다.

따라서 우리가 推定하고자 하는 과거 저축습관이 현재의 저축결정에 미치는 영향은 도시가계 조사 자료를 중심으로 분석할때 가구주의 모든 연령층에서는 그 실효성이 나타나고 있지 않다.

이에 대한 부정적인 검증결과도 통계적으로 입증 되고 있다.

IV. 結 論

이 논문은 都市家計調査資料(1967~82年)를 이용하여 우리나라 都市家計(주로 勤勞者家計)의貯蓄行態의 특성을 분석한 것이다.

家計의 저축행태 분석을 위하여 가계저축이 家計의 소득수준 뿐만 아니라 그 이외의 사회심리적 요인, 즉 과거에 이루어진 저축습관 등에 의하여 영향을 받는다는 가설을 정립하고 이를 가구주 직업, 가구원의 규모 및 가구의 연령별에 의한 1人當 家計貯蓄函數를 推定 및 分析하였다. 여기에서 이용되는 도시가계자료에서는 資料分析上 여러가지 제약때문에 분석결과에서는 다소 제한적인 결과를 도출하는데 그칠 수 밖에 없었다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 家口主의 소득발생원천이나 사회심리적요인이 직업에 따라 각기 다를 것이며 또한 그들의 소비행위도 다르다든가 하는 이유로 직업간에 그들의 저축행위가 다를 것으로 기대될 수 있다. 본 문에서 분석한 결과를 보면 현재의 저축결정에 있어서 과거의 저축행태에 크게 영향을 받는 직업계층은 기능직 노무자가계로서 $(\frac{S}{N})_{t-1}$ 의 탄력성계수도 어느직업계층의 그것보다 비교적 높게 나타나고 있다. 그러나 공무원가계의 경우는 과거의 저축행위에 영향을 받기보다는 저축의 소득탄력성에 크게 의존하고 있다. 그러므로 공무원가계에서는 소득수준의 변동에 크게 영향을 받는데 비하여 기능직 노무자가계는 과거에 이루어진 사회심리적 요인인 저축습관에 크게 의존하고 있음을 알 수가 있다. 여하튼 직업계층에 따라 저축의 소득탄력성은 물론 과거저축습관의 가계저축결정에 미치는 영향은 각기 다르게 나타나고 있다.

둘째, keynes 流의貯蓄函數에 의한 家口規模別 저축함수를 推定·分析해 보면 가구원수가 많으면 많을 수록 1人當家計貯蓄率은 적어지고 있음을 볼 수 있으나 Swamy의貯蓄函數模型에서는 오히려 현재 저축결정에 영향을 미치는 과거저축관행은 가족규모별에 따라 점차적으로 그 영향이 다소간 작용하고 있다. 이는 부양율이 높은 가계일수록 자녀의 교육비를 마련하기 위하여 그리고 질병에 대비한 자금과 노후의 생활안정을 위하여 저축의 지속적인 습관이 크게 작용한 연유로 기인한 듯하다.

셋째, 家計主의 연령계층에 따라 저축과 소득의 相關性을 推定·分析한 결과, 40세에 이르기까지의 모든 연령층별에 따라 限界貯蓄性向이 점차적으로 증가하고 있으나 40세 이상의 가구주 연령층에서는 한계저축성향이 점점 적어지고 있음을 필자가 이미 분석한바 있었다. 그러나 한편 과거의 저축습관이 연령계층별에 따라 현재 저축에 어떻게 영향을 미치는가를 분석하여

모든 40 세에 이르기까지의 모든 연령층에서 다소간 영향을 받는 것으로 나타나고 있으나 그 이상의 연령층에서는 본 연구에서 推定하고자 하는 가설의 실효성은 나타나고 있지 않고 있으며 이에 대한 이론적 검증도 통계적으로 입증되고 있다.

이상과 같은 분석결과들에 의해서 貯蓄増大를 위한 정책적인 시사를 다음과 같이 얻을 수 있을 것이다.

① 貯蓄資料는 先·後進國을 막론하고 그 정확성을 기하기 어려운 통계로 여겨지고 있다. 특히 통계조사활동이 체계적으로 정비되어 있지 않은 개도국의 경우는 더욱 많은 통계상의 문제점을 지니고 있다. 우리의 경우도 그 예외는 아니며 이로 인하여 지금까지 저축행위에 관한 연구가 진전되지 못한 그 이유의 하나라고 생각할 수가 있다. 그러므로 가계저축의 증대를 위한 방안으로서는 우선 무엇보다도 정확한 가계저축 통계의 작성정비가 있어야 하겠다.

② 앞으로 가계저축의 증대를 위해서는 家口員數의 점차적인 감소를 통하여 消費支出 증대는 물론 子女教育費 부담을 경감시켜야 하겠다. 그러므로 지금 추진되고 있는 가족계획을 지속적으로 전개시켜야 한다.

③ 가계저축의 증대를 위해서는 근본적으로 가계의 소득수준을 높이기 위한 대책이 있어야 할 것이다. 다시말하면 도시가계의 경우 저축증대를 위해서는 무엇보다도 물가의 앙등을 억제시키고 또한 이러한 예상을 제거시켜주도록 정책적인 노력이 집중되어야 할 것이다.

그렇지 않으면 그들의 실질소득이 떨어져서 저축을 기피할 우려가 있으며 또한 물가가 오를 것이라는 그러한 회의 때문에 부동산 매입 등의 방법으로 소득을 지출하고 전형적인 방법으로 저축을 하지 않을 수도 있다.

④ 소득은 단기간에 급격히 증대시킬 수는 없는 것이기 때문에 가계저축의 증대를 위한 방법으로는 우리에게 주어진 소득을 효율적으로 처분하는 것이다. 즉 소비지출 우선보다 貯蓄額을 우선적으로 決定하는 貯蓄習慣을 가져야 할 것이다. 우리의 분석에서도 過去貯蓄習慣이 現在貯蓄의 決定에 중요한 영향을 미치는 경우를 보았다. 먼저 저축습관을 양양시키기 위한 계몽방법으로서는 첫째, 貯蓄부터 먼저 決定하는 등의 家計豫算作成과 저축의 우선 순위결정을 유도하는 사상과 정책을 보급해야 할 것이다.

둘째, 그 뿐만 아니라 每月 定期的으로 저축을 하고 또한 저축 목표를 설정하며, 유혹 또는 과시를 위한 구매보다는 필요한 물자를 구매하는 습관을 적극적으로 유도할 필요가 있으며, 셋째, 지금까지 시행하여 온 정책과 같이 가급적으로 금융조직망을 확대하고 또한 적극적인 예금 권유를 계속하는 것이 효과적인 저축증대방안이라고 생각된다.

⑤ 요컨대 家計貯蓄의 増大를 기하기 위해서는 價格政策, 租稅政策, 補助金政策, 인플레이션의 수습 등의 사회심리적 여건과 국민경제적 환경을 유리한 방향으로 조성하는 것은 물론 有利한 貯蓄手段개발등 저축증대방안이 마련되어야 할 것이다.

Summary

An Analysis on Saving Behavior of Urban Household by Swamy's Saving Function in Korea

Ko Nam-wook

This study has attempted to present on 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 1967-1982. Although there can be many problems in the family 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 past saving behavior. In this paper, it is actually attempted to examine the effect on saving of past saving behavior by factors such as occupation of its head, household size and household composition.

We have concentrated our effort on testing hypothesis relating to the household saving behavior.

For our analysis, we used log-linear regression equations fitted by least squares method based on S. Swamy's dynamic savings function for various hypothesis testings.

Our findings are summarized as follows:

1. There were some variations in the estimated value of the elasticity coefficient on the past saving behavior among the different occupational groups.

In the urban salary and wage earner's households, the estimated value (a_1) of the elasticity coefficient on the past saving behavior of the skilled workers is much higher than that of government employees.

The value of a_1 for the skilled workers is 0.7139; for the government, 0.2726; it is, however, remarked that the saving of income elasticity (a_0) for the government employees is much higher than that of the skilled workers.

The estimated value of the government employees is 2,0389; 0.,9506 for the skilled workers.

This implies that within the urban salary and wage earner group, the past saving behavior is more important determinant of household saving than income level for the skilled workers, although government employees is dependent upon more income level than the part saving behavior.

2. Some empirical works on the saving behavior suggest that the family size affects the saving rate in developing countries, we have formulates the hypothesis that the family size itself is

inversely related to the household saving. This hypothesis have been confirmed by Keynes's saving function. It was, however, found that the estimated value of elasticity coefficient on the past saving behavior increases as the family size increases.

Elasticity coefficient on the past saving behavior of 2 persons are 0.4465, 3 persons, 0.5308, 4 persons, 0.694, 5 persons, 0.7034.

This implies that household in increasing family effects to save for expending a higher proportion of their income for education of their children and for satisfying their income requirement at retirement.

3. We have examined whether the household saving behavior is affected by the age classes of family head. The estimated value of the elasticity coefficient on the past saving behavior by age of the head shows that 24 age group are 0.2407, 0.3709 for the 25-29 age group, 0.500 for the 30-34 age group, 0.6675 for 35-39, 0.0427 for 40-49 age group, 0.1645 for the household of over 50 years old. It was, however, found that an elasticity coefficient of past saving behavior increase up to 40 years old, and thereafter declined.