

韓國農家の 消費—貯蓄 行態 分析

—永久所得假說 檢證을 中心으로—

玄 公 南(責任研究員)

- I. 序論
- II. 消費—貯蓄理論의 檢討
- III. 韓國農家の 貯蓄能力
- IV. 消費—貯蓄 函數 模型의 設定
- V. 模型 推定 結果
- VI. 結論

I. 序 論

貯蓄은 經濟學者들 사이에서 오랫동안 經濟發展에 가장 重要한 要素의 하나로서 指摘되어 왔음은 周知의 事實이다. 그 結果로 貯蓄에 대한 理論들은 相當히 開發되어 왔다.

한편 經濟發展 初期段階에의 農業部門은 他部門보다 큰 比重을 차지해 왔기 때문에 全體經濟發展에 커다란 役割을 擔當해 왔음을 쉽게 類推해 볼 수 있겠다. 農業部門이 全體經濟發展에 대하여 寄與한 것 중에 가장 큰 役割은 農村內部에서 蓄積된 資本을 他產業部門으로 移動시킨 것이다.

이러한 農業의 重要한 役割에도 不拘하고 農業 內部에서 蓄積되는 資本의 形成過程에 대하여는 거의 實證的으로 研究되어 오지 못하여 왔다. 이는 대개의 경우 資料의 不足 때문에 基因하고 있다고 보여진다. 開發途上國政府에서는 이와 같은 研究에 적절한 資料를 蒐集하는데 充分한 資源을 投入할 餘力이 없었다. 특히 重要한 것은 이제 까지 發展된 貯蓄—消費理論의 檢證을 爲해서는 相當히 오랜 동안의 時系列資料가 要求되고 있기 때문에 開發國에서의 資料不足은 더욱 심각하다.

이와 같은 結果로 發展初期의 農民들이 어떻게 그들의 所得增加分을 配分시키고 있나를 實證的으로 研究한 結果는 매우 최소한 면이다. 이렇게 實證的인 研究가 不足함에도 不拘하고 發展政策을 樹立하는 政策家들은 몇가지 基本的인 假定을 默然히 세워, 그에 따라 政策을 執行해 왔다. 그 假定中 貯蓄—消費에 關한 것으로는 國內에서 貯蓄性向이 높은 層은 公共部門과 단지 몇몇의 企業家들 뿐이라는 것이다. 農民들은 反面에 貯蓄性向이 零이거나 매우 낮다는 것이다. 이런 假定하에 나타난 發展을 위한 貯蓄動員目的의 政策手段으로는 稅制, 農產物 및 投入要素의 價格政策, 非現實的인 換率政策 등의 強制的貯蓄動員 手段들이다.

그럼으로 農民의 貯蓄動員, 특히 自發的인 貯蓄動員政策이 效果的이기 위해서는 農民의 貯蓄—消費行態가 實證的으로 分析되어 貯야하며, 그들의 貯蓄性向을 올바르게 計測하는 作業이 先行되어야 한다.

이런 觀點에서 本稿는, 1) 所得에 대한 貯蓄性向을 橫斷資料(Cross section data)를 利用하여 計測하도록 試圖함으로서 앞으로의 貯蓄—消費函數 推定方式의 發展에 도움을 주고져 하였으며, 2) 이와 함께 開發國을 對象으로 檢討되어 온 貯蓄—消費行態의 여러가지 要因에 대한 檢證을 試圖하였다. 이를 위하여 II節에서는 이제 까지 發展된 消費—貯蓄理論에 대한 檢討를 行하였으며, III節에서는 韓國農家の 貯蓄能力을

概括的으로 檢討하였다. IV節에서는 여러가지 消費函數模型을 設定한 後, V節에서 이들을 推定한 結果를 討論하였다.

II. 消費-貯蓄理論의 檢討

Keynse가 그의 「一般理論」을 發表한 以來 여러가지 消費-貯蓄假說들이 提起되어 왔고, 이들은 西歐의 完熟된 資本主義經濟社會에 대하여 相當水準까지 檢證되어 갔다. 이들 중 代表的인 것으로는 Keynse의 絕對所得假說, Duesenberry 등의 相對所得假說, Friedman의 永久所得假說 및 Ando와 Modigliani 등에 의한 「Life Cycle」假說等を 들 수 있다.

絕對所得(Absolute Income)假說: 이 假說에 依하면 消費는 現實所得에 대하여 安定的인 一次函數關係에 있다는 것이다. Keynse以後 그의 追從者들에 依하여 이는 약간의 修正이 加해져 長期的인 限界消費性向(MPC)은 거의 一定하나 短期的인 MPC 보다는 높다고 하였다. 그 後 몇몇 學者들에 의하여 이 假說을 開途國에 適用하여 檢證한 結果 一般的으로 先進國에서 보다는 現實所得에 對한 消費反應은 좀 약하다는 것이다.

相對所得(Relative Income)假說: 위에서 略述한 바와 같이 消費는 所得에 대하여 長期的인 變動에는 잘 適應하나, 短期的인 所得變動에는 反應이 弱하다는 것이다. 그래서 相對所得假說에 依하면 한 消費單位의 消費水準은 所得配分上의 相對的인 位置에 따라 增減한다고 하였다. 이 假說로서 消費의 展示效果와 한 家計의 年次別 所得水準變動에 대한 消費의 變動을 理論的으로 說明하고자 했다. 그러나 이에 대하여 開途國을 對象으로 檢證한 것을 보면 앞서의 絕對所得假說에 比하여 統計的으로 有意的인 差가 없다는 것이 一般的인 結論이다.

永久所得(Permanent Income)假說: 相對所得

假說과는 달리 이 假說은 한 消費單位의 消費額은 그의 所得配分上의 位置에 關係없이 永久所得에 대한 一定比率로서 計算된 것과 같다는 것이다. 그리하여 現實所得중 永久所得을 除外한 나머지인 暫定所得은 모두 貯蓄됨으로서 全體貯蓄量은 暫定所得額에다 永久所得중 一定額을 합한 것과 같다는 것이 이 假說의 內容이다. 本假說을 開發途上國을 對象으로 檢證한 여러 研究들은 다른 貯蓄-消費理論보다 現實을 더욱 잘 說明해 주고 있다고 結論짓고 있다.

「Life Cycle」假說: 이는 永久所得假說의 한 變形으로서 理解되는 바, 한 消費單位의 消費-貯蓄에 關한 決定은 그의 人生週期上의 位置와 한 家計의 長期的인 所得資源에 依하여 決定된다는 것이다. 그럼으로 이 假說上의 永久所得에 對한 MPC는 年齡이나 家口員規模에 依해서 달라진다 하겠다. 이에 대하여 開途國을 對象으로 한 綜合的인 分析結果는 많이 나타나 있지 않으나, 本假說을 應用하여 Leff는 扶養家族率이 平均貯蓄性向(APS)에 負의 效果를 미친다고 主張했던 것이 注目된다. 그외로 注目할 만한 것은 다음과 같다. Kelly와 Williamson은 家口主의 職業과 所得源이 貯蓄行態의 主要한 要因이라 하였으며, Noda는 日本農民의 MPS의 경우 俸給者나 勤勞者에 比하여 높다고 밝혀 냈을 뿐 아니라, 한 農家內部에서도 農業所得에 대한 MPS는 非農業所得에 對한 MPS 보다 높음을 檢證하였다.

以上에서 檢討된 여러가지 消費-貯蓄理論들을 綜合하여 볼때, 消費-貯蓄水準에 影響을 미치는 가장 큰 要因은 「所得」이라 하겠다. 勿論 「所得」을 어떻게 定義하고 計測하느냐에 따라 그 說明이 달라진다는 것을 注目할 必要가 있다. 그중에서 特히 Friedman에 의해서 主唱된 永久所得假說은 經濟學者와 政策樹立家에게 많은 關心을 끌어 왔으며, 이는 經濟政策遂行에도 커다란

축적을 가지고 있다는 것으로評價받고 있다. 그림으로 本稿에서는 永久所得假說을 中心으로 하여 消費—貯蓄模型을 세우고 이에 追加하여 Life Cycle 假說에 포함된 여러가지 變數들을 包含시켜 檢證해 보고져 한다. 나아가서는 이를 「케인 지안」 消費理論과도 比較檢討함으로써 設定된 模型의 相對的 優劣을 가려보도록 할 것이다.

이들을 위하여 實際로 模型을 定立하고 檢證하기 前에 韓國農家の 貯蓄能力을 약간 檢討하고 넘어가는 것이 앞으로의 分析을 理解하는데 도움을 줄 것으로 思料된다.

Ⅲ. 韓國農家の 貯蓄能力

Wai에 依하면, 自發的貯蓄動員의 規模는 세 가지 要素에 依하여 決定된다고 하였다. 즉 (1) 貯蓄能力, (2) 貯蓄意思 및 (3) 貯蓄機會가 그것이다. 이들 세 要素는 相互獨立的으로 貯蓄量을 決定함은 勿論이다.

貯蓄能力은 資産과 所得增加 및 家口員의 人的 構成 등에 依해서 나타나며, 이는 限界 및 平均消費性向으로 計測될 것이다. 貯蓄意思是 利

子率, 人生週期上의 位置, 相對的消費水準 等에 依하여 影響 받게 될 것이며, 마지막으로 貯蓄機會는 金融機構, 資本의 限界收益率 等에 依하여 決定된다고 하였다.

本稿는 이들을 細部的으로 檢討하는데 主目的이 있지 않음으로 그의 檢討는 다음 機會로 미루기로 하고 여기서는 可用한 資料에 依해서 볼 수 있는 韓國農家の 貯蓄能力(특히 APS)만을 잠깐 살펴보고 뒷 節에서 MPS를 計測해 보도록 할 것이다.

〈表 1〉에는 韓國農家の 經營規模別 平均消費性向(APS)을 要約하여 놓았다. 여기서 APS는 農家經濟剩餘를 可處分所得으로 나눈 값을 뜻한다. 그리고 消費支出에는 醫療費, 教育費 및 耐久消費財購入額이 포함되어 있기 때문에 表에 나타난 APS는 多少 過小評價되었을지도 모른다는 것에 注意해야 할 것이다.

表에서 알 수 있는 바와 같이 全體標本農家の APS는 不規則的이나마 꾸준한 增加를 보여주고 있다. 全體農家の APS는 1963년의 約 12퍼센트에서 1976년에는 約 33퍼센트로 上昇하였다. 우리 여기서 豫見할 수 있는 것은 APS는 年度別로 所得의 變化에 따라 달라질 것이라는 것이다. 表에는 나타나지 않았지만 1965년 같은 해는 가뭄이 극심하여 農家所得이 매우 낮았고, 1971년 같은 해는 政府의 새로운 農產物價格政策에 힘입어 所得이 前年에 比하여 크게 높아졌다. 이런 狀況들이 그되로 APS에도 나타나고 있음은 主目할 만하다.

經營規模別로 APS를 觀察할 때 우리의 主目을 끄는 것은, 零細小農이라 할지라도 APS는 매우 높다는 것이다. 卽, 0.5ha 미만의 農家層의 경우 1965년에 APS가 1퍼센트에 지나지 않았으나 그들의 實質所得이 점차 增大되어 간에 따라 1976년에는 21퍼센트에 達하였다. 이와 같은 높은 貯蓄性向은 그들의 所得이 相對的으로 낮은

〈表 1〉 韓國農家の 經濟規模別 平均消費性向, 1963—76

年度	調査 農家數	平均消費性向(APS)*					
		全農家	0.5ha 미만	0.5~ 1.0	1.0~ 1.5	1.5~ 2.0	2.0ha 이상
1963	1161	0.12	0.01	0.07	0.14	0.21	0.29
1964	1172	0.15	0.04	0.14	0.12	0.24	0.29
1965	1173	0.04	-0.05	0.01	0.06	0.12	0.13
1966	1180	0.10	0.01	0.09	0.10	0.13	0.23
1967	1176	0.10	0.04	0.09	0.08	0.17	0.16
1968	1181	0.16	0.06	0.11	0.20	0.23	0.24
1969	1180	0.18	0.06	0.18	0.20	0.17	0.27
1970	1180	0.15	0.03	0.13	0.16	0.26	0.19
1971	1180	0.29	0.17	0.24	0.34	0.35	0.36
1972	1182	0.25	0.02	0.21	0.34	0.30	0.30
1973	1170	0.26	0.15	0.19	0.27	0.34	0.40
1974	2515	0.33	0.22	0.29	0.35	0.43	0.40
1975	2517	0.27	0.20	0.25	0.27	0.31	0.35
1976	2516	0.33	0.21	0.28	0.34	0.36	0.46

資料: 농수산부, 농가 경제조사 결과 보고(1963—1976)에서 計算

* APS는 농가경제잉여액의 可處分所得에 대한 比率임

水準에 있음에도不拘하고先進國農民들과는 달리消費財의 많은部門을自給하고 있기 때문이라고도 풀이 할 수 있겠다[Wai]

IV. 消費—貯蓄 函數模型의 設定

Friedman의 永久所得假說은 다음과 같은 세가지의 基本的인 思考에 根據하고 있다 [Friedman, p. 22]; 첫째로는 一定期間 동안의 어느 消費單位에게서 觀測된 所得(Y)과 消費(C)는 永久的(permanent)인 要素와 暫定的(transitory)인 要素로 構成되며, 둘째로 永久消費水準은 永久所得(Y_p)에다 定해진 한 比率로 곱한 것과 같다는 것이다. 다시 말해서 永久所得에 대한 MPC와 APC는 永久所得水準에 關係없이 一定하다는 것이다. 셋째로 所得과 消費에 있어서의 永久的의 要素와 暫定的의 要素 사이에는 相關關係가 없다는 것이다. 이상을 綜合해 보면 永久所得假說의 中心的인 思想은 한 消費單位의 一定期間의 MPC와 APS는 그 期間동안에 實現된 所得水準에 關係없이 一定하며, 暫定的인 要素의 所得은 그의 消費活動에 전혀 影響을 미치지 않고 모두 貯蓄된다는 것이다. 그러나 이 假說에 對한 많은 實證的인 研究에 依하면 暫定所得에 對한 MPC는 零보다는 크나 永久所得에 對한 MPC보다는 적다는 것이 一般的인 結論이다[Ferber]. 한가지 더 여기서 밝혀둘 것은 Friedman이 그의 假說을 實證하는 過程에서 永久消費는 實際消費水準(C)과 같다고 假定하였다. 이에 따라 本研究에서도 이를 그대로 適用하기로 하였다.

지금까지 記述한 永久所得假說을 統計的數式으로 表現한다면 다음과 같이 된다.

$$(1) C = b_1 Y + b_2 Y_p + e.$$

여기서 b_1 은 暫定所得에 對한 MPC를 나타내며 ($b_1 + b_2$)는 永久所得에 대한 MPC이다. 그리고 e 은 確率誤差(random error)이다.

式(1)을 發展시키기 위하여, 開途國을 대상으

로 遂行한 많은 消費—貯蓄에 관한 研究(註1)에서 消費—貯蓄에 影響을 준다는 몇가지 다른 要因들을 포함시키기로 하였다. 이들 追加的인 變數들은 永久所得假說下에서는 永久所得에 대한 MPC, 卽 b_2 에 影響을 주는 것으로 보는게 타당하다. 그리고 이들 變數들은 原理上 b_2 에 대하여 一次函數關係에 있다고 假定한다면, 다음 (2)식과 같이 整理된다.

$$(2) b_2 = b_{20} + b_{21}LD + b_{22}AG + b_{23}RT + b_{24}LQ + b_{25}DP$$

여기서, (註2)

LD = 經營耕地規模,

AG = 農業所得率,

RT = 資本收益率,

LQ = 流動資產 및

DP = 扶養家族率이다.

여기서 Girao 등의 主張에 依해 (2)식은 非確率的(Non-stochastic)으로 決定되는 것이라고 假定한다.

그래서 (2)식을 (1)식에다 代入하면,

$$(3) C = b_1 Y + b_{20} Y_p + b_{21} LD \cdot Y_p + b_{22} AG \cdot Y_p + b_{23} RT \cdot Y_p + b_{24} LQ \cdot Y_p + b_{25} DP \cdot Y_p + e$$

가 된다.

上記 函數式에서 經營規模(LD)는 農業投資機會를 나타내 주는 變數이며, 그 係數 (b_{21})는 負일 것이 豫想된다[Kelly and Williamson]. 農業所得率(AG)은 投資機會, 所得의 安定性, 工產品價格, 都市消費形態에 대한 展示效果等에 依하여 農民의 消費形態를 間接的으로 決定시켜 준다. 特히 農業所得이 安定的이고 非農業部門에 좋은 投資機會가 마련되었다면, b_{22} 는 負의 값을 가지게 될 것이다.

農業資本收益率(RT)變數는 營農投資의 利潤率에 대한 하나의 近似值로서 導入되어 今期消費對 未來消費의 機會費用을 表示하여 주게 된다. 理論的으로 본다면 資本에 대한 높은 收益

률이豫想되는農民은農業投資를增大시키는 한편 現在의消費중 더 많은部分을貯蓄으로轉換시킬 것이다[Adams, et. al]. 그런데資本收益率과限界消費性向(b_{23})과의關係는資本이어데서調達되었느냐에 따라 달라진다.資金이消費를 줄임으로서調達되었다면,兩者는正의關係에 있고,資金이外部로부터의信用이나, 다른資産을投資로回轉시켰다면兩者는負의關係에 있게 된다.

農家の流動資産規模(LQ)는農家全體의質的富를代併해 주는變數이다. Mizoguchi 등은이變數가貯蓄形態에重要な役割을하고있음을 밝혀내고, 이는消費와正의關係에있다고 밝혀낸 바 있다.

農家の扶養家族率(DP)은 MPC 와는正의關係를가질 것으로豫想된다. 왜냐하면扶養家族이 많으면 그家計의所得增大에 기여함이 없이消費만을擴大시키기 때문이다[Leff].

以上에서設定된消費函數模型에 대한代案的消費函數는 Keynesian 消費函數가代表的이라 할 수 있다. 그一般的인函數式은,

$$(4) C = a_0 + a_1 Y + \sum a_{0j} Z_j + \sum a_{1j} Z_j Y + e^*$$

로表示할 수 있는바, 여기서 Z_j 는所得(Y)의에消費에 영향을 줄 것으로 믿어지는餘他的變數들을代表하고 있다.

永久所得의測定

永久所得假說은現實적으로불매消費單位の永久所得을測定해야 한다는點에서檢證하기가 매우困難한假說이다. 이 문제는發展途上國家에서 더욱 나타나고 있는바, 그理由는假說檢證에必要的資料가흔히未備되어있는데基因한다.發展途上國을對象으로本假說檢證을 위하여 사용한永久所得의近接推計方法으로서는 보통過去2~3年間의所得에 대한移動平均方法을이용하거나家口를特性에 따라 몇가지集團으로나눈 뒤 그平均所得으로서對身하여왔

다[Snyder].

本稿에서는 두가지相異한永久所得推計方法을利用하였는바, 하나는所得推定을 위한函數式을導出하여 얻는方法이고, 다른 하나는過去에觀測된所得의加重平均値를利用하는 것이다.

Bhalla 에依하면永久(正常)所得假說을檢證하기 위하여 이용되었던여러가지集團을分類하는데必要的變數는 어떤函數關係를通하여永久所得을導出할 수 있다고 하였다. 이假定을應用하여 여기서는 다음의統計的函數式을設定하였다.

$$(5) Y = c_0 + c_1 LD + c_2 LQ + c_3 ED + c_4 FM + c_5 DP + c_6 AG + u$$

여기서 ED 는6才以上家口員의平均教育履修年數, FM 은家口員規模를表示하며, 다른變數들은 앞에서說明된 것과 같다.

(5)式에서導出된所得推定値(Y)는該當家口の永久所得이 되며,殘差(r ; residual)는暫定所得을意味하게 된다.

이와 같이統計的回歸直線에依하여推定하는方式의有理性은한해 동안의橫斷資料만을가지고도永久所得을推定할 수 있다는 것이다.反面에 이方式의制約點은몇년간에 일어나는所得週期를充分히 고려할 수 없기 때문에推定된全標本所得은家口の期待所得水準에서一律的인乖離가 생긴다는 것이다. 그러나(5)式에포함된說明變數들이한家口の人的物的資源을測定할 수 있는變數들이라면 여기에서推計되는所得(Y)은 적어도標本內에서相對的인所得水準程度라도反映해 주게 될 것으로 생각됨으로本推計의結果를消費一貯蓄函數推定에利用함은無理가 없을 것이다.

두번째로 채택된永久所得推計方法은對象年度를포함한最近年度の實測된所得을加重平均하는 것이다. Friedman 은永久所得推計를現

在와 過去の 實測所得들을 指數的으로 감소하는 加重平均을 利用하여 計算할 것을 提議했으나, 이 方法은 長期間의 時系列資料가 要求되는 것이 흠이다. 그리하여 現在로서 可用한 資料는 단지 3個年에 不過함으로 加重值를 自意로 設定하여 計算하기로 했다. 즉

$$(6) Y_p = 0.5Y + 0.3Y_{-1} + 0.2Y_{-2}$$

- (註 1) 開途國의 消費—貯蓄에 關한 研究를 綜合的으로 수집분류한 것으로는 Snyder와 Alamgir 等의 것이 있다.
 (註 2) 各種變數에 關한 자세한 定義는 附錄을 參照.

V. 模型推定結果

위에서 設定된 模型을 實證的으로 推定檢證하기 위하여 利用된 資料는 農水産部에 의해서 調査된 農家經濟調査資料이다. 分析當時에 可用한 資料는 1968—1970년의 3個年 資料로서 各年度의 約 1200호 資料중 本 研究에 合當한 資料는 131戶分이었다. 이들 農家는 3個年동안 交替된 것이 없이 調査되었고 利用하려는 調査項目도 누락되지 않았다. 3個年 資料中 1970年度의 資料가 本節의 主分析對象이고 1968년과 1969年資料는 (6)式에서 定義된 加重平均에 의한 永久所得推定과 資本收益率(RT)를 計算하는 데만 利用됐을 뿐이다.

回歸直線方法에 依하여 永久所得을 推定한 結果는 아래와 같다.

$$Y = Y_p(1) = 140.59 + 137.92LD + 0.146LQ + 16.11FM - 68.11DP - 143.06AG$$

(32.77) (15.58) (0.39) (4.03) (36.52) (38.44)

$$R^2 = 0.627, F\text{-ratio} = 42.07$$

上記 推定式에서 괄호안의 數字는 各推定係數의 標準誤差를 나타내고 있다. 教育水準變數(ED)는 豫想外로 負의 係數가 나타났을 뿐만 아니라 統計的으로도 有意性이 없었으므로 最終 推定式에서는 除外시켰다.

本 推定에 依하여 計算된 所得變數에 대한 諸 統計資料는 <表2>에 나타나 있다.

表에서 보는 바와 같이 두가지 方式에 依하여 推定된 永久所得은 各各 비슷한 標準偏差를 보여 주고 있으며, 두 推定值間에 單純相關係數는 0.945로서 두가지 方法에 의한 推定方法이 매우 類似함을 보여주고 있다 하겠다.

여기서 밝혀줄 것은 $Y_p(2)$, 즉 3個年加重平均에 依한 永久所得推定值를 實際 消費函數推定에 使用할 때에 本 方法에 依한 推定된 平均暫定所得 17.9천원을 推定된 永久所得에다 一律的으로 더하여서 全體趨勢에 맞도록 調整하였다.

<表 2> 推計된 所得值의 要約, 1970 (單位: 1,000원)

所得變數	平均	標準 偏差	相 關 係 數	
			$Y_p(2)$	$Y_{ir}(2)$
可處分所得(Y)	236.15	117.40		
永久所得(Y_p)*				
$Y_p(1)$	236.15	92.98	0.945	
$Y_p(2)$	218.25	95.11		
暫定所得(Y_{ir})*				
$Y_{ir}(1)$	0	71.68	0.379	.693
$Y_{ir}(2)$	17.90	41.64		

資料: 1968—1979年에 實施된 農家經濟調査結果中 131戶를 抽出하여 計算

* 永久 및 暫定所得推定中 (1)은 1970年 橫斷資料를 이용한 回歸分析에 依하여 推定한 것이고 (2)는 3年間 所得을 加重平均한 것임.

이런 調整 結果는 加重平均을 이용한 消費函數推定에서는 永久所得에 對한 MPC가 過大하게 推定되어 나오게 할런지 모른다. 그 理由는 위와 같은 一律的인 所得水準調整은 消費函數直線을 原點으로 通하도록 만들기 때문이다.

이상의 作業에서 얻어진 各農家의 永久所得推定值를 利用하여 推定한 消費函數는 <表3> 및 <表4>에 提示하여 놓았다. <表3>은 家口 1人當으로 한 函數推定結果이고, <表4>의 結果는 戶當推定函數이다. 그리고 兩表에 나타난 모든 函數推定은 統計的으로 1%水準에서 有意性이 있었다.

우선 <表 3>의 式 II A를 보자. 이의 結果는 永久所得에 對한 MPC가 約 0.79 (두 所得變數의 係數合計)임을 알 수 있다. $Y_p(1)$ 의 係數가 1%水準에서 有意의이고 두 係數의 合이 零보다 크기 때문에 앞에서 提起한 바 있는 “永久所得에 對한 MPC는 暫定所得에 對한 MPC 보다 클 것이다”는 假說은 立證된 셈이다.

한편 暫定所得에 對한 MPC는 0.21로서 1%水準에서 有意의이다. 이 結果 또한 他 研究에 依하여 提起된 假說, 즉 暫定所得에 對한 MPC는 零보다 크다는 것을 뒷바침 하여 주고 있다. (그러나 Friedman의 假說과는 相反됨).

다음은 같은 表의 式 III A를 보자. 여기서 計算된 永久所得에 對한 MPC는 0.75로서 式 II A의 結果와 매우 가까움을 알 수 있다. 그러나 式 III A에서의 暫定所得에 對한 MPC는 Friedman

<表 3> 家口員 1人當으로 計算한 消費函數 推定結果①
(農家經濟調査 131戶農家, 1970)

	케인지안 函數		永久所得을 포함한 函數			
	IA	IB	Yp ①		Yp ②	
			IA	IB	III A	III B
Y	.5997 (.0413)	.9338 (.1365)	.2117 (.0840)	.2266 (.0803)	.0375 (.0944)	-.0107 (.0912)
Yp (主要所得과의 交互變數)②			-.5788 (.0872)	.9629 (.1456)	.7086 (.0915)	1.1087 (.1341)
LD		.0379 (.1951)		-.2005 (.1632)		-.1747 (.1435)
AG		-.3529 (.1951)		-.3439 (.1222)		-.3565 (.1092)
RT		-.0444 (.1008)		.0170 (.0968)		.0470 (.0788)
LQ		-.0007 (.0005)		-.0007 (.0004)		-.0005 (.0004)
DP		-.1066 (.1191)		-.0461 (.1078)		.1261 (.0911)
常數	9.654 (2.1890)	11.0058 (3.2135)				
平均水準에서의 MPC ③	.60	.57	.79	.83	.75	.81
R ²	.62	.65	.91	.92	.92	.93
S.E	13.94	13.69	12.91	12.18	12.36	11.28

資料 : <表 2>와 同一

- ① () 내는 各 係數의 標準誤差이며, Y, Yp, LD 및 LQ는 1人當으로 計算된
- ② 交互된 主要所得變數는 케인지안 函數인 경우는 Y이고, 餘地는 Yp인.
- ③ IA 및 IB의 경우는 Y에 對한 MPC이고, 그외는 Yp에 對한 MPC인.

<表 4> 戶當으로 計算한 消費函數 推定 結果①
(農家經濟調査 131戶農家, 1970)

	케인지안 函數	永久所得을 포함한 函數	
		Yp(1)	Yp(2)
Y	.5494 (.1187)	.3870 (.0725)	.0084 (.1264)
Yp (所得과 交互된 變數)②	—	.5657 (.1299)	.9440 (.1647)
LD	.0697 (.0474)	-.0406 (.0718)	-.0236 (.0398)
AG	-.1524 (.1292)	-.0375 (.1343)	-.1414 (.1291)
RT	-.0507 (.0728)	-.0219 (.0785)	-.1087 (.0716)
LQ	-.00002 (.00007)	-.00008 (.00007)	-.00009 (.00007)
DP	.0392 (.1103)	-.0266 (.1112)	.1070 (.1075)
常數	73.5189 (14.7865)		
平均에서의 MPC ③	.49	.83	.81
R ²	.55	.93	.93
S.E	60.08	59.10	57.65

資料 : <表 2>와 同一

- ① () 내는 標準誤差이며, Y, Yp, LD, LQ는 戶當數 值임.
- ② <表 3>과 同
- ③ 케인지안 函數의 경우는 Y에 對한 MPC 이고, 그외는 Yp에 對한 MPC 인.

의 假說과 같이 實質的으로 零이다.

여하튼 永久所得을 포함한 消費函數推定에서 얻을 수 있는 하나의 結論은 永久所得에 對한 MPC는 約 3/4程度이며, 이는 暫定所得에 對한 MPC보다 크다는 것이다. 이에 반하여 Keynesian 消費函數인 式 I A에서는 現實所得에 對한 MPC가 約 0.6으로 나타났다. 式 I A의 推定標準誤差(S.E)는 II A와 III A보다도 높다. 이와 같은 結果가 보여주는 것은, 어떤 消費函數에서도 永久所得을 포함한 消費函數推定이 Keynesian 消費函數보다 優秀한 推定方法이라는 것이다.

다음에는 <表 3>의 式 IB, II B, 및 III B를 살펴 보자. 여기서는 消費—貯蓄行態에 影響을 주리라고 期待된 餘他의 變數들을 追加하여 이들을 式에 따라 Y 및 Yp와 交互시켜서 函數를 推定한 것이다. 그리고 <表 3>에서는 家口員 1人當으로 한 變數들로 構成되는 反面, <表 4>에는 똑 같은 函數式을 家口當으로 推定한 結果를 나타

였다. 한편 두 表에서 보는 바와 같이 「케인지안」 函數의 推定에서는 앞에서 設定한 模型(4)에 포함되었든 移動變數(shifting variable)들, 즉 $\sum a_{0j}Z_j$ 를 除外시켰다. 그 理由는 이 移動變數와 交互變數(interaction variable)들을 모두 포함한 函數를 推定한 結果, 各 變數平均水準에서 MPC는 0.28로서 移動變數를 除外시켰을 때의 結果인 0.57보다도 낮았기 때문이다.

계속하여 本 推定式에서 計測된 MPC를 살펴 보자. 永久所得에 대한 MPC는 戶當과 1人當 回歸推定에서 모두 $Y_p(1)$ 에 대해서는 約 0.83, $Y_p(2)$ 에 대해서는 約 0.81로 나타나 單純消費函數인 II A 및 III A로부터 推定된 MPC와 1標準 誤差 範圍內에 들어가 있다. 그리고 「케인지안」 函數의 경우 現實所得(Y)에 대한 MPC는 人當 推定式에서는 0.57이고, 戶當推定式에서는 0.49이다.

다음에 追加變數들에 대하여 살펴 보자. 이들 變數에 대한 推定은 各己 相異한 檢證結果를 나타냈다. 營農耕地規模(LD)는 豫想한대로 負의 값이 나타났지만 統計的으로 有意의이지 못하다. 農業所得率(AG)도 豫想되도록 모든 推定式에서 負의 符號가 나왔다. 統計的 有意性은 <表 3>에서는 매우 높았으나, <表 4>에서는 有意性이 없다.

그리고 여기서 檢討되어 넘어갈 것은 LD 및 AG의 推定된 係數들은 왜 人當推定에서 戶當推定보다 훨씬 높게 나왔느냐는 것이다. 그래서 우선 耕地規模, 農業所得率 및 家口員規模 사이에 單純相關係數를 檢討하고 둘 중 한 變數를 除外시켜 推定해 보았으나 만족할 만한 結論을 얻지 못하였다. 代案의으로 Y와 Y_p 를 人當으로하고 다른 變數들을 戶當으로 하여 다시 推定하여 보았으나 結果는 戶當推定인 <表4>의 結果와 비슷함을 發見했을 뿐이다.

資本收益率(RT), 流動資產(LQ) 및 扶養家族

率(DP)의 係數들은 確率的으로 有意性이 없었다. 또 RT의 係數는 負의 값으로 豫想했으나 推定結果는 正負의 符號數가 混合되어 나타났다. 그리고 LQ의 係數는 豫想과는 反對로 負의 값이 나왔다. 마지막으로 扶養家族率(DP)은 MPC와 正의 關係가 豫想되었으나, 推定結果는 두가지 符號가 모두 導出되었다.

VI. 結 論

本 研究의 結果로, 다음의 몇가지 重要한 結論과 含蓄을 얻을 수 있게 되었다.

1. 本稿에서는 單一期間의 「크로스섹션」 자료를 利用하여 永久所得을 推定하기 위하여 數理統計의 技法을 썼다. 그 結果, 이에 依하여 推定된 MPC는 전통적으로 이용해오던 加重平均에 의한 方法의 結果로 얻은 MPC와 매우 類似함이 밝혀졌다. 그러므로 開發途上國家에서 흔히 當面하는 적절한 消費函數 推定에 必數한 資料의 限界性을 克服하기 위하여 橫斷資料도 有用하게 쓰일 수 있다는 可能性을 本 研究는 보여준 셈이다.
2. 「케인지안」 消費函數에 의하여 推定된 MPC는 0.6以下임에 비해 永久所得에 대한 限界消費性向은 0.75-0.83으로 나타난 事實은 開途國에서의 消費-貯蓄行態分析에는 적어도 永久所得概念이 포함되어야 함을 우리에게 立證하는 것이라 하겠다.
3. 限界消費性向에 影響을 줄 것이라고 期待되는 여러가지 他 變數들은 有用한 函數推定을 위해서 반드시 包含시켜야 할 필요가 없음을 本研究의 結果는 보여주고 있다. 追加의인 變數를 포함하여 推定한 結果, 永久所得에 대한 MPC는 平均水準에서 0.83 및 0.81로서 그들을 除外시켜 推定한 MPC인 0.79 및 0.75와 커다란 차이가 없다는 것이 이를 뒷받침하고 있다.

4. 本研究에서 얻을 수 있는 가장 중요한 결론중의 하나는 추출된 131戶의 標本 農家の 永久所得에 對한 限界貯蓄性向은 17—15「퍼센트」라는 것이다. 이는 傳統的으로 믿어져 온 開途國의 農民은 아주 낮은 貯蓄性向을 가졌다는 思想를 뒷받침 해줄 根據가 없음을 意味한다. 더욱이 暫定所得에 對한 限界貯蓄性向이 1에 가까움을 볼때 우리나라와 같이 所得水準이 急成長하는 나라에서는 國民들이 永久所得의 變化를 재빨리 調整시키지 못할 것이 豫想되고 이는 所得增加의 많은 部分을 暫定所得으로 여기게 되어 그들의 貯蓄能力은 急히 增大될 것이라고 期待해 볼 수 있겠다.

<參考文獻>

Adams, Ahn and Hyun, "Rural Household Savings in South Korea, 1963—74," *Farm Management Notes*, No. 4 FAO(Bangkok; 1977. 4)

Alamgir, Mohiuddin, "Rural Savings and Investment in Developing Countries: Some Conceptual and Empirical Issues," *The Bangladesh Development Studies*, Vol. IV, No. 1, (1976. 1)

Bhalla, Surjit S. "Aspects of Savings Behavior in Rural India," *Studies in Domestic Finance*, No. 31, World Bank (1976. 12)

Ferber, Robert, "General Theories of Spending or Saving Behavior," in Sapiro(ed.), *Macro Economics, Selected Readings* (Harcourt, Brace & World Inc., 1970)

Friedman, Milton, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton Univ. Press, 1957

Girao, Tomek and Mount, "Effect of Income Instability on Farmers Consumption and Investment Behavior:

An Econometric Analysis," *Search*, Vol. 3, No. 1, Cornell Univ of Agr. Experiment Station, 1973

Kelly and Williamson, "Household Savings Behavior in the Developing Economics: The Indonesian Case", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 16 No. 3. (1968. 4)

Leff, N.H. "Dependency Rate and Savings Rates," *American Economic Review*, Vol. 59, No. 5. 1969.

Mizoguchi Toshiyuki, *Personal Savings and Consumption in Postwar Japan*, (日本, 東京: 1970)

Noda Tsutomu, "Farmers Savings Behavior" in Ohkawa and others(ed.), *Agriculture and Economic Growth: Japan's Experience* (東京大學出版部: 1972)

Snyder, D. W. "Econometric Studies of Household Savings Behavior in Developing Countries: A Survey," *The Journal of Development Studies*, Vol. X, No. 2 (1974. 2)

Wai, U. Tun *Financial Intermediaries and National Savings in Developing Countries* (New York; Praeger, 1972)

<附錄>

—重要 變數의 定義—

消費(C): 直接的生産活動에 關聯되지 않은 모든 年中支出의 合計로서 現物로 支出된 것과 耐久消費財의 購入額教育費 및 醫療費 등이 包含됨. (單位 1,000원)

(可處分)所得(Y): 農業과 非農業部門에서 얻어진 純所得의 合計에다 諸稅, 公課金 및 利子支給額을 除한 金額. 여기서 農業所得은 固定資産의 減價償却은 고려하지 않았으나, 農家內部에서 現物로 消費된 것과 期末在庫의 增減을 所得으로 包含시켰음. (單位 1,000원)

營農規模(LD): 經營主가 經營하는 모든 耕地의 合計로서 그 중 대부분이 自己 所有耕地임. (單位 ha)

農業所得率(AG): 總家計粗收入에 대한 農業粗收入의 比率.

資本收益率(RT): 便宜上 前年度의 總營農資産에 대한 前年度의 農業粗收入의 比率로서 計算됨. 前年度의 資料를 利用한 것은 現年度의 比率은 該當年度의 뜻밖의 狀況에 依하여 影響을 받을 수 있다고 믿었기 때문임.

流通資産額(LQ): 年度初의 農產物在庫, 小動物, 預貯金 및 借用金등을 포함하는 現金 準現金 保有分의 合計 (單位 1000원)

扶養家族率(DP): 總家口員數에 대한 家口員中 15歲 미만 및 60歲이상의 家口員數의 比率.