

85-J-2

「戦後日本の所得・  
資産分配と貯蓄率  
—ひとつの予備的考察—」

石川経夫

(東京大学)

1985年9月

労働と所得分配研究プロジェクト

日本産業経済研究施設

東京大学経済学部

1985年度 理論・計量経済学会大会報告

1985年 9月22日—23日 於東北大学

\*本稿作成の過程で、神戸大学齋藤光雄教授からは、既に発表された齋藤教授のミクロ構造モデルおよびその推定結果を利用させて頂くことに快諾を頂いたほか、有益な助言を頂戴した。また、堀江康熙（日本銀行）、岩田一政（経済企画庁）、吉岡完治（慶応大学）、および樋口美雄（慶応大学）の各氏からも有益なコメントを頂戴した。本稿の土台となった計算の準備段階では、荒木厚子氏、川端光夫氏の忍耐強い助力を頂いた。以上、謝して記すものである。

1. はじめに

所得・資産のにかんするひとつの古典的設問は、所得あるいは資産の再分配が資本の蓄積にどのような影響を及ぼすか、である。伝統的に所得の不平等、富の集中は一国全体としての貯蓄率を高め、資本の蓄積に寄与すると信じられてきた。そのことは、たとえば所得の増加とともに限界消費性向が逡減するといった想定として表現されている。ケインズが、十九世紀のイギリス経済において富の集中は、それが生み出した貯蓄が生産的投資へ積極的に向けられ全般的な物的厚生の上へ導いたことで正当化されようと述べたこと（Keynes〔1919；pp11-12〕）、逆に、1930年代の大不況の時代にあって、今度はまさに同じ事実が有効需要の不足を招来し、経済活動の停滞を深刻なものとする過小消費説的見解を強調したこと（Keynes〔1936〕）は、余りにも有名である。むろん、ここには、有効需要が制約となる短期の状況とそうでない長期の状況との分脈の差異が存在するのであるが、いずれにせよ、分配の不平等が全体としての貯蓄を高めるという仮説が前提されている。この仮説が妥当する状況では、当然の含意として、所得・資産の平等化を志向する再分配は、長期的に経済活動の水準を低下させるという代償を伴うというトレード・オフの関係が発生することになる。

しかしながら、この仮説が現実に妥当するか否かは自明ではない。実際、長期的な時系列間で所得と消費の間にはほぼ比例的関係のあることを発見した米国におけるクズネツの実証研究が、その後消費関数論争として恒常消費仮説、ライフ・サイクル仮説、習慣形成仮説など重要な消費行動仮説を誕生させたことは周知の通りである。ちなみに、ミルトン・フリードマンの恒常消費仮説では、もし現在財と将来財にかんする各家計の選好が homotheticで同一ならば、 $C_p = k(r) \cdot Y_p$ （ $C_p$  = 恒常消費、 $Y_p$  = 恒常所得）と書

くことができ、各家計が同一の利子率に直面する限り、恒常所得からの消費性向、貯蓄性向は階層間を通じて同一となり（これを「比例性仮説」と呼ぶ）、一国全体としての貯蓄率は所得の分配からは中立的となる筈である。重要なのは、この場合にもなお、（観察された）年々の現実の所得階層ごとの貯蓄率が所得の上昇とともに逡増的だという事実と両立するという点である。年々の所得は恒常所得を必ずしも正しく反映しないからである。

フリードマンの比例性仮説は、その後米国において繰り返し検証の対象とされた。しかし Thomas Mayer の周到なサーベイによれば、恒常所得を構成するさまざまな論点のなかでも、この比例性仮説ほど明瞭に反証された点はない。（Mayer〔1972〕）それは、恒常所得の高い階層程、保有資産に対する収益率が高いという事実からも理論的に予見できるものである。しかし、一国全体の貯蓄が分配から中立的であるかは、恒常所得からの限界貯蓄性向が一定であるかに依存するのであって、比例性の成立（平均貯蓄性向の一定性）は必ずしも必要でない。すなわち、貯蓄関数が線型に近い形をしているかどうかが問題となるのである。

「中立性」仮説に対して明示的に検証を試みたものとしては、米国のブラインダーの実証研究（Blinder〔1975〕）がある。階層別の消費時系列データが取れないというデータ上の制約から、検証は主として貯蓄と分配の不平等度（ジニ係数、対数分散）との関係を調べるという次善的なものとならざるを得なかったが、中立性を支持する（正確には限界貯蓄性向がわずかに逡減的である可能性はあれ、逡増的であるという仮説は明確に棄却されるという）結論を彼は得た。ブラインダーは同時にその解釈として、所得の不平等度の変化は主として年齢・性別間の就業構造の変化を反映しており、理論的にも貯蓄の規模をいずれか一方にのみ変化させる効果は持たないことを主張した。

日本においては、現在の所筆者の知る限り、斎藤光雄教授の研究が貯蓄と所得分配の関係を定量的に評価した唯一の仕事である。斎藤教授は1970年から74年にかけての5年間にわたる勤労者家計の個表データ（『貯蓄動向調査』、各サンプル家計は2年間のパネル・データを与える）に基づき、恒常所得仮説とも適合的な資産蓄積方程式を推定されたのち、その構造パラメーターを長期のマクロ時系列データ（1954—75年）に適用されて、分配の尺度が貯蓄に与える効果を推定された。その結果、ジニ係数でみた勤労者家計の所得分配の不平等が、金融資産の蓄積と正の有意な関係を持つこと、消費とは充

分有意とはいえないが負の関係を持つという、冒頭の仮説を支持する結論を得ておられる。またその量的規模は、ジニ係数が .22～ .23から .18～ .19へ漸減した1960年代を通じて、金融資産蓄積率（金融貯蓄率）を 2.2 %程度低下させ、平均消費性向を 0.75%程度高めるものであったことが報告されている。（斎藤・大鹿〔1979；p15, 第4表〕）

しかし、斎藤教授のこの研究に対しては疑問をさしはさむ余地がないわけではない。というのは、マクロ時系列ベースとして採択された家計の構造方程式は線型であり、かつ全ての家計にとって共通なものと想定されているため、ミクロの構造モデルとしては、総貯蓄が所得・資産の分配からは中立的であることを含意しているからである。すると、ミクロ・モデルによって説明できない残差がジニ係数の大きさと相関を持つという上記の事実は、採択されたミクロ構造モデルの中で捨象された非線型（限界貯蓄性向が逓増的である）要因が残差分析の中で回復されたということとして解釈されることになる。しかしながら、斎藤教授自身、家計の行動方程式の推定の中で、所得の2乗項を含む場合も検討する形で既に非線型要因を評価されているのである。（斎藤〔1979〕）その結果、消費、金融貯蓄とも所得の2乗項に対して、サンプル期間各年ごとの推計では係数符号もマチマチであるが、5年間のデータ全体をプールした場合にはほぼ有意な（消費についてははっきり有意な）関係が認められるという結論を得られている。

さて、筆者の論点は、「中立性」仮説の評価は、このミクロ構造モデルの枠の中で行なうのが適切であるというものである。もしも、非線型要因が十分に有意だとは認められないという立場をとるのであれば、即座に中立性が結果し、上述の貯蓄とジニ係数との相関は spurious な相関だということになる。逆に、もしも推定された非線型要因を有意なものとして認める立場をとる場合には、その要因が実際にどれ程大きな効果を持つかをミクロ・データを用いて評価することができる筈である。本稿は、貯蓄と分配の関係にかんするより広範な研究の最初のステップとして、この後者の課題を実施した結果を報告するものである。

非線型要因の評価は、斎藤教授自身の非線型モデル構造パラメーター推定値を利用させて頂き、その基本的構造（すなわち定数項以外）が1974～1983年にわたる10年間を通じて変化しないという仮定を置いた上で、所得および金融資産の初期保有の再分配

がいかなる大きさの効果を経済全体としての金融貯蓄率および総貯蓄率（＝金融貯蓄率＋実物貯蓄率）に与えるのかをシミュレートする方法で行なった。その結果、（i）どのような再分配を行なっても非線型要因の作用により貯蓄率が変化する程度はきわめて微かなものでしかない——したがって「中立性」の仮説がほぼ妥当する、（ii）さらに単に中立性のみならずフリードマン的な「比例性」仮説が近似的に成立する、という結論が得られた。

むろん、データ上の制約から、この結論に対しては、データ上、分析手法上、数多くの留保を置かなければならない。さらに、たとえこの結論が正しいとしてもなお、斎藤教授の得た線型モデル残差項と不平等度との相関が何を意味するのか、説明しなければならない。斎藤教授はジニ係数の動きが利潤分配率の動きと逆相関の関係にあることを指摘されている。そこで一つの可能な説明は、ジニ係数が利潤分配率の代用変数となっているに過ぎず、貯蓄とジニ係数の間の観察された相関は、利潤の相対的増加が一時的所得の増加として観察されるがゆえに貯蓄率を上昇させるという恒常所得仮説の含意そのままを反映するに過ぎないというものである。しかし、それはあくまで一つの可能性に過ぎず、真の説明は、未だ上記のマイクロ構造方程式が非線型要因を正しくとらえていないという所にあるのかもしれない。その点、より詳しい検討が求められよう。

第二には、ここで考察した所得・資産の再分配は純粹に一括的な階層間トランスファーであり、課税ベースあるいは限界税率の変更を通して実現を図るものとは考えられていない。後者の効果を正確に定量するためには、家計の行動方程式の推定の際に貯蓄の利子弾力性の大きさを測る必要があるが、これはもともとのマイクロ構造モデルであらかじめ捨象された問題である。以上の問題をより広範なデータをもとに検討することを次の課題として残したい。

以下、上記に要約した結論を導いた根拠となるシミュレーション分析について、その方法、結果、留保等の順に説明したい。

## 2. モデル

本稿の出発点を与えるのは、齋藤教授によって推定された、家計の金融資産の蓄積および消費にかんする、次の方程式体系である。(齋藤〔1979b〕)

$$RFS_t = \alpha_1 RY_t + \alpha_2 \frac{RNFA_{t-1}}{1 + \mu_t} + \alpha_3 RCON_{t-1} + \alpha_4 \quad (1)$$

$$RCON_t = \beta_1 RY_t + \beta_2 \frac{RNFA_{t-1}}{1 + \mu_t} + \beta_3 RCON_{t-1} + \beta_4 \quad (2)$$

$$RNFA_t = \frac{RNFA_{t-1}}{1 + \mu_t} + RFS_t$$

ここに、 $RFS_t$  : 実質金融貯蓄 (t期)

$RY_t$  : 実質可処分所得 (t期)

$RNFA_t$  : 実質金融純資産 (t-1期末)

$RCON_t$  : 実質消費額

$\mu_t$  : インフレーション割引率 (= t期のc.p.i / t-1期のc.p.i)

このモデルは、理論上の恒常所得仮説 (または、ライフ・サイクル仮説)、習慣形成仮説のいずれとも適合的な定式化であるが、これら競争的な仮説をデータから峻別することは、目的とされていない。齋藤教授は、1970年から74年に及ぶ5ヶ年の『貯蓄動向調査』(総理府) 勤労者世帯サンプル (各年サンプル数平均=1169) 個票を用いて、すべての世帯が同一のモデルに従い行動するとの前提のもとに、この方程式体系の係数を推定された。各世帯については 2年間のパネル・データが得られるため、(1)、(2)の右辺に登場する1期ラグの付いた消費変数も直接観察可能である。世帯間で(1)、

(2)の係数が相異なる可能性については、短期の限界消費性向及び限界金融貯蓄性向 ( $\beta_1$  および  $\alpha_1$ ) が、可処分所得 ( $RY_t$ ) 自体にも依存する余地—いわゆる所得の非線型効果—が、検討されている。第1表には、5年間のサンプルをプールした場合の推定値 (定数項および各年ダミー変数の係数推定値は省略) およびそのt-統計量が要約されている。(齋藤〔1979b, 第9表および第11表〕) (注1) 線型 (linear) モデルと呼ぶのは、( $\alpha_1, \beta_1$ ) がすべての世帯に共通の場合であり、非線型 (non-linear) モデルと呼ぶのは、所得の非線型効果を認めた場合である。第1表から、金融資産の蓄積

にかんしては、非線型効果は必ずしも有意でないことがわかる。(注2)

さて、以上の斎藤教授のモデルおよび推定結果を出発点として、我々は次のように分析を拡張したい。すなわち、上述の方程式体系(1)―(3)は、可処分所得の時系列を外生変数と仮定すれば消費( $RCON_t$ )および金融資産( $RNFA_t$ )を状態変数とする一階の連立定差方程式体系であるから、それが各世帯の消費・(金融)資産蓄積の時間的推移を記述するものと見なすのである。むろん、個別世帯ごとの行動は、攪乱項の存在によって大きな変動を受ける。そこで、我々は、上記の方程式(1)―(3)を所得階層および初期金融(純)資産保有階層において相対的に近い世帯をいくつかのグループにまとめる時、それぞれのグループの平均の行動を記述するものと想定する。さらに、分析を容易にするため、各世帯の所得階層ポジションは比較的安定しており、時間を通じて同一の階層に属するものと仮定する。むろん年々の所得が変動することを想起すると、所得階層を余り細かく分類することはできない。もっとも、ここではサンプルの対象が勤労者世帯(単身者を除く)であるから、この仮定は近似的に充たされていると考えて良いであろう。(注3)以下では、所得・金融純資産の初期保有いずれについても3分位(上層(R)中層(M)、下層(P))の階層、いかえればそれぞれの組合せで9階層のグループを考えることにする。

可処分所得が外生的であるとの想定は、あくまで次善的なものである。元来、賃金所得と資産所得を分離し、資産所得は内生変数とするのが正しい取扱いであるが、データ面の制約により、今回の研究では実施できなかった。(注4)

以上論じた仮定を整理すると、次のようになる。

- (仮定 I) 可処分所得の時系列は、各グループについて外生的である。
- (仮定 II) 各世帯は、考察期間中、その所属する所得3分位階層を変えない。
- (仮定 III) 方程式体系(1)―(3)は、すべての世帯を所得と金融資産の初期保有で9つのグループに分ける時、それぞれのグループの平均的行動を記述する。(これは、あたかも9つの代表的家計を考えることに対応する。)(注5)

我々の考察する期間は、1974年から1983年までの最近の10年間であり、この内1974年は初期設定のためにデータを用いる。本来、斎藤教授の推定期間と同一の期間を考察の対象とするのが望ましいが、データ面の制約から上述の期間に限定された。そ

ここで、我々は次の仮定を設けなければならない。

(仮定 IV) 1975年から1983年にわたる期間についても方程式(1)―(3) および第1表の係数推定値で記述される家計の行動に、構造変化はない。

マクロ経済の環境が第1次石油ショック期を境に大きく変化したと考えられること、家計の行動の直接関連するミクロの側面においても、同時期を境に公的年金給付水準の大幅引き上げ、ならびに民間金融機関による消費者ローン（とりわけ住宅ローン）のavailabilityの拡大といった変化があり、仮定IVは大いに疑問の余地の残る仮定である。しかしながら、構造変化の統計的検証の欠くことのできないデータが（現在までの所）入手できないため、将来の検討課題として残さざるを得ない

シミュレーション・モデルの決定にあたって残る問題は、定数項  $\alpha_4$ ,  $\beta_4$  の確定である。これらの値は、仮定IVに基づき、我々の考察期間における現実の消費・（金融）貯蓄トレンドともっとも適合的な値を推定して求めることにした。（詳細は後述。）

### 3. データ

本稿の分析には、1959—61年および1974年以来各年の「貯蓄動向調査報告」掲載の、年間収入階級別（一元）分類および貯蓄現在高（粗金融資産残高）別（一元）分類による貯蓄・負債現在高・増減額表ならびに、「家計調査報告」掲載の年間収入階級別分類表を用いて、必要なデータを取得した。金融貯蓄（FSと記す）は、「貯蓄増減額」と「負債増減額」の差で定義される。これに対し、総貯蓄（TSと記す）は、金融貯蓄と実物投資（家計用と事業用の和であるが、勤労世帯の場合、殆どすべて家計用土地・住宅投資）との和である。消費額は、所得から総貯蓄を差し引いた残余で定義される。（したがって耐久消費財支出も消費の中に含まれる。）所得概念としては、可処分所得を取らなければならないが、原データ（年間収入）は税引前概念であるため、斎藤教授の取扱いにならぬ、「家計調査」年間収入階級表から各年の年間収入と可処分所得の関係を2次曲線を想定して推定し求めた。

所得および金融資産初期保有の3分位階層およびクロスの9グループ階層の変量値は、各分類記載の世帯数分布、およびクロスの世界分布表をウェイトないしウェイト・マトリ



ックスとして再集計し、算出した。クロスの9グループ階層の全体のしめるウエイトならびに世帯人員数(推定値)は、次の如くである。(第2表)表において、 $W_0$ は、初期(1974年末)金融純資産、 $Y_t$ は各年の可処分所得を表し、添字(P, M, R.)はすでに注記した如く、下層, 中層, 上層を表している。世帯人員数(N)については、各分類表から、所得および粗金融資産との相関を用いて推定した。考察期間中、世帯人員数にはごく微かな下降トレンドがあるが、これは無視した。

各グループ階層ごとの所得・初期金融資産保有額・および初期消費額の算定にあたっては、次のような処理を行った。第一に、所得については、本来、同一の3分位所得階層の属しても、初期資産保有3分位階層ごとに異なる平均所得を持つことになる(実際、1974年についての付表1の数字を参照。この数値はクロスの世界分布マトリックスを用いて推定したものである)が、1975年以降はその差を推定することはできないため、無視することとした。したがって、同一の所得階層は、初期保有の如何にかかわらず同一の平均所得 $RY_t$ をもつものと仮定することになる。(この点は、多少想定を変えても、以下の結果に大きな影響は与えない。)

第2に、各グループの金融資産初期保有については、まず世界分布マトリックスを用いて各グループの粗金融資産(「貯蓄現在高」)を算出したのち、各一元分類表における負債と分類変数である所得または、粗金融資産算との相関を算定したのち、各グループの負債の推定値として最適なものを算定して、最後に両者の差を求めて推定した。さらに、第3に、消費額については斎藤教授の推定式よりラグ付消費額の変数を除いた式を(金融貯蓄についての同様な式と同時に、しかもいくつかの係数については斎藤教授の推定値を制約として課した上で)推定し直して算定した。いずれの変数についても、実質値の算定にあたっては、1970年を1.0とする消費者物価指数(cpi)を用いた。以上の推定の結果は、付表1の最初の9行に報告されている。

さて、以上のデータの取扱いの中で、もっとも問題となりうるのは、金融資産の初期保有階層の決定であろう。それは、次のような仮定を含んでいるからである。

(仮定 V) 初期における粗金融資産3分位階層は、純金融資産3分位階層と同一である。この仮定は、明らかに次善的な仮定である。(しかしながら幸い 資産保有の非線型効果(脚注2を参照)を捨象した本稿では大きなバイアスをもたらさないと考えられる。)

#### 4. シミュレートされた現実径路 (参照径路)

我々のモデルの定数項  $\alpha_4$  および  $\beta_4$  については、上述の仮定 I - V の下で、モデルが内生的に生み出す 9 つのグループそれぞれの金融貯蓄額、消費額の各年の加重平均値 (それぞれ  $ERFS_t$ ,  $ERCO_t$  と表記) と、各年の実際のグループ間加重平均値 (それぞれ  $ARFS_t$  および  $ARCO_t$  と表記) との差を求め、その誤差の 9 ケ年にわたる平方和を最小にする値を算出した。すなわち、目標関数は、

$$\text{Min}_{\alpha_4, \beta_4} \left\{ \sum_{1975}^{1983} (ERFS_t - ARFS_t)^2 + \left( \frac{m_s}{m_c} \right)^2 \sum_{1975}^{1983} (ERCO_t - ARCO_t)^2 \right\} \quad (4)$$

$$\text{ここに } m_c = 1975 - 83 \text{ 年の平均金融貯蓄額} = 190.3$$

$$m_s = 1975 - 83 \text{ 年の平均消費額} = 1257.7$$

である。この最適化問題の解は、線型モデルでは  $(\hat{\alpha}_4, \hat{\beta}_4) = (7.64, 11.85)$ 、非線型モデルでは  $(\hat{\alpha}_4, \hat{\beta}_4) = (27.23, -39.75)$  であることがわかった。(その導出については、付論を参照のこと。なお、最小化後の目標関数値は、線型モデルについては 30356.7、非線型モデルについては、29297.7 であり、自由度の高い非線型モデルが小さな値を実現するのは当然としても、その差は微かであることも知られた。) 線型モデルの場合の解は、それぞれの従属変数の期間平均値 (190.3, 1257.7) に比して小さく (それぞれ 4.0%, 0.9%)、このことは、上記の方程式体系が同次方程式に近いこと、言い換えればフリードマン的な「比例性仮説」が近似的に成立すると解釈してもよいことを示している。この結果は、我々の今回の研究の一つの重要な結論である。(この点の含意は、結びに再び論ずる。とりわけ第 6 表を参照。)(注 6)

推定値  $(\hat{\alpha}_4, \hat{\beta}_4)$  を代入した方程式は、考察期間中の現実の進行をもっともよくシミュレートした径路の筈である。これを以下、参照径路 (Referent Path) と呼ぶ。第 3 表に、その性質を要約した。最適化後の誤差は、 $ES_t (= ERFS_t - ARFS_t)$ 、 $EC_t (= ERCO_t - ARCO_t)$  として記入してある。この表より、参照径路が確かに現実の金融貯蓄 ( $ARFS$  と表記) および総貯蓄の推移のトレンドを良く追跡していることがわかる。参照径路の詳細については、付表 1 を見られたい。

## 5. 所得の再分配と貯蓄率—シミュレーション分析

さて、我々の世界で、資産および所得の再分配を行う場合、全体としての貯蓄（金融貯蓄、総貯蓄）にどのような効果が発生するであろうか？ 今、所得・資産の再分配は、世帯間の一括（lump-sum）トランスファーで行われ、誘因阻害効果の発生の余地はないものと仮定しよう。すなわち

〔仮定 VI〕 所得・資産の再分配によっても、所得の総額は不変である。

第1の留意点は、我々のモデル(1)―(3)は、金融資産（RNFA<sub>t</sub>）については線型であるため、資産の初期保有のいかんするいかなる再分配も仮定VIの下では貯蓄率に何ら影響を与えないことである。したがって、以下では所得の再分配に焦点を絞って考察する。（注7）

所得の再分配としては、大きく次の2種類のシミュレーションを行うことにする。第1は、各年の所得の平均は不変に保ったまま、平均値の周囲における3層の所得分布を一律の比率で縮小または拡大するもので（いわゆる理論上のmean preserving spreadの縮小・拡大）具体的にその方式は次の式で表現される。いま、各年の階層間の平均所得を $\bar{Y}_t$ 、再分配前の各階層の所得を $Y_{it}$ 、再分配後の所得を $Y'_{it}$ と書くとき

$$Y'_{it} = Y_{it} + d (\bar{Y}_t - Y_{it}) \quad i = P, M, R, \quad (5) \\ t = 1975, \dots, 1983$$

ここで、 $d$ は再分配の程度を表すパラメータで、 $d > 0$ ならば平等化、 $d < 0$ ならば不平等化が生ずることになる。また、 $d = 1$ の場合は所得は完全に平等化する。以下では $d = 0.1$ （ケースIa）、 $d = 0.25$ （Ib）、 $d = 0.5$ （Ic）、 $d = 1$ （Id）、 $d = -0.1$ （Ie）、 $d = -0.25$ （If）、 $d = -0.5$ （Ig）の7つのケースについてシミュレーションを試みる。

第2のシミュレーション（ケースII）は、日本の高度成長期初期（1959—61年）の実際の所得分布を想起した場合である。このケースの考察により、所得の平等化が進む以前の状態の下で他の条件同一としてどれだけ貯蓄率が現実の値と相異なるかが知られるであろう。

いま、所得分配の（大まかな）尺度として、3分位所得階層間の可処分所得の対数標準偏差をとる時、各年（および期間平均）の現実の不平等度ならびにシミュレーションの各ケースにおける期間平均の不平等尺度は、第4表に示されている。この表から、1959—61年の所得分布は現在の分布との比較において、中位層の所得の“へこみ”を除けば、おおよそ25%強逆行的な所得再分配とした場合（ケースI fとI gの間、I f寄り）に相当するといえよう。（むろん、この記述は、3分位階層間の大まかな評価であることに留意する必要がある。）

さて、シミュレーションの結果は、第5表に示されている。この表から読み取れる含意は、次の通りである。

1. 参照径路の期間平均金融貯蓄率は、11.6%、同総貯蓄率は23.6%であるが、所得分配をたとえ完全に均等化しても（ケースI d）、金融貯蓄率は不変のままであり、総貯蓄率において0.5%の下落があるに過ぎない。
2. 逆に、所得分配を不平等化させる場合の貯蓄率の上昇もごく微かで、たとえば $d = -0.5$ のケース、つまり mean preserving spread を5割増加させる場合でも、金融貯蓄率において0.3%、総貯蓄率において0.7%増加させるに過ぎない。
3. 高度成長期（1959—61年）の勤労者所得の不平等度の下では、金融貯蓄率は0.2%、総貯蓄率は0.5%上昇する。

以上のように、現実の事態は、中立性仮説さらには比例性仮説が殆ど妥当するといつて良いであろう。斎藤教授がマクロ時系列分析で得られた結論とは、特に金融貯蓄率にかんして、大きな隔たりがあるが、その原因を追求することは今後の課題である。その際、本稿冒頭に述べたいいくつかの解釈は、可能な出発点となろう。

## 6. 結びに代えて

1970年代後半以降の勤労者家計の貯蓄・消費行動が、いわゆる比例性仮説の妥当する状況と近いということを受容すると、方程式体系(1)―(3)は同時方程式体系となり、一定の所得成長率( $g$ )、および一定の物価上昇率( $\mu$ )のもとでの定常解を容易に計算することができる。その結果は、第6表に示される通りである。（注8）いま、この期間の平

均実質可処分所得成長率  $g = .010$  (勤労者世帯), 平均消費者物価上昇率  $\mu = .059$ , 世帯人員数  $N = 3.84$  (人) を代入すると, 定常径路上の金融貯蓄率 ( $RFS/Y$ ), 金融純資産/所得比率 ( $RNFA/Y$ ), および消費率 ( $RCON/Y$ ) はそれぞれ  $8.3\%$ ,  $1.27, 77.8\%$  となる。これに対し, 現実の同期間の対応する値は, それぞれ  $10.5\%$ ,  $0.814, 76.4\%$  であり, 未だ資産の蓄積 (とりわけ金融資産の蓄積) が進むことが示唆されている。(もっとも, 最近時3ヶ年のみをとると, それぞれの値は  $RFS/Y = 10.9\%$ ,  $RNFA/Y = .937$ ,  $RCON/Y = 78.5\%$  となっており, 現実の消費率は「定常値」を上回っている。)

以上の含意は, むろんサンプルの対象となった勤労者世帯 (単身者を除く) に妥当するものであり, その結果を他の家計部門に拡大適用することは直ちには許されない。しかしながら, 家計部門全体に占める勤労者世帯の比重から見て, 家計部門の貯蓄の  $50 \sim 60\%$  は占めると考えられる。

最後に, 本稿の分析の遂行にあたっては, 仮定 I—VI というそれぞれ重要な仮定を置いていること, とりわけ構造変化の有無の問題を捨象している点を留保点として強調しなければならない。また, 作業の容量にかんする制約および所得変動による階層間移動の危惧から, 考察する所得 (資産) 階層を3分位階層に限定したが, 非線型性の効果を評価するという観点からは, より細かな階層分類が当然視されよう。それゆえ, 本稿の分析は, より広範なデータが入手できるまでの暫定的な性格の強いものであることを断っておきたい。

参照文献

Blinder, Alan S. "Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function",

Journal of Political Economy, 83, (June, 1975)

Keynes, J.M. The Economic Consequences of the Peace, London, 1919

Keynes, J.M. The General Theory of Employment, Interest and Money, 1936

Mayer, Thomas. Permanent Income, Wealth and Consumption, Berkeley, Univ. of

California Press, 1972

斎藤光雄・大鹿隆 「貯蓄行動の要因分析」『経済分析』第74号 (1979年1月) pp.1-22

斎藤光雄 「個人貯蓄の計量分析」, 『国民経済雑誌』第140巻, 第4号 (1979年10月)

[1979b]

斎藤光雄 「一般均衡と物価」創文社, 1973年

橋木俊詔, 下野恵子 「ライフ・サイクルでみた所得階級別の資産形成」理論・計量経済学

会 1984年度大会報告, 1984年

## 脚注

1. 斎藤教授は、推定にあたって、(i) 消費、金融貯蓄、実物投資（4分類）が合計をとると所得に等しいといういわゆるadding-up constraint を充たすよう、三者の方程式を同時推定されている。(ii) 誤差項のheteroscedacity を予見して、すべての変数をRYで除したratio formで推定されている。これらの考慮を払って得られた係数推定値が第1表に掲げるものである。なお斎藤教授はこの研究以前にも昭和39—40年のデータ（個表）を用いて推定を行っておられる。斎藤〔1973〕参照。

2. 今回は主として時間の制約から扱わなかったが、所得の他に金融資産についても非線型効果の存在を確かめておられる。（斎藤〔1979b, 第11表〕）すなわち(RFS, RCON)が  $(RY_t + \frac{RNFA_{t-1}}{1 + \mu_t})^2$  にも依存するというものである。

この定式化を用いると、 $RY_t^2$  の場合と異なり金融貯蓄についても非線型効果が有意であることがわかる。しかしながら、その係数値は相対的に小さく、本文での分析を大幅に変更させるものとは思われない。

3. 橋木・下野〔1984〕のライフ・サイクルを通ずる家計の貯蓄行動分析においても同様の仮定が（所得5分位階層の安定性という形で）とられている。将来の検討課題としては、貯蓄動向調査における2ヶ年の所得パネル・データに基づき遷移確率モデルを推定することから階層間移動の程度を推定することが考えられる。

4. データの制約とは、(i) もともとの斎藤教授の研究において用いられた個表データは入手可能ではないこと、(ii) 後に構成する所得・初期保有階層の金融純資産高は知り得ても（これは、モデルから内生的に発生させる）粗資産および負債残高を分離して評価することはできない、ためである。

なお、貯蓄動向調査を用いる研究において注意しなければならない点として、報告された所得と理論上の（あるいは国民所得合計上の）所得概念の間に乖離が生じていることで

ある。つまり、サンプル世帯の所得観念は  $E + rFA$  ( $E$  : は稼得所得) だと考えられ、理論上の  $E + r(FA - FD)$  を  $rFD$  だけ上回っている。(これは統計局職員の方々からの聞きとりにもとづく) 同様に、「借金の返済」の項目の中には、元金の返済と利子支払いとが混入して報告されることが多く、この場合、本文の処理では金融貯蓄の値 ( $RF S$ ) は、真の値に利子支払い分を上乗せした形で過大推定のバイアスを発生させる。(ただ、もしも借入利率と貸出利率がほぼ等しい状況では、消費量  $RCON$  にはバイアスは生じない。所得の過大推定と金融貯蓄の過大推定が相殺しあうからである。) 個表データに遡って概念調整をしない限り、根本的解決は得られない。要するに、以下で報告する金融貯蓄率については、

$$\frac{FS}{Y} = \frac{FS^* + rFD}{Y^* + rFD} = \frac{FS^* \left(1 + \frac{rFD}{FS^*}\right)}{Y^* \left(1 + \frac{rFD}{Y^*}\right)} > \frac{FS^*}{Y^*}$$

$$\begin{aligned} \frac{TS}{Y} &= 1 - \frac{CON}{Y} = 1 - \frac{CON^*}{Y^* \left(1 + \frac{rFD}{Y^*}\right)} \\ &> 1 - \frac{CON^*}{Y^*} = \frac{TS^*}{Y^*} \end{aligned}$$

(\*は真の値)

という過大評価の生じていることを念頭に置く必要がある。しかしながら、我々の目的である所得の再分配効果の評価自体には (いずれも過大評価した値同志を比較するというこ  
とで) 大きな影響はないと考えられる。

5. 各年の金融資産階層でないことに留意されたい。実際、各年の金融資産は平均で見る限り、年とともに均等化が進む (付表1の  $RFNA$  シリーズを参照のこと) また、初期階層と比べての地位の逆転も生ずる。(同じく付表1を参照のこと) と同時に、金融資産の蓄積についてはサンプル間の変動も激しい。たとえば、1980年でみた場合、およそ



全体の中の5.5%の世帯が実物投資を行ない、大きな負債（主として住宅ローン）をかえこむことになる。これらの世帯については当然巨額のマイナスの金融貯蓄が行われることになる。

6. 以上の分析の拡張に、所得階層ごとの固有効果（fixed effect）がないかを確認する作業を将来の課題として残したい。

7. 脚注2で注意した形の非線型効果を導入する場合には、参照径路を決定する上で利用した目標関数(4)を最小化する $(\alpha_4, \beta_4)$ の値を解析的に求めることはできず、数値解法を考案しなければならない。この問題の検討は、次回の分析に委ねたい。

8. 第6表の算定の根拠は(1), (2)から得られる次の関係式である。

$$\begin{bmatrix} 1 - \frac{(1+\alpha_2)}{(1+g)(1+\mu)} \\ - \frac{\beta_2}{(1+g)(1+\mu)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} - \frac{\alpha_3}{1+g} \\ 1 - \frac{\beta_3}{1+g} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{RNFA}_t \\ \text{RCON}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \end{bmatrix} \text{RY}_t$$

任意の初期値  $(\alpha_4^0, \beta_4^0)$  を出発点として

$$\alpha_4 = \hat{\alpha}_4^0 + x$$

$$\beta_4 = \hat{\beta}_4^0 + y$$

と置く。 $(\hat{\alpha}_4^0, \hat{\beta}_4^0)$  をもとに計算した径路における誤差  $(EC_t^0 = ER\hat{C}O_t^0 - ARCO_t, ES_t^0 = ER\hat{F}S_t^0 - ARFS_t)$  を用いて、

$$ERFS_t = ES_t^0 + s_t^a x + s_t^b y \quad \dots (A.1)$$

$$ERCO_t = EC_t^0 + c_t^a x + c_t^b y \quad \dots (A.2)$$

ここに、

$$s_t^a = 1 + \alpha_2 \mu_t n_{t-1}^a + \alpha_3 c_{t-1}^a \quad (s_{50}^a = 1)$$

$$s_t^b = \alpha_2 \mu_t n_{t-1}^b + \alpha_3 c_{t-1}^b \quad (s_{50}^b = 0)$$

$$c_t^a = \beta_2 \mu_t n_{t-1}^a + \beta_3 c_{t-1}^a \quad (c_{50}^a = 0)$$

$$c_t^b = 1 + \beta_2 \mu_t n_{t-1}^b + \beta_3 c_{t-1}^b \quad (c_{50}^b = 1)$$

また、  $n_t^a = s_t^a + \mu_t n_{t-1}^a \quad (n_{50}^a = 1)$

$$n_t^b = s_t^b + \mu_t n_{t-1}^b \quad (n_{50}^b = 0)$$

となることがわかる。(A, 1) (A, 2) を用い、(4)は、

$$\begin{aligned} L &= \sum_{1975}^{1983} (ES_t^0 + s_t^a x + s_t^b y)^2 \\ &\quad + \left(\frac{m_s}{m_c}\right)^2 \sum_{1975}^{1983} (EC_t^0 + c_t^a x + c_t^b y)^2 \\ &= \left\{ \sum_{1975}^{1983} (s_t^a)^2 + \left(\frac{m_s}{m_c}\right)^2 \sum_{1975}^{1983} (c_t^a)^2 \right\} x^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \left\{ \sum_{1975}^{1983} (s_t^b)^2 + \left(\frac{m_s}{m_c}\right) c_t^b \right\} \cdot y^2 \\
& + 2 \left\{ \sum_{1975}^{1983} (s_t^a s_t^b + \left(\frac{m_s}{m_c}\right)^2 c_t^a c_t^b) \right\} x \cdot y \\
& + 2 \left\{ \sum_{1975}^{1983} (s_t^a ES_t^0 + \left(\frac{m_s}{m_c}\right)^2 c_t^a EC_t^0) \right\} x \\
& + 2 \left\{ \sum_{1975}^{1983} (s_t^b ES_t^0 + \left(\frac{m_s}{m_c}\right)^2 c_t^b EC_t^0) \right\} y \\
& + \text{constant}
\end{aligned}$$

と書き直せる。今、 $x$  の係数を  $A$ 、 $y$  の係数を  $B$ 、 $xy$  の係数を  $C$ 、 $x$  の係数を  $D$ 、 $y$  の係数を  $E$  と置くと、

$$L = Ax^2 + By^2 + 2Cxy + 2Dx + 2Ey + \text{const.}$$

である。これから、 $\Delta$  を最小にする  $x$ 、 $y$  は、一階条件

$$Ax + Cy + D = 0 \quad (\text{A, 3})$$

$$By + Cx + E = 0 \quad (\text{A, 4})$$

を充たさなければならない。 $A > 0$ 、 $B > 0$  であるから、実際にこの条件を充たす  $x$ 、 $y$  が最小値を与えることになる。 $(\text{A, 3})$   $(\text{A, 4})$  より最適解は

$$\hat{\alpha}_4 = \hat{\alpha}_4^0 + x = \hat{\alpha}_4^0 + \frac{\begin{vmatrix} -D & C \\ -E & B \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} A & C \\ C & B \end{vmatrix}}$$

$$\beta_{4^*} = \hat{\beta}_{4^*}^0 + y = \hat{\beta}_{4^*}^0 + \frac{\begin{vmatrix} A & -D \\ C & -E \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} A & C \\ C & B \end{vmatrix}}$$

として求まる。

以上の解法は、RNF A<sub>t</sub> について体系が線型である場合にのみ適用できる。脚注 2 に述べた場合については適用できない。

Table 1: Estimates by Saito for Model (1) - (3)

	<u>Linear Model</u>	<u>Non-linear Model</u>
$\alpha_1$	.3606 - .0169 N (11.2) (2.85)	.3238 - .0169 N + .0000137 RY <sub>t</sub> (5.69) (2.85) (0.78)
$\alpha_2$	- .0954 (14.8)	- .0957 (14.8)
$\alpha_3$	- .1286 (6.38)	- .1286 (6.38)
$\beta_1$	.5496 + .0204 N (25.8) (5.21)	.6472 + .0204 N - .0000363 RY <sub>t</sub> (17.2) (5.21) (3.16)
$\beta_2$	.0610 (11.4)	.0617 (14.5)
$\beta_3$	.1005 (7.56)	.1003 (7.55)
R <sup>2</sup>	.0501	.0734

Source: Saito [1979b, Tables 9 and 11]

Table 2: Definition of Income and Initial Financial Wealth Holding Class

	YP	YM	YR
W P o	Group 1	Group 2	Group 3
	1.9199	1.0012	0.3720
	N=3.54	N=3.88	N=4.48
W M o	Group 4	Group 5	Group 6
	0.8722	1.3843	1.0429
	N=3.48	N=3.81	N=4.42
W R o	Group 7	Group 8	Group 9
	0.5042	0.9081	1.8761
	N=3.27	N=3.60	N=4.21

Table 3: Estimating the Reference Path

1. Linear Model

year	ERFS	ARFS	ES	ERCO	ARCO	EC	EPFS	EPTS
1975	225.3	212.9	12.4	1178.2	1146.2	32.0	14.3%	25.2%
1976	217.4	258.5	-41.1	1192.6	1146.4	46.2	13.7%	24.9%
1977	207.1	217.1	-10.0	1207.6	1202.2	5.4	13.0%	24.4%
1978	198.3	166.5	31.8	1235.6	1250.8	-15.2	12.2%	23.8%
1979	189.3	146.5	42.8	1265.1	1285.7	-20.6	11.5%	23.5%
1980	179.4	161.6	17.8	1271.9	1315.8	-43.9	10.9%	23.1%
1981	170.3	203.2	-32.9	1281.3	1272.6	8.7	10.3%	22.7%
1982	168.3	183.4	-15.1	1313.7	1326.4	-12.7	9.9%	22.5%
1983	154.9	163.1	-8.2	1332.0	1373.4	-41.4	9.1%	22.0%

2. Nonlinear Model

year	ERFS	ARFS	ES	ERCO	ARCO	EC	EPFS	EPTS
1974	225.3	212.9	12.4	1178.2	1146.2	32.0	14.3%	25.2%
1975	217.3	258.5	-41.2	1193.2	1146.4	46.8	13.7%	24.9%
1976	206.6	217.1	-10.5	1208.8	1202.2	6.6	12.9%	24.4%
1977	198.0	166.5	31.5	1236.3	1250.8	-14.5	12.2%	23.8%
1978	189.2	146.5	42.7	1265.5	1285.7	-20.2	11.4%	23.4%
1980	179.2	161.6	17.6	1272.5	1315.8	-43.3	10.8%	23.0%
1981	170.3	203.2	-32.9	1281.4	1272.6	8.8	10.3%	22.7%
1982	169.2	183.4	-14.2	1311.5	1326.4	-14.9	10.0%	22.6%
1983	155.8	163.1	-7.3	1330.1	1373.4	-43.3	9.1%	22.1%

Notation:

- ERFS = RFS estimated by the model
- ARFS = Actual RFS observed
- ES = Estimation error on RFS = ERFS - ARFS
- ERCO = RCON estimated by the model
- ARCO = Actual RCON observed
- EC = Estimation error on RCON = ERCO - ARCO
- EPFS = Estimated Financial Saving Ratio
- EPTS = Estimated Total Saving Ratio

Table 4: The Inequality Measure of Income Distribution along the Actual Path and the Simulation Paths

1. The Movement of the Inequality Measure along the Actual Path

year	Group Mean Income			Inequality Measure
	YP	YM	YR	
1975	936.6	1437.0	2363.5	.3830
1976	969.5	1445.4	2347.4	.3674
1977	986.5	1480.7	2324.9	.3554
1978	1010.1	1506.3	2357.5	.3513
1979	1044.8	1538.5	2376.0	.3402
1980	1047.8	1548.3	2353.1	.3348
1981	1035.1	1547.6	2389.2	.3464
1982	1054.1	1550.9	2480.4	.3552
1983	1061.0	1600.1	2458.3	.3480

2. The Inequality Measure along the Simulated Path as applied over the average group mean income of the period 1975 - 1983

Simulation	Average Group Mean Income (1975-83)			Inequality Measure
	YP	YM	YR	
Reference Path	1016.2	1517.2	2382.3	.3532
Ia (d=0.1)	1078.4	1529.3	2307.9	.3147
Ib (d=0.25)	1171.8	1547.5	2196.3	.2592
Ic (d=0.5)	1327.4	1577.9	2010.4	.1709
Id (d=1.0)	1638.5	1638.5	1638.5	.0000
Ie (d=-0.1)	953.9	1505.1	2456.6	.3932
If (d=-0.25)	860.6	1486.9	2568.2	.4568
Ig (d=-0.5)	705.0	1456.5	2754.1	.5758
II (1959-61)	826.7	1445.3	2643.5	.4976

Note:

The Inequality Measure = Standard Deviation of Logarithmic Disposable Income over Three Income Classes (P, M and R) (for both Tables 4.1 and 4.2)

Table 5: Simulation Results -- The Effects of Income Redistribution on the Overall Rates of Financial and Total Savings

1. The Rate of Financial Savings

(unit=percentage points)

Simulation	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	Mean
<u>Reference Path</u>										
Linear	14.3	13.7	13.0	12.2	11.5	10.9	10.3	9.9	9.1	11.6
Non-linear	14.3	13.7	12.9	12.2	11.4	10.8	10.3	10.0	9.1	11.6
<u>Simulation</u>										
Ia (d=0.1)	14.3	13.6	12.9	12.2	11.4	10.8	10.3	10.0	9.1	11.6
Ib (d=0.25)	14.2	13.6	12.8	12.1	11.4	10.8	10.2	9.9	9.1	11.6
Ic (d=0.5)	14.2	13.5	12.8	12.1	11.3	10.7	10.2	9.9	9.0	11.5
Id (d=1.0)	14.2	13.6	12.8	12.1	11.4	10.8	10.2	9.9	9.1	11.6
Ie (d=-0.1)	14.3	13.7	13.0	12.3	11.5	10.9	10.3	10.0	9.2	11.7
If (d=-0.25)	14.4	13.8	13.1	12.3	11.5	10.9	10.4	10.1	9.2	11.7
Ig (d=-0.5)	14.6	14.0	13.2	12.5	11.7	11.1	10.5	10.2	9.3	11.9
II (1959-61)	14.4	13.9	13.1	12.3	11.6	11.0	10.4	10.1	9.3	11.8

2. The Rate of Total Savings

(unit=percentage points)

Simulation	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	Mean
<u>Reference Path</u>										
Linear	25.2	24.9	24.4	23.8	23.5	23.1	22.7	22.5	22.0	23.6
Non-linear	25.2	24.9	24.4	23.8	23.4	23.0	22.7	22.6	22.1	23.6
<u>Simulation</u>										
Ia (d=0.1)	25.1	24.7	24.2	23.6	23.3	22.9	22.6	22.5	22.0	23.4
Ib (d=0.25)	24.9	24.6	24.1	23.5	23.2	22.8	22.4	22.4	21.8	23.3
Ic (d=0.5)	24.7	24.4	23.9	23.3	23.0	22.7	22.3	22.2	21.6	23.1
Id (d=1.0)	24.7	24.3	23.8	23.4	23.0	22.6	22.2	22.1	21.6	23.1
Ie (d=-0.1)	25.4	25.0	24.5	23.9	23.6	23.1	22.8	22.8	22.2	23.7
If (d=-0.25)	25.6	25.3	24.7	24.1	23.8	23.3	23.0	23.0	22.4	23.9
Ig (d=-0.5)	26.1	25.8	25.2	24.5	24.2	23.7	23.4	23.4	22.8	24.3
II (1959-61)	25.6	25.3	24.8	24.4	24.0	23.7	23.2	23.1	22.6	24.1

Note: All simulation experiments are based on non-linear models.



Table 6: Steady State Properties under Proportionality Hypothesis

1. Steady State Financial Saving Ratio

m/g	0%	1%	2%	3%	4%	5%	6%	7%	8%	9%	10%
0%	0.000	0.018	0.034	0.047	0.058	0.069	0.078	0.086	0.093	0.100	0.106
1%	0.018	0.034	0.047	0.058	0.069	0.078	0.086	0.093	0.100	0.106	0.111
2%	0.033	0.047	0.058	0.068	0.078	0.086	0.093	0.100	0.106	0.111	0.116
3%	0.046	0.058	0.068	0.077	0.085	0.093	0.099	0.106	0.111	0.116	0.121
4%	0.057	0.068	0.077	0.085	0.092	0.099	0.105	0.111	0.116	0.121	0.125
5%	0.067	0.076	0.084	0.092	0.099	0.105	0.110	0.116	0.120	0.125	0.129
6%	0.075	0.084	0.091	0.098	0.104	0.110	0.115	0.120	0.124	0.129	0.133
7%	0.083	0.090	0.097	0.104	0.109	0.115	0.119	0.124	0.128	0.132	0.136
8%	0.090	0.096	0.103	0.109	0.114	0.119	0.123	0.128	0.132	0.135	0.139
9%	0.096	0.102	0.108	0.113	0.118	0.123	0.127	0.131	0.135	0.138	0.142
10%	0.101	0.107	0.112	0.117	0.122	0.126	0.130	0.134	0.138	0.141	0.144

2. Steady State Net Financial Asset/Disposable Income Ratio

m/g	0%	1%	2%	3%	4%	5%	6%	7%	8%	9%	10%
0%	1.979	1.834	1.712	1.608	1.518	1.440	1.372	1.311	1.257	1.208	1.164
1%	1.823	1.701	1.598	1.508	1.430	1.362	1.301	1.247	1.199	1.155	1.115
2%	1.693	1.589	1.499	1.421	1.353	1.293	1.239	1.190	1.147	1.107	1.071
3%	1.582	1.492	1.414	1.346	1.285	1.231	1.183	1.139	1.100	1.064	1.031
4%	1.487	1.408	1.339	1.279	1.225	1.176	1.133	1.094	1.058	1.025	0.995
5%	1.404	1.335	1.274	1.219	1.171	1.127	1.088	1.052	1.019	0.989	0.962
6%	1.331	1.269	1.215	1.166	1.122	1.083	1.047	1.014	0.984	0.957	0.931
7%	1.266	1.211	1.162	1.118	1.079	1.043	1.010	0.980	0.952	0.927	0.903
8%	1.209	1.159	1.115	1.075	1.039	1.006	0.976	0.948	0.923	0.899	0.877
9%	1.157	1.112	1.072	1.036	1.002	0.972	0.944	0.919	0.895	0.873	0.853
10%	1.110	1.070	1.033	1.000	0.969	0.941	0.916	0.892	0.870	0.850	0.831

3. Steady State Average Propensity to Consume (APC)

m/g	0%	1%	2%	3%	4%	5%	6%	7%	8%	9%	10%
0%	0.831	0.819	0.809	0.801	0.793	0.786	0.780	0.775	0.770	0.766	0.762
1%	0.820	0.810	0.801	0.793	0.786	0.780	0.775	0.770	0.766	0.762	0.758
2%	0.810	0.801	0.793	0.787	0.781	0.775	0.770	0.766	0.762	0.758	0.755
3%	0.802	0.794	0.787	0.781	0.776	0.771	0.766	0.762	0.758	0.755	0.752
4%	0.794	0.787	0.781	0.776	0.771	0.767	0.762	0.759	0.755	0.752	0.749
5%	0.788	0.782	0.776	0.771	0.767	0.763	0.759	0.756	0.752	0.749	0.747
6%	0.783	0.777	0.772	0.767	0.763	0.760	0.756	0.753	0.750	0.747	0.744
7%	0.778	0.773	0.768	0.764	0.760	0.757	0.753	0.750	0.747	0.745	0.742
8%	0.773	0.769	0.765	0.761	0.757	0.754	0.751	0.748	0.745	0.743	0.740
9%	0.770	0.765	0.761	0.758	0.754	0.751	0.748	0.746	0.743	0.741	0.738
10%	0.766	0.762	0.758	0.755	0.752	0.749	0.746	0.744	0.741	0.739	0.737

Note: g = the real rate of growth of disposable income  
m = the rate of inflation

Appendix Table: The Reference Path

obs	year/group	RY	RNFA	RFS	RCON
1	74.10000	880.3000	118.0000	0.000000	672.3000
2	74.20000	1364.700	37.00000	0.000000	976.3000
3	74.30000	1978.300	-129.3000	0.000000	1385.200
4	74.40000	949.8000	716.0000	0.000000	780.4000
5	74.50000	1397.700	623.4000	0.000000	1059.100
6	74.60000	2101.700	425.1000	0.000000	1519.700
7	74.70000	943.0000	2389.700	0.000000	959.3000
8	74.80000	1430.000	2169.200	0.000000	1241.900
9	74.90000	2363.500	2766.100	0.000000	1925.200
10	75.10000	936.6000	295.4673	189.9281	676.1554
11	75.20000	1437.000	330.9673	297.8745	1029.024
12	75.30000	2353.500	404.2736	519.9195	1629.262
13	75.40000	936.6000	766.1813	125.7909	718.8517
14	75.50000	1437.000	796.3030	238.7341	1067.637
15	75.60000	2353.500	837.7653	457.5559	1670.466
16	75.70000	936.6000	2100.197	-37.15049	825.1453
17	75.80000	1437.000	2028.147	88.01459	1165.120
18	75.90000	2353.500	2687.385	213.3854	1830.242
19	76.10000	969.5000	453.5828	183.2007	708.1053
20	76.20000	1445.400	570.6457	267.7775	1056.180
21	76.30000	2347.400	810.1060	440.1553	1680.238
22	76.40000	969.5000	838.6026	137.4702	737.7784
23	76.50000	1445.400	952.4669	223.7701	1084.262
24	76.60000	2347.400	1165.913	399.2736	1705.974
25	76.70000	969.5000	1932.305	10.41507	819.6071
26	76.80000	1445.400	1964.442	108.4846	1157.400
27	76.90000	2347.400	2684.303	225.0768	1816.375
28	77.10000	986.5000	589.4454	169.7453	731.5458
29	77.20000	1480.700	781.2874	253.2689	1094.686
30	77.30000	2324.900	1139.837	390.2459	1695.973
31	77.40000	986.5000	908.7947	132.8357	755.2958
32	77.50000	1480.700	1098.916	217.5985	1117.187
33	77.60000	2324.900	1436.606	357.7868	1716.022
34	77.70000	986.5000	1816.927	28.96490	821.7176
35	77.80000	1480.700	1941.534	123.8364	1175.954
36	77.90000	2324.900	2701.170	217.3848	1803.822
37	78.10000	1010.100	727.1379	159.4431	758.2960
38	78.20000	1506.300	986.9543	234.4965	1128.215
39	78.30000	2357.500	1462.857	365.0800	1737.571
40	78.40000	1010.100	1003.239	127.9791	778.4185
41	78.50000	1506.300	1262.475	204.1094	1147.196
42	78.60000	2357.500	1721.134	337.5395	1754.331
43	78.70000	1010.100	1789.203	39.32072	834.7175
44	78.80000	1506.300	1994.127	124.2348	1196.708
45	78.90000	2357.500	2819.559	218.0620	1828.183

(Appendix Table Continued)

46	79.10000	1044.800	855.4650	153.2679	791.6531
47	79.20000	1538.500	1173.743	220.6411	1163.787
48	79.30000	2376.000	1748.064	335.3835	1771.658
49	79.40000	1044.800	1095.051	126.2230	808.8438
50	79.50000	1538.500	1413.730	194.5573	1179.911
51	79.60000	2376.000	1973.868	311.7681	1785.820
52	79.70000	1044.800	1777.888	50.05416	856.8452
53	79.80000	1538.500	2051.761	126.0328	1221.880
54	79.90000	2376.000	2932.038	209.1896	1848.497
55	80.10000	1047.800	933.4072	141.2466	802.4800
56	80.20000	1548.300	1293.094	206.2085	1181.630
57	80.30000	2353.100	1922.826	304.1183	1774.806
58	80.40000	1047.800	1132.884	118.8667	816.6103
59	80.50000	1548.300	1493.813	184.6994	1194.748
60	80.60000	2353.100	2112.474	284.6729	1786.248
61	80.70000	1044.800	1701.333	55.00900	854.0355
62	80.80000	1538.500	2025.195	125.2644	1222.813
63	80.90000	2376.000	2922.389	207.3218	1850.054
64	81.10000	1035.100	1016.526	126.8026	801.4092
65	81.20000	1547.600	1422.338	189.7607	1191.979
66	81.30000	2389.200	2127.360	294.5226	1808.783
67	81.40000	1035.100	1187.703	107.8385	813.2913
68	81.50000	1547.600	1595.498	171.5948	1202.890
69	81.60000	2389.200	2291.784	278.1739	1818.160
70	81.70000	1035.100	1676.555	54.84460	846.0425
71	81.80000	1547.600	2055.420	125.0047	1230.326
72	81.90000	2389.200	2990.187	204.5663	1861.957
73	82.10000	1054.100	1113.083	122.8842	819.7291
74	82.20000	1550.900	1560.287	174.7875	1204.478
75	82.30000	2480.400	2368.212	295.9502	1878.201
76	82.40000	1054.100	1263.410	106.4677	829.9187
77	82.50000	1550.900	1713.251	159.0770	1213.765
78	82.60000	2480.400	2514.358	281.9316	1885.988
79	82.70000	1054.100	1693.558	60.42548	858.0688
80	82.80000	1550.900	2120.363	118.1781	1237.515
81	82.90000	2480.400	3132.737	219.9962	1921.730
82	83.10000	1061.000	1205.653	112.7177	832.3397
83	83.20000	1600.100	1706.030	173.9843	1244.883
84	83.30000	2458.300	2581.172	255.8247	1888.419
85	83.40000	1061.000	1338.899	98.35725	841.1703
86	83.50000	1600.100	1842.550	160.3093	1252.796
87	83.60000	2458.300	2712.432	243.5830	1895.045
88	83.70000	1061.000	1720.987	58.08255	865.5082
89	83.80000	1600.100	2206.663	124.6783	1272.988
90	83.90000	2458.300	3265.638	189.6033	1925.562

Note: See Table 2 for the definition of grouping 1 - 9.  
See Section 3 for explanation on initial conditions.