慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	経済発展と貯蓄
Sub Title	Saving studies in economic development
Author	鳥居, 泰彦 積田, 和 笹山, 茂
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1980
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.73, No.5 (1980. 10) ,p.655(1)- 705(51)
JaLC DOI	10.14991/001.19801001-0001
Abstract	
Notes	学界展望
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19801001-0001

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

学界展望：経済発展と貯蓄[1]

鳥居泰彦
積田和
笹山茂

序章
第1章 発展途上国の貯蓄に関する初期の研究
1.1節 Kuznets の観察
1.2節 Houthakker の統計的分析
第2章 絶対所得仮説による貯蓄分析
2.1節 時系列データによる研究
2.2節 貯蓄率と経済発展
第3章 恒常所得仮説による貯蓄分析
3.1節 恒常所得仮説の性格
3.2節 恒常所得仮説型貯蓄関数
3.3節 家計調査による貯蓄分析
3.4節 恒常所得仮説をめぐる論争
第4章 ライフ・サイクル仮説
4.1節 貯蓄率と所得成長率
4.2節 貯蓄率と人口学的要因
4.3節 ライフサイクル仮説型の消費関数
第5章 相対所得仮説による貯蓄分析
第6章 貯蓄と資産
6.1節 恒常所得仮説とライフサイクル仮説
6.2節 資産ストック調整モデル
第7章 国別・要因別にみた貯蓄分析
7.1節 国別の貯蓄分析
7.2節 貯蓄の説明要因
7.3節 その他の視点からの整理
結語

序章

私達3人の筆者は，発展途上国の経済発展に関する研究の一環として，経済発展の初期から離陸期をへて工業化段階へと発展の過程が進むにつれて，貯蓄行動がどの様な変化を示すかを，各国について実証的に分析しようとして来た。それに先立って，従来の貯蓄研究を経済発展との関係で見

注(1) 本稿は，我々が経済発展研究会において行っている研究の成果をとりまとめたものである。本論文の作成には，3人の筆者の他に，大工原潤，横井潤司，渡部喜智の3君が参加した。また研究の庶務は佐藤正江君が担当した。これらの諸君に感謝を捧げる。本稿に在り得る誤謬についての文責は，3人の共同執筆者が責めを負うべきものである。
この研究は財団法人トヨタ財団の助成によるアジア諸国の家計行動の研究の一部である。

直して，どれ程のことが判明しているかを展望してみる必要が生じた。本稿は，このような目的で私達が行った展望作業の成果をまとめたものである。

貯蓄行動の研究は，先進国経済にとってはマクロ的にもミクロ的にも，経済分析の重要な部分であるから，研究の蓄積は大きい。しかし，経済発展過程での貯蓄行動の研究，とりわけ発展途上国の貯蓄行動については，研究の歴史が浅く，展望論文も少ない。(2) 発展途上国の経済発展と貯蓄行動との間にどのような法則性がみられるかという問題については，その理論的・実際的な重要性にもかかわらず，研究の歴史は浅い。それは，従来の貯蓄研究の大部分が先進国経済に焦点を当てていたことに原因がある。発展途上国の経済主体の行動については，貯蓄行動に限らず全体的にデータの収集も，理論的・実証的分析も遅れている。最近少しずつ行われ始めた発展途上国の貯蓄分析も，先進国の貯蓄行動と同じタイプのモデルの応用の可能性を確かめるというアプローチばかりが行われていて，発展途上国の特性をさぐろうとする研究は皆無に近い。

そもそも経済発展のメカニズムを考えてみると，一国の経済発展は資本蓄積によって進行するものであるから，その源泉となる貯蓄は最も重要な条件を構成する。貯蓄は家計の所得稼得・消費・貯蓄行動の中で発生し，何らかの金融資産として保有され，社会的資金循環の仕組みを通じて投資に向けられる。しかし，発展途上国での金融資産保有の形態と金融資産が投資に具体化するプロセスは殆どわかっていない。それは既略以下のような事情から調査研究が遅れているためである。

第1に，貯蓄の発生源たる家計行動自体が殆ど観察されていない。一般に，東南アジアや南方諸島の低開発地域では，人々は収穫の殆ど総てを消費してしまって，貯蓄行動は顕著ではないとみられているが，私達の多少の調査例でも，貯蓄行動は明瞭に存在し，その形態は想像以上に多様である。

第2に，多少とも貯蓄された所得が，どのような形態の物的資産・金融資産として保有されるかについても，情報が欠如している。Kuznets 以来の貯蓄推計を振り返ってみても消費の為に保蔵される収穫のどの部分を貯蓄とみなすべきかといった基本的な問題さえ解決していないのが実情である。まして，貯蓄の金融資産形態別の保有状況となると，未だ何も判っていないと言って過言ではない。東南アジアにおける私達の調査経験でも，調査対象となった人々が，金融資産という概念そのものを持っていないケースが多くみられた。

第3に，物的資産と金融資産がどのような経路をへて投資に転化して行くかも，具体的には判っていない。Kuznetsの先駆的な研究で彼自身が言っているように，発展途上国では，貯蓄＝投資という勘定体系の上の前提が未だ不確かなのが実情である。

このように，静学的な現状だけでも，（1）貯蓄の発生（貯蓄行動原理と貯蓄性向），（2）貯蓄の資産への転化（物的，金融的資産保有原理と配分行動），（3）資産の投資への転化（資金循環と投資行動）

注(2) こうした展望論文としては，Mikesell & Zinser〔56〕とSnyder〔72〕がある。

の3つの面で，判っていないことがあまりに多い上に，それらが経済発展の進行につれてどのような法則性をもって変化して行くかということになると，研究は全く進んでいないのが実情である。

これまでに行われた研究を展望してみると，経済発展と貯蓄行動との関係に関する研究の大部分は，国連統計 (U. N., Yearbook of National Accounts Statistics) 等のマクロデータを中心に行われて来た。また，理論的には，絶対所得仮説，恒常所得仮説，相対所得仮説，ライフサイクル仮説等の，先進国型の貯蓄消費行動仮説が採用されて来た。

これらの研究は，経済発展の程度が進むにつれて貯蓄率が高まるという，Kuznetsの国際クロスセクションの観察事実を出発点として行われて来た。主たる論争は，第1に，貯蓄率が経済発展段階に拘らず一定であるか，逓増的であるかという点について行われた。その後の研究では，経済発展が進むにつれて貯蓄率は逓増するという見方に傾きつつあるが，論争は未だ終わっていない。第2に，発展途上国の貯蓄行動にどのような説明仮説が有効であるかが問われて来た。残念なことに恒常所得仮説を形式的に応用する研究が主流であったが，発展途上国の所得水準の低さと，その内容が農業所得が中心であることを考えると，私達には，このような安易な方向には同意出来ないものがある。ライフサイクル仮説も，発展途上国の貯蓄分析のもう一つの主流であったが，その応用場面では，結局，所得増加率が説明要因となることを考えると，低所得社会への妥当性に大きな疑問を感ずる。第3に，発展途上諸国の貯蓄性向を決定する要因については，人口構造，所得分配，物価上昇率等，様々の要因の効果が分析されて来たが，経済発展の進行に伴う貯蓄性向の変化を説明する要因の摘出は，殆んど進んでいない。

展望の結果，私達が知り得た研究の動向は，以上のように要約されるが，この展望作業で私達が得た示唆は大きなものであった。特に，今回の展望作業によって，経済発展の進行とともに人々の貯蓄行動が変化する仕組みを追跡する為には，従来の研究の方向とは全く考え方を変えて接近しなければならないことを，改めて確認した。また発展途上諸国の貯蓄の決定の様子は，ミクロの消費・貯蓄主体の行動と，その分布について，もっと広範で精密な観察が必要であることも，改めて確認した。それは，私達がこれまでにとって来た研究の方向[(3)]が基本的には誤ってはいなかったことを私達に教えるものであった。私達自身の貯蓄分析については，稿を改めて報告することにしたい。

第1章　発展途上国の貯蓄に関する初期の研究

1.1節　Kuznetsの観察

経済発展の過程でみられる経済的法則性の大部分は Kuznets によって発見されたと言っても過言ではない。それ程に，Kuznetsは偉大な観察者であった。経済発展過程での貯蓄パターンの変化

注(3)　鳥居〔83〕，第6章6.3節参照。

の研究においても，彼は先駆者であった。しかし注意して振り返ってみると，彼の観察結果は，後の研究者達によって，しばしば恣意的に引用されて来た。貯蓄パターンに関しても，二つの恣意的な虚説が，Kuznets の名を冠して流布されている。

第1は，貯蓄率の長期時系列的趨勢についての虚説である。60年代初期の消費関数論争に際して，米国の貯蓄率が長期的に安定していたというKuznets観察〔38〕が引用され，これをきっかけに，貯蓄性向の長期的安定性は一般的法則であるかの如き誤解，または盲信が流布するようになった。Kuznets 自身は，米国の長期時系列統計について貯蓄率の安定性を確認したが，一方，『近代経済成長』〔40〕では，先進8ヶ国中4ヶ国で長期上昇傾向，2ヶ国で低下傾向，2ヶ国では規則的傾向はみられないことを確認している。Kuznets自身が謙虚に事実をありのまま述べているのに，引用者達が勝手に「貯蓄性向は長期的に安定」という虚説を流布させたのである。

第2に，クロスセクション観察については経済発展の進行と共に貯蓄率は上昇するという「Kuznets 法則」が流布している。Kuznets〔39〕は，発展の程度を異にする65ヶ国の国際比較によって，彼が『近代経済成長』と呼ぶ経済発展開始期に，国内貯蓄が資本形成や GNP の成長と如何なる規則的関係を示すかを観察しようとした。彼は，65ヶ国を，1人当り国民所得水準で7グループに分けて，総貯蓄およびその内訳である家計貯蓄，法人貯蓄，政府貯蓄の対 GNP 比率等を比較した。彼の観察結果は，<表—1>に要約されているが，この表の意味するところは，様々に解釈され利用されてきた。たとえば，総貯蓄率の長期安定性を主張する人々は，<表—1>の（2）の総

<表—1>クズネッツの観察

所得水準	Ⅰ	Ⅱ&Ⅲ	Ⅳ&Ⅴ	Ⅵ&Ⅶ
(1) 観察対象国数	6	5	6	7
(2) GDCF/GDP %	20.7	19.5	19.4	21.2
(3) Y^h/GDP %	81.5	85.6	80.1	75.3
(4) T/Y^h %	12.9	13.7	4.6	2.8
(5) Y^d/GDP %	71.0	74.0	76.5	73.3
(6) S^h/Y^d %	8.5	7.1	5.2	3.8
(7) S^h/GDP %	6.1	5.2	3.8	2.9
(8) S^h/GDCF %	29.7	27.1	15.3	12.4
(9) (7)÷(2) %	29.5	26.7	19.6	13.7

（記号）GDCF；国内総資本形成，Y^h；家計所得，Y^d；可処分所得，T；直接税，S^h；家計貯蓄。

（所得水準）Ⅰ：1人当り国民所得 1,700 US ドル，Ⅱ：同 1,000 US ドル，Ⅲ：同 650 US ドル，Ⅳ：同400 US ドル，Ⅴ：同 270 US ドル，Ⅵ：同 250 US ドル，Ⅶ：同 100 US ドル。

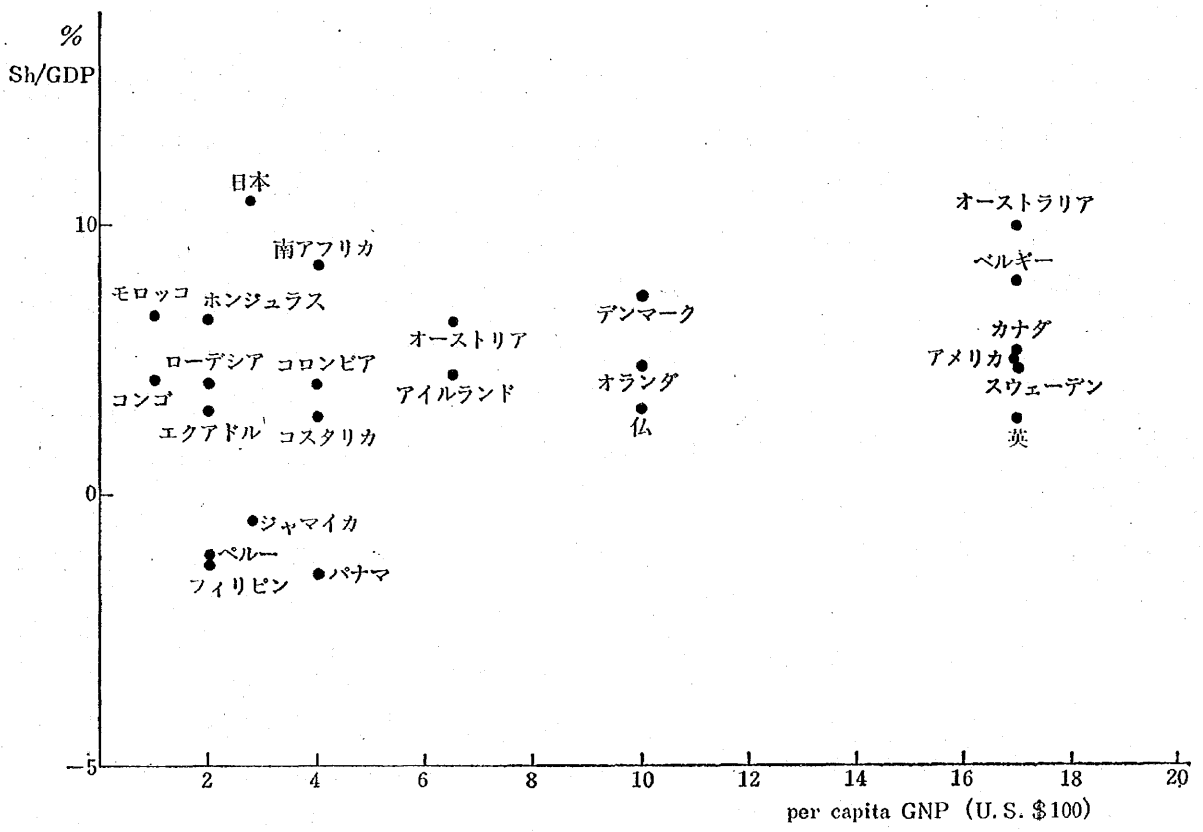
（出所）Kuznets〔39〕，Table 19 より作成。但し，所得水準の数値は下記より別途。
Kuznets "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: II. Industrial Distribution of National Product and Labor Force," *E. D. C. C.*, July, 1957 Supplement.

貯蓄率（GDCF/GDP）が20%前後で安定していることを論拠として来た。[4]

ところが，同じ<表—1>の(6)の家計貯蓄比率（S_h/Y_d）は，発展の程度が高いグループの方が高い。Kuznets 自身もこの点を重視している。Houthakker 等の後継研究者達は，経済発展と共に貯蓄率が高まるという法則の検証やその反証をあげることに力を注いで来た。ここでも，Kuznets 自身が事実をありのままに述べているのに後継者達が法則性の存在を議論する為の「御墨付き」として Kuznets の名を引用しようとする傾向がみられる。

実際，Kuznets が<表—1>を作成する為に用いた元のデータを作図してみると，<図—1>の様になる。この程度の相関図から，「発展の程度が高い国ほど貯蓄率は高い」という結論を下すことには，よほど慎重でなければならない。我々がこの展望論文をまとめる一つの意義は，これまでに行われた研究を網羅的に再整理して，Kuznets の名を冠して流布されて来た，貯蓄率の時系列安定説と，発展段階別クロスセクションでの貯蓄率上昇説が実証されたと言えるか否かを検討し，

<図—1>クズネッツのクロスセクション観察



（出所）Kuznets〔39〕, Appendix, Table 7より作成

注(4) Kuznets 観察では，国内総貯蓄＝国内総資本形成という前提が置かれている。この前提は，国民所得勘定の形式の上では当然とされる。しかし，Kuznets 自身も『近代経済成長』（原文第8章，426～427ページ）で述べている様に，発展途上国では総貯蓄が総資本形成に一致するという保証はない。

更に今後必要な観察の方向を見極めて行くことにある。

ともあれ，Kuznets の60年論文〔39〕は，発展途上国の貯蓄率に関する最初の観察として位置付けられ，貯蓄性向は経済発展が進むにつれて上昇するという説の嚆矢となった。

1.2節　Houthakker の統計的分析

Houthakker は，Kuznets の「発展の程度が高い国ほど貯蓄率は高い」という観察を統計的方法で確かめようとした。彼の分析方法は，その後の貯蓄分析の一つの典型となった。彼の分析は，Kuznets の貯蓄率上昇説に否定的な結果を示した為に，その後の論争の口火となった。彼は，論争を同じ土俵の上で進める為に，Kuznets 観察が用いたのと同じデータ（U. N., Yearbook of National Accounts Statistics, 以後 YNAS と略称）を用いたので，その後の研究も同じ YNAS データを用いるという伝統を残した。

彼は，上記 YNAS から28か国を選んで，1人当り可処分所得水準で4グループに分けて，所得及び貯蓄のグループ平均を計算した。（平均値の計算には各国の人口と観察年次の積をウェイトとして用いた。）

Houthakker の分析の要点は，以下の4点である。（1）個人貯蓄，民間貯蓄，政府貯蓄，国内貯蓄等の集計段階について絶対所得仮説型の貯蓄関数の回帰分析を行った。（2）所得を賃金所得，非賃金所得に大別して貯蓄性向を計測した。（3）GNP 成長率との回帰分析によって，ライフサイクル仮説（後述）の検証を行った。（4）長期・短期の貯蓄性向（後述）の分析を行った。

彼の計測結果は＜表－2＞の如くであった。計測結果から彼が主張する所は，第1に，個人貯蓄及び国内貯蓄の回帰式（Ⅰ(1)，Ⅶ(1)式）の切片が統計的に有意でない。そこで切片の無い回帰式（Ⅰ(2)，Ⅶ(2)式）を測ると回帰係数の有意性が高まる。換言すれば，貯蓄は所得と比例的に増加する。このことから，1人当り所得の増加につれて平均貯蓄性向が高まるという Kuznets の仮説は否定されたと主張している。

第2に，＜表－2＞Ⅱ式が示すように，非賃金所得の限界貯蓄性向が大きいという新しい事実が見出された。第3に，Ⅳ式，Ⅷ式の$\frac{\Delta Y}{Y}$の係数が有意であることから，ライフサイクル仮説の有意性が示唆された。[5] 第4に，長期の限界貯蓄性向は，短期のそれよりも小さい。[6] と主張している。

Kuznets と Houthakker の貯蓄分析は，マクロの貯蓄率が経済発展段階と関係があることを実証的に示したという点で重要な意義を有する。両者の共通の問題意識はまさにこの点にあった。要するに，Kuznets は発展過程での資本形成の資金源泉として，個人貯蓄の役割が増大することを示した。Houthakker は貯蓄の増大が所得の上昇と比例的に起ることを確認したのであった。

注(5)　ライフサイクル仮説に関する Houthakker の分析については第4章2節で詳述する。
(6)　第7章3節で詳述する。

<表—2>Houthakker の計測結果

Ⅰ. (1)	$S_{pers}=-1.09+0.081\ Y_d$ (2.35) (0.011)
(2)	$S_{pers}=0.080Y_d$ (0.011) $r^2=0.67$
Ⅱ.	$S_{pers}=0.043\ Y_w+T+0.120\ Y_{nw}$ (0.022) (0.041) $R^2=0.81$
Ⅲ.	$S_{pers}=-1.04+0.040\ Y_d+1.591\ \Delta Y_d$ (1.60) (0.010) (0.282) $R^2=0.91$
Ⅳ.	$S_{pers}/Y_d=0.0200+1.36\ \Delta Y_d/Y_d$ (0.0124) (0.28)
Ⅴ.	$S_{priv}=-3.08+0.117\ Y_d$ (1.05) (0.011)
Ⅵ. (1)	$S_{gov}=0.60+0.100\ G$ (0.59) (0.016)
(2)	$S_{gov}=0.107\ G$ (0.014)
Ⅶ. (1)	$S_{dom}=0.88+0.134\ Y$ (3.13) (0.015)
(2)	$S_{dom}=0.135\ Y$ (0.014)
Ⅷ.	$S_{dom}/Y=0.046+2.07\ \Delta Y_d/Y_d$ (0.019) (0.42)

(注) 1. S_{pers}；個人貯蓄，S_{priv}；民間貯蓄，S_{gov}；政府貯蓄，ΔYはYの増分
S_{dom}；国内貯蓄，Y_d；個人可処分所得，Y_w+T；雇用者所得＋純移転分
Y_{nw}；非雇用者所得，G；政府支出，Y；国民所得，$\Delta Y/Y$；Yの成長率
2. カッコ内は標準誤差，r^2 は決定係数を示す。
3 決定係数（r^2）はⅠ(2)，Ⅱ，Ⅲ，だけしか報告されていない。
(出所) Houthakker〔34〕

この2つの研究は，その後の発展途上国経済の貯蓄研究の方向を決定した。2人の研究は国際比較による貯蓄率変動の観察であったが，各国の貯蓄率の時系列的な傾向はいかなるものかという問題が後に残された。また貯蓄率の説明要因として所得，1人当り所得，所得成長率以外の要因を探索する作業が残された。

第2章以後では，これらの点を中心に貯蓄研究の系譜を追うことにする。

第2章　絶対所得仮説による貯蓄分析

2.1節　時系列データによる研究

Kuznets〔39〕の国際比較では，平均貯蓄性向は1人当り所得の増加と共に上昇することが見出されたが，これは，ケインズ型消費関数と同義の仮説の有意性を示唆するので，貯蓄関数に関する絶対所得仮説と呼ばれる。Houthakker〔34〕は，前節で述べたように，貯蓄が所得と比例的関係

にあることを主張したが，これも絶対所得仮説の一種であることに変りはない。Kuznets と Houthakker の観察が国際比較クロスセクションで行われたのに対して，この系譜のその後の研究は各国の時系列データについて行われた。

Johnson & Chiu〔35〕は，YNAS データから29カ国（先進国12カ国，発展途上国17カ国，1950～61年）について時系列の貯蓄関数を家計部門，民間部門別に計測した。関数型は単純な線型であった。計測の結果，限界貯蓄性向が有意な値をもつ国が14ケ国で全体の約半分であった。（そのうち発展途上国はジャマイカ，マルタ，ローデシアの3カ国のみ。）各国の限界貯蓄性向は，最大0.571（オーストラリア）から，最小0.133（ルクセンブルグ）まで広範囲に分布したが，発展途上国では，ジャマイカ0.1，マルタ0.3，ローデシア0.7であった。正の傾きと負の切片をもつ「正常な」係数が測られた国ではすべて，回帰係数は有意であった。

Willamson〔80〕は，アジアの6カ国（日本，韓国，台湾，フィリピン，ベトナム，ビルマ）の1950～64年の YNAS データについて，国別の時系列貯蓄関数と国別をプールした時系列貯蓄関数を計測した。計測結果は＜表―3＞の如くである。この計測結果から Williamson は，絶対所得仮説の妥当性を主張している。ベトナム，韓国の異常値が目立つが，その他のアジア諸国の限界貯蓄性向は0.2～0.3であることが読みとれる。

＜表―3＞ Williamson の計測結果

	期間	$S=a_1+b_1Y^P$			$S=a_2+b_2Y^d$		
		a_1	b_1	r^2	a_2	b_2	r^2
韓国	10	0.1417 (0.9926)*	−0.0015 (0.0774)	0.000	0.1016 (1.0446)*	0.0018 (0.0849)*	0.000
日本	15	−23.4578 (4.7760)	0.2515 (0.0171)	0.943	−23.4917 (4.6508)	0.2796 (0.0186)	0.946
マレーシア	4	−110.1990 (209.0290)*	0.5755 (0.9515)*	0.155	−119.1288 (139.9910)*	0.7016 (0.7256)*	0.319
台湾	14	−15.5062 (5.9274)	0.2295 (0.0566)	0.578	−14.4800 (5.8504)	0.2273 (0.0577)	0.564
ベトナム	5	−36.0563 (11.7796)	0.5773 (0.1792)	0.776	−30.6708 (10.5318)	0.4959 (0.1604)	0.761
ビルマ	14	−4.6010 (3.2747)*	0.1968 (0.0656)	0.428	−4.8561 (3.2127)*	0.2095 (0.0668)	0.451
フィリピン	15	−27.4483 (10.4318)	0.2887 (0.1038)	0.373	−28.7306 (10.8973)	0.3078 (0.1108)	0.373
プールデータ		−9.2163 (1.3695)	0.1835 (0.0092)	0.842	−9.4555 (1.3182)	0.2033 (0.0101)	0.829

（注）カッコ内は標準誤差を示し，＊印は10%有意水準で有意でないことを示す。
Y^P；1人当り個人所得，Y^d；1人当り可処分可得
（出所）Williamson〔80〕, Table II より

Gupta〔27〕はインドについて RBI (Reserve Bank of India) の1950/51～1965/66の時系列資料を用いて，総貯蓄と1人当り貯蓄の貯蓄関数を計測した。その結果は＜表―4＞である。この結果

から Gupta もまた絶対所得仮説の妥当性を主張している。

<表—4> Gupta の計測結果

(1)	aggregate	$S=-898.86+0.15\ Y_P$ (0.0262)	$r=0.85$
		$S=-944.94+0.15\ Y_d$ (0.0276)	$r=0.85$
(2)	per capita	$S=-\ 55.55+0.28\ Y_P$ (0.1176)	$r=0.56$
		$S=-\ 72.92+0.35\ Y_d$ (0.1451)	$r=0.57$

(注) Y_P；個人所得，Y_d；可処分所得，カッコ内は標準誤差を示す。切片の標準誤差は不明。
(出所) Gupta〔27〕, Table I より

この他に絶対所得仮説の検証例と考えられるものに，Leff〔47〕，Blyth〔10〕があるが，彼等もまた，絶対所得仮説の妥当性を主張している。

以上の研究の歴史を振り返ってみると，国際クロスセクションでは，所得と貯蓄の間に $S=a+bY$（$a<0$，$0<b<1$）の関係を認める Kuznets と，切片の存在を否定する Houthakker の相対立する見解があったのに対して，絶対所得型モデルで国別時系列分析を行った殆どすべての研究例が，Kuznets の観察と同様の，負の切片をもつ貯蓄関数の妥当性を主張していることになる。

2.2節　貯蓄率と経済発展

貯蓄の絶対所得仮説の検証は主として線型の貯蓄関数を用いて行われてきたが，平均貯蓄性向が所得増加と共に上昇する現象を説明する目的で，非線型の貯蓄関数を計測した研究がある。これらの研究は，

$$\frac{S}{Y}=a+b\cdot\log Y \tag{2.1}$$

を用いているものが多い。

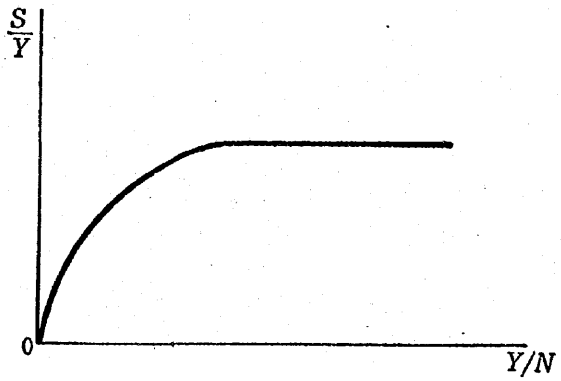
Landau〔42〕は経済発展初期には，資金需要が未発達なこと，所得分配が不平等なこと，所得稼得人口比率が低いことが貯蓄率を低めている原因だとして，<図—2>のような貯蓄関数を考えた。また，Chenery & Syrquin〔13〕は，経済発展の開始によって起こる産業構造，貿易構造，就業構造等の構造変化が所得上昇による貯蓄率上昇効果を弱める作用をするという仮説を提示した。Chenery & Syrquin のモデルは次式である。(7)

$$\frac{S}{Y}=a+b_1\left(\log\frac{Y}{N}\right)+b_2\left(\log\frac{Y}{N}\right)^2+(\text{その他の要因}) \tag{2.2}$$

両研究ともクロス・セクションデータを用いている。Landau は国連の未公開資料を用いて

注(7) Chenery & Syrquin はこの式を "S-Shaped 曲線" と呼んでいる。

＜図―2＞ 貯蓄率のパターン



ラテンアメリカの17ケ国，1950～63年について＜表―5＞のような5つの時期別の計測を行った。Chenery & Syrquinは，1）93ケ国全体のクロス・セクション計測，2）1人当り所得のグループ別計測，3）人口規模グループ別計測の3通りの計測を行った。(8)

Singh〔71〕は次のような貯蓄関数を計測した。

$$\frac{S}{Y/N}=a_1+a_2\left(\frac{\Delta Y}{Y}\right)+f\left(\frac{Y}{N}\right)+\text{（その他の要因）} \qquad (2.3)$$

但し　$f\left(\frac{Y}{N}\right)=\frac{1}{\left(\log\frac{Y}{N}\right)^2}$ 又は $\frac{1}{\left(\log\frac{Y}{N}\right)^4}$

Singh が用いた資料は，発展途上国70カ国の1960～65年の平均値のクロス・セクションデータである。彼は，$f\left(\frac{Y}{N}\right)$が有意だから絶対所得仮説が支持されると主張しているが，これはあまり意味がない。

計測結果は，Landauは＜表―5＞，Chenery & Syrquinは＜表―6＞，Singhは＜表―7＞の如くである。いずれも独特の非線型モデルで絶対所得仮説の有意性を主張しているが，これらの計測結果だけではそう断定することはできない。これらの研究はクロス・セクション計測が中心である。ただし Chenery & Syrquin は (2.1) 式を41ケ国の時系列資料に適用しているが，これは第7章の国別の分析のところでみることとしたい。

ここで展望した非線型の貯蓄関数は，Kuznets の国際クロスセクション観察を部分的に支持しながら所得水準の高い国では，貯蓄率は所得水準に依存することなく，一定値に近づくという点が特徴である。しかし，このような都合のよい曲線をあてはめることによって，発展の程度が進むにつれて貯蓄性向を変化させる要因の摘出という，本来の目的を放棄することになってしまう。

注(8) 資料の出所は World Bank Table からであり，1950～70をカバーしている。

<表—5> Landau の計測結果

1950～1952：	$S/Y=-0.1334+0.052699\ \log(Y/N)$ (3.1)	$r^2=0.340$
1956：	$S/Y=-0.1809+0.058914\ \log(Y/N)$ (3.1)	$r^2=0.343$
1958～1960：	$S/Y=-0.1673+0.053631\ \log(Y/N)$ (3.0)	$r^2=0.318$
1961：	$S/Y=-0.1450+0.049786\ \log(Y/N)$ (2.5)	$r^2=0.255$
1963：	$S/Y=-0.1893+0.055018\ \log(Y/N)$ (3.5)	$r^2=0.410$

pooled データ

$$S/Y=0.1017+0.0000934\ Y/N \qquad r^2=0.699$$

(注) カッコ内は t 値を示す。切片の t 値及びプール・データの t 値は報告されていない。
(出所) Landau, L. 〔42〕

<表—6> Chenery & Syrquin の計測結果

Ⅰ. cross-country

$$\frac{S}{Y}=\underset{(5.81)}{-0.340}+\underset{(5.67)}{0.115}\ \ln(Y/N)\underset{(3.61)}{-0.006}(\ln Y/N)^2+\underset{(9.24)}{0.051}\ \ln N\underset{(6.95)}{-0.007}(\ln N)^2$$
$$\underset{(0.14)}{-0.001}\,T_1\underset{(2.19)}{-0.012}\,T_2\underset{(1.90)}{-0.010}\,T_3 \qquad R^2=0.320$$

Ⅱ. Rich-countries (US$ 500～(in 1960))

$$\frac{S}{Y}=\underset{(0.66)}{-0.301}+\underset{(1.10)}{0.146}\ln(Y/N)\ \underset{(1.06)}{-0.010}(\ln Y/N)^2+\underset{(1.50)}{0.016}\ \ln N\underset{(1.50)}{-0.003}(\ln N)^2$$
$$\underset{(18.83)}{-0.857}F\underset{(2.89)}{-0.02}\,T_1\underset{(2.53)}{+0.02}\,T_2\underset{(0.11)}{-0.00}\,T_3 \qquad R^2=0.590$$

Poor-countries (～US$ 500(in 1960))

$$\frac{S}{Y}=\underset{(2.34)}{0.178}\underset{(1.99)}{-0.060}\ \ln(Y/N)+\underset{(3.45)}{0.010}(\ln Y/N)^2+\underset{(4.69)}{0.019}\ \ln N\underset{(3.21)}{-0.003}(\ln N)^2$$
$$\underset{(39.27)}{-0.836}F\underset{(1.80)}{-0.009}\,T_1\underset{(2.56)}{-0.011}\,T_2\underset{(2.59)}{-0.010}\,T_3 \qquad R^2=0.699$$

Ⅲ. Large countries

$$\frac{S}{Y}=\underset{(4.29)}{-0.335}+\underset{(10.02)}{0.22}\ \ln Y/N\underset{(8.58)}{-0.016}(\ln Y/N)^2\underset{(3.46)}{-0.083}\ \ln N+\underset{(3.16)}{0.009}(\ln N)^2$$
$$\underset{(10.30)}{-0.810}F\underset{(3.15)}{-0.022}\,T_1\underset{(1.95)}{-0.013}\,T_2\underset{(1.06)}{-0.007}\,T_3 \qquad R^2=0.537$$

Small countries

$$\frac{S}{Y}=\underset{(2.06)}{0.100}\underset{(0.65)}{-0.011}\ \ln Y/N+\underset{(3.10)}{0.004}(\ln Y/N)^2\underset{(1.43)}{-0.013}\ \ln N+\underset{(2.28)}{0.007}(\ln N)^2$$
$$\underset{(45.41)}{-0.841}F\underset{(1.90)}{-0.009}\,T_1\underset{(3.23)}{-0.014}\,T_2\underset{(2.51)}{-0.010}\,T_3 \qquad R^2=0.776$$

(注) $\frac{Y}{N}$；1人当り GNP, N；人口, F；資本流入（純輸入）比率, T_1～T_3；国別ダミー
(出所) Chenery and Syrquin 〔13〕

<表—7> Singh の計測結果

$$\frac{S}{\mathrm{GNP}}=25.1-\underset{(-5.0)}{814}\frac{1}{(\log Y/N)^2}+\underset{(3.4)}{7262}\frac{1}{(\log Y/N)^4}+\underset{(5.4)}{1.4}(\Delta Y/Y)$$

$$-\underset{(-2.0)}{5.4}\,\varepsilon^*-\underset{(-11.0)}{0.0357}\log Y/N\cdot\frac{F}{\mathrm{GNS}}+\underset{(2.4)}{0.66}\frac{M}{\mathrm{GNP}}+\underset{(1.8)}{0.13}\frac{L}{N}$$

$$+\underset{(2.4)}{4.4}\frac{T}{\mathrm{GNP}}\cdot\frac{1}{(\log Y/N)^2}\qquad R^2=0.86,\ \mathrm{SEE}=2.69$$

（注） Y/N；1人当り GNP，$\Delta Y/Y$；GNP 成長率，ε^*；$\left(\frac{\text{公式の為替率}}{\text{実際値}}\right)$

$\frac{F}{\mathrm{GNS}}$；国民貯蓄に対する海外資本の流入分，$\frac{M}{\mathrm{GNP}}$；輸入比率

$\frac{L}{N}$；労働力率，$\frac{T}{\mathrm{GNP}}$；税収比率

カッコ内は t 値を示す，SEE は計測値の標準誤差を示す。

（出所） Singh〔71〕

第3章　恒常所得仮説による貯蓄分析

3.1節　恒常所得仮説の性格

続いて，発展途上国の貯蓄行動は絶対所得仮説よりも恒常所得仮説が妥当するという研究が多数発表された。現在ではこの立場をとる研究が最も多いが，筆者等はこの傾向に懐疑的である。周知の Friedman〔22〕の恒常所得仮説は，消費主体は一定期間の期待所得を含む恒常所得（Y^P）によって恒常消費（C^P）を決定するというものである。恒常所得は経常所得の一部分であり，残余は変動所得（Y^T）と呼ばれる。(9) 消費率 k は非人的資産比率（w）や割引率（i），効用関数の形状（u）等に依存するとされ，消費関数は次のように書かれる。

$$C^P=k(w,\ i,\ u)Y^P \tag{3.1}$$

効用関数の形状は家族構成，家長の年齢，職業，学歴，居住形態等に依存すると考えられている。以上をまとめてモデル式で示せば，

$$Y=Y^P+Y^T \tag{3.2}$$

$$C=C^P+C^T \tag{3.3}$$

$$C^P=k(i,\ w,\ u)Y^P \tag{3.4}$$

実測に際しては仮定条件

$$\mathrm{Cov}(Y^P,\ Y^T)=\mathrm{Cov}(C^P,\ C^T)=\mathrm{Cov}(Y^T,\ C^T)=0 \tag{3.5}$$

を付け加えて，$S=Y-C$ に（3.2），（3.3），（3.4）式を代入すると，(10) 貯蓄関数は，

注（9） Friedman〔22〕の第3章を参照。

（10） $C^T=0$ を仮定している。これは Friedman〔22〕，3章，p. 32～33参照。

$$S=(1-k)Y^P+Y^T \tag{3.6}$$

恒常所得仮説の貯蓄モデルでは，恒常所得（Y^P），変動所得（Y^T），それぞれの限界貯蓄性向が考えられるが，その大小関係は理論的に以下のようになる。(3.6) 式から

$\partial S/\partial Y^P=(1-k)$，$\partial S/\partial Y^T=1$ であるから，

$$\partial S/\partial Y^P<\partial S/\partial Y^T \tag{3.7}$$

また，Y^P を簡単に2期の所得の加重平均，$Y^P=\theta Y_t+(1-\theta)Y_{t-1}$ と仮定すれば，(3.6) 式に代入して

$$\partial S/\partial Y^P>\partial S/\partial Y_t \tag{3.8}$$

(3.7) 式と (3.8) 式から限界貯蓄性向が変動所得，恒常所得，経常所得の順序となると解釈することが多いが，これは，もっぱら $C^T=0$ の仮定によるものである。

3.2節　恒常所得仮説型貯蓄関数

恒常所得仮説を発展途上国の貯蓄分析に初めて適用したのは，Friend & Taubman〔24〕である。彼等は22カ国（先進国10カ国，発展途上国12カ国）の YNAS データを用いて貯蓄関数を計測した。彼等は，貯蓄は資産調整の結果であり，資産調整の主要因は正常所得（Y^N）(Normal Income) とキャピタルゲインであると考えて，正常所得と前期の資産（キャピタルゲインを生むもの）を含む貯蓄関数を提示した。

$$S_t=a+bY^N+cY^T+dW_{t-1}+F \tag{3.9}$$

Y^T；変動所得，W_{t-1}；前期の資産

F；taste（代理変数として$\left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1}$を使う）。

実際の計測式は<表—8>に示した式である。

彼等の計測は，発展途上国の恒常所得型貯蓄モデルの原型となった。彼等は，正常所得の実測に

<表—8> Friend & Taubman の計測結果

1)	$S=7.8+0.413\ Y-0.351\ Y^N$ (4.1) (0.111) (0.169)	$R^2=0.625$
2)	$S=10.6+0.357\ Y-0.299\ Y^N+3.703\ Z$ (3.0) (0.119) (0.121) (0.394)	$R^2=0.808$
3)	$S=8.1+0.085\ Y-0.017\ Y^*$ (4.2) (0.128) (0.127)	$R^2=0.607$
4)	$S=10.9+0.174\ Y-0.110\ Y^*+3.801\ Z$ (3.0) (0.092) (0.092) (0.406)	$R^2=0.798$

(注) Y^N；$1/3(Y_t+Y_{t-1}+Y_{t-2})$
Z；$(S_{t-1}+S_{t-2}+S_{t-3})/(Y_{t-1}+Y_{t-2}+Y_{t-3})$
Y^*；トレンド値（$\log Y_t=a+b\cdot t$より）
カッコ内の値は標準誤差
(出所) Friend & Taubman〔24〕, Table 1 より

3年移動平均およびトレンドの両方を試みたがこの方法までが，後継者の模倣する所となった。

彼等は<表—8>の計測結果で3年移動平均のケースの方が有意であるとして採用した。計測式を書き直すと

$$S=a+bY+cY^N=a+b(Y^N+Y^T)+cY^N$$
$$=a+(b+c)Y^N+bY^T \qquad (3.10)$$

であるから，正常所得の限界貯蓄性向は $b+c$ である。この値は0.058～0.068であった。

Williamson〔80〕は，時系列データに初めて恒常所得仮説を適用した。彼は YNAS からアジア6ケ国（日本，韓国，台湾，ビルマ，フィリピン，インド）の1950～64年について

$$S=\alpha+\beta Y^P+\gamma Y^T \qquad (3.11)$$

を計測した。（Y^P は3年移動平均値を採用している。）計測結果は<表—9>である。日本，フィリピンが有意な結果を示している。また，アジア6ケ国のプール・データの恒常所得 $Y^P(=\hat{Y}^d)$ の限界貯蓄性向は，経常所得の限界貯蓄性向とほぼ同じ値を示した。

Gupta〔27〕はインドの RBI (Reserve Bank of India) のデータ (1950/51～62/63) を用いて Williamson と同じ方法で恒常所得の限界貯蓄性向を計測した。結果は<表—10>で，Y_d^t（恒常所得）の回帰係数は有意な値を示すが，理論条件 $\partial S/\partial Y^T>\partial S/\partial Y^P$ を満たさない。Gupta〔29〕はまた，都市・農村別貯蓄関数を同じ資料の同じ国について計測した。計測結果は（表は割愛するが）恒常所得の限界貯蓄性向は都市では0.475，農村では0.025であった。

<表—9> Williamson の計測

	const.	$\hat{Y}^d_{i,t}$	$\overset{*}{Y}{}^d_{i,t}$	$\bar{R}^2$	国　名
1	.9324*	−.0689*	1.1165	.341	Korea
	(1.5170)	(.1257)	(.7677)		
2	−26.8885	.2935	.4586	.933	Japan
	(6.0805)	(.0249)	(.3235)		
3	−19.9762	.2726	−.1670*	.647	Taiwan
	(8.5872)	(.0876)	(.4166)		
4	.7424*	.0944*	.3680	.364	Burma
	(4.2788)	(.0883)	(.1931)		
5	−29.0065	.2983	.5048	.678	Philippines
	(8.2676)	(.0841)	(.4024)		
6	22.4165*	−.2324*	−.1422*	.123	India
	(22.9908)	(.3539)	(.2363)		
7	−9.8754	.2046	.3240*	.815	Pooled for all Asian nations
	(1.5169)	(.0118)	(.3130)		

（注）・$\hat{Y}^d$；可処分所得の3年移動平均値（恒常所得），$\overset{*}{Y}{}^d=Y^d-\hat{Y}^d$，
・＊印は90%で有意でないことを示す。カッコ内は標準誤差
・出所 Williamson〔80〕, Table Ⅳより

<表—10> Gupta の計測

Aggregate

$$S=-106.54+0.14417\ Y_d'-0.27254\ \overset{*}{Y}{}^d \qquad R=0.861$$
$$\qquad\qquad (0.0289) \qquad (0.1236)$$

Per capita

$$S=091.0+0.4190\ Y_d'-0.31671\ \overset{*}{Y}{}^d \qquad R=0.575$$
$$\qquad\qquad (0.02766) \qquad (0.1842)$$

(注) ・Y_d'；可処分所得の2年移動平均値（恒常所得），$\overset{*}{Y}{}^d=Y_d-Y_d'$
・カッコ内は標準誤差を示す。切片の標準誤差は報告されていない。
・出所は Gupta〔27〕, Table III より

Leff & Sato〔51〕は World Bank, Country Table から1952～69の5ケ国（ブラジル，イスラエル，コスタリカ，フィリピン，台湾）をえらび，Williamson と同じ方法で恒常所得仮説の検討を行った。計測結果は<表—11>である。コスタリカ，フィリピン，台湾の3ケ国が $\partial S/\partial Y^T > \partial S/\partial Y^P$ の条件を満たす。

以上の研究から，時系列でもクロスセクションでも移動平均法による恒常所得を用いると，統計的に有意な貯蓄関数が測られるが，変動所得の係数は有意ではないことが確かめられた。

<表—11> Leff & Sato の計測

Country	Y^N	Y^T	Constant	$\bar{R}^2$	D-W
Brazil	.185	.246	−10.3	.88	1.03
	(9.59)	(1.32)	(0.75)		
Costa Rica	.130	.822	12.7	.92	1.53
	(7.00)	(4.44)	(0.28)		
Israel	.123	−.058	25.2	.89	0.81
	(5.48)	(0.23)	(0.24)		
Philippines	.238	.733	−1365	.91	0.72
	(10.54)	(2.42)	(5.13)		
Taiwan	.271	.842	−12.2	.97	1.56
	(6.18)	(2.20)	(8.11)		

(注) Y^N；GNP の3年移動平均値，$Y^T=Y-Y^N$
カッコ内はt-値を示す。
(出所) Leff & Sato〔51〕, Table 3 から

3.3節　家計調査による貯蓄分析

前節までに見てきた研究は，マクロの貯蓄関数の計測であった。本節ではミクロの貯蓄関数の研究の系譜を展望する。

Friend & Kravis〔23〕と Houthakker〔33〕は米国の家計調査データで消費性向の安定性に関する研究を行った。これに対し，Ramanathan〔66〕,〔67〕は発展途上国のミクロの貯蓄行動について，恒常所得仮説を適用した。また消費関数側からは Betancourt〔6〕のチリの計測と，Vakil〔77〕のインドの計測がある。

家計調査データによる恒常所得仮説のモデルの計測では，平均消費性向kに関する前述の仮定があるので，家長の職業，年齢，居住地によるグループ内平均所得を恒常所得の代理変数と考えることができる。

Ramanathan〔66〕は1959年のインドの家計調査（Household Saving Survey: National Council of Applied Economic Research）を用いて，期待所得（年齢階層の上昇につれて家計所得が上昇すると仮定し収益率で割引いた所得）を含む貯蓄関数を計測した。彼は更に，1971年の研究〔67〕で家計の資産（W）と稼得人員を加えて，同じデータで計測した。

$$S=a_0+a_1Y+a_2Y^*+a_3(W-W^*)$$
$$+a_4(W-W^*)Y+e \qquad (3.12)$$

（Y；家計所得，Y^*；恒常所得，W；家計の保有資産，W^*；Y^*と同様に修正した資産，e；誤差項）

ここで擬似恒常所得（Y_i^*）とは，家計調査の家長の職業（i）および年齢（j），階層別平均所得を恒常所得の代理変数とみなそうというもので，実際には次のように計算される。階層別平均所得（$\bar{y}_{ij}$）は年齢階層（j）が一つ上るごとにλ倍になり，i職業の所得は年率g_iで増加するという2つの仮定の下では

$$\bar{y}_{ij}\lambda_{ij}^t(1+g_i)^t=Z_{ij}^t$$

の所得が期待できる。この期待所得Z_{ij}^tを割引率dで現在価値に割引けば，擬似恒常所得は次のようになる。

$$Y_i^*(i,\ j)=\left[\sum_{t=0}^{9}Z_{ij}^t\,d^t+\sum_{s=0}^{10}Z_i^s(j+1)d^{s+10}\right]\Big/\sum_{t=0}^{20}d^t$$

また，この擬似恒常所得を，資産（W）と家計の稼得人員（Ne）で修正したものが恒常所得（Y^*）と呼ばれる。以下計測結果はY^*を使っている。また，a_3は資産ストック調整効果を，a_4は資産ストック調整効果と所得水準との交互効果を示す。

計測結果は，（1）標本家計を職業，年齢，教育，家屋の所有形態等のいずれで分類したケースでも，決定係数（R^2）は0.19から0.26で有意であった（標本数500）。（2）恒常所得の限界貯蓄性向はどのケースでも0.01から0.05で，変動所得のそれは0.14から0.16でどちらも有意であった。この恒常所得の限界貯蓄性向は，先の Friend & Taubman〔24〕の計測値（0.06）に近い。

発展途上国の家計調査データで消費関数側から恒常所得仮説を検討したものにBetancourt〔6〕と Vakil〔77〕がある。Betancourtは1964年のチリの家計調査（Cost of Living Survey for Central Chile）を，①恒常所得の指標（耐久消費財の所有の有無を採点法で指標化），②教育程度，③雇用形態，④居住形態，⑥年齢，⑥職業によって分類し，グループ内の平均経常所得を恒常所得として，線型の消費関数を計測した。そして，年齢と居住形態以外のグループ分けで恒常所得仮説の有意性がみ

られると主張している。[11]

Vakilはインドの4種類の家計調査データ[12]を利用して職業グループ別の消費関数を計測し，恒常所得仮説を支持している。

3.4節　恒常所得仮説をめぐる論争

1970年以後，恒常所得仮説を貯蓄分析に適用した研究は減少し，消費関数に適用して恒常所得仮説の精度を改善しようとする研究が増加した。

Singh & Drost〔68〕は11ケ国の時系列データ（YNAS; 1950～68）を用いて，ラグ分布を用いた消費関数の計測に代わる新しい手法を提示した。ラグ分布を仮定した恒常所得型の消費関数は次のように書かれることが多い。

$$C^P = k \cdot Y^P$$

$$Y^P = \beta(Y_t + \lambda Y_{t-1} + \lambda^2 Y_{t-2} + \cdots\cdots)$$

$$C = C^P + C^T$$

上の3式から

$$C = k\beta(Y_t + \lambda Y_{t-1} + \cdots\cdots) + C^T$$

$\beta(1+\lambda+\lambda^2+\cdots\cdots) = \beta/(1-\lambda) = 1$ の仮定条件から

$$C = k(1-\lambda)Y_t + \lambda C_{t-1} + \varepsilon \qquad (3.13)$$

（但し $\varepsilon = C_t^T - \lambda C_{t-1}^T$）

が導出できる。短期限界消費性向は $k(1-\lambda)$，長期限界消費性向は k である。

彼等（Singh & Drost）はこのラグ分布の仮定によって将来の期待所得を恒常所得の代用とする方法に批判的である。代りに $E(C^T) = E(Y^T) = 0$，$E(C^T, Y^T) = 0$ の仮定を用いて，$\mathrm{Var}(C^T)$，$\mathrm{Var}(Y^T)$ を極小化する非線型推定法（Nonlinear Iterative Least Squares Method: NILS 法）を用いた。計測は，耐久消費財支出を含むケースと含まないケースについて行った。彼等の計測によれば，k の値は日本を除いて0.8近傍に集中している。また，ラグ分布を用いたものと比べると，k の値は彼等の計測の方が小さい。

Laumas & Laumas〔45〕は，恒常所得を3年移動平均法で計測することに批判的である。3年移動平均法が消費者のタイム・ホライズンを誤解しているというのが第1の理由，第2には，消費者が2期前までの所得額を記憶しているという仮定は消費者行動を正しく描写していないこと，第3に，移動平均では所得変動を平準化する為に構造変化の影響を説明しえないことをあげている。

注(11)　グループ別計測とグループ分けをしない計測とでは消費性向は，前者の方が大きいという仮説を検定する手法を用いている。

(12)　① The Delhi Survey; 1959, ② The Urban Income and Saving Survey; 1960, ③The All-India Rural Household Survey; 1962, ④ The All-India Consumer Survey; 1964.

彼等〔46〕はこの批判に基づいてインドの時系列データ（1919～28年）を用いて，下記の方法で恒常所得を計算した。

$$Y^P=\beta\int_{-\infty}^{T}e^{(\beta-\alpha)(t-T)}Y(t)dt \tag{3.14}$$

（β：タイムホライズンの逆数の意味をもつ係数，α：トレンド，t：時間変数，T：測定時点）

実際には所得の移動平均のタイムホライズン（$1/\beta$）を色々に変えて計測して，フィットが良好なものを探索した。その結果，アメリカ（$1/\beta=2.5$年），インド（1年）であることが確認された。

<表—12>のインドの計測結果では，変動消費と変動所得に強い正の相関がある。彼等は，この結果から，発展途上国では変動所得と変動消費が独立であるという仮定は妥当しないと主張している。

<表—12> Laumas & Laumas の計測結果

$C_P=-1.432+0.935\ Y_P$ (3.568) (0.045)	$R^2=0.977$ D.W.=1.491
$C_T=-0.088+0.936\ Y_T$ (0.139) (0.045)	$R^2=0.935$ D.W.=2.046
$C=-6.687+0.998\ Y_P+0.864\ Y_T$ (6.819) (0.089) (0.126)	$R^2=0.962$ D.W.=2.151

（注）C_P；恒常消費，C_T；変動消費，Y_P；恒常所得，Y_T；変動所得。
カッコ内は標準誤差を示す。また$\beta=1$のケースである。
（出所）Laumas & Laumas〔46〕

Musgrove〔63〕は南米（エクアドル，コロンビア，ペルー）の都市の家計調査（1967～69年）を用いて，分散分析によって恒常所得の計測誤差（estimation error）と変動所得の測定誤差（measurement error）を識別した。その結果，経常所得と恒常所得の差は変動所得と言うより測定誤差であることを確認した。また，恒常所得の消費弾性値は，コロンビア（0.811），エクアドル（0.896），ペルー（0.776）であった。それに加えて，恒常所得を計測する為の標本分類は教育程度による分類が一番よいことが確認された。

これに対して，Bhalla〔7〕は推定誤差（$\varepsilon=Y^T$）を，Y，S，Cに関する分散，共分散に分解して，これらを用いて平均消費性向や限界消費性向を修正する手法を示し，インドの農村の家計調査（1968/69～197/71）[13]を用いて限界消費性向を計測した。この方式による計測値は<表—13>のように直接計測したものと，残差による計測値の中央にある。これを限界貯蓄性向に直してみると，かなり高い値を示すことになる。

注(13) この資料は National Council of Applied Economic Research の3年次（1968/69, 1969/70, 1970/71）のパネル・データである。

<表—13> Bhalla の誤差分散による修正

	Year I 1968～69	Year II 1969～70	Year III 1970～71
direct C			
APC	0.778	0.759	0.741
MPC	0.39	0.49	0.47
residual C			
APC	0.97	0.89	0.86
MPC	0.91	0.70	0.65
True MPC	0.84	0.66	0.61

(注) residual C は $Y-S$ より求めた計測値
(出所) Bhalla, S. S. 〔7〕

恒常所得仮説では，理論モデル自体が切片（定数項）を含まない貯蓄関数を前提としているので，そのままの形では Kuznets の観察に対する検証とはなりえない。また，恒常所得概念は，単純に経常所得と比較はできない。但し実際の計測では，Singh & Drost 以外の研究例では，切片（定数項）をもった式が用いられている（例えば Friend & Taubman など）。一方恒常所得は，実際の計測に際しては，経常所得の数年間の移動平均が用いられることに留意する必要がある。以上に注意して，恒常所得仮説をふり返れば，国際クロスセクション分析（Friend & Taubman）及び，時系列分析（Williamson や Leff & Sato 等）においても，貯蓄は，過去数年の平均所得に伴って上昇する。さらに恒常所得からの貯蓄性向は Kuznets 観察を検証した Houthakker の限界貯蓄性向よりかなり小さいことがわかる。したがって，恒常所得による限界貯蓄性向は過小評価されやすい。

発展途上諸国の貯蓄行動を，恒常所得仮説で説明することには本質的な疑問がある。期待所得が意識される程度は，低開発段階では低く，発展が進んで所得稼得が近代化するにつれて高まるとみて，そのことを検証することの方が，はるかに重要なことであろう。

第4章　ライフ・サイクル仮説

4.1節　貯蓄率と所得成長率

次の有力な仮説はライフ・サイクル仮説である。これは仮説提唱者の頭文字をとって MBA 仮説とも呼ばれる。この仮説の初期の研究は先進国について行われた。Modigliani & Brumberg 〔59〕の理論提案に続いて，英国の1952，53，54年のオックフォード統計局サンプルサーベイを用いて仮説のテストを行った3つの研究，Lydall 〔54〕，Fisher 〔21〕，及び Modigliani & Ando 〔58〕がある。米国に関しては，1929～49年，商務省データで貯蓄関数を計測した Brumberg 〔11〕，1929～59年の家計調査データにより消費関数を計測した Ando & Modigliani 〔3〕，〔4〕，1900～58年のデータにより資産—所得比率の計測を行った Modigliani 〔60〕等がある。

発展途上国の貯蓄についてのMBA仮説の研究には2つの系譜がある。第1は，Kuznets〔39〕の観察（第1章参照）に対して統計的に反論した Houthakker〔34〕と，それを発展させた Modigliani〔61〕，Swamy〔74〕等の系譜である。これらの研究は貯蓄比率の決定要因として，所得の成長率を重視するのが特徴である。第2の系譜は人口学的な要因を重視する Kelley & Williamson〔36〕，Leff〔48〕，〔49〕，Adams〔2〕，Gupta〔31〕，Landsberger〔43〕及び Modigliani〔61〕である。特に，Modigliani〔61〕は上記2つの系譜を総括する意味で，ライフサイクル仮説の総括的研究と言える。

第1の系譜では貯蓄のライフサイクルは，概略以下のように説明される。主体は現時点から人生の終点までの期待所得と資産の総和の制約の下で，現在の消費と将来の消費の選択という意味の効用の最大化を行うと仮定する。その帰結として現在の消費は，期待所得と資産の和，資本の報酬率および年齢の関数として表わされる。これを年齢グループ内およびグループ間で集計して次の消費関数を導出する。(Ando & Modigliani〔3〕)

$$C_t=\alpha_1 Y_t+\alpha_2 Y_t^e+\alpha_3 W_{t-1} \tag{4.1}$$

（Y；経常的労働所得，Y^e；期待労働所得，W；純資産）

そして，Y_t^e が Y_t と比例的であると仮定して，$S_t=Y_t-C_t$ の関係から，

$$S_t=\sigma Y_t-\delta W_{t-1} \tag{4.2}$$

が得られる（σ；限界貯蓄性向，δ；資産の限界貯蓄性向）。

経常所得 Y_t は過去の最高所得；$\mathring{Y}$ に対して，ρ の割合で成長すると仮定し，トレンドからの乖離率を

$$Q_t=\{Y_t-(1+\rho)\mathring{Y}\}/Y_t$$

で表わすと，貯蓄比率は

$$S_t/Y_t=\frac{\sigma\rho}{\delta+\rho}+\frac{\delta\rho}{\sigma+\rho}Q_t+\eta_t \tag{4.3}$$

となる。（η_t；残差，Modigliani〔60〕）上式で $Q_t=0$ として周期変動を除くと，

$$S_t/Y_t=\frac{\sigma\rho}{\delta+\rho}+e \tag{4.4}$$

となる。（e は誤差項）

これを ρ について線形近似すると，

$$\frac{S}{Y}=[s(\bar{\rho})-\bar{\rho}s'(\bar{\rho})]+s'(\bar{\rho})\rho \tag{4.5}$$

となる。ただし $s(\rho)=S/Y=\dfrac{\sigma\rho}{\delta+\rho}$，$s'(\rho)=\dfrac{\partial s}{\partial\rho}=\dfrac{\delta\rho}{(\delta+\rho)^2}$，$\bar{\rho}=\rho$ の平均値

以上から下記のライフサイクル型貯蓄関数が導出される。

$$\frac{S}{Y}=C_1+C_2\frac{\Delta Y}{Y} \tag{4.6}$$

$(C_1=[s(\bar{\rho})-\bar{\rho}s'(\bar{\rho})],\ C_2=s'(\rho))$

Houthakker〔34〕は，第1章で詳説した研究の一環として，YNAS から28ヶ国（1959, 60年）の国際クロスセクションデータを用いて，(4.6) 式を2通り計測した。

$$\frac{S}{Y}=\underset{(0.0124)}{0.02}+\underset{(0.28)}{1.36}\frac{\Delta Y}{Y}$$

S；1人当り個人貯蓄，Y；1人当り個人可処分所得，$\frac{\Delta Y}{Y}$；総実質可処分所得成長率

$$\frac{S}{Y}=\underset{(0.019)}{0.046}+\underset{(0.42)}{2.07}\frac{\Delta Y}{Y}$$

S；1人当り国内貯蓄，Y；1人当り国民所得，$\frac{\Delta Y}{Y}$；国民所得成長率，カッコ内は標準誤差を示す。相関係数は報告されていない。

Swamy〔74〕は YNAS の19ヶ国（1965年）について，(4.6) 式（彼は World Dynamic Saving Function と呼ぶ）を計測した。C_2 の係数は 1.54 で Houthakker の計測に近い。Modigliani〔61〕は YNAS の36ヶ国（1951～60年の平均値）の民間貯蓄と民間所得を用いて，次の計測結果を得た。

$$\frac{S}{Y}=\underset{(1.3)}{4.5}+\underset{(0.25)}{1.42}\frac{\Delta Y}{Y} \qquad r=0.67$$

カッコ内は標準誤差を示す。

彼はさらに，所得の成長率も生産性の上昇率$\left(\frac{\Delta y}{y}\right)$と労働人口の成長率$\left(\frac{\Delta N}{N}\right)$に分解して，$\frac{S}{Y}$に回帰させた。計測結果は次式の如くであった。

$$\frac{S}{Y}=8.4+\underset{(0.25)}{1.24}\frac{\Delta y}{y}-0.67\frac{\Delta N}{N} \qquad \bar{R}=0.73$$

カッコ内は標準誤差を示す。

生産性上昇率は貯蓄率に正の効果を，人口増加率は負の効果を示している。

また，Thirlwall〔75〕も68ヶ国のクロスセクションデータにより，以下の式を計測している。

$$\left(\frac{S}{Y}\right)_{\text{domestic}}=14.19+\underset{(0.454)}{0.494}\left(\frac{\Delta Y}{Y}\right)_{\text{national}} \tag{A}$$

$$\left(\frac{S}{Y}\right)_{\text{domestic}}=13.22+\underset{(0.415)}{1.197}\left(\frac{\Delta Y}{Y}\right)_{\text{per capita income}} \tag{B}$$

カッコ内は標準誤差を示す。

（ただし（A）の係数は有意でない）

以上は発展段階の異なる国際間クロスセクション分析であるから，長期貯蓄関数の計測とみなされる。計測された係数 C_2 の値はいずれも1以上（1.36, 1.54, 1.42, 1.197）であり，線形近似式の係数 $s'=\frac{\delta\sigma}{(\delta+\rho)^2}$ から推しても説得的な値である。

国別タイムシリーズ計測には Leff and Sato〔51〕がある。彼等は世銀データ（1952～69）の国別国内総貯蓄と GNP を用いて，Swamy と同様の手続きで計測した。[14] C_2 の値は，ブラジル4.19，コスタリカ3.58，イスラエル0.59，フィリピン3.95，台湾3.42であり，イスラエルを除き，高い。

4.2節　貯蓄率と人口学的要因

人口学的要因を重視する第2の系譜の嚆矢は Modigliani〔61〕である。GNP 成長率は生産性上昇率と労働力人口増加率に分解されるので，後者を詳細に組み込もうという考え方である。

以下の説明で用いる記号は，<表—14>の通り。

<表—14>

l：1人当りの期待労働年数
r：期待引退（retirement）年数
m：平均未成年期間
$\omega=r/l$
y：労働生産性
$\mu=m/l$
C_l：労働期間の計画年平均消費率
C_r：引退期間の計画年平均消費率
C_m：未成年期間（20歳未満）の計画年平均消費率
$\chi_r=C_r/C_l$　　$\chi_m=C_m/C_l$
L：各年の労働者数
R：各年の引退者数
M：各年の未成年者数
e：労働期間中の平均収入率

C_m，C_r，e は期間を通じて一定と仮定。報酬率もゼロと仮定される。

1人当りの生涯の予算制約式は

$$le=lC_l+rC_r+mC_m=C_l[l+r\chi_r+m\chi_m]$$

同じ考え方で総所得は

$$Y=Le$$

注(14)　$S=(1-k)S_{-1}+ka\Delta Y$ で $S=S_{-1}$ とおく
$kS=ka\Delta Y$
$\frac{S}{Y}=a\frac{\Delta Y}{Y}$，$a$ を推計する。

総消費は

$$C=LC_l+RC_r+MC_m=C_l[L+\chi_r R+\chi_m M]$$

$S=Y-C$に代入して

$$S/Y=\frac{\omega\chi_r+\mu\chi_m}{1+\omega\chi_r+\mu\chi_m}-\frac{\chi_m}{1+\omega\chi_r+\mu\chi_m}\left(\frac{M}{L}\right)-\frac{\chi_r}{1+\omega\chi_r+\mu\chi_m}\left(\frac{R}{L}\right) \qquad (4.7)$$

S/Y は (M/L), (R/L) の減少関数である。Modigliani は実際には R を65歳以上人口，L を20～65歳人口，$\omega=r/W\simeq 1/4\sim 1/5$，$\chi\simeq 0.5\sim 0.1$ と設定して (4.7) 式を計測した。

$$S/Y=\underset{(4.9)}{23.1}+\underset{(0.19)}{1.15}\frac{\Delta y}{y}-\underset{(16)}{45}\frac{R}{L}-\underset{(3.6)}{12.7}\frac{M}{L}$$

$\bar{R}=0.81$，( ) 内は標準誤差

R/L, M/L の追加により説明力は高まった。この計測によって生産性上昇率と人口の年齢構成が貯蓄比率の主要な要因であることが支持された。

Leff〔48〕,〔49〕は，出生率の上昇は総人口に占める未成年層（支出増加だけに貢献し，生産には寄与しない。）の比率 (dependency rates) を増加させ，貯蓄率を低下させると考えた。

YNAS の74ケ国 (1964年) のデータを用いてクロスセクション分析を行った。

(1) $$\ln\frac{S}{Y}=\underset{(5.7289)}{7.3439}+\underset{(2.8776)}{0.1596}\ \ln\frac{Y}{N}+\underset{(3.2792)}{0.0254}\ \ln\frac{\Delta Y}{Y}$$

$$-\underset{(4.6406)}{1.3520}\ln D_1-\underset{(2.5623)}{0.3990}\ln D_2 \qquad \bar{R}^2=0.5697$$

(2) $$\ln\frac{S}{N}=\underset{(2.2571)}{2.7851}+\underset{(21.5100)}{1.1486}\ \ln\frac{Y}{N}+\underset{(3.5592)}{0.0265}\ \ln\frac{\Delta Y}{Y}$$

$$-\underset{(4.7916)}{1.3438}\ln D_1-\underset{(2.6461)}{0.3966}\ln D_2 \qquad \bar{R}^2=0.9559$$

( )内は t 値，D_1：14歳未満の人口百分率

D_2：65歳以上の人口百分率，$\frac{\Delta Y}{Y}$：Y の5年間の年平均成長率

係数はすべて2.5%水準で有意で，dependency rates D_1, D_2 の説明力が高い。発展途上国，先進国別に計測した場合にも有意な結果が得られている。Leff は貯蓄率の主要因は dependency rates であると結論づけている。

これに対して Gupta〔31〕は，1人当り所得でグループ分けしたデータを用いないと意味がないと主張して，Leff 仮説が妥当するのは1人当り GNP $250～675 の最富国グループだけであると批判した。また Adams〔2〕は，Leff 仮説に対する反論として，人口が増え dependency rates が高まれば，労働意欲がかきたてられて成長が促され，貯蓄も増加すると主張した。更に，

<表—15> Leff, Gupta, Adams の回帰式

Leff の回帰式

74 Countries

(1) $\ln S/Y = 7.3439 + 0.1596 \ln Y/N + 0.0254 \ln \Delta Y/Y - 1.3520 \ln D_1 - 0.3990 \ln D_2$
(5.7289) (2.8776) (3.2792) (4.6406) (2.5623)
$\bar{R}^2 = 0.5697$ $F = 25.1604$

(2) $\ln S/Y = 7.7762 + 0.1037 \ln Y/N + 0.0234 \ln \Delta Y/Y - 1.4893 \ln D_3$
(5.7914) (2.3132) (3.0428) (4.8493)
$\bar{R}^2 = 0.5729$ $F = 33.6357$

(3) $\ln S/N = 2.7851 + 1.1486 \ln Y/N + 0.0265 \ln \Delta Y/Y - 1.3438 \ln D_1 - 0.3966 \ln D_2$
(2.2571) (21.5100) (3.5592) (4.7916) (2.6461)
$\bar{R}^2 = 0.9559$ $F = 396.677$

(4) $\ln S/N = 3.2383 + 1.0924 \ln Y/N + 0.245 \ln \Delta Y/Y - 1.4857 \ln D_3$
(2.5082) (25.3417) (3.3327) (5.0310)
$\bar{R}^2 = 0.9563$ $F = 533.913$

47 Underdeveloped countries

(5) $\ln S/Y = 0.1292 \ln Y/N + 0.0227 \ln \Delta Y/Y - 1.2297 \ln D_1 - 0.4455 \ln D_2$
(1.8487) (2.8079) (2.7636) (2.1554)
$\bar{R}^2 = 0.2419$ $F = 4.6685$

(6) $\ln S/N = 1.1167 \ln Y/N + 0.0239 \ln \Delta Y/Y - 1.3122 \ln D_1 - 0.4469 \ln D_2$
(16.8355) (3.1204) (2.9400) (2.2783)
$\bar{R}^2 = 0.8975$ $F = 101.6727$

20 Developed Countries

(7) $\ln S/Y = 0.0035 \ln Y/N + 0.2589 \ln \Delta Y/Y - 0.4324 \ln D_1 - 0.4916 \ln D_2$
(0.0296) (1.6228) (1.7099) (2.6547)
$\bar{R}^2 = 0.4395$ $F = 4.7245$

(8) $\ln S/N = 1.0049 \ln Y/N + 0.2591 \Delta Y/Y - 0.4300 \ln D_1 - 0.4914 \ln D_2$
(8.3684) (1.6208) (1.6966) (2.6477)
$\bar{R}^2 = 0.8413$ $F = 26.1798$

Gupta の回帰式

Group I

(1) $\ln S/Y = 3.9549 + 0.4548 \ln Y/N + 0.1263 \ln \Delta Y/Y - 0.7685 \ln D_1 - 0.6475 \ln D_2$
(0.3768) (0.3737) (0.1481) (0.9446)
$\bar{R}^2 = -0.29$ $F = 0.55$

(2) $\ln S/N = -0.3564 + 1.6112 \ln Y/N + 0.1309 \ln \Delta Y/Y - 1.0487 \ln D_1 - 0.5585 \ln D_2$
(1.6008) (0.4644) (0.2424) (0.9770)
$\bar{R}^2 = 0.403$ $F = 2.35$

Group II

(3) $\ln S/Y = 5.7068 - 0.1372 \ln Y/N + 0.0234 \ln \Delta Y/Y - 0.6172 \ln D_1 - 0.0449 \ln D_2$
(0.4052) (2.437) (0.7274) (0.1419)
$\bar{R}^2 = 0.240$ $F = 2.19$

(4) $\ln S/N = 2.7274 + 0.8330 \ln Y/N + 0.0243 \ln \Delta Y/Y - 0.9724 \ln D_1 - 0.1404 \ln D_2$
(2.6194) (2.6937) (1.2200) (0.4726)
$\bar{R}^2 = 0.495$ $F = 4.67$

Group III

(5) $\ln S/Y = 14.2616 - 0.0584 \ln Y/N + 0.0347 \ln \Delta Y/Y - 2.6974 \ln D_1 - 0.8866 \ln D_2$
(0.2401) (2.2646) (4.4973) (2.5979)
$\bar{R}^2 = 0.564$ $F = 7.78$

(6) $\ln S/N = 8.9245 + 0.9172 \ln Y/N + 0.0345 \ln \Delta Y/Y - 2.4937 \ln D_1 - 0.7803 \ln D_2$
(3.7661) (2.2460) (4.1514) (2.2831)

$\bar{R}^2=0.766$ $F=18.15$

All Groups

(7) $\ln S/Y=9.3209+0.1624\ln Y/N+0.0258\ln \Delta Y/Y-1.8402\ln D_1-0.5416\,D_2$
(1.9444) (3.1198) (4.5442) (2.700)

$\bar{R}^2=0.471$ $F=11.22$

(8) $\ln S/N=4.6341+1.1501\ln Y/N+0.0271\ln \Delta Y/Y-1.8012\ln D_1-0.5014\ln D_2$
(14.7254) (3.5020) (4.7578) (2.7803)

$\bar{R}^2=0.900$ $F=104.57$

Adams の回帰式

47 Developing Countries

(1) $\ln S/Y=3.8889+0.0687\ln Y/N+0.0771\ln \Delta Y/Y-0.45921\ln D_1$
(2.74) (0.97) (1.81) (−1.40)

$\bar{R}^2=0.1348$
(0.13)

(2) $\ln S/Y=1.9537+0.1251\ln Y/N+0.0894\ln \Delta Y/Y-0.668\ln D_2$
(5.37) (1.64) (1.97) (−0.44)

$\bar{R}^2=0.0993$
(0.10)

(3) $\ln S/Y=5.2530+0.0678\ln Y/N+0.0798\ln \Delta Y/Y-0.8036\ln D_3$
(2.58) (0.98) (1.90) (−1.64)

$\bar{R}^2=0.1485$
(0.15)

(4) $\ln S/Y=7.7041+0.1230\ln Y/N+0.1134\ln \Delta Y/Y-1.3753\ln D_1-0.5462\ln D_2$
(3.79) (1.75) (2.66) (−2.87) (−2.50)

$\bar{R}^2=0.2289$
(0.23)

(注) 1. ( ) 内は t 値

2. 各記号は次の通り

S/Y=aggregate saving ratio

S/N=per capita aggregate savings

Y/N=per capita income

$\Delta Y/Y$=rate of growth of per capita income

D_1=percentage of population aged fourteen or less

D_2=percentage of population aged sixty-five or more

D_3=total dependency ratio, the sum of D_1 and D_2

3. Gupta の回帰式のグループ分けは次の通り

Group I (9 Countries)

India	Taiwan
Kenya	Tanganyika
Pakistan	Thailand
South Korea	Uganda
Sudan	

Group II (16 Countries)

Ceylon	Jordan
Dominican Republic	Mauritius
Ecuador	Morocco
Egypt	Paraguay
Ghana	Peru
Honduras	Philippines
Iran	Portugal
Iraq	Tunisia

Group III (22 Countries)

Argentina	Japan
Barbados	Malaysia
Brazil	Malta
British Guiana	Mexico
Bulgaria	Nicaragua
Chile	Panama
Costa Rica	Poland
Cyprus	Spain
El Salvador	Trinidad-Tobago
Greece	Turkey
Jamaica	Uruguay

回帰式の理論的背景の欠如と，D_1 と D_2 の間の多重共線性の問題をあげ，統計的に信頼ができないと主張した。(Leff, Gupta, Adams の回帰式は<表—15>にまとめてある。)

Leff の計測した式は Modigliani に Y/N を追加したものである。$D_1 \fallingdotseq M/L$，$D_2 \fallingdotseq R/L$ に相当する。その意味で Leff の dependency rates 仮説は，Modigliani のライフサイクル仮説に含まれる。

Kelley and Williamson〔36〕は，インドネシアのジョグジャカルタで490世帯のサンプルサーベイ（1958/59）を行ない，職業別（農民，商人・職工，企業家，政府役人・職員，賃金労働者，その他の6職種），世帯主年齢階層別，地域別（都市部，農村部）の分類の下で貯蓄と所得を観察した。商人と企業家の限界貯蓄性向が最も高く，それぞれ0.4257と0.3077であった。最小は政府職員の0.0475，農民は0.1071，平均では0.099であった。平均貯蓄性向は全標本平均で0.016，商人・職工が0.075，企業家が0.058，その他は負であった。農民については，土地所有が大なるほど，平均・限界貯蓄性向共に増加する傾向がみられた。家計所得及び世帯人員規模は，世帯主の年齢に対して放物線状の変化を示し，都市世帯の場合40～49歳がピークで世帯所得11,366ドル，世帯人員5.33人，農村世帯の場合50～59歳で世帯所得4,727ドル，世帯人員5.01人であった。また一般に農村世帯の方が世帯主間での所得の変動が小さい。1人当り所得は40～49歳を谷にして世帯所得とは逆の形状を示す。貯蓄は農村世帯の場合30～39歳と50～59歳をピークとして双峯分布の形状を示す。

貯蓄率（S/Y）は，全世帯平均では，世帯年齢60～69歳の0.017が最高である。農村世帯では50～59歳の0.056が最高値，都市部では60～69歳の0.004が唯一の正値で，その他は負であった。限界貯蓄性向は世帯主年齢が上昇するにつれて上昇する傾向がみられた。(<表—22>を参照)以上から，労働期間中の貯蓄比率が高く，若年期間や引退期間の貯蓄率は低いというライフサイクル仮説は，インドネシアの場合，厳密には妥当しなことが確認された。

4.4節　ライフサイクル仮説型の消費関数

ライフサイクル仮説を発展途上国の消費関数に適用した研究に，Singh, Drost and Kumar〔69〕がある。オランダ（1950～66），カナダ（1951～68），西ドイツ（1951～68）の先進3カ国と，インド（1951～52, 64～65）について，Ando-Modigliani タイプの消費関数を計測した。しかし，インドについては，相関も低く，係数の符号条件も理論と異なるものがあり，統計的有意性も低かった。推計結果は<表—16>に示した。

Landsberger〔43〕は，イスラエル（1957～58, 63～64）の貯蓄調査データを用いて，「資産の限界消費性向は世帯主年齢が高いほど大きい。」という事実を見い出した。ただし彼は，臨時所得（windfall income，主として賠償金受取り）を資産増加とみなして計測した。

以上みてきたように，ライフサイクル仮説は国際間のクロスセクション分析には良好な説明力を

<表—16> Singh, Drost and Kumar の計測

国　　名	α_1	α_2	α_3	R^2
カナダ(1951～60)	0.4989 (0.1153)	−0.0500 (0.0048)	0.1244 (0.0147)	0.8260
インド(1951/52～64/65)	1.6270 (0.1676)	−0.2370 (0.0522)	−0.0541 (0.0163)	0.6811
オランダ(1956～66)	0.1890 (0.1514)	0.3650 (0.1321)	0.9051 (0.0071)	0.9255
西　独(1951～68)	−1.7188 (0.3923)	1.3428 (0.1283)	0.2686 (0.0420)	0.8794

(注)　カッコ内の値は標準誤差を示す。

計測式 $\frac{C_t}{Y_t}=\alpha_1+\alpha_2\left\{\left[(\lambda_1)^t+(\lambda_2)^t-(\lambda_2)^t\frac{L_t}{E_t}\right]R_t+\frac{Y_t\cdot E_{t-1}}{Y_{t-1}\cdot E_t}\right\}+\alpha_3\frac{W_{t-1}}{Y_t}+u_t$

ここで　$R_t=1-\frac{Y_{t-1}/E_{t-1}}{Y_t/E_t}$,　$\alpha_2>0$,　$\alpha_3>0$ が理論値

$(\lambda_1)^t-(\lambda_2)^t$ は幾何級数減少関数

Y：労働所得　E：雇用者数　C：消費　W：非人的資産　L：労働力

示すが，個々の発展途上国に適用した場合，必ずしもあてはまりがよいとは言えない。

年齢が高まるにつれて所得水準が高まるという，所得のライフサイクルが，先進国ほど顕著にはみられないのが，発展途上国の特徴である。とすれば，貯蓄のライフサイクル仮説も，原理的に，根拠の薄いものと言わなければならないであろう。マクロのデータの上で所得増加率がある程度の説明力を見せるのは，むしろ，経済全体として所得構造が変化しながら所得水準が上昇した結果を見ているためであると考えられる。

第5章　相対所得仮説による貯蓄分析

1970年代に入って発展途上国の消費行動について相対所得仮説の妥当性の検証が行われるようになった。相対所得仮説は，周知の通り消費行動の主体間での相互依存性，および時間に関する非可逆性を仮定する。

Duesenberry〔19〕の原型では，過去の最高所得(Y^0)を導入して，$(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y^0/Y)_t$, $\beta<0$ の形で非可逆性を表わしている。相対所得仮説の変型として以下の3つのタイプがある。第1は Y^0 のかわりに過去の最高消費 (C^0) を用いる Davis〔15〕のものである。(以下 Davis 型と略称)

$$(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y/C^0)_t \tag{5.1}$$

第2は，Duesenberry, Eckstein and Fromm〔20〕(以下 DEF 型と略称) によるもので，望ましい消費比率と一期前の消費比率の差を調整するように今期の消費を決めるという調整プロセスを含む消費関数である。

$$[(C/Y)_t-(C/Y)_{t-1}]=\gamma[(C/Y)_t^*-(C/Y)_{t-1}]$$

望ましい消費比率 $(C/Y)^*$は，$(C/Y)_t^*=\alpha+\beta(Y/Y^0)_t$ と仮定して DEF タイプは次のように書かれる。

$$(C/Y)_t=\alpha'+\beta'(Y/Y^0)_t+\gamma'(C/Y)_{t-1} \tag{5.2}$$

第3に，Y/Y^0 のかわりに Y/C^0 を用いた Singh and Kumar〔70〕のもの（SK型と略称）がある。

$$(C/Y)_t=\alpha'+\beta'(Y/C^0)_t+\gamma'(C/Y)_{t-1} \tag{5.3}$$

DEF 型およびSK型における $(C/Y)_{t-1}$ 項はいわゆる習慣形成効果（habit formation）の項であるとされている。

発展途上国について相対所得仮説型の消費関数を計測した研究に，Singh and Kumar〔70〕および Singh, Drost and Kumar〔69〕がある。

Singh and Kumar〔70〕は1951～58の時系列データにより，カナダ，フィンランド，ガテマラ，ホンジュラス，インド，日本，フィリピン，スウェーデン，英国，アメリカについて，Duesenberry の原型，Davis 型，DEF 型，SK型を比較した。Duesenbery の原型のフィットは良好でない。10ケ国中，DEF型は7ケ国について，Davis型は6ケ国，SK型は3ケ国について良好なフィットを示した。計測された限界消費性向は，[15] カナダ（Davis 型 0.948），フィンランド（SK 型 0.896,

(15) Singh and Kumar 等による長期限界消費性向の導出は以下通り。

（仮定） 1. $\left(\frac{C}{Y}\right)_t=\left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1}=$一定

2. $Y^0_t=Y_{t-1}=(1+G)^{-1}Y_t$

3. $C^0_t=C_{t-1}=(1+G)^{-1}C_t$

G；可処分所得の長期成長率

4. 長期消費関数は原点を通る線形である。

i) Duesenberry 型（原型）

$(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y/Y_0)_t$

$(C/Y)_t=\alpha+\beta(1+G)$……長期限界消費性向

ii) Duesenberry-Eckstein-Fromm型（DEF 型）

$(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y/Y_0)_t+\gamma(C/Y)_{t-1}$

$=\alpha+\beta(1+G)+\gamma(C/Y)_t$

$(1-\gamma)(C/Y)_t=\alpha+\beta(1+G)$

$(C/Y)_t=[\alpha+\beta(1+G)]/(1-\gamma)$……長期限界消費性向

iii) Davis 型（D型）

$(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y/C^0)_t$

$=\alpha+\beta\left\{C+\frac{0}{C^{0}_t}\right\}$

$=\alpha+\beta\left(\frac{Y^0}{C^0}\right)_t\ \left(\frac{C}{C^0}\right)_t$

$=\alpha+\beta\left(\frac{Y_t}{C^t}\right)(1+G)$

$(C/Y)^2_t-\alpha(C/Y)_t-\beta(1+G)=0$

$(C/Y)_t=\frac{1}{2}[\alpha+\sqrt{\alpha^2+4\beta(1+G)}]$……長期限界消費性向

iv) Singh-Kumar 型（SK型）

$(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y/C^0)_t+\gamma\left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1}$

$=\alpha+\beta(1+G)\left(\frac{Y}{G}\right)_t+\gamma\left(\frac{C}{Y}\right)_t$

$(1-\gamma)\left(\frac{C}{Y}\right)^2_t-\alpha\left(\frac{C}{Y}\right)_t-\beta(1+G)=0$

$(C/Y)_t=\frac{1}{2(1-\gamma)}[\alpha+\sqrt{\alpha^2+4(1-\beta)\beta(1+\beta)}]$……長期限界消費性向

DEF 型 0.895)，ガテマラ（SK 型 0.966, DEF 型 0.967)，ホンジュラス（Davis 型 0.941, DEF 型 0.949)，インド（DEF 型 0.928, SK 型0.933, Davis 型 0.941)，スウェーデン（EEF 型 0.901)，イギリス（Davis 型 0.989, DEF 型 0.932)，アメリカ（Davis 型 0.939)。ホンジュラス，ガテマラでは習慣形成項が有意であった。Singh Drost and Kumar〔69〕はオランダ（1950～66)，西独（1951～68)，カナダ(1951～68)，インド（1951/52から64/65）についてSK型モデルとその他のモデルを計測して比較した。計測式と結果は<表—17>を参照されたい。

<表—17>相対所得仮説の計測結果

〔Singh, Drost & Kumar〕

	$\hat{a}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	R^2
カナダ 1951-68				
Duesenberry タイプ	1.2101 (.0885)	−.2566 (.0832)		.6815
Davis タイプ	1.4121 (.0709)	−.4159 (.0621)		.8530
SK タイプ	1.6279 (.2046)	−.4044 (.1118)	−0.2437 (.1187)	.7243
インド(1951/52-64/65)				
Duesenberry タイプ	0.9057 (.0639)	0.0243 (.0621)		.2358
DEF タイプ	0.8829 (.3369)	0.0252 (.0686)	0.0237 (.3217)	.2340
オランダ(1950-66)				
Davis タイプ	1.1637 (.1011)	−0.2515 (0.0782)		.9290
DEF タイプ	0.5082 (.1024)	−0.2715 (.0800)	0.7437 (.0636)	.9414
SK タイプ	0.8011 (.1909)	−0.2383 (.0747)	0.4110 (.1220)	.9378
西独(1951-68)				
Duesenberry タイプ	0.9254 (.0745)	−0.0694 (.0678)		.9156
SK タイプ	0.9552 (.2378)	−0.0687 (.0641)	−0.0197 (.2467)	.9155

（注） 有意な回帰式だけを掲げた。ただしインドと西独の場合は β, $\hat{\gamma}$ の係数は有意でない。

〔Singh & Kumar〕

Duesenberry タイプの消費関数 $(C/Y)_t = \alpha + \beta (Y/Y^0)_t$

	$\hat{a}$	$\hat{\beta}$	R^2
カナダ	1.3286	0.3665	0.4706
フィリピン	1.4211	−0.4504	0.3672

	$\hat{a}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	R^2
D. E. F. タイプの消費関数 $(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y/Y^0)_t+\gamma(C/Y)_{t-1}$				
カナダ	0.7559	−0.3900	.6396	.8477
フィンランド	0.3508	0.0758	.7004	.5052
ガテマラ	0.4878	−0.1213	.6272	.3205
ホンジュラス	0.5417	−0.1045	.5449	.2779
日本	0.1455	−0.0325	.8643	.7976
スウェーデン	0.5115	−0.2029	.6709	.6178
イギリス	0.6326	−0.5840	.9854	.9131
Davis タイプの消費関数 $(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y/C^0)_t$				
カナダ	1.3397	−0.4043		.8267
ガテマラ	1.1719	−0.1868		.1489
ホンジュラス	1.1200	−0.1653		.2213
日本	1.3212	−0.3571		.6642
フィリピン	1.5187	−0.5031		.7672
スウェーデン	1.1511	−0.2126		.1989
イギリス	1.9148	−0.8638		.8818
SKタイプの消費関数 $(C/Y)_t=\alpha+\beta(Y/C^0)_t+\gamma(C/Y)_{t-1}$				
カナダ	1.1775	−0.3672	.1943	.8313
フィンランド	0.4429	−0.0752	.6079	.5106
ガテマラ	0.6206	−0.1243	.4976	.3260
ホンジュラス	0.6641	−0.1021	.4219	.2310
日本	0.1829	−0.0291	.8259	.7944
スウェーデン	0.7263	−0.1828	.4250	.3391
英国	1.1563	−0.5156	.3828	.8832

（注）有意な回帰式だけをあげた。
（出所）Singh, Drost & Kumar [69], Singh & Kumar [70]

習慣形成仮説は発展段階の差による貯蓄率の差異を説明することには，当面直接の貢献は無いという認識が多いが，最も重要な研究の方向である。発展途上国の貯蓄行動は，習慣形成・デモンストレーション双方の効果が相当程度に作用していると考えられる。

第6章　貯蓄と資産

6.1節　恒常所得仮説とライフサイクル仮説における資産

貯蓄と資産の間には密接な関係があることはよく知られているが，実証分析は先進国でも発展途上国でもデータ整備上の困難があってあまり進んでいない。特に発展途上国では資産データは皆無に近い。

理論的に資産 (asset, or wealth) を陽表的に扱っているのは，恒常所得仮説とライフサイクル仮説である。Friedman の恒常所得仮説では

$$C^P = k(w,\ i,\ u)Y^P$$

の形式で消費性向の説明要因とされている。彼の理論では，資産は，

$$w = (\text{非人的資本})/(\text{恒常所得})$$

として組込まれている。非人的資本比率（w）が高まると，将来に対する準備 (reserves) の必要性は低下し，恒常消費は増加すると期待されている。(16)

Johnson & Chiu〔35〕は

$$C_c = b_0 + b_1 Y_t + W_t \tag{6.1}$$

（C_c；経常消費，Y_t；トレンド所得，W；資産）

のような，資産Wを含む恒常所得型モデルを提示したが実測はしていない。Gupta〔28〕は，インドについて次のような，資産を含むモデルを計測した。

$$C/N = a + bY + cC_{-1} + d\left(\frac{\Delta P}{P}\right) + eW_{-1} \tag{6.2}$$

（$\Delta P/P$；物価上昇率，W；資産保有額，C/N；1人当り家計消費，Y；家計所得）

計測結果は次の通りであった。

$$\underset{(28.5795)}{C/N = 28.1744} + \underset{(0.11958)}{0.86355}\,Y + \underset{(0.1242)}{0.0495}\,C_{-1}$$

$$+\underset{(0.1957)}{0.19764}\left(\frac{\Delta P}{P}\right) - \underset{(0.0401)}{0.097251}\,W_{-1}, \qquad \bar{R}^2 = 0.908$$

（カッコ内は標準誤差を示す）

ライフサイクル仮説では，前述の通り，

$$S_t = \sigma Y_t - \delta W_{t-1}$$

の形で，資産が組込まれ，貯蓄に対して負の効果をもつと期待されている。

また，Modigliani〔60〕のライフサイクル・モデルでは，資産調整仮定

$$S_t = W_t - W_{t-1}$$

と定常成長仮定

$$Y_t = (1+\rho)Y_{t-1}$$

を代入して，資産所得比率は

$$W/Y = \frac{\sigma(1+\rho)}{\delta+\rho} \tag{6.3}$$

となり，W/Yはρ（成長率）の減少関数とされている。これはS/Yがρの増加関数となることと対

(16) Friedman〔22〕, p. 16 参照。

照的である。また，所得がトレンドの周りを周期的に変化する場合は，

$$W/Y = a - aQ_t - a\varepsilon_t \tag{6.4}$$

となる。$a = \dfrac{\sigma(1+\rho)}{\delta+\rho}$である。資産比率は$a$の周りを反周期的（counter cyclical）な動きをすると考えられる。(Modigliani〔60〕p. 178)。彼によれば，資産保有の目的は消費の安定化であり，所得変動による貯蓄の短期的変動を中和する方向に作用すると解される。Modigliani の計測では1900～58年のアメリカの資産比率（W/Y）の平均は4.62であった。

前出の Singh, Drost and Kumar〔69〕によるライフサイクル仮説の消費関数のインドにおける計測では，資産の限界消費性向が負（−0.0541）になることが報告されている。これは Gupta〔28〕のインドの計測で前期資産の係数が負であったことと符合する。しかし，彼等の用いた資産データは，再生産可能な有形資産（tangible wealth）と土地および貴金属のストック価額をとってはいるが，その精度に疑問が残る（Singh, Drost and Kumar op. cit., p. 299)。Landsberger〔43〕は，資産データの代用として臨時所得（windfall income）を用いた。

Kelley and Williamson〔36〕が用いたジョグジャカルタの490世帯の家計調査では，土地所有面積が大きい家計ほど平均貯蓄性向と限界貯蓄性向が高いという事実が観察された。土地所有階層別限界貯蓄性向は0.1122から0.1433まで，平均貯蓄性向は0.0008から0.0310まで増加している。

6.2節　資産ストック調整モデル

貯蓄理論に資産を組み込むもう一つの系譜として資産ストック調整モデルがある。このタイプの貯蓄理論は最終的な計測に際し，資産データを用いないのが特徴である。

Friend & Taubman〔24〕は

$$W_t = W_{t-1} + X_t + \alpha(W_t^* - W_{t-1}) \tag{6.5}$$

（W；資産，W^*；望ましい資産，X；キャピタルゲイン，$\alpha > 0$）

という資産調整関係を想定する。

更に，望ましい資産（W^*）は

$$W_t^* = k_1 Y_{t-1}^{Nt} \tag{6.6}$$

（Y_{t-1}^{Nt}；$t-1$期に予想されるt期の正常所得）

と想定する。貯蓄と資産の定義式にこれらの想定された関係式を代入すると，正常所得からの貯蓄関数として次式が得られる。

$$\begin{aligned} S_t &= W_t - W_{t-1} - X_t \\ &= \alpha k_1 Y_{t-1}^{Nt} - \alpha W_{t-1} \end{aligned} \tag{6.7}$$

更に変動所得（Y^T）の貯蓄を

$$S_t^T = k_2 Y_t^T \tag{6.8}$$

と想定すると，全体の貯蓄は次式で表わされる。

$$S_t = \alpha k_1 Y_{t-1}^{Nt} - \alpha W_{t-1} + k_2 Y_t^T \tag{6.9}$$

記号を整理して，その他の要因としての定数項を認めると

$$S_t = a + bY_t^N + cY_t^T - dW_{t-1} \text{（但し，} Y_t^N \text{は，} Y_{t-1}^{Nt} \text{の一定倍）} \tag{6.10}$$

となる。貯蓄増加は

$$\Delta S_t = a' + b\,\Delta Y_t^N + c\Delta Y_t^T - d\Delta W_{t-1} \tag{6.11}$$

となる。直接には資産のデータを用いることをさける為に $S_{t-1} \fallingdotseq \Delta W_{t-1}$ を仮定すると，

$$\Delta S_t = a' + b\,\Delta Y_t^N + c\Delta Y_t^T + dS_{t-1} \tag{6.12}$$

となる。S_{t-1} の係数 d は元来 W_{t-1} の係数である。資産ストック調整仮説では，t 期の望ましい資産が $t-1$ 期の資産より小さい場合は t 期の貯蓄を減らす方向に調整されると考えるから係数 d は負であると想定される。

彼等は YNAS の22ケ国（1952～60年）のクロスセクションデータで計測した。3.2節で紹介した通り，正常所得 Y^N の測定は3年移動平均，トレンドの2種類を試みた。d は有意な負の値，-0.072（3年移動平均のケース），-0.098（トレンドのケース）で，モデルの要請を満たした。計測は22ケ国の時系列をプールして行われた。

$$(S_t - S_{t-3}) = \underset{(2.7)}{1.5} + \underset{(0.081)}{0.062}(Y_t - Y_{t-3}) + \underset{(0.091)}{0.318}(X_t - X_{t-3}) - \underset{(0.0211)}{0.0721}(W_{-1} - W_{-4})$$

$$\bar{R}^2 = 0.356$$

$$(S_t - S_{t-3}) = \underset{(3.0)}{0.4} + \underset{(0.071)}{0.153}(Y_t - Y_{t-3}) + \underset{(0.098)}{0.280}(\tilde{Y}_t - \tilde{Y}_{t-3}) - \underset{(0.028)}{0.098}(W_{-1} - W_{-4})$$

$$\bar{R}^2 = 0.309 \quad \text{（カッコ内は標準誤差を示す）}$$

但し $X_t = \frac{1}{3}(Y_t + Y_{t-1} + Y_{t-2})$，$\tilde{Y}$ は Y のタイムトレンドである。

Swamy〔74〕は，同様の貯蓄モデルを計測した。基本的な貯蓄関数として次式を想定した。

$$S_t = \alpha + \beta W_t + \gamma Y_t \tag{6.13}$$

（$\beta < 0$，W；資産，Y；個人可処分所得）

また

$$S_t - S_{t-1} = \beta(W_t - W_{t-1}) + \gamma(Y_t - Y_{t-1}) \tag{6.14}$$

と $S_t = W_t - W_{t-1}$ から次式が導かれる。

$$S_t = \alpha_1 S_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_t + u_t \tag{6.15}$$

$$\left(\alpha_1 = \frac{1}{1-\beta},\ \beta_1 = \frac{\gamma}{1-\beta},\ u\text{；誤差項}\right)$$

彼は，各国の時系列データ（YNAS 1950～64）で，国別に（6.15）式を計測した。（6.15）式の計測結果は割愛するが，計測された係数から，$\alpha_1=\frac{1}{1-\beta}$の関係を用いて，資産の貯蓄効果$\beta$を計算すると<表—18>のようになる。

Swamy においても負の資産効果が確認できる。

<表—18>　Swamy による資産の貯蓄効果の計測

国　名	β の値
オーストラリア	−0.163
オーストリア	−0.473
ベルギー	−1.141
ビルマ	−0.312
カナダ	−0.091
チリ	−0.429
エクアドル	−0.302
フィンランド	−0.248
フランス	−0.053
西ドイツ	−0.070
ホンジュラス	−0.057
アイルランド	−0.057
ジャマイカ	−0.198
日本	−0.007
オランダ	−0.124
スウェーデン	−0.126
スイス	−0.014
イギリス	−0.144
アメリカ	−0.034
世界	−0.203

（出所）Swamy〔74〕Table 1 から計算

（注）βの算出方法：

$S_t=\alpha+\beta A_t+\gamma Y_t$

$S_t=\alpha_1 S_{t-1}+\beta_1 \Delta Y_t+u_t$

$\alpha_1=\frac{1}{1-\beta}$

Ramanathan〔66〕〔67〕はストック調整モデルに資産と所得の交互効果を導入した2通りのモデルを計測した。

$$S=\alpha_0+\alpha_1 Y^*+\alpha_2(Y-Y^*)+\alpha_3 W+\alpha_4 WY+u_1 \qquad (6.14)$$

$$\alpha_3<0,\ \alpha_4>0$$

$$S=\beta_0+\beta_1 Y^*+\beta_2(Y-Y^*)+\beta_3(W-W^*)+\beta_4(W-W^*)Y+u_2 \qquad (6.15)$$

$$\beta_3<0,\ \beta_4>0$$

彼は1959年のインドの家計貯蓄調査を用いて職業別クロスセクションで（6.14）と（6.15）を計測した。結果はそれぞれ

$$S=-414.8+0.11\,Y+0.08\,Y^{*}-0.034\,W+0.28\times10^{-5}WY \qquad R_2=0.20$$
$$(-4.4)\quad(3.0)\qquad(3.8)\qquad(-3.6)\qquad(2.7)$$

（　）内は t 値，(Ramanathan〔66〕)

$$S=59.2+0.12\,Y-0.10\,Y^{*}-0.017\,(W-W^{*})+0.22\times10^{-5}(W-W^{*})Y$$
$$(1.0)\quad(3.0)\quad(-3.1)\qquad(-2.4)\qquad\qquad(2.1)$$

$R^2=0.19$　　（　）内は t 値，(Ramanathan〔67〕)

ただし Y^{*} は修正恒常所得（3.3節参照）W は資産保有額，W^{*} は Y_S^{*} と同じ方法で計測した擬似資産額である。

$(W-W^{*})$ 及び W の係数は理論通り負であるが係数値は Swamy〔74〕，Friend & Taubman〔24〕の計測の各国の計測値より低目の値が測られている。

資産ストックの情報は，経済発展の分析にとって最も重要なものであるにも拘らず，発展途上国では資産ストックの情報が決定的に欠如している。その為，マクロ的にもミクロ的にも資産仮説の検証には，直接には資産ストックデータを用いない工夫が採られている。しかし，今，必要なことは，そのような理論の逃げ口を探すことではなく，資産ストックそのものの情報を蓄積して行くことであるように思われる。

第7章　国別・要因別にみた貯蓄分析

前章までで，経済発展過程下の貯蓄分析の中心となった理論仮説を展望した。本章では，これらの仮説を用いて行われた貯蓄分析を国別に展望して貯蓄パターンの比較を行う。また，従来の研究の中で確認されて来た貯蓄率決定要因を改めて整理する。最後に，従来の貯蓄分析を，長期分析・短期分析，都市・農村，時系列・クロスセクション等の性格によって再整理する。

7.1節　国別の貯蓄分析

発展途上国の貯蓄分析を，理論仮説の実証的研究を重視しながら，主に国際比較研究を中心としてとりあげて来た。以下では次の視点に立って再整理をする。

1）国別，地域別の貯蓄率（平均，及び限界貯蓄性向）には類似性があるか。

2）各国の貯蓄率の時系列的パターンはどのように変化するか。

2）発展途上国のうち本格的工業化段階に入りつつある中進国（NICs）ではどのような傾向がみられるか。

以下では，①アジア，②中南米，③アフリカ，④中東，⑤ヨーロッパの5地域に大別して展望する。その際，できるだけ多くの国について研究例をみる為に，第6章までで扱わなかった研究例も引用する。我々の予定では，マクロの資金循環のうち国内貯蓄とは別に，国際資本移動についての

研究は稿を改めて展望する予定であるが，それらの研究の中で本稿に関連するものは，若干引用する。我々の整理の結果は，かなりの量にのぼるので，<表—22>に一括して整理した。<表—22>にみられる所見を要約すれば，以下の如くである。

第1に，アジア諸国の限界貯蓄性向は，1950年代から70年代にかけて，台湾・フィリピンは0.2前後，インド，インドネシアは0.1である。アジア6ヶ国のプール・データによる限界貯蓄性向（Williamson, 限界貯蓄性向＝0.2）と比べると，インド，インドネシアは限界貯蓄性向が低い国であることがわかる。韓国の農村部では，1970年以後平均貯蓄性向の急上昇がみられ，0.3を超える高率に達している（Adams〔1〕）。また例外的に限界貯蓄性向の高い国としてインド0.3～0.5（Gupta〔27〕），ベトナム0.6（Williamson〔80〕）があげられる。

中南米諸国の限界貯蓄性向は平均的には，0.1を若干上まわる。Mikesell & Zinser〔56〕のラテンアメリカ（1950～64）各国の計測でも平均が0.134であった。限界貯蓄性向が平均より高い国は，ウルグァイ（0.68），プエルトルコ（0.25），ペルー（0.22）である。平均貯蓄性向の計測は Landau 計測のみであるが，その中で高い国はベネズエラ（0.25），キューバ（0.18）で，低い国はハイチ（0.04），ボリビア（0.06）である。

アフリカおよび中東の研究は多く，<表—22>に引用した数倍の研究例があるが本章では割愛した。南アフリカ（Suckling〔73〕）の限界貯蓄性向は 0.44（限界消費性向から逆算した値），ガーナ（Weisskopf〔79〕）の限界貯蓄性向は 0.22 である。中東では，イスラエルの限界貯蓄性向は 0.13（Weisskopf〔79〕）が報告されている。

ヨーロッパの発展途上国の限界貯蓄性向は，アイルランド0.3前後，マルタ0.3（Johnson & Chiu〔35〕），ポルトガル0.28（Weisskopf〔79〕），トルコ（0.11）という比較的大きい値が報告されている。

以上見たように5大地域内の各国の貯蓄率には類似性があるように見えるが，断定はし難い。

次に，発展途上国群のうち，経済成長を開始した中進国の貯蓄率を<表—22>についてみると限界貯蓄性向の値は様々である。台湾（0.23, Williamson〔80〕），アイルランド（0.30, Jonson & Chiu〔35〕）では高率の限界貯蓄性向が，またブラジル(0.15, Leff〔47〕)，メキシコ（0.13 Weisskopf〔79〕）では低率の限界貯蓄性向が報告されている。韓国（Adams〔1〕）と台湾（Williamson〔80〕）では平均貯蓄性向の上昇（0.1～0.3）が報告されている。但し，これら中進国分析の大部分は，成長開始以前の60年代までのものであって，工業成長が本格化した70年以後の研究例は少ない。

7.2節　貯蓄の説明要因

従来の研究で明らかになった国内貯蓄（S，S/Y，ΔS）の説明要因には，所得関係では，①経常所得，②所得増分（ΔY），③所得の成長率（$\Delta Y/Y$），④恒常所得と変動所得，⑤相対所得，⑥資産等がある。副次的要因として，⑦物価水準（P）又は物価上昇率（$\Delta P/P$），⑧利子率，⑨人口（デ

モグラフィク要因）等がある。これら要因の一覧表は<表—21>である。

貯蓄の決定要因として1人当り所得水準を支持するのは，Kuznets〔40〕，Johnson & Chiu〔35〕である。恒常所得を支持するのは，Friend & Taubman〔24〕，Ramanathan〔67〕等である。ただし，Williamson〔80〕，Gupta〔27〕は1人当り所得水準と恒常所得の両方を検討し，恒常所得にその説明力があることを主張している。所得の成長率を支持するのは，Modigliani〔61〕を筆頭とするライフサイクル仮説の立場をとる人々である。中でも Leff〔48〕は，所得の成長率よりも人口要因（dependency rates）に重点を置く。Singh〔71〕は1人当り所得水準，所得の成長率等の様々の要因は相互に排他的又は代替的なものでなく，総合的に取り入れられるべき補完的な要因だと主張している。

資産の貯蓄に与える効果は，ストック調整機能により負であるという見方が多い（Swamy〔74〕，Ramanathan〔66〕〔67〕，Friend and Taubman〔24〕）。ライフサイクル仮説では，（資産）／（所得）比率は所得成長率の減少関数であるという意味で，貯蓄に負の効果を与える経路も考えられている。

物価水準（又は物価上昇率）や利子率は，単独で貯蓄を説明するというよりも，所得項と共に独立変数となる。Williamson〔80〕は，フィリピンと日本では，インフレ率は個人貯蓄に対して有意な正の効果を示す。一方物価水準は，フィリピンでは正の効果を，ビルマ及び日本では負の効果を示す。

Diwan〔17〕のインド（1950～62）の研究では，卸売物価水準の上昇は，都市家計貯蓄に負の効果を与える。インドについては他に Gupta〔27〕〔28〕があるが，物価水準は個人貯蓄，総貯蓄，都市部門貯蓄，金融資産，及び実物資産に対し負の効果をもたらす。一方 Thirlwall〔76〕の先進国，発展途上国61ケ国の計測では，インフレ率は，国内貯蓄比率に正の効果を示すが，ラテンアメ

<表—19>利子率と貯蓄

		$(\bar{R}^2)$
(1) Williamson の計測結果		
台　湾	$S=-16.96+0.26\,Y_d-0.12\left(r-\frac{\Delta P}{P}\right)$ (6.07)　(0.06)　(0.10)	0.62
フィリピン	$S=-27.45+0.30\,Y_d-0.46\left(r-\frac{\Delta P}{P}\right)$ (10.12)　(0.10)　(0.26)	0.50
日　本	$S=-27.22-0.76\left(r-\frac{\Delta P}{P}\right)+0.30\,Y^P+0.64\,Y^T$ (4.54)　(0.25)　(0.02)　(0.25)	0.97
(2) Gupta の計測結果		
インド	$S=-94.39+0.37\,Y_d+3.79\,r_{Ig}$ (0.13)　(2.03)	0.70
インド	$S=-94.98+0.39\,Y_d+4.93\,r_s$ (0.14)　(2.98)	0.68

（注）Y^d；1人当り可処分所得，Y^P；恒常所得，Y^T；変動所得，r；利子率，$\frac{\Delta P}{P}$；物価上昇率，r_{Ig}；長期政府債券利子率，r_s；非銀行貯蓄預金利子率，カッコ内は標準誤差を示す。

（出所）Williamson〔80〕，Gupta〔27〕

リカとアフリカでは負の効果を与えるとされる（<表—20>参照）。

<表—20>物価水準（又はインフレ率）と貯蓄

		$(\bar{R}^2)$
(1) Williamson の計測		
フィリピン	$S=-16.76+0.40\Delta P+0.17Y^P+0.97Y^T$ (9.12) (0.19) (0.09) (0.41)	0.79
日本	$S=28.31+0.46Y_d+0.93\Delta P-1.03P$ (6.88) (0.03) (0.16) (0.13)	0.99
ビルマ	$S=22.12+0.18Y_d+0.07\Delta P-0.26P$ (11.27) (0.06) (0.08) (0.10)	0.66
(2) Diwan の計測		
インド	$S_P=6.85+0.19Y_d-0.91P-0.92P_{-1}$ (1.71) (0.02) (0.42) (0.40)	0.84
インド	$S_P=5.03+0.13Y_d-1.24P+0.40S_{-1}$ (32.19) (0.04) (0.38) (0.19)	0.83
(3) Gupta の計測		
インド	$S=-871.81+0.18Y_d-5.30P+0.04S_{-1}$ (0.54) (2.23) (0.02)	0.93
インド	$S=-1261.7+0.24Y_d-5.45P+1.17\Delta P$ (0.05) (2.99) (6.18)	0.89
(4) Gupta の計測		
インド	$S_t=871.8+0.18Y_{dt}-5.30P_t+0.04S_{t-1}$ (0.05) (2.23) (0.02)	0.93
インド	$S_t=-1261.7+0.24Y_{dt}-5.42P_t+1.17\Delta P_t$ (0.05) (2.99) (6.18)	0.89
(5) Thirlwall の計測		
61ケ国	$S/Y=16.45+0.24(\Delta P/P)$ (0.47)	0.00
61ケ国	$S/Y=11.86+0.70(\Delta Y_N/Y_N)+0.11(\Delta P/P)+0.00(Y/N)$ (0.41) (0.42) (0.00)	0.30
ラテン・アメリカ	$S/Y=16.19-1.59(\Delta Y/Y)-0.39(\Delta P/P)+0.02(Y/N)$ (0.59) (0.13) (0.01)	0.53
ラテン・アメリカ	$S/Y=10.43-1.14(\Delta Y_N/Y_N)-0.26(\Delta P/P)+0.019(Y/N)$ (0.48) (0.10) (0.00)	0.49
アフリカ	$S/Y=-1.04+1.74(\Delta Y/Y)-0.17(\Delta P/P)+0.06(Y/N)$ (1.51) (0.72) (0.03)	0.66

(注) Y_d；1人当り可処分所得，Y^P；恒常所得，Y^T；変動所得，P；物価水準，ΔP；物価増(減)分，S_P；個人貯蓄，y_N；1人当り所得，カッコ内は標準誤差を示す。

利子率が貯蓄に与える効果ははっきりしない。Williamson〔80〕の台湾，フィリピン，日本についての計測で，実質利子率の上昇は個人貯蓄に有意な負の効果を示した。インドでは負の効果を示すが有意ではない。

Gupta〔27〕のインドについての計測では，実質利子率（長期政府債券及び非銀行部門貯蓄預金実質利子率）は個人貯蓄に正の効果を示した（<表—19>を参照）。

所得分配が貯蓄に与える効果の研究は，機能的所得分配からの接近と，所得分布の不平等度からの接近の二通りがある。Houthakker や Williamson 等の研究者達は，所得を賃金所得と非賃金

所得に分割して貯蓄に回帰させると，後者の限界貯蓄性向の方が前者のそれよりも大きいと主張する。第2の研究では，二つの相反する実証結果が得られている。一つは，不平等度が高まると（ジニー係数の上昇）消費性向が上昇（貯蓄性向が低下）するという Blinder〔8〕等がある。他方には，不平等度が高まると，消費性向は低下（貯蓄率は上昇）するとする Lim〔52〕（先進国12カ国，発展途上国52カ国のクロスセクション）等の主張がある。

Della Vella & Oguchi〔16〕は，先進国と発展途上国を合わせて計測すると，Blinder の主張

<表—21>貯蓄決定要因の分類

（＊印は消費）

独立変数＼従属変数		貯蓄(S)	貯蓄比率(S/Y)	貯蓄増分(ΔS)
所得	経常所得	Houthakker〔34〕 Kelley & Williamson Williamson Johnson & Chiu Leff〔47〕 Gupta〔27〕 限部	Kuznets〔39〕 Leff〔48〕 Gupta〔31〕 Adams〔2〕	
	恒常所得	Friend & Taubman Williamson Betancourt* Ramanathan〔66〕〔67〕 Singh & Drost* Singh, Drost & Kumar* Vakil*〔77〕 Laumas & Laumas* Leff & Sato Musgrove*〔63〕, Bhalla*		
	相対所得		Singh & Kumar* Singh, Drost & Kumar*	
所得分配		Houthakker〔34〕 Williamson	Della Vella & Oguchi* Lim Musgrove〔64〕*	
所得増分		Swamy Leff & Sato	Landau Chenery & Syrquin Singh	Houthakker〔34〕 Friend & Taubman Williamson
所得成長率			Houthakker〔34〕 Leff〔48〕 Modigliani Gupta〔31〕 Adams〔2〕 Thirlwall Singh	

物価水準 又は 物価上昇率	Williamson Diwan Gupta〔27〕 Gupta*〔28〕 Gupta〔32〕	Thirlwall	
利子率	Williamson Gupta〔27〕〔29〕		
資産	Ando & Modigliani* Swamy Gupta*〔28〕 Ramanathan〔66〕〔67〕	Modigliani〔60〕 Modigliani〔61〕	Friend & Taubman
人口	Kelley & Williamson Landsberger*	Leff〔48〕 Modigliani〔61〕 Gupta〔31〕 Adams〔2〕 Singh, Drost & Kumar*	

が妥当し，OECD 10ヶ国のみについては，Lim の主張が妥当するという結果を報告して従来の主張を益々混沌とさせている。

7.3節　その他の視点からの整理

貯蓄分析の基本的な視点として，1）長期分析と短期分析，2）時系列分析とクロスセクション分析，3）部門別分析（例えば産業別，都市—農村別）等がある。

長期と短期の貯蓄パターンを，明確に区別した研究として三つの系譜がある。第1は，Houthakker と Williamson が用いた方法で，平均値からの偏差を短期の関係と考えるものである。長期については，Houthakker は時系列の平均値そのものを，Williamson は国際平均からの偏差を長期の関係と考えた。この手法による計測では，すべて短期の限界貯蓄性向が長期の限界貯蓄性向を上廻るという経験法則が得られている。第2に，Swamy は貯蓄を資産ストックの調整の結果生じるものとみなしながら，幾つかの仮定によって，資産ストックを陽表的に含まない形の動学化を行い，よく知られている長期の貯蓄関数を導出した。彼は，この貯蓄関数を各国の時系列データに適用して発展段階の異なる如何なる国にもこの二つの関数がフィットすることを指摘した。[17] 第3に，恒常所得仮説にラグ分布を応用して，長期の限界貯蓄性向と短期の限界貯蓄性向を区別するものがある。Gupta の計測では，短期の限界貯蓄性向の方が大きい値を示すことが確認された。

一般に長期と短期の貯蓄パターンの時系列とクロスセクションの分析はほぼ同じ結果を示すものと考えられている。国際クロスセクション分析は長期分析に，時系列分析は短期分析に対応するも

注（17）詳しくは第6章第2節を参照のこと。

のとすれば，貯蓄を説明する諸変数の効果は時系列および短期分析のものが大きいと考えられる。この点について，Chenery & Syrquin〔13〕は，国別時系列分析を短期分析と解釈し直接的所得効果が測られると考える。一方，国際クロスセクション分析を間接的所得効果（産業構造，雇用構造，貿易構造の変化による効果）を含む長期分析と解釈し，直接的所得効果が弱められた大きさが測られると考えている。この二つの考えから短期計測の方が長期計測より高い限界貯蓄性向が計測されるとしている。

しかし，注意すべきは，国際クロスセクションは発展段階と国情の違いによる貯蓄率を示すものであって，一国の経済発展と共に貯蓄率が変化する様子は，国別時系列分析によって得られる長期傾向が一番重要な情報である。

最後に，経済発展との関係で重要なものに部門別の貯蓄分析がある。産業構造の変化との関係はさらに重要であるが，今のところ研究例は皆無に近い。都市部門と農村部門の貯蓄率の研究は，インドのケースが多い。Gupta〔29〕によれば，都市部門の限界貯蓄性向0.387，農村部門の限界貯蓄性向0.030が観察されている。Kelley & Williamson〔36〕は，インドネシアについて，平均貯蓄性向でこの傾向と反対の観察結果を得ている。また，農村部門だけについて，恒常所得仮説の適用可能性を研究したものに，Gupta〔29〕のインドの研究，Krishina & Raychandhuri〔37〕のインドの研究，Bhalla〔7〕のインド，Musgrove〔63〕のラテンアメリカの地方都市の研究がある。これらの研究は，大部分農村部門には恒常所得仮説がよくあてはまると述べている。Gupta〔29〕だけは，インドにはこの仮説があてはまらないと報告している。また Adams〔1〕は，韓国の農村部門の平均貯蓄性向が上昇しつつある事実を確認した。

結　語

私達の展望の結果を手短かに要約することは難しいが，少なくとも以下のように言うことができる。

1）貯蓄率は，発展途上国では時系列的所得増加と共に増加する傾向が見られる。

2）国際クロスセクションでは，貯蓄率と所得水準の間には正の関係が認められる。しかし，その関係は確定的なものとは言い難い。

発展途上国の貯蓄性向については次の諸点が判明した。

3）発展途上国の貯蓄関数は，所得水準以外の要因（成長率，労働人口の構造，資産，利子率）を付加しても，ほとんど説明力をあげることはできない。発展段階が進むにつれてこれらの要因が説明力を持つようになるという傾向についての研究は今の所皆無である。

4）発展途上国の貯蓄率は，先進国に比べて必ずしも低いとは言い切れない。

〈表—22〉 国別の貯蓄率

country		saving rate APS	saving rate MPS	theory AIH	theory RIH	theory PIH	theory LCH	data	studied by	data & variables
ASIA										
Korea	1962	0.15						C	Adams	farm household
	65	0.04								
	66	0.11								
	68	0.16								
	70	0.15								
	71	0.29								
	72	0.24								
	73	0.26								
	74	0.33								
	1962—1976		0.06	×				T	隈部(Kumabe)	GNP
			0.06	×						dummy 1
			0.04	×						dummy 2
Taiwan	1951—64		0.23	×				T	Williamson	Y^{pe}
			0.23	×				T		Y^{d}
	1952—69		0.27			×		T	Leff & Sato	Y^{p}
	1950—70		0.15	×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
	1960	0.19						C	Adams	farm household
	62	0.21								
	64	0.23								
	66	0.28								
	68	0.28								
	70	0.20								
	71	0.19								
	72	0.23								
	73	0.27								
	74	0.31								
Viet Nam	1960—64		0.58	×				T	Williamson	Y^{pe}
			0.50	×						Y^{d}
Thailand	1950—70		0.19	×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Philippine	1950—61		0.12	×				T	Johnson & Chiu	Y^{pr}
	1950—64		0.29	×				T	Williamson	Y^{pe}
			0.31							Y^{d}
	1951—68		0.94*		×			T	Singh & Kumar	Y^{d}, LR.
	1951—68		0.91*			×		T	Singh & Drost	Y^{p}, in. du.
	1953—62		0.11	×				T	Weisskopf	GDP
	1952—69		0.24			×		T	Leff & Sato	Y^{p}
	1950—70		0.09	×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Indonesia	1958/59		0.10				×	C	Kelley & Williamson.	Y^{h}
			0.11							・farmer
			0.43							・trader & Craftsman
			0.31							・owner of business.
			0.05							・government employee
			0.11							・other wage earners
			0.05				×			age 20—29
			0.07							30—39
			−0.01							40—49
			0.28							50—59
			0.60							60—69
										farmer's owned land
			0.11				×			11%—
			0.11							21%—
			0.12							31%—
			0.14							41%—
			0.15							51%—
			0.14							61%—
			0.12							71%—
			0.12							81%—
			0.11							91%—
Malaysia	(mid 60s)							C	Adams	rural household
		0.06								・farm operator & fishermen
		0.07								・rural emp.
		0.12								・mixed opo. & employee
		0.13								・rural business man

(continued)

country		saving rate APS	saving rate MPS	theory AIH	theory RIH	theory PIH	theory LCH	data	studied by	data & variables
India	1919–60	0.95*		×				T	Vakil(78)	Y
	1929–60	0.99*				×		T	Laumas & Laumas	Y^p
		0.86*								Y^T
	1950/51–60/61	0.30		×				T	Gupta(29)	Y^h,All India
		0.03								rural
		0.39								urban
		0.67*				×		T	Gupta(28)	Y^h,LR
		0.68								ΔP/P
		0.89*								W_{-1}
		0.91*								ΔP/P,W_{-1}
	1950–65	0.94*				×		T	Singh & Kumar	Y^d,LR
	1950/51–60/61	0.12		×				T	Choudhury	Y^h,overall
		0.01								rural
		0.88								urban
	1950/51–60/61	0.42				×		T	Gupta(27)	Y^p
		−0.32								Y^T
	1950–65	0.19		×				T	Weisskopf	GDP
	1950/51–65/66	0.15		×				T	Gupta	Y^{pr}
		0.15								Y^d
	1951/52–64/65	−0.24*					×	T	Singh,Drost & Kumar	L/E
		−0.05*								W/Y
	1952–65	0.93*				×		T	Singh & Drost	Y^p, in. du.
	1959–65	0.89*				×		C	Vakil(77)	Y^p,all India
		0.87*								rural
		0.72*								urban
	1966/67	0.14						C	Adams	Punjab
										Ludhiana
		0.12								Hissar
	1967/68	0.20								Ludhiana
		0.18								Hissar
	1968/69	0.25								Ludhiana
		0.37								Hissar
	1969/70	0.24								Lubhiana
		0.34								Hissar
	1950/51–73/74	0.04		×				T	Krishina & Raychaudhuri	rural income(Y^r)
		0.14				×		T		Y^r,Y^p
		0.03								Y^T
	1968/69	0.84*				×		C	Bhalla	Y^h,Y^p,rural
	69/70	0.66*								
	70/71	0.61*								
	1959	0.01				×		C	Ramanathan	Y^h, employer, age
		∫								Y^p
		0.05								
		0.14								
		∫								Y^T
		0.16								
		−0.015								
		∫								W−W*
		−0.017								W*;disired W
CENTRAL & SOUTH AMERICA										
Mexico	1953–66	0.13		×				T	Weisskopf	GDP
	1950–70	0.06		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Jamaica	1950–61	0.13		×				T	Johnson & Chiu	Y^h
		0.19		×						Y^{pr}
Puerto Rico	1953–66	0.25		×				T	Weisskopf	GDP
	1950–70	0.16		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Honduras	1950–64	−0.06						T	Swamy	W^{-1},LR
	1950–70	0.20		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
	1951–68	0.95*			×			T	Singh & Kumar	Y^d,LR
	51–68	0.94*				×		T	Singh & Drost	Y^p,in.du.
		0.90*								ex.du.
	53–66	0.07		×				T	Weisskopf	GDP
Guatemala	51–68	0.97				×		T	Singh & Drost	Y^p,in.du.
		0.97*								ex.du.
Ecuador	1950–64	−0.30						T	Swamy	W^{-1},LR
	67–69	0.90*				×		C	Musgrove	rural
Venezuela	1950–70	−0.09		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)

(continued)

country		saving rate APS	saving rate MPS	theory AIH	theory RIH	theory PIH	theory LCH	data	studied by	data & variables
Peru	1950−70	−0.10		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
	67−69	0.78*				×		C	Musgrove	rural
Costa Rica	1952−69	0.13				×		T	Leff & Sato	Y^p
Colombia	1967−69	0.88*				×		C	Musgrove	rural
	53−66	0.12		×				T	Weisskopf	GDP
	50−70	0.15		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Brazil	1940−60	0.15		×				T	Leff	Y^{-1}
	47−60	0.16		×				T		
	52−69	0.19				×		T	Leff & Sato	Y^p
	50−70	0.06		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Uruguay	1955−64	0.68		×				T	Weisskopf	GDP
Argentina	1950−70	0.10		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Chile	1950−64	−0.43						T	Swamy	W^{-1},LR
	1964				×			C	Betancourt	Y^p,urban
		0.91*								•per.inc.
		0.91*								•education
		0.91*								•occup. status
		0.93*								•occupation
										Y^p,rural.
		0.91*								•per.inc.
		0.91*								•education
		0.91*								•occup. status
		0.92*								•occupation
AFRICA										
Ethiopia		0.11 ∫ 0.14							Adams	
Ghana	1955−65	0.20		×				T	Weisskopf	GDP
Zambia (late 1960s)		0.3							Adams	
South Africa	1950−70	0.09		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
	57−72	0.56*		×				T	Suckling	GDP
Israel	1918−34						×	C	Landsberger	windfall income
		0.07*								age 18−34
		0.22*								35−44
	53−64	0.13		×				T	Weisskopf	GDP
	52−69	0.12				×		T	Leff & Sato	Y^p
EUROPE										
Greece	1950−70	0.13		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Ireland	1950−61	0.29		×				T	Johnson & Chiu	Y^h
		0.31		×				T		Y^{pr}
	50−64	−0.06						T	Swamy	W,LR
	50−70	0.17		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Portugal	1954−64	0.28		×				T	Weisskopf	GDP
	50−70	0.08		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)
Malta	1950−61	0.31		×				T	Johnson & Chiu	Y^h
		0.33								Y^{pr}
	55−66	0.16		×				T	Weisskopf	GDP
MIDDLE EAST										
Turkey	1950−70	0.11		×				T	Chenery & Syrquin	log(GDP/N)

(Notation)	
APS(APC)	Average propensity to save(consume)
MPS(MPC)	Marginal propensity to save(consume)
*	Asterisk(*) indicates MPC or APC
AIH	Absolute Income Hypothesis
RIH	Relative Income Hypothesis
PIH	Permanent Income Hypothesis
LCH	Life Cycle Hypothesis
Y	National Income
Y^d	Disposable Income
Y^h	Household Income
Y^{pe}	Personal Income
Y^{pr}	Private Income
Y^p	Permanent Income
Y^T	Transitory Income
L/E	Labor force Employed ratio
W/Y	Wealth Labor Income ratio
N	Population
LR	Long-run estimated value
W	Wealth(or Assets)
ΔP/P	the increase rate of prices
in.du.	including durable goods
ex.du.	excluding durable goods
per.inc.	permanent income index
T	time series estimate
C	Intra-country(between groups) cross section estimate
P	Pooled data estimate
X	indicates a corresponding hypothesis of a study

(Bibliography)

〔1〕 Adams, D. W. "Mobilizing Household Savings through Rural Financial Markets," *E. D. C. C.*, Vol. 26, April, 1978

〔2〕 Adams, N. A. "Dependency Rates and Saving Rates: Comment," *A. E. R.*, Vol. 61, No. 3, June, 1971

〔3〕 Ando, A. K. & Modigliani, F. "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *A. E. R.*, Vol. 53, 1963

〔4〕 Ando, A. K. & Modigliani, F. "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: A Correction," *A. E. R.*, March, 1964

〔5〕 Attfield, C. L. F. "Testing the Assumption of the Permanent Income Model," *J. A. S. A.*, Vol. 75, No. 369, March, 1980

〔6〕 Betancourt, R. R. "The Normal Income Hypothesis in Chile," *J. A. S. A.*, Vol. 66, June, 1971

〔7〕 Bhalla, S. S. "Measurement Errors and the Permanent Income Hypothesis; Evidence from Rural India," *A. E. R.*, Vol. 69, June, 1979

〔8〕 Blinder, A. S. "Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function," *J. P. E.*, Vol. 83, No. 3, June, 1975

〔9〕 Blumenthal, T. "The Life Cycle Pattern of Saving in Japan."

Hitotsubashi Journal of Economics, February, 1969

〔10〕 Blyth, C. A. "Primitive South Pacific Economies: Their Consumption Patterns and Propensity to Save out of Cash Income," *E. R.*, September, 1969

〔11〕 Brumberg, R. E. "An Approximation to the Aggregate Saving Function," *E. J.*, March, 1956

〔12〕 Chandavarkar, A. G. "Some Aspects of Interest Rate Policies in Less Developed Economies: The Experience of Selected Asian Countries," *IMF Staff Papers*, March, 1971

〔13〕 Chenery, H. B. & Syrquin, M. *Patterns of Development, 1950-1970* London, Oxford Univ. Press, 1975

〔14〕 Choudhury, U. D. Roy "Income, Consumption, and Saving in Urban and Rural India," *R. I. W.*, Series 14, March, 1968

〔15〕 Davis, T. E. "The Consumption Function as a Tool for Prediction," *R. E. & S.*, Vol. 35, 1953

〔16〕 Della Vella, P. A. & Oguchi, N. "Distribution, the Aggregate Consumption Function, and the Level of Economic Development; Some Cross-Country Results," *J. P. E.*, Vol. 84, No. 6, December, 1976

〔17〕 Diwan, R. K. "The Effect of Prices on Savings," *E. D. C. C.*, Vol. 16, No. 3, April, 1968

〔18〕 Diwan, R. K. "The Effect of Prices on Savings; Reply," *E. D. C. C.*, Vol. 20, January, 1972

〔19〕 Duesenberry, J. S. *Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior*, Massachusetts, Harvard Univ. Press, 1949

〔20〕 Duesenberry, J., Eckstein, O. & Fromm, G. "A Simulation of the U. S. Economy in Recession" *Econometrica*, Vol. 28, 1960

〔21〕 Fisher, M. R. "Exploration in Savings Behavior," *Bulletin of the Oxford Univ. Insti. of Statis.*, August, 1956

〔22〕 Friedman, M. *A Theory of Consumption Function*, New Jersey, Princeton Univ. Press for NBER, 1957

〔23〕 Friend, I. & Kravis, I. B. "Consumption Patterns and Permanent Income," *A. E. R.*, May, 1957

〔24〕 Friend, I. & Taubman, P. "The Aggregate Propensity to Save; Some Concepts and Their Application to International Data," *R. E. & S.*, Vol. 48, May, 1966

〔25〕 Griffin, K. L. "Foreign Capital, Domestic Savings and Economic Development,"

Bulletin of the Oxford Insti. of Eco. and Statis., Vol. 32, No. 2, May, 1970

〔26〕 Gupta, K. L. "Foreign Capital and Domestic Savings: A Test of Haavelmo's Hypothesis with Cross-Sectional Data-A Comment," *R. E. & S.*, May, 1970

〔27〕 Gupta, K. L. "Personal Saving in Developing Nations; Further Evidence," *E. R.*, June, 1970

〔28〕 Gupta, K. L. "Income, Consumption and Saving in Urban and Rural India; A Note," *R. I. W.*, series 16, No. 4, December, 1970

〔29〕 Gupta, K. L. "On Some Determinants of Rural and Urban Household Saving Behavior," *E. R.*, Vol. 46, No. 116, December, 1970

〔30〕 Gupta, K. L. "Household Savings in Financial Assets; A Case Study of India," *Indian Economic Journal*, April/June, 1970

〔31〕 Gupta, K. L. "Dependency Rates and Saving Rates: Comment," *A. E. R.*, Vol. 61, No. 3, June, 1971

〔32〕 Gupta, K. L. "The Effect of Prices on Saving; Comment," *E. D. C. C.*, Vol. 20, No. 2, January, 1972

〔33〕 Houthakker, H. S. "The Permanent Income Hypothesis," *A. E. R.*, May, 1960

〔34〕 Houthakker, H. S. "On Some Determinants of Saving in Developed and Underdeveloped Countries," in Robinson, ed., *Problems in Economic Development*, London, Macmillan, 1965

〔35〕 Johnson, D. W. & Chiu, J. S. Y. "The Saving-Income Relation in Underdeveloped and Developed Economies," *E. J.*, Vol. 78, June, 1968

〔36〕 Kelley, A. C. & Williamson, J. G. "Household Saving Behavior in Developing Economies: The Indonesian Case," *E. D. C. C.*, Vol. 16, No. 3, April, 1968

〔37〕 Krishina, R. & Raychaudhuri, G. S. "Trends in Rural Savings and Private Capital Formation in India," World Bank Staff Working Paper, No. 382, April, 1980

〔38〕 Kuznets, S. "Proportion of Capital Formation to National Product," *A. E. R.*, May, 1952

〔39〕 Kuznets, S. "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations; Capital Formation Proportions; International Comparisons for Recent Years," *E. D. C. C.*, Vol. 8, No. 4, part 2, 1960

〔40〕 Kuznets, S. *Modern Economic Growth; Rate, Structure and Spread*, New Haven & London, Yale Univ. Press, 1966

〔41〕 Lahiri, A. K. "Asset Structure of Indian Rural Households," *Indian Economic Review*, Vol. XIII, No. 2, October, 1978

〔42〕 Landau, L. "Saving Functions for Latin America," in Chenery, H., ed., *Studies in Development Planning*, Massachusetts, Harvard Univ. Press, 1971

〔43〕 Landsberger, M. "The Life-Cycle Hypothesis; A Reinterpretation and Empirical Test," *A. E. R.*, Vol. 60, March, 1970

〔44〕 Laumas, P. & Mohabbat, K. "The Permanent Income Hypothesis; Evidence from Time-Series Data," *A. E. R.*, September, 1972

〔45〕 Laumas, P. & Laumas, G. "On How to Calculate Permanent Income," *R. I. W.*, December, 1972

〔46〕 Laumas, P. & Laumas, G. "The Permanent Income Hypothesis in an Underdeveloped Economy," *J. D. E.*, Vol. 3, No. 3, September, 1976

〔47〕 Leff, N. H. "Marginal Savings Rates in the Development Process; The Brazilian Experience," *E. J.*, Vol. 78, September, 1968

〔48〕 Leff, N. H. "Dependency Rates and Saving Rates," *A. E. R.*, Vol. 59, No. 5, December, 1969

〔49〕 Leff, N. H. "Dependency Rates and Saving Rates; Reply," *A. E. R.*, Vol. 61, No. 3, June, 1971

〔50〕 Leff, N. H. "Rates of Return to Capital, Domestic Savings and Investment in the Developing Countries," *Kyklos*, Vol. 28, Fasc. 4, 1975

〔51〕 Leff, N. H. & Sato, K. "A Simultaneous-Equations Model of Savings in Developing Countries," *J. P. E.*, Vol. 83, No. 6, December, 1975

〔52〕 Lim, D. "Income Distribution, Export Instability and Saving Behavior," *E. D. C. C.*, Vol. 28, No. 2, January, 1980

〔53〕 Lluch, C., Powell, A. A. & Williams, R. A. *Patterns in Household Demand and Saving* London, A World Bank Research Publication, Oxford Univ. Press, 1977

〔54〕 Lydall, H. "The Life-Cycle in Income Saving, and Asset Ownership," *Econometrica*, Vol. 23, No. 2, April, 1955

〔55〕 Mayer, T. *Permanent Income, Wealth and Consumption; A Critique of the*

Permanent Income Theory, The Life-Cycle Hypothesis, and Related Theories, California, Univ. of California Press, 1972

〔56〕 Mikesell, R. F. & Zinser, J. E.
"The Nature of the Savings Function in Developing Countries; A Survey of the Theoretical and Empirical Literature,"
Journal of Economic Literature, Vol. 4, No. 1, March, 1973

〔57〕 Mizoguchi, T. "International Comparison of Saving Ratios by Occupational Groups,"
Hitotsubashi Journal of Economics, February, 1967

〔58〕 Modigliani, F. & Ando, A. K.
"Tests of the Life-Cycle Hypothesis of Savings; Comments and Suggestions,"
Bulletin of the Oxford Insti. of Statis., Vol. 19, No. 2, May, 1957

〔59〕 Modigliani, F. & Brumberg, R.
"Utility Analysis and the Consumption; An Interpretation of Cross-Section Data,"
in Kurihara, K. K., ed., *Post Keynesian Economics*, Rutgers Univ. Press, 1954

〔60〕 Modigliani, F. "Life-Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth and the Supply of Capital,"
Social Research, Vol. 33, No. 2, Summer, 1966

〔61〕 Modigliani, F. "The Life-Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Rates,"
in Eltis, W. A., eds., *Induction, Growth and Trade; Essays in Honour of Sir Roy Harrod*, London, Clarendon Press, 1970

〔62〕 Musgrove, P. "Determinants of Urban Household Consumption in Latin America; A Summary of Evidence from the ECIEL Surveys,"
E. D. C. C, Vol. 26, No. 3, April, 1978

〔63〕 Musgrove, P. "Permanent Household Income and Consumption in Urban South America,"
A. E. R., Vol. 69, No. 3, June, 1979

〔64〕 Musgrove, P. "Income Distribution and the Aggregate Consumption Function,"
J. P. E., Vol. 88, No. 3, June, 1980

〔65〕 Newlyn, W. T. "The Financial Constraint," in Newlyn, ed., *The Financing of Economic Development*, London, Clarendon Press, 1977

〔66〕 Ramanathan, R. "Estimating the Permanent Income of a Household; An Application to Indian Data,"
R. E. & S., Vol. 50, August, 1968

〔67〕 Ramanathan, R. "Measuring the Permanent Income of a Household; An Experiment in Methodology,"
J. P. E., Vol. 79, January/February, 1971

〔68〕 Singh, B. & Drost, H. "An Alternative Approach to the Permanent Income Hypothesis and

International Comparison,"
R. E. & S., Vol. 53, November, 1971

〔69〕 Singh, B., Drost, H. & Kumar, R. C.
"An Empirical Evaluation of the Relative, the Permanent Income, and the Life-Cycle Hypothesis,"
E. D. C. C., Vol. 26, No. 2, January, 1978

〔70〕 Singh, B. & Kumar, R. C.
"The Relative Income Hypothesis—A Cross Country Analysis,"
R. I. W., series 17, No. 4, December, 1971

〔71〕 Singh, S. K.
Development Economics; Some Findings, Lexington, Lexington Books, 1975

〔72〕 Snyder, D. W.
"Econometric Studies of Household Saving Behavior in Developing Countries; A Survey."
Journal of Development Studies, January, 1974

〔73〕 Suckling, J.
"Foreign Investment and Domestic Savings in the Republic of South Africa; 1957-72," *South African Journal of Economics*, Vol. 43, No. 3, September, 1975

〔74〕 Swamy, S.
"A Dynamic Personal Savings Function and its Long-Run Implications,"
R. E. & S., Vol. XLX, February, 1968

〔75〕 Thirlwall, A. P.
Inflation, Saving and Growth in Developing Countries, London, Macmillan, 1974

〔76〕 Thirlwall, A. P.
"Inflation and the Savings Ratio across Countries,"
Journal of Development Studies, Vol. 10, No. 2, January, 1974

〔77〕 Vakil, F.
"The Propensity to Consume Permanent Income in India,"
E. D. C. C., Vol. 21, No. 3, April, 1973

〔78〕 Vakil, F.
"Indian Saving Behavior: A Reconciliation of Time-Series and Cross-Section Evidence,"
R. I. W., series 19, No. 3, September, 1973

〔79〕 Weisskopf, T. E.
"The Impact of Foreign Capital Inflow on Domestic Saving in Underdeveloped Countries,"
Journal of International Economics, Vol. 2, No. 1, February, 1972

〔80〕 Williamson, J. G.
"Personal Saving in Developing Nations; An Intertemporal Cross-Section from Asia,"
E. R., Vol. 44, No. 106, June, 1968

〔81〕 隈部兼作
「韓国における貯蓄形成」『海外投資研究所報』 vol. 4, No. 13, December, 1978

〔82〕 篠原三代平
『消費函数』
東京，勁草書房，1958（昭和33年）

〔83〕 鳥居泰彦
『経済発展理論』
東洋経済新報社，1979（昭和54年）

(追加参考文献)*

〔84〕 Fry, M. J. "Saving, Investment, Growth and the Cost of Financial Repression" *World Development*, Vol. 8, No. 4, April, 1980

〔85〕 King, T. "Private Savings" in Griffin, K. ed., *Financing Development in Latin America*, London, Macmillan, 1971

〔86〕 Kopits, G. & Gotur, P. "The Influence of Social Security on Household Savings; A Cross-Country Investigation" *IMF Staff Papers*, Vol. 27. No. 1, March, 1980

〔87〕 Lee, J. K. "Exports and the Propensity to Save in LDCs,". *E. J.*, June, 1971

〔88〕 Leff, N. H. & Sato, K. "Macroeconomic Adjustment in Developing Countries; Instability, Short-run Growth, and External Dependency" *R. E. & S.* Vol. 62, No. 2, May, 1980

〔89〕 Panikar, P. G. K. "Rural Savings in India" *E. D. C. C.*, Vol. 9, October, 1961

〔90〕 Raj, K. N. "The Marginal Savings Rate in the Indian Economy" *Oxford Economic Papers*, Vol. 14, February, 1962

〔91〕 Williamson, J. G. "Income Growth and Savings" *The Philippine Economic Journal*, 1969 Vol. 8, No. 1, 1st Semester.

〔92〕 Kim, S. K., "A Study on Household Saving in Korea," KDI Interim Report 7306, 1973.

〔93〕 Kim, S. K., "The Household Saving Behavior in Korea," KDI Interim Report 7402, 1974

〔94〕 Lee, H. S., "Quantitative Analysis of Cousumer Behavior in Korea, *Asian Economies*. No. 1, June 1972

〔注〕 *A. E. R.*: American Economic Review
E. D. C. C.: Economic Development and Cultural Change
E. J.: Economic Journal
E. R.: Economic Record
J. A. S. A.: Journal of American Statistical Association
J. P. E.: Journal of Political Economy
R. E. & S.: Review of Economics and Statistics
R. I. W.: Review of Income and Wealth

〔付記〕 この展望論文を脱稿した後で，韓国開発研究院（KDI）の金萬堤院長および壇国大学の黄南逸教授から貴重な文献（〔92〕，〔93〕）が届いた。心から御礼を申上げると共に，この展望論文の中で紹介できなかったことをお詫びしたい。

鳥居泰彦（経済学部教授）
積田　和（大学院研究生）
笹山　茂（大学院博士課程）