

<論 説>

従属負担と貯蓄行動

——レフをめぐる論争を中心として——

森 岡 仁

目 次

はじめに

- I レフの見解
- II レフ仮説をめぐる論争
 - i グプタのレフ批判
 - ii アダムスのレフ批判
 - iii グプタおよびアダムスに対するレフの回答
 - iv ゴールドバーガーのレフ批判
 - v ゴールドバーガーへの回答
 - vi ビルスボロウのレフ批判
 - vii ビルスボロウへの回答
 - viii ラムによる新たな接近
 - ix レフのラム批判
 - x レフの批判に対するラムの反論
 - xi レフ仮説の応用

おわりに

はじめに

わが国の老年人口係数は1988年現在11.6%の水準にある。今後この割合は急速な上昇をつづけ、厚生省人口問題研究所の将来推計によると、2045年には24.14%の世界最高水準に達すると予測されている⁽¹⁾。これは老年人口

を中心とした従属負担上昇の経済的帰結に対する関心を益々高めているが、その関心事の1つが従属負担と貯蓄の関係である。戦後わが国の高い経済成長を実現してきた高い資本形成の裏には、年少人口を中心とした低下する従属負担による高い貯蓄率があったといわれている⁽²⁾。近年、日本の経済は大きく変貌しつつあり、内需の拡大を必要とする経済状態の下では貯蓄をとり巻く環境はケインズの状況にあるといえる。しかし、将来的にも持続的経済成長を達成していく上において、資本蓄積が不可欠な要因であることはいうまでもない。

戦後一貫して上昇傾向をたどってきた老年従属人口が、医療費や年金を通じてわが国の財政基盤を圧迫する主要因になっていることはよく指摘される場所であり、それらが貯蓄にどう影響したかは非常に興味深い点である。本論稿ではコロンビア大学のレフ (Nathaniel H. Leff) が1969年に発表した論文「従属率と貯蓄率」⁽³⁾ で明らかにした従属負担と貯蓄との関係、およびこの論文をめぐる展開されてきた論争を紹介し、わが国における従属率と貯蓄率の関係、なかんずく老年従属負担との関係を探るための指針を提供したいと思う。

I レフの見解

レフの1969年論文は、貯蓄 - 所得比率 S/Y が途上諸国よりも先進諸国で一般的に高い、という周知の事実の一部分を説明する総貯蓄率の理論を展開することにその目的があった。これら両諸国間の貯蓄率の違いを生み出す決定因には、先進諸国における高い1人当たり所得水準があるが、ただクロス・セクションでみるかぎり所得水準の上昇は総貯蓄率の上昇につながるのになぜタイム・シリーズではこの点が証明できないのであろうか、というのがレフの疑問であった。途上諸国でも第2次大戦以降、1人当たり所得は上昇し資本主義部門が拡大してきたにもかかわらず、総貯蓄率は上昇しなかったのである。

レフのこのような疑問は、国連が1953 - 55年から1962 - 64年までの10年間について実施した途上諸国（26か国）の貯蓄調査結果から出ている⁽⁴⁾。国連はこの調査において、例外はあるにしても、総国内貯蓄率 S/GDP が先進諸国よりも途上諸国で低いこと、そして途上諸国における国内貯蓄の変化は、所得配分や輸出部門への依存度の違いによるところが大きく、これを1人当たり所得水準の違いの結果だとする仮説を支持する余地はごく限られたものであることを明らかにした。これに対してレフは、貯蓄率と相関関係があって1人当たり所得の上昇によって影響を受けなかった変数として、高水準のまま安定的に推移してきた出生率に着目する。出生率が一国の貯蓄力と反比例的に関連し合っていることは多くの経済学者が示唆してきたところであり、人口条件が貯蓄率を決定する上で重要な要因であることはこれまでも指摘されてきたにもかかわらず議論の主流になりえなかった理由は、この仮説が広範囲な実証テストによって確認されてこなかったからだ、とレフは主張する。

この点を確認するためレフは、高出生率が貯蓄を抑制することに対し2つの前提を設ける。1つは、長期に亘る高出生率が年齢構造の変化を通じて人口に占める若年層の割合を高めることであり、他は、子供は消費するだけで生産を行わないから、高出生率に伴う高い従属率は社会の貯蓄率を抑制するというものである。貯蓄は個人家計貯蓄、公共部門経常勘定剰余金、それに法人貯蓄の3部門からなる総国内貯蓄で、各部門がそれぞれ従属率と結びついている。個人家計貯蓄と従属率との関係は上記のように直線的であるが、公共部門経常勘定剰余金との関係は次のようになる。すなわち、税金は裁量支出から徴収され、そしてこの裁量支出を慣習的な1人当たり最低生活水準を上回る剰余金と定義すれば、高い従属率に伴う消費負担の上昇はかかる剰余金を減じ、したがって税収入は低くなるであろう。法人貯蓄と従属率の関係は必ずしも明確ではないが、法人、家計、それに公共部門の貯蓄は相互に代替的であるし、また、法人所有が普及していない国では法人所得と家計所得との間の境界線は明確でないから、従属者による家計消費の制約は法人貯蓄にも影響することになる。

そこでレフは、従属率と貯蓄の関係についての仮説がアイゼンガー (W. Eizenga)⁽⁵⁾ やモジリアニー (F. Modigliani)⁽⁶⁾ 等による個人貯蓄に関する計量経済的研究によって支持されてきたことをふまえ、研究範囲を公共部門を含む総国内貯蓄に拡大し、サンプル数も74か国に増やしている。まず最初にレフは、標準的な国民所得恒等式 $Y=C+S+X-M$ (Y : 国民所得, C : 消費, S : 貯蓄, $X-M$: 貿易差額) における消費 C を、労働年齢人口による消費部分 C_{wa} と、労働年齢人口が従属人口へ支出する部分 D とに分ける。すなわち、

$$Y=C_{wa}+D+S+X-M$$

両辺を Y で除すと、貯蓄率 S/Y は従属支出率 D/Y と反比例的関係にあって、従属支出率の値が高まれば貯蓄率は低下するのである。次いでレフは、他の事情にして等しければ、従属者の多い国ほど総貯蓄率は低下するという国民所得恒等式からの命題を多変数回帰分析を用いてテストする。ここでとり上げられる変数と分析結果は表1にまとめてあるが、従属変数は総国内貯蓄率 S/Y と、1人当たり貯蓄 S/N (1964年ドル) であり、独立変数は1人当たり所得 Y/N (1964年ドル)、1人当たり所得成長率 g 、0-14歳人口比率 D_1 、65歳以上人口比率 D_2 、それに総従属率 D_3 (D_1+D_2) である。人口、貯蓄、および所得に関する74か国のデータのうち、途上諸国47、先進ヨーロッパ諸国20、東欧共産諸国7の構成になっている。

表1の1)と2)は、最小2乗法による総国内貯蓄率の長期線形回帰分析であるが、レフによるとこれらは、 D_1 と D_2 の値が他の変数よりも大きいこと、統計的説明に D タームがより有効であることをベータ係数が指摘していること、さらにすべての t 値が2.5水準をかなり上回っていることなどから証明されるように、従属率が貯蓄率に及ぼす効果についての仮説を支持している。また3)と4)は、1人当たり貯蓄水準に関する回帰結果であるが、これらも同様の結果を示し、 D_1 と D_3 の弾力性は相対的に高く統計的に有意である。ここで関心をひくのは、1人当たり所得タームの回帰係数値が1に近い貯蓄の所得弾力性を示していることで、これは中期的にみて、途上諸国における

従属負担と貯蓄行動（森岡）

表1 レフの計測結果

従属 変数	独立変数					\bar{R}^2	F
	$l_n YN$	$l_n g$	$l_n D_1$	$l_n D_2$	$l_n D_3$		
1) $l_n SY$.1596 (2.8776)	.0254 (3.2792)	-1.3520 (4.6406)	-.3990 (2.5623)		.5697	25.1604
2) $l_n SY$.1037 (2.3132)	.0234 (3.0428)			-1.4893 (4.8493)	.5729	33.6357
3) $l_n SN$	1.1486 (21.5100)	.0265 (3.5592)	-1.3438 (4.7916)	-.3966 (2.6461)		.9559	396.677
4) $l_n SN$	1.0924 (25.3417)	.0245 (3.3327)			-1.4857 (5.0310)	.9563	533.913

(注) ()内：t値， \bar{R}^2 ：決定係数，F：F値。

SY：総国内貯蓄率，SN：1人当たり貯蓄，YN：1人当たり所得，g：1人当たり所得成長率， D_1 ：0-14歳人口比率， D_2 ：65歳以上人口比率， D_3 ：総従属率（ D_1+D_2 ）。

貯蓄率の上昇傾向が一般的に欠如していることを意味している。

以上の結果レフは，所得の差は貯蓄率の差と結びつくが，従属負担変数の導入はこの高い所得効果をかかなりの程度減ずること，そしてこれまで多くの経済学者によって示唆されてきたように，人口状態が総貯蓄率の主たる決定因であることを統計的に支持しえた結論づけたのである。

ところでレフは，このような分析結果に対して考えられる2つの問題点を指摘している。1つは多重共線性の問題であり，他は識別問題である。前者についてレフは，1人当たり所得変数と従属負担変数（ D_1 ， D_2 ， D_3 ）との間の単純相関の値は高く，またこれら両者の回帰係数は，t値が示すように，それら変数を一緒にとり扱う場合はいつでもきわめて有意であったし，このことは国別の部分集合方程式でも同一結果を得たと述べている。

次に識別問題であるが，これは，従属負担率は貯蓄率に影響を及ぼす外生要因であるとか，これら両変数は1人当たり所得によって決定される内生要因でないなどと仮定できるだろうかという問題，つまり複雑な途上国状態を形成している多くの要因のなかで，従属負担率と貯蓄率という2つの要因だけを単純に結びつけることができるだろうかという問題である。単一方程式

モデルの枠組のなかでこの問題をいかに解決するかは明らかでないが、途上諸国と先進諸国にデータを分離しそしてそれぞれに別の方程式を適用することによって、先の方程式が2つの途上国的特徴の間の単純相関を反映したものでなかったことを知ることができるとレフは考えた。そのパラメータ推定値は表2のとおりである。これから明らかのようにチャウ共分散テストの応用は、途上諸国と先進諸国の貯蓄行動がそれぞれ異なる回帰構造に属することを示している。しかし両グループ内においてはこれまで主張してきた関係が当てはまり、従属負担変数は統計的に有意になっている。総貯蓄率の決定因としての従属負担変数は所得タームよりも量的には有意で、1人当たり貯蓄水準に関する方程式では、1人当たり所得タームの回帰係数値が1に近い所得弾力性を維持し、したがって、部分集合の結果はレフ仮説によって示唆された一般的貯蓄行動パターンを立証している。

以上要するにレフは、高い従属率（したがって高い出生率）が先進諸国と途

表2 貯蓄パラメータの推定値

従属変数	独立変数				\bar{R}^2	F
	$l_n Y/N$	$l_n g$	$l_n D_1$	$l_n D_2$		
<u>発展途上諸国</u>						
1) $l_n S/Y$.1292* (1.8487)	.0227** (2.8079)	-1.2297** (2.7636)	-.4455** (2.1554)	.2419	4.6685
2) $l_n S/N$	1.1167** (16.8355)	.0239** (3.1204)	-1.3122** (2.9400)	-.4469** (2.2783)	.8975	101.6727
<u>西側先進諸国</u>						
3) $l_n S/Y$.0035 (.0296)	.2589* (1.6228)	-.4324** (1.7099)	-.4916** (2.6547)	.4395	4.7245
4) $l_n S/N$	1.0049** (8.3684)	.2591* (1.6208)	-.4300* (1.6966)	-.4914** (2.6477)	.8413	26.1798

- (注) 1) 発展途上諸国は47か国、西側先進諸国は20か国。
 2) ()内はt値。
 3) *は.1水準以上で有意, **は.01水準以上で有意。
 4) 記号は表1参照。

上諸国の間にみられる総貯蓄率格差を説明する重要な要因の1つであって、したがって出生率を引下げなければ途上諸国の貯蓄率引上げの可能性は悲観的にならざるをえないと結論づけたのである。

Ⅱ レフ仮説をめぐる論争

i グプタのレフ批判

従属負担が貯蓄に対して不利な効果をもたらすと結論づけたレフ論文はその後大きな反響をよび、これが論争へと発展した。最初に口火を切ったのはアルバータ大学のグプタ (Kanhaya L. Gupta) である⁽⁷⁾。彼は多くの途上諸国が貯蓄率を決定する場合、従属率は重要な役割を演じていないことを立証するために、途上諸国を3つのグループに分類する。すなわち、1人当たり所得がⅠ. 0 - 124ドルの間にある諸国、Ⅱ. 125 - 249ドルの間にある諸国、Ⅲ. 250 - 675ドルの間にある諸国の3つである。そしてレフのデータを用いてこれら3グループを個別に分析した結果と、一緒に分析した結果は次のようなものであった。a. グループⅠでは1人当たり所得が唯一の有意な変数であり、レフの結果と逆である。b. グループⅡでは1人当たり所得に加えて所得成長率が有意であり、従属率効果はなおも無視しうるものであった。c. グループⅢでは以上2つの変数に加えて、0 - 14歳人口比率と65歳以上人口比率の2変数が重要な役割を演じ、従属率効果は1人当たり所得効果よりも大きかった。これはレフの結果と完全に一致する。また途上諸国全体の分析結果は、グループⅢときわめて類似したものになっている。d. 貯蓄の所得弾力性はどのグループにおいても1からあまり乖離していない。

以上の分析結果からグプタは次のように結論づける。すなわち、途上諸国全体に関する結論はグループⅢの貯蓄行動の反映にすぎず、途上諸国の半数以上を占めるグループⅠとⅡにおいて従属率が何らかの役割を演じていたとは思われない。したがって、途上諸国で総貯蓄率が上昇しないのは人口以外の要因で説明する必要がある。しかしながらこのことは、レフの説が間違い

だといっているのではない。彼の仮説はグループ間の関係を説明するが各グループ内の関係を説明するものではなく、なぜグループⅠとⅡの貯蓄率が上昇しなかったのかを明らかにしていないのである。

グプタによると、グループⅠとⅡで従属率が十分な説明要因でなかった理由は、おそらく所得水準の低さにある。彼らはただ貧困を分かち合っているだけで、1日2度とる食事なら1度にしなければ貯蓄の道はない。従属率のような人口要因は、労働人口の1人当たり所得が最低生活水準以上に上昇し、そして潜在的貯蓄を生み出しうる水準に達したときにのみ有効で重要な要因になりうるのである。

ii アダムスのレフ批判

グプタよりも手厳しくレフを批判したのは国連のアダムス (Nassau A. Adams) であった⁽⁸⁾。レフの結論は論理的にも統計的にも根拠に欠けるというのである。まず最初に論理的根拠からみてみよう。アダムスによると、レフの議論の前提になっている子供の貯蓄潜在力に及ぼす負の効果については2つの欠点があるという。1つは、従属者の増加が生産性や産出高に正の効果を生む可能性があるということである。人口圧力が労働意欲を刺激して生産水準を高めたり、従属者の将来ニーズに備えるため、貯蓄や資本形成水準を高めるかもしれないのである。他の欠点は、子供の従属者年齢の上限を14歳にしたことである。途上諸国の農村では子供は6, 7歳で経済的に役立つし、そしてこのような農村家族が途上諸国人口の大半を占めるとすれば、途上国に関するレフの分析結果がもつ意味は疑わしいものになる。

次いでアダムスは、統計的分析結果に批判の目を向ける。彼はまず、47途上諸国における従属率 D_1 が40 - 46%の範囲内でしか変化していないことを指摘し (D_2 は3 - 5%), そしてこのような狭い範囲内での変化が総貯蓄率の違いを説明する主要因とはなりえないであろう、というのがアダムスの批判の第1点である。しかしもっと重要なことは、なぜ関数式 $S/Y = f(Y/N, g, D_1, D_2)$ が理論的に正しいのかレフは何ら議論をしていないことである。

従属負担と貯蓄行動 (森岡)

レフの議論は、この式が正しいであろうという予測に立ったものであるし、また老年従属人口比率 D_2 についてはほとんど思いつきとして言及されているにすぎない、とレフを批判する。レフのデータを用いて方程式 $S/Y = f(Y/N, g, D_1)$ を47途上諸国に当てはめてみると、説明変数としての D_1 の値はまったく統計的に有意でない。つまり D_1 を唯一の従属変数とした場合、この変数は有意でなくなるというのである。これは D_2 や D_3 についても同じである。しかしこれらの諸変数を一緒に扱うとき、それらはきわめて有意なものとなる。これはこのデータが多重共線性に直面し、 D_1 と D_2 が強い相関関係にあることを意味している。

以上のことからアダムスは、レフの結論を統計的に信頼することはできないし、したがってそこから従属率、出生率、人口成長などが総貯蓄率に影響を及ぼす重要要因だと結論づけるわけにはいかないと声明する。それゆえ、高い従属率が先進諸国と途上諸国の貯蓄率格差を説明する要因の1つだという結論を是認することはできないが、いま先進諸国に1、途上諸国には0のダミー変数を当てはめて両諸国を一緒に分類した場合、レフの計測結果の3)と近似した値になることをアダムスは明らかにしている。

かくしてアダムスは、出生率（つまり子供の従属率）と総貯蓄率の間に統計的有意性があるとするレフの結論を“こじつけ”ときめつけたのである。

iii グプタおよびアダムスに対するレフの回答

以上のようなグプタおよびアダムス両者による、とくに途上諸国の分析結果に関する批判に対してレフは次のように答えている⁽⁹⁾。まずグプタに対しては、ルイス (W. Arthur Lewis) が以前指摘していたように⁽¹⁰⁾、低所得水準では貯蓄と投資の予備的動機と将来所得動機がとくに当てはまるようだ、としてグプタの説に疑問を呈している。そしてグプタがグループIとIIに対して明らかにした結果はむしろ、独立変数と従属変数の測定誤差からくる推定バイアスではないかと反論する。なぜなら、貧困諸国で最大比率を占める農業の所得と貯蓄を推定するのは困難だからである。そして途上諸国全体の分

析結果が、グループⅢに属する国の貯蓄行動を反映したものにすぎないとする批判に答えるためにレフは、チャウ共分散テストを使用する。そして47途上諸国全体の推定と、ⅠからⅢの各グループに属する国の推定との間の回帰係数が等しいことを証明するためにF値を計測した結果、グプタの主張とは逆に、これら各グループに属する諸国は途上国全体の推定と統計的に同じ回帰構造に属しており、また74か国すべてについても同様であることを結論づけたのである。

レフの回答の多くはアダムス批判に向けられていた。論理的根拠についてレフは、家族規模の拡大が生み出す生産性や産出高の引上げ効果に言及し、この議論の2つの弱点を指摘する。1つは、家族規模が拡大すれば家族は最適状態に達さないところで家計の配分決定を行わねばならないということ、そして他は、ベッカー (Gray S. Becker) がいうように⁽¹¹⁾、子供は時間集約的財で、その養育には家計の時間とエネルギーの大きな追加需要を必要とする。したがってアダムスの主張とは逆に、大家族規模は衰退効果をもち、刺激効果を減ずるかもしれない。少なくとも、従属率が高まると婦人の労働力参加率は低下すると予想されるのである。

また年少従属率 D_1 を計測する区分点として14歳を上限にしたことについては、途上諸国で14歳以下の人口が労働力に参加するとしても、経験不足と非力のためにおそらく成人の生産性をはるかに下回るであろう。さらに、74か国にのぼる多くの経済サンプルすべてから年齢コウホート別に労働力参加や労働生産性に関する情報を完全に獲得するのが不可能だとすれば、全諸国に共通の方法として慣習的な区分点14歳を選択するのは好ましいし、また貯蓄率に与える従属率効果がどの推定方程式にもきわめて明瞭に現われていたことは素晴らしいことだ、とレフは自画自賛したのである。

統計的分析結果についてレフは、47途上諸国全体にみられる D_1 と D_2 の間の高い相関関係は多重共線性に原因があるとするアダムスの批判に答えるため、このような問題の発生しない総従属負担 D_3 を特定化した方程式をとりあげる。そしてその回帰係数をグプタのそれと比較した結果、アダムスが47

途上諸国について行った方程式の推定結果を理解するのは困難であって、おそらく彼の不正確なコンピューター・プログラムにその原因があると反論する。

D_1 と D_2 を一緒に扱っている方程式でアダムスは、これら2つの独立変数間の高い単純相関の存在それ自体が、多重共線性による無意味な推定値を生み出していると考えているようだが、しかしこのような方程式推定値に多重共線性がバイアスを生むとすれば、これら変数の推定値は最小分散の特性を失ってその標準誤差は高まると考えられる。ところがアダムスの分析ではその逆が生じていて、諸変数の t 値が上昇しているとレフは主張する。

またレフは、理論的に妥当な多重共線性変数の一方を省略するとパラメータ推定値にバイアスを生ずることがあり、 D_1 と D_2 との間に強い共分散が与えられている場合、これら両変数を一緒に扱った方程式に比べて一方を省略した方程式の係数に変化が生じたとしても一向に不思議ではないという。

次いでレフは、74か国全体のサンプル推定値に発生の可能性があると指摘された擬似相関の問題をとり上げる。そして高い従属率を、経済的後進性を含む複雑な一般的条件に対する代理変数にすぎないとする考え方についてはすでに先の論文のなかで論じたこと、また従属者変数の有意を示す推定値が、ただ先進諸国と途上諸国との間の集落効果だけを取り上げようとするものでないことの可能性をテストするために、これら諸国の部分集合方程式を個別に推定し、そして両諸国内における従属者変数の有意を明らかにしてきたことを指摘する。

いずれにしろレフによると、アダムスがダミー変数を用いて推定した方程式は擬似相関をテストするには不十分で、従属率の貯蓄率効果をテストするのに適切な方法は、従属者変数が統計的有意を保持しているかどうかを知るためのダミー変数と一緒に従属者変数を推定することである。その結果、ダミー変数の t 値が示すように、従属状態以外の他の後進的特徴が総貯蓄率に影響しているが、しかし D_1 と D_2 の係数も統計的に有意を保っている。ダミー変数の導入は、これを持たない方程式の推定値に比べて D_1 の回帰係数値

を低めるけれど、従属変数の弾力性とベータ加重値はきわめて高く、したがって他の後進的特徴が支配する場合でさえ、従属率は途上諸国の低貯蓄率を説明する重要な要因になっているとレフは反論する。

最後にレフは、産出高成長率と人口成長率の間の正の相関関係に言及する。レフが証明しなかったことは産出高成長率よりも貯蓄率であって、高い出生率によって誘発される高い従属率がなかったならば、途上諸国はもっと高い貯蓄率を達成しえたかもしれない。このことはより高い投資率と成長率を可能にするかもしれないし、さらには、外国資本よりも国内貯蓄による資本の拡大を可能にするかもしれない、というのがレフの見解であった。

iv ゴールドバーガーのレフ批判

ウィスコンシン大学のゴールドバーガー (Arthur S. Goldberger) は、統計学的観点からレフの論文を批判した⁽¹²⁾。彼は最初にレフの2つの推定方程式を吟味する。すなわち、

$$y_1 = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + a_4x_4 + e_1 \dots\dots\dots(1)$$

$$y_2 = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_4x_4 + e_2 \dots\dots\dots(2)$$

- $y_1 = \ln S/Y$: 国内貯蓄率の自然対数
- $y_2 = \ln S/N$: 1人当たり貯蓄の自然対数
- $x_1 = \ln Y/N$: 1人当たり所得の自然対数
- $x_2 = g$: 1人当たり所得成長率
- $x_3 = \ln D_1$: 14歳以下人口の自然対数
- $x_4 = \ln D_2$: 65歳以上人口の自然対数
- a, b : 偏回帰係数
- e_1, e_2 : 残差

レフがいうように、 $S/N \equiv (S/Y)(Y/N)$ であるから $y_2 = y_1 + x_1$ となり、(2)式は次のようになる。

$$y_2 = a_0 + (1 + a_1)x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + a_4x_4 + e_1 \dots\dots\dots(3)$$

つまり x に関して y_2 を回帰推定すると、 y_1 を回帰推定したときに生ずるのと同じ係数と残差が得られる。この場合 x は、 x_1 を除いて1まで高まる。もし等しい回帰係数が保障されるならば、その標準誤差、したがって t 値は等しくならねばならない。もし回帰係数が1でないことが保障されるならば、その標準誤差も等しくならねばならず、 t 値は次の式によって説明される。

すなわち、

$$b_1/S_{b_1} = (a_1/S_{a_1}) \left(\frac{1+a_1}{a_1} \right)$$

しかしレフの結果は、このような数学的必要条件を満たしていない。例えばレフの表2の上部パネルを考えてみると、これは47途上諸国サンプルに係わるものであるが、何かが違っているとゴールドバーガーはいう。これと同じことはグプタについてもいえる。

これらの差はいずれも両者の実証分析を否定するほど大きなものではないが、そのいくつかにみられるように、小数第1位ですでに異なっている数字を小数第4位まで記載するのは混乱を与えるものだと批判する。ではこの差の原因はどこにあるのだろうか。ゴールドバーガーはそれを、レフが作成した基礎データの内部矛盾に求める。彼はレフのデータを詳細に調べることによって1人当たり貯蓄と、貯蓄率に1人当たり所得を乗じた結果との間に国によってかなり違いのあることを発見している。例えば以下の数字である。

S/N	S/Y	Y/N	(S/Y) (Y/N)
43.7	0.101	585	59.1
20.6	0.094	271	25.5

これは、 $y_2 \neq y_1 + x_1$ であるから(3)式の議論は効力を失う。しかし、貯蓄率と従属率の関係についての経済分析が、内部的にきわめて矛盾するデータにどのように依存していたかを知るのはむずかしいとゴールドバーガーは結論づけている。

Ⅴ ゴールドバーガーへの回答

以上のようなゴールドバーガーの批判に対してレフは、簡潔な回答を行っている⁽⁴³⁾。レフは、S/N と S/Y を従属変数とする3つの異なるサンプルから推定した一対の方程式の係数値を自分の論文から転載し(表3)、そして12事例中7例までが小数第2位まで等しく、どの差もきわめて小さいことを指摘する。また9例が1%以内の差で、残差も僅少であって、これらの値は途上諸国の国民所得勘定データを観察する際の正確さの限界内にあるとしている。したがって、ゴールドバーガーの批判は理解に苦しむし、わずかな差が生じたのもAID(国際開発機構)の統計課が公表したデータを別個に計算したことの結果であって、けっして不思議な事ではないとレフはいう。そしてレフ論文の主たる結論は、従属変数が数量的に国際貯蓄率の重要な決定因であるということ、さらにこの変数の導入が以前のいくつかの議論で焦点となっていた1人当たり所得の重要性を大きく減じたということであって、ゴールドバーガーの批判がこの結論のいずれにも影響することはないと断言している。

表3 パラメータ推定値の対比較

サンプル	$a_1 \approx b_1 - 1$	b_1	$a_2 \approx b_2$	$a_3 \approx b_3$	$a_4 \approx b_4$
74 か 国	.1596	1.1486	.0254 .0265	-1.3520 -1.3438	-.3990 -.3966
47 発展途上諸国	.1292	1.1167	.0227 .0239	-1.2297 -1.3122	-.4455 -.4469
20 西側先進諸国	.0035	1.0049	.2589 .2591	-.4324 -.4300	-.4916 -.4914

(資料) Leff, N. H., "Dependency Rates and Savings Rates," *A. E. R.*, 59, 1969, pp. 889~891.

(注) 方程式(1)と(2)の定数には、約4.6ほどの差がある(これは真数の100に等しい)。上記論文の888ページで述べたように、S/Y がパーセンテージポイントで表現されるから、このように係数で100の変動が生ずるのである。

$$\text{方程式(1)}: \ln S/Y = a_0 + a_1 \ln Y/N + a_2 \ln g + a_3 \ln D_1 + a_4 \ln D_2$$

$$\text{方程式(2)}: \ln S/N = b_0 + b_1 \ln Y/N + b_2 \ln g + b_3 \ln D_1 + b_4 \ln D_2$$

vi ビルスボロウのレフ批判

ノース・カロライナ大学のビルスボロウ (Richard E. Bilsborrow) によるレフ批判が現われたのは、ゴールドバーガーのレフ批判から7年の歳月が過ぎ去っていた⁽⁴⁾。ビルスボロウは、クロス・セクション回帰に通常みられる異分散問題の矯正方法としてレフが利用している全対数回帰方程式の誤りを指摘する。対数変換はゼロでない正の値に対してのみ正当であって、したがってほとんどゼロに等しい変数 g (実質1人当たり所得成長率) を持つ4か国 (ドミニカ共和国, ガーナ, モロッコ, ウルグアイ) の変換は不可能となる。レフは、きわめて小さな正数 1×10^{-9} を充当することによってこれら諸国の脱落を回避しようとしているが、 1×10^{-9} の自然対数は -18.4207 であって、他の途上43か国の g に対する自然対数が -0.9163 から $+2.1861$ の狭い範囲内で変化していたことからみて、これら4か国の値は正しい実証結果を変更してしまうものだとして批判する。そこでこれら4か国を除去すると、a. 変数 g が統計的に有意でなくなる、b. 従属負担変数 D_1 があまり有意でなくなる、c. 回帰全体の統計的有意 (F値) が急激に低下する、といった結果を生み、レフの仮説は支持しえないものになる。このような測定誤りは、レフの他の方程式にも及んでいるとビルスボロウは指摘する。

次に問題とするのは標本の異質性で、1人当たり所得だけで単純に途上諸国を特徴づけるのは不十分だという。彼はレフの挙げた途上国サンプルのなかには、社会経済的または人口的標準尺度に合わないアウト라이어があり、そのもっとも顕著な国としてギリシャ、イスラエル、プエルトリコ、スペイン、そしてこれらよりもっと辺境な国としては、アルゼンチン、キプロス、マルタ、ポルトガル、トリニダード、ウルグアイ、ヴェネズエラを挙げる。とくに先の4か国は国連などのこれまでの分類によっても、また統計的基礎に立ってもアウト라이어であって、例えば、ギリシャとスペインの従属率は他の途上諸国よりもかなり低いし、イスラエルとプエルトリコの1人当たり所得水準はずっと高い。それゆえ、レフの概念的枠組とデータによって途上諸国の従属率と貯蓄率の関係を論ずることはできないという。

さらにレフは、家計貯蓄に及ぼす従属負担の効果の側面から従属負担変数の重要性を論じているが、家計貯蓄が重要な貯蓄源泉になるのは家計所得の大きい先進諸国においてであって、家計貯蓄に基づいたモデルが途上諸国の貯蓄研究にとって適切な基本モデルのパラダイムであるかどうかは大きな疑問だ、とビルスポロウは論ずる。途上諸国における貯蓄制度は先進諸国のそれとあまりにも違いすぎていて、従属負担の家計効果に基づいてその貯蓄効果を説明するには不十分なのである。

またビルスポロウは、従属率が貯蓄率に及ぼす影響を調べるには違う概念的枠組の方がのぞましいとして、生産構造と国際貿易の2つの変数を追加する。彼は、利潤が高く法人数が一番多い部門として鉱業と製造業を挙げ、その生産占有率の高い国は1人当たり所得水準が同じでも貯蓄率は高いと考え、これら両部門が占める付加価値の割合を表現する変数として O_{mm}/Y を導入する。

同様に、途上諸国の輸出部門は非輸出部門よりもかなり商業化されているので、経済の開放状態を測定する尺度として追加変数 X/Y (X は財とサービスの輸出) を導入する。そしてこれら両変数を D_1 や D_2 とともに S/Y の回帰に含めることによって、より一層すぐれた結果が得られたとしている。またこのことによって D_1 が再び活気を取り戻しているようにみえるが、これも限界諸国の導入によるところ大であると主張している。

以上のような批判をレフがラテン・アメリカに限って行った分析結果にも同じように適用したのちビルスポロウは、方法論的諸問題を最後にとり上げている。第1に、 D_1 は約40%から48%までの狭い範囲内で変化しているのに対し、貯蓄率はビルスポロウのいう“真”の途上諸国で5%から20%以上まで広範囲に変化している。これは各国間の貯蓄率の差が、従属率よりもっと重要な要因に依拠していることを示唆するものであるし、また、途上諸国の貯蓄率と人口統計の信頼性からみて、これら両者の関連性を推論することはできない。

第2に、レフは D_1 または D_2 に対する回帰係数が至当なものであるか否

か、つまり因果関係の方向が実際にどうなっているのか鑑定できる理論構造を提示していない。クロス・セクションの結果が長期を表わすのならまだしも、1回限りのクロス・セクションに基づいた回帰係数結果が、変数間の時間的関係を推論するのにどの程度正しく利用しうるかについては以前から疑問がある。

最後の指摘はレフ個人に向けられたものではないが、高い従属率は年少従属率でさえ高い人口成長率と同義でないことに注意を喚起している。

このようにレフの分析結果を再検討してきたビルスポロウは結局、たとえレフ自身の実証的接近やデータを用いても、レフ仮説を容認することはできないと結論づけたのである。

vii ビルスポロウへの回答

レフは以上のようなビルスポロウの批判に対し、まず最初にレフ仮説を支持する諸研究を紹介してその正しさを証明したのち、自分自身の回答を行なっている⁽⁵⁾。

家計貯蓄に基づいたモデルが途上諸国の貯蓄調査にとって適切なパラダイムかどうか疑問だとするビルスポロウのコメントに対してレフは、このような接近方法は家計、法人、および政府による貯蓄相互間の代替効果を見落したものであって、従属負担は家計貯蓄だけでなく、法人貯蓄にもまた政府貯蓄にも影響を及ぼすのであるから、われわれの注意は総貯蓄に向けられねばならないと反論する。

また、先進諸国の所得水準が高いことから、家計貯蓄は先進諸国で重要な貯蓄源だというビルスポロウの理論的根拠に言及し、かかる接近はポスト・ケインジアンによる消費理論の中心点を見落すもので、消費（及び貯蓄）率はなにかんずく経済成長の関数であるが、実質的には所得水準から独立的だという。このことは、貯蓄率が1人当たり所得水準に対して低い弾力性しか持たないという予想につながり、事実レフの回帰方程式においても1人当たり所得タームのパラメータ推定値は低いと明言している。

さらにレフは、総貯蓄のなかでわずかな部分しか占めない途上諸国の家計貯蓄をめぐる分析にはほとんど教えるものがないことを示唆したビルスポロウの見解に対し、わずかな部分しか占めないその理由の1つこそ従属負担の高さにあると論駁する。

次いでレフは、貯蓄率と経済成長率に係わる対数変換問題に言及し、この点を指摘したビルスポロウの正しさを率直に認める。しかしレフ論文の中心である従属負担変数のパラメータ推定値は、ビルスポロウの是正によっても本質的に変わるところはないと弁明している。

ビルスポロウが強調した標本の異質性についてレフは、ビルスポロウがアウトライアーと称した4か国の削除基準が確たるものでないこと、あるいは第2基準に基づいて“真”の途上諸国でないことを示唆して観察を放棄した7か国は、彼のアウトライアーのリストに記載されていないし、またこれら諸国をレフの研究でとり上げた1964年当時、それが“真”の途上諸国であったか否かは読者の判断にまかせるとしながらも、ビルスポロウの削除基準は社会経済的および人口的条件であるが、途上諸国におけるこれら条件は1人当たり所得水準と密接に関連していて、しかもレフ・モデルには1人当たり所得水準が入っているから、ビルスポロウのいう削除基準を正当とする理由はないし、また、かかる削除基準を連立方程式に導入したグプタの論文では⁽⁴⁰⁾、途上諸国において従属率が貯蓄に及ぼす負の効果を明確にしていたと主張する。

ビルスポロウの方法論的批判は、レフ論文そのものではなく、途上諸国の集計データによる計量経済学的研究一般に向けられたものであるが、計量経済学者はそこに潜在する諸問題の現実的重要性を分析し、そして途上諸国に関する集計的、クロス・セクション調査から有用な識見を引出す方法にどの程度依存し得るかを明らかにしてきたとレフは述べている。

また、ビルスポロウは途上諸国のデータの質的貧弱さと結びついた諸問題を過大視しているように思われるとしてレフは、測定ミスの問題に言及している。測定上のミスは合衆国の個人貯蓄データにもあったが、それがアメリカ経済の貯蓄関数や消費関数の有用な研究を妨げることはなかったのである。

ビルスポロウが途上国経済のクロス・セクション分析だけに集中するより、個々の途上諸国のタイム・シリーズ分析を行うよう要求していることに対しては、レフも賛意を表明する。ただ、個々の途上諸国に調査の焦点を合わせても同じような問題が生ずるし、ミクロ研究によってより細分化された水準に進むことはあまり有効でないかもしれないのに対して、クロス・セクション分析は各国共通の一般的パターンを明確にするのに有効であると論じている。

X/Y と O_{mm}/Y を変数として導入しようとするビルスポロウの代替的接近についてレフは、そもそもレフ論文の結論は、高い従属負担を相対的に低い途上国貯蓄率の唯一の理由にはしていなかったし、逆にこの分野にはなすべき多くの分析作業が残されていることを強調して、その後の2つの論文⁽⁷⁾ではこの点について若干の方向を示唆しているから、ここではビルスポロウの代替的接近に関する詳細な議論は適切でないと述べて、1つのコメントだけを行っている。すなわちビルスポロウは2つの変数を選ぶにあたって他の5つの変数をテストし、そして事後的にこれら2つを決定したと述べているが、そうだとすれば、冷淡な批判家たちが指摘するように、彼の代替的接近は回帰競争のための訓練にすぎないとレフは批判するのである。

viii ラムによる新たな接近

レフの1969年論文をめぐって主に統計学上の論争がつづいていた最中に、ワシントン州立大学のラム (Rati Ram) が新たな接近を試みた⁽⁸⁾。とはいっても方程式そのものは基本的にレフと同形態であり、ただサンプル国数が合計121か国（途上諸国101, 先進諸国20）、そして期間は大体1970-77年をカバーするというように、新しくしかも広範囲なデータを取り入れ、貯蓄関数をより豊富にしたことが新たな点である。

ラムは最初に次のような単純貯蓄関数を提示している。すなわち、

$$S = f(DA, DB, G, PCI)$$

S : 1972 - 77年平均国民貯蓄率

G : 1970 - 77年平均GDP成長率

DA : 1973 - 74年頃の年少従属負担率

DB : 同上期間の老年従属負担率

PCI : 1970 - 77年の中間点における推定 1 人当たりGNP

(1977年 USドル換算)

ここに挙げた諸変数の他に総貯蓄に影響を及ぼす重要な変数として、外国資本流入Fが考えられる。これは1970 - 77年の平均で、GDP比率として経済勘定赤字を反映する。またいくつかの線型回帰では、1人当たり所得効果に考えられる非線型を表現するのに (PCI)² 項を導入した。これは、例えば途上諸国と先進諸国の総合サンプルにみられるように、所得変動幅が広いときに有効であり、変数Fは主として途上諸国にとって重要である。

貯蓄関数の推定パラメータ値は表4のとおりである。1～3は、121か国すべてのサンプルと3つの異なる特定化に基づいている。先進、途上両諸国を一緒にすることはダミー変数DCを利用しても不適當かもしれないので、4～5にはPCIが2,000ドル以下の全途上諸国の推定値を記載してある。これら5つの方程式における負の従属負担効果はいずれも有意でない。DAは有意でないが、ほとんど正の係数をもっている。6～8では、ある小集団に特徴的な構造によって全途上諸国の従属負担効果を正確に反映するのは不可能であることを探るために、途上諸国の推定係数値を個別にとり上げている。しかしここでも、従属負担率が総貯蓄に対して抑圧的效果を持つということはない。9～12は、PCIが2,000ドルを超す先進諸国の推定値であるが、ここにも全体的にみて有意な負の従属負担効果は存在しない。ただ12のDBに対しては、かなり有意な負の値を示している。

以上要するに、1～12から判断すると、貯蓄に対して不利で統計的に有意な従属負担効果はなく、この結論は途上諸国の年少従属負担効果に特に明らかかなようだ、とラムは指摘する。

ではなぜラムの結果がレフのそれとかくも異なるのであろうか。ラムによ

従属負担と貯蓄行動（森岡）

るとそれには次の3つの理由がある、1) サンプルの適用範囲、2) 調査期間、3) 特定化、である。しかしながら、ラムのデータを用いてレフのサンプルと特定化に接近すればするほど、カヴァーされる期間が本質的に異なるにもかかわらず、レフの結果と類似したものになってくるといふ。13~19がこの辺りの状況を説明している。まず13~15は、レフがとり上げた途上47か国のサンプルについてラムのデータから得た推定値を明示している。13はFを含む線型回帰で、したがってレフの特定化とやや異なるが結果は4に類似していて、従属負担は貯蓄に対し不利な効果を持っていない。14には両対数回帰に基づいた推定値を記載してあるが、これはレフの特定化そのものである。従属負担変数は両者とも有意な係数を持っていないが、かなり大きな負の数値を持ち、13よりもずっとレフの結果に近い。15も1つの従属負担変数を持ちレフの特定化と同じであるが、レフの結果とまったく異なる状況を呈している。

要するにラムによると、途上諸国グループではカヴァーされる期間が重要に思われるが、レフのサンプルと特定化を用いたいくつかのケースでは両者の差がやや縮小するようである。そして16~19は、レフが挙げた先進20か国に関するラムのデータから得た結果を報告している。従属負担変数は有意で、他の変数の推定値に大きな違いがあるにしても、この推定値はレフのそれときわめて強い類似性を持っている。

このように従属負担と貯蓄の関係を論じてきたラムは最後に、1から19の最小2乗法(OLS)のリグレッサーを内生化することによって生ずる推定値、特に従属負担係数のバイアスと矛盾を減ずるために、DA、DB、G、PCIに関する操作変数の選択とその推定値を得ようとしている。彼が操作変数に選んだのは、外国資本流入の他に、1人当たりエネルギー消費、成人識字率、農業の対GDP比率、1人当たりカロリー摂取量(以上は1970年と77年の平均値)、遅れを伴う投資率、同普通死亡率、同普通出生率、同GDP成長率(以上は1965-70年平均値)である。20は全途上諸国に関する貯蓄方程式の操作変数推定値であるが、これは全途上諸国のOLS推定値と類似していて、やはり貯蓄に対してはほとんど不利な従属負担効果を示していない。

表4 国別データによる貯蓄関数の

サンプルと特定化	DA	DB	Da
A 最小2乗法による推定			
1 全サンプル. Fを除く線型推定	.308 (1.15)	-1.022 (-1.49)	
2 全サンプル. Fを含む線型推定	.256 (1.20)	-.353 (-.64)	
3 全サンプル. Fを除く対数推定	-.004 (-.01)	-.375 (-1.72)	
4 LDCサンプル. Fを含む線型推定 (PCI < \$2,000)	.471 (1.76)	-.132 (-.12)	
5 LDCサンプル. Fを含む対数推定	1.319 (1.62)	.207 (.665)	
6 アフリカLDCs. Fdを含む線型推定	.524 (.90)	-.017 (-.01)	
7 アジアLDCs. Feを含む線型推定	-.080 (-.15)	.180 (.05)	
8 ラテン・アメリカLDCs. Ffを含む線型推定	.449 (1.43)	.198 (.19)	
9 DCサンプル. Fを含む線型推定 (PCI > \$2,000)	-.121 (-.24)	-.919 (-1.03)	
10 DCサンプル. Fを含む線型推定			.203 (.43)
11 DCサンプル. Fを除く線型推定	.902 (1.59)	.152 (.13)	
12 DCサンプル. Fを除く対数推定	-1.076 (-1.28)	-.961 (-2.52)	
13 レフのLDCサンプル. Fを含む線型推定	.170 (.47)	-.657 (-.63)	
14 レフのLDCサンプル. Fを除く対数推定	-.951 (-1.03)	-.715 (-1.74)	
15 レフのLDCサンプル. Fを除く対数推定			.594 (.84)
16 レフのDCサンプル. Fを除く線型推定	-1.516 (-2.46)	-1.284 (-1.87)	
17 レフのDCサンプル. Fを除く線型推定			-1.434 (-2.53)
18 レフのDCサンプル. Fを除く対数推定	-1.352 (-2.33)	-.596 (-2.09)	
19 レフのDCサンプル. Fを除く対数推定			-1.878 (-2.47)
B 操作変数法による推定			
20 アフリカ, アジアおよびラテン・アメリカの途上諸国. Fを含む	.079 (.11)	-2.48 (-.73)	

(注) a : (DA+DB)。

b : DC ダミーは, 観測が工業国について行われる場合には1の値をとり (これは国区分に対応した DC ダミーをもつ推定値は非常に類似している)。

c : ()内はF値。

d : アフリカ南部サハラの上途諸国。

e : 南および東アジア (太平洋を含む) の途上諸国。

f : ラテン・アメリカ (キャリビーンを含む) の途上諸国。

従属負担と貯蓄行動 (森岡)

推定パラメータ (1970—77年)

() 内は t 値

G	PCI	PCISQ	F	DC ^b	\bar{R}^{2c}	N
1.015 (3.64)	.010 (6.09)	-.0005 (-3.70)		-13.36 (-2.87)	.48 (19.57)	121
1.256 (4.91)	.007 (4.86)	-.0004 (-3.47)	-.434 (-5.86)	-9.17 (-2.34)	.67 (34.44)	118
.241 (4.50)	.443 (7.57)			-.036 (-.20)	.52 (25.09)	110
1.064 (3.83)	.022 (3.35)	-.0077 (-1.91)	-.398 (-4.05)		.55 (17.04)	81
.252 (3.74)	.403 (5.24)		-.163 (-2.65)		.47 (12.50)	66
1.050 (2.76)	.020 (5.70)		-.534 (-3.89)		.74 (21.63)	37
2.447 (3.05)	.0015 (.34)		-.371 (-1.09)		.59 (5.65)	17
.706 (1.61)	.006 (2.83)		-.722 (-3.02)		.65 (9.61)	24
1.372 (1.73)	.001 (1.46)		-.513 (-3.47)		.67 (13.72)	32
1.774 (2.33)	.001 (1.31)		-.534 (-3.55)		.66 (15.90)	32
3.118 (3.16)	.0035 (4.39)				.47 (8.08)	33
.075 (.59)	.330 (1.74)				.22 (3.09)	31
1.411 (3.65)	.005 (2.73)		-.366 (-2.43)		.38 (6.54)	46
.256 (3.45)	.239 (2.30)				.32 (6.21)	45
.288 (3.84)	.172 (1.70)				.27 (6.51)	45
.890 (.81)	.0003 (.40)				.22 (2.34)	20
.735 (.73)	.0003 (.52)				.26 (3.23)	20
.015 (.23)	.076 (.49)				.23 (2.39)	20
.018 (.29)	.097 (.68)				.27 (3.31)	20
.906 (1.02)	.013 (4.93)		-.478 (-3.46)			70

World Tables 1980 に見られるとおりである), それ以外の場合はゼロである。DC と 非 DC の

以上の分析を通じてラムは結論的に次のようにいう、「ここに報告した結果は、高い従属負担率が途上諸国ではほとんど貯蓄に対し不利な効果を持たないことを指摘している。つまりこの結果は、貯蓄に対する従属負担率効果が少なくとも未解決の問題とみなされるべきだという見解を認めているように思われる」と。

ix レフのラム批判

ラムの1982年論文は多くのサンプルと新しいデータを利用したレフ論文への接近であったが、その結果は途上諸国に関する限り、レフの結論とは異なるものであった。レフは1984年にこれについてのコメントを出し、その原因を探った⁽¹⁹⁾。

レフは彼が対象とした1964年と、ラムが考察した1970-77年の間には多くの出来事が発生したし、したがって貯蓄行動にも構造変化が起こったことを指摘し、そして先進20か国に関するラムの方程式18ではレフと同じ結果を生んでいることから、ラムの分析結果は混合したものだという。そしてラムが彼のデータを利用してレフのサンプルと特定化に接近した場合、観察期間が異なるにもかかわらず両者の結果は類似したものになり、異なる方程式とサンプルを使用したときは異なる結果になったと論じていることをとらえてレフは、モデルの特定化とサンプル異質性の問題がラムの回帰判断を困難にしていると指摘する。

レフはまず、ラムが研究対象とした121か国すべてのサンプルと、回帰推定で使用したそれぞれの副サンプルの等質性に疑問を呈する。国際貯蓄行動の研究で各国の観察結果を成層するには多くの基準を利用しうるが、1人当たり所得水準もその1つである。(ラムは1人当たり2,000ドルのGNPを基準に、それ以下を途上諸国、それ以上を先進諸国に分類している。)文献ではしばしば無視される成層基準に国の規模があるが、残念ながらこれをモデル化するのは困難である。所得水準、人口、それに領土拡大はすべて適切な基準であるが、それらを合成した規模指数の開発は成功しなかった、とレフは述べている。

従属負担と貯蓄行動（森岡）

しかし人口規模だけを考慮しても、ラムのサンプルにはかなりの異質性がみられる。1977年のラムのサンプル国における平均住民規模は2,310万で、5,910万の標準偏差を持っていた。そしてこれら諸国の72%は、シェネリーとシルキン（H. Chenery and M. Syrquin）²⁰が小規模切り捨て水準とした1,500万以下の居住人口国で、ラムのとり上げた諸国中少なくとも51か国、つまり彼のサンプルの42%が500万以下の人口であるとレフは指摘する。

このような議論から、サンプル規模を増やすことが良いとは限らないし、異なる人口統計からのサンプル増は異質性を高める結果となり、逆に情報の減少を生む。またある次元でのサンプルの積み重ねが必ずしも他の次元に対し国の同質性を与えてくれるとは限らない。したがって国際クロス・セクション回帰はもはや、多くの開発経済学上の諸問題に接近する実り多き研究手段とはならないかもしれない。その証拠に、サンプル内の異質性はラムの回帰が従属率と貯蓄率の関係についてわれわれに多くを語るのを妨げているし、より同質な先進諸国の副サンプルの1つにおいて、貯蓄率に及ぼす人口変数の負の効果が明白なことは注目に値する、とレフは論ずる。

次いでレフは回帰方程式の特定問題に言及し、国際クロス・セクションを用いて研究を行う者はしばしば、調査分析に及ぼす一般的発展水準の効果を抽出しようとして1人当たり所得水準 y を特定化するが、ラムはこのことをやりすぎたようだという。レフが1969年論文で明らかにしようとした主たる目的は、先進諸国よりも途上諸国の貯蓄率の方が一般的に低いという事実を説明する従属負担変数の妥当性にあったが、ラムの主要方程式には y の他に y^2 と途上国-先進国ダミー変数が導入されており、このような特定化は途上諸国と先進諸国すべてに当てはまる。それゆえこの特定化は、レフが目ざした中心問題にラムの結果を利用することを事実上阻止してしまうというのである。

レフはまた、ラムの回帰方程式の半分で外国資本流入 F を特定化しているが、この点でもラムの結果の解釈を困難にしているという。 F を貯蓄関数に導入する理論的根拠が明らかでないし、説明もなされていない。 F は資本収

益率に影響するから、これは投資方程式に属すると思われる。どの国でも貯蓄と投資の間の共分散が高いから、SとFの間の高い相関は単に統計上の人工的産物として生ずるだけである。経済学的にいうと貯蓄と投資は同時に決定されるから、結果的にみて貯蓄の単一方程式モデルは偏ったパラメータ推定値に導くかもしれない。かかる欠点を是正するには、ラム自身も認めているように、生産、成長、出生率、死亡率、それに労働力参加の方程式を含む連立方程式モデルの定式と推定が必要になってくるが、それを行ったグプタは次のように結論づけたという、すなわち「レフの研究は貯蓄に及ぼす従属負担率の抑圧効果を過少評価している」⁽²⁾と。

x レフの批判に対するラムの反論

以上のようなレフの批判に対し、ラムは即刻反論を行っている⁽²⁾。まずサンプル同質性の問題についてラムは、その研究結果からみて、結論の解釈に際しサンプルの異質性を懸念する合理的基礎はないと主張する。彼はまた、人口がサンプルの同質性を判断する上で適当な次元とは思われないとしながらも、レフが指摘した人口サンプルの異質性は、これまで他の研究で使用されてきたものほどではないし、またレフの1969年論文やグプタの1975年論文でとり上げられたサンプルも同じように同質でないことを指摘する。そしてここでの問題として、人口規模はおそらく重大なものにはならないであろうとラムはいう。彼は変数DAの係数推定値が途上諸国の人口規模によって如何に変化するかをみるために、彼の論文でとり上げた4つのグループ、すなわち、1) 1人当たり所得が2,000ドル以下の全途上諸国、2) 人口が500万以下の途上諸国、3) 人口が1,500万以下の途上諸国、4) 人口が1,500万以上の途上諸国、に対する方程式4と5に類似した線型回帰と線型対数回帰を推定したが、8つのケースいずれにおいても係数は正であった。

ラムはまた、1つの先進国サンプルで年少従属者効果が有意な負の値を示しているのは事実だが、途上諸国の従属負担率効果についてはサンプルが同質であるにもかかわらず語るものは何もないと述べ、これまでのところ途上

国グループのサンプル範囲をどう操作してみても、統計的に有意な負の従属負担効果を示すような副サンプルを生み出してきたとは思われないし、またたとえそのようなものがあるにしても、途上国全体のサンプルから引き出さる結論のどれを正当と認めるのか明確でないと主張する。そして、他の事情にして等しいとすれば、サンプルの同質性と途上地域に対するその結果の一般化との間には、明らかに二律背反が存在するというのである。

さらにラムは以下の3点に言及している。すなわち、1)外国資本流入の導入、2)所得2乗項とDCダミーの導入、3)連立方程式のバイアス、である。

外国資本流入を総貯蓄方程式に導入するのは特に目新しいことではないし、また、まったく慣例的なものでもない。外国資本流入が総国内貯蓄を減ずる過程とこの問題に関する経験的立証については、貯蓄に関する文献のなかできわめて広範囲な議論がなされてきている。したがって、外国資本の導入がラムの研究結果の解釈を困難にしているというのは正しくないし、またたとえ外国資本係数が省かれても、そしてどんな途上国状況においても、年少従属負担率が貯蓄に及ぼす有意な負の効果を観察することはないと反論する。

所得2乗項は、貯蓄率に与える1人当たり所得効果を非線型にし、所得分散の大きいサンプルにはきわめて適切なように思われる。対数型で特定化するのは明らかに所得と貯蓄の間の非線型を意味しており、したがって異論のない望ましい線型を特定化した所得2乗項を考えるべきである。これは誤った特定化の可能性を回避することによって推定をより良きものにするであろう。

DCダミーは2つのグループの異なる除外変数効果を区別するにはごく自然の方策であるし、推定を明確なものにする。したがってそれが従属負担の貯蓄効果に関する調査を妨げる理由などないとラムは明言する。そして、たとえ外国資本流入の排除に加えて、所得2乗項とDCダミーを除外するにしても、従属負担の不利な貯蓄効果は見出せないとしてラムは、方程式2と3を再推定し、そしてこれら諸変数の導入に対してレフが抱く憂慮は経験的に無意味だと主張する。

最後にラムは連立方程式のバイアスの可能性に触れ、この問題は先の論文

で考察したように²³，単一方程式が採用されるにしても主たる結果が回帰や確率的攪乱項の独立変数，または非直交性からのフィードバックによる推定値バイアスの可能性によって影響されないことを知るのに相当な注意を払ったと反論している。

xi レフ仮説の応用

レフ仮説をめぐる論争は以上のようなものであった。この論争はいまだに決着をみていないが，レフの研究が与えた影響は大きく，ケリー (Allen C. Kelly) もその影響を受けた1人である。彼はレフの回帰分析結果をアメリカ合衆国に應用して，従属率の過去と将来における変化が貯蓄率にどう影響し，ひいては合衆国の経済成長にいかなる効果を生むかを実証した²⁴。

ケリーは従属率と貯蓄率の関係を論ずる場合，有効従属率 *effective dependency rate* の計測の必要性を強調する。この関係をみる場合に重要なのは，年少従属人口と老年従属人口とでは貯蓄率が異なること，したがって経済発展があると単純な従属率では貯蓄に対する“有効な”影響を把握しえないことである。そこでケリーは，従属人口を構成する年少人口と老年人口をその相対貯蓄効果で加重した有効従属率を計測する。このような考えはレフの研究から出ており，ケリーは1人当たり所得水準別にみた従属人口コウホートの負の貯蓄を算定するのに使用される加重値を次のように整理している。これは1国の平均所得が250ドル辺りの低水準から1,500ドル水準に移動するにつれ，0-14歳と65歳以上従属者の貯蓄に及ぼす負の効果がそれぞれ変化するというレフの分析結果の応用である (表2参照)。

最初ケリーは，レフの貯蓄率モデル $S/Y = \alpha (Y/N)^\beta (g)^r (D_1)^\delta (D_2)^\epsilon$ から有効従属率を計算するために，1人当たり所得 Y/N と同成長率 g (α も含んでこれらを定数 K とする) の変化から抽象を行う。この式を時間に関して微分すれば次式が得られる。

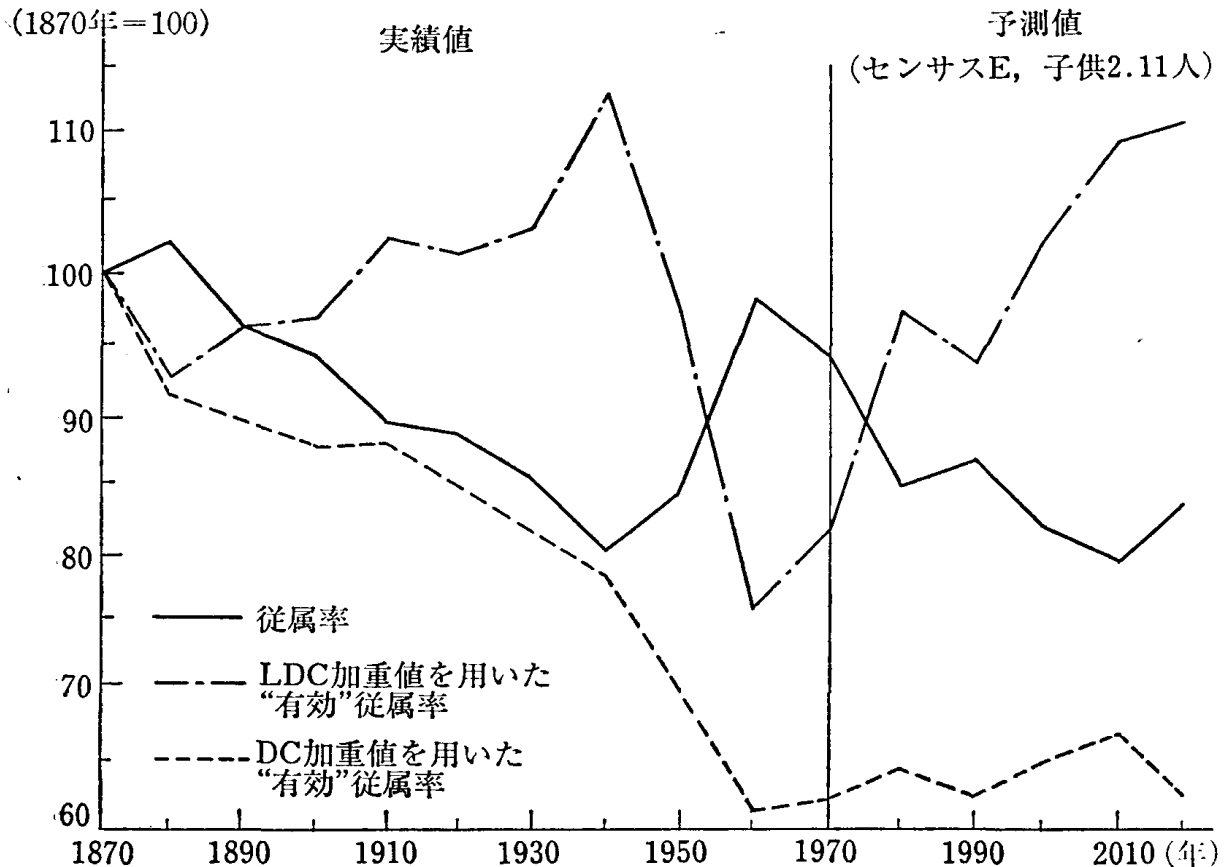
$$\frac{d(S/Y)}{dt} = K \left[\frac{\delta \left(\frac{dD_1}{dt} \right)}{D_1} + \frac{\epsilon \left(\frac{dD_2}{dt} \right)}{D_2} \right]$$

従属負担と貯蓄行動 (森岡)

この場合、加重値 δ と ε は負と仮定されているし、また従属率が上昇すると D_1 は上昇し D_2 は低下すると仮定される。すなわち $\frac{dD}{dt} > 0$ は $\frac{dD_1}{dt} > 0$, $\frac{dD_2}{dt} < 0$ を意味する。ケリーは安定人口モデルを用いて従属率の変化が貯蓄率(有効従属率)に及ぼす効果を分析し、そして年齢構造の変化が全経済の重要な貯蓄率決定因であることを証明している。この分析をふまえてケリーは、アメリカにおける従属率の変化が貯蓄率にどう対応するかを検証する。

アメリカの従属率は歴史的に低下してきたが、その原因は年少従属人口の低下が老年従属人口の上昇を上回ったことによる。したがって全体的な従属率の低下は、比重が若者から老人に移る構造効果と結びつく。次図の実線がこの様子を示しているが、1870年を100とする従属率指数は次世紀の2020年までを予測している。破線と点線は、それぞれ途上諸国と先進諸国の加重値を用いた従属率の変更による平均貯蓄率の変化を示しているが、破線(途上

代替的“有効”貯蓄効果仮説による従属率指数 (1870—2020年)



国加重値)はごく一般に仮定されているような従属率と貯蓄率との間の逆相関をたどり、他方、点線(先進国加重値)はやや異なった動きをみせ、1870-1940年の期間には順相関、それ以後は逆相関になっている。以上の分析結果についてケリーは次のように結論づけている。

合衆国の2つの競合仮説のいずれを選ぶかはむずかしい。19世紀のアメリカが工業化と成長の初期にあったとしても、1人当たり所得は今日の途上国水準をかなり上回っていた。他方“先進国”加重値は極端に高い平均所得を意味している。われわれの最良の予測は、図に示した有効従属率系列のどこかに帰着するような一連の加重値となるであろう。将来については“先進国”加重値がもっとも適切なように思われる。かかる推測が受け入れられるとすれば、従属率の変化はアメリカ経済全体の貯蓄率にわずかな影響しか与えなかったと結論づけることができよう。歴史的にみると、例えば1870-1940年の期間における破線と点線の平均はほとんど平らな有効貯蓄率系列になるだろう。さらに1970年以降も似たような分析結果が現われている。アメリカが歴史的にみて、数量的に大きな人口成長率の長期的低下を経験してきたとしても、貯蓄に及ぼす正または負の影響が従属率効果に照準を合わせるかぎりわずかであったことは大いにありうる。普通一般に定式化されているような従属率モデルは、今日の途上諸国の貯蓄率には有用な代替物になるかもしれないが、アメリカやその他経済的に発展した経済の傾向を理解するには、その役割は実に限られているといえよう。

おわりに

有効従属率を用いて分析した合衆国の従属負担と貯蓄に関する結論でケリーは、途上国加重値を用いた有効従属率の動きと先進国加重値を用いたそれとの平均で合衆国の貯蓄率傾向をみた場合、ほとんど従属率の動きとは無関係な平坦なものになると主張している。従属負担と貯蓄との関係については、レフ仮説をめぐる論争にまだ決着がついていないことから明らかなよう

従属負担と貯蓄行動（森岡）

に、未知の部分が多い。先進諸国では社会保障のうち、とくに年金が貯蓄に及ぼす効果についての研究は近年大きな関心を集めているが、明確な結論が出るまでには至っていない⁽²⁵⁾。丸尾直美は、社会保障の貯蓄に及ぼす効果は個人貯蓄率に関する限り中長期的には負の効果の方が大きいとみてよいとしながらも、それは国により時代によって異なることを指摘している⁽²⁶⁾。人口高齢化に係わる大きな研究課題である。

参照文献（貯蓄）

- (1) 厚生省人口問題研究所『日本の将来推計人口—1986年12月推計—』, 1987年。
- (2) 大淵寛・森岡仁『経済人口学』新評論, 1981年。
- (3) Leff, N. H., "Dependency Rates and Savings Rates", *A. E. R.*, 59, 1969.
- (4) United Nations, *World Economic Survey 1965*, Part I, New York, 1965.
- (5) Eizenga, W., *Demographic Factors and Savings*, Amsterdam, 1961.
- (6) Modigliani, F., "The Life Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth and the Supply of Capital", *paper* presented to the Rome Congress of the Econometric Society, 1965.
- (7) Gupta, K. L., "Dependency Rates and Savings Rates: Comment", *A. E. R.*, 61, June 1971.
- (8) Adams, N. A., "Dependency Rates and Savings Rates: Comment", *A. E. R.*, 61, June 1971.
- (9) Leff, N. H., "Dependency Rates and Savings Rates: Reply", *A. E. R.*, 61, June 1971.
- (10) Lewis, W. A., *The Theory of Economic Growth*, Homewood, 1955.
- (11) Becker, G. S., "A Theory of the Allocation of Time", *E. J.*, 75, 1965.
- (12) Goldberger, A. S., "Dependency Rates and Savings Rates: Further Comment", *A. E. R.*, 63(1), March 1973.
- (13) Leff, N. H., "Dependency Rates and Savings Rates: Reply", *A. E. R.*, 63(1), March 1973.
- (14) Bilsborrow, R. E., "Dependency Rates and Aggregate Savings Rates Revisited: Corrections, Further Analysis, and Recommendations for Future", in *Research in Population Economics*, ed. by Simon, J. L. and J. DaVanzo, Vol. 2, Greenwich, Connecticut, 1980.
- (15) Leff, N. H., "Dependency Rates and Aggregate Savings Rates: A New Look", in *ibid.*

- (16) Gupta, K. L., "Foreign Capital Inflows, Dependency Burden, and Savings Rates in Developing Countries: A Simultaneous Equation Model", *Kyklos*, 28, May 1975.
- (17) Leff, N. H., "Rates of Return to Capital, Domestic Savings, and Investment in the Developing Countries", *Kyklos*, 28, Dec. 1975.
……, and K. Sato, "A Simultaneous-equation Model of Savings in Developing Countries", *J.P.E.*, 83, Dec. 1975.
- (18) Ram, R., "Dependency Rates and Aggregate Savings: A New International Cross-Section Study", *A. E. R.*, 72(3), June 1982.
- (19) Leff, N. H., "Dependency Rates and Savings: Another Look", *A. E. R.*, 74(1), March 1984.
- (20) Chenery, H. and M. Syrquin, *Patterns of Economic Development, 1950--1970*, Oxford, 1975.
- (21) Gupta, K. L., "Foreign Capital Inflows, Dependency Burden, and Savings Rates in Developing Countries: A Simultaneous Equation Model", *op. cit.*
- (22) Ram, R., "Dependency Rates and Savings: Reply", *A. E. R.*, 74(1), March 1984.
- (23) ……., "Dependency Rates and Aggregate Savings: A New International Cross-Section Study", *op. cit.*
- (24) Kelly, A. C., "Population Growth, the Dependency Rate, and the Pace of Economic Development", *Population Studies*, 27, 1973.
- (25) 吉川薫「公的年金が個人貯蓄に及ぼす影響」, 総合研究開発機構編『政府活動の経済分析』全国官報販売共同組合, 1984年。
- (26) 丸尾直美「所得保障研究—主要論点と研究課題—」, 社会保障研究所編『社会保障研究の課題』東京大学出版会, 1986年。