

中国の家計貯蓄

— その推移と決定要因 —

Household Saving in China :

It's Recent Change and Major Determinants

唐 成*

目次

- I はじめに
- II 家計貯蓄率の推移
 - (1) 貯蓄率の推移
 - (2) 家計貯蓄率の国際比較
- III 貯蓄率の決定要因
 - (1) 貯蓄の理論
 - (2) 経済学的要因
 - (3) 制度変化の要因
- IV 貯蓄関数の推定
 - (1) 単位根の検定
 - (2) 共和分及び ECM モデルの検定
- V 結びにかえて
- 参考文献
- 付表

* 本稿の作成にあたり、酒井泰弘教授（筑波大学）より懇切なご指導をいただきました。また、筑波大学の井上正教授、小畑二郎教授、小谷清教授、田中洋子助教授、本田敏雄助教授、同大学院の前鶴政和氏、アジア経済研究所の今井健一氏、渡邊真理子氏には、大変有益なコメントをいただきました。記して感謝の意を表します。なお、本論における誤謬のすべては筆者の責任に帰するものです。

I はじめに

1978年以後の中国は、平均して実質 GDP の成長率は10.2%を超えており、世界的にも最も成長率の高い国のひとつであった。今日まで中国経済における高度成長の原動力としては多くの要因が考えられている。その中でも、成長の基礎条件である資本蓄積を資金面で大きく支えている高貯蓄の存在がきわめて重要であろう。したがって、国内貯蓄率の高さ、とりわけその大半を占めている家計貯蓄の存在が、中国の経済成長のパフォーマンスを特徴づける重要な経済要因である。それゆえ、家計貯蓄率の高さの要因を解明することは、中国における著しい経済成長のメカニズムを解明する上での一つの重要な鍵である。また、家計貯蓄率がどのように変化してきたかを見ることも、今後の中国経済の動向を知る上できわめて重要なことであると考えられる。

しかし、これまでの中国経済における消費・貯蓄に関する先行研究は、まだ初期段階にとどまっている⁽¹⁾。その中でも、臧旭恒 [1994] の分析は、中国の家計部門経済に関する具体的な研究として、その研究業績は最も注目すべきであろう。彼は過去における消費関数の研究サーベイを行い、限られた家計経済データの中で、従来の諸仮説がどの程度妥当するかを実証的に検討した。その上に、1978年以後における都市部と農村部の消費行動をライフサイクル仮説で説明している。また、貯蓄に関する最近の研究では、中国人民銀行研究局課題組 [1999] の分析が挙げられる。その研究においては、家計経済のデータを独自に集計し、1978年以後の貯蓄率の水準を明らかにしている。しかし、そのデータの集計方法に疑問がある上に、その貯蓄水準もかなり過少であると思われる。また、中国の高貯蓄の要因分析を欠いているように思える。

(1) 先行研究を挙げると、たとえば、De Wulf and Goldstein [1983,1985], Chow [1985], Armitage [1986], Qian [1988], 王子漸 [1990], 李子奈 [1992], 曆以寧 [1992], 林白鵬 [1994], 臧旭恒 [1994], 謝平 [1997], 張平 [1997], 中国人民銀行研究局課題組 [1999] などがある。

しかし、これまでの貯蓄に関する研究のほとんどは、定性的な分析の域を越えておらず、現実の中国经济との関連を考えると、必ずしも満足すべき説明を与えていなかった。特に定量的分析の面において、包括的な研究の蓄積がまだまだ少ない。その原因の一つとして、分析に必要な統計資料の整備が十分でないことを指摘できる。中国の統計制度は1993年までは旧ソ連型のMPS (Material Products System) を利用していたが、1994年からようやくSNA体系に移行した。このため、SNA体系のノウハウがまだ不十分であり、家計部門の可処分所得や個人金融資産などといった基本的なデータさえまだ断片的にしか整備されていない⁽²⁾。

しかし、1990年代に市場経済化が加速し、また、新しい統計データも多く公表されるようになった。このため、1978年以後の家計貯蓄の水準を明らかにできる可能性が出てきた。したがって、本研究は、限られた統計資料の中で、まずは中国の家計経済の基本データを独自に整理し、その上に家計貯蓄率の水準を明示することを第1の目的とする。さらに、なぜ中国の家計貯蓄率が高いのか、また、その高貯蓄率は何によってもたされたのかについて、その決定要因を解明することを第2の目的とする。

したがって、本稿の構成は以下の通りである。まず、II節では、中国の家計貯蓄率の推移及び国際比較を行い、中国の家計貯蓄率の高さを明らかにする。続いて、III節では、このような中国の家計高貯蓄率の決定要因について、主に経済的要因と制度変化の要因という2つの側面から検討する。IV節では、前節で検討した諸要因が家計の貯蓄水準に及ぼす影響を実証的に検討する。その際に、単位根検定や共和分検定などの計量分析の手法を取り入れる。最後に、V節で主要な結論および今後の課題を述べる。

(2) 『中国統計年鑑』1998年版において、初めて家計部門の可処分所得に相当する「可支配收入」(1992-95年)という項目が集計されるようになった。

II 中国の家計貯蓄率の推移

II-1 貯蓄率の推移

表1は1990年代における中国とアジア諸国のマクロ経済のパフォーマンスの比較である。一般的に、国民貯蓄と投資と経済成長率との間には正の相関関係が見られる。表をみると、1990—97年の間、中国の平均実質 GDP 成長率は9.7%であり、アジア諸国の中で、最も高い経済成長率を示している。また、国民貯蓄率および投資率もマレーシアに次ぐ高い水準にあることがわかる。特に、国民貯蓄率の伸びが速く、1990年以来的水準は40%台を保っており、投資率を上回る水準にあった。こうした高い貯蓄率の水準を反映して、中国では資本流出が加速しており、IMF [1995] によれば、中国はアメリカに次ぎ、世界第2位の資本流入国であると同時に、第8位の資本輸出国でもある⁽³⁾。また、近年、国内消費の低迷が続く中で、「貯蓄が高すぎる」、「貯蓄有害論」などの議

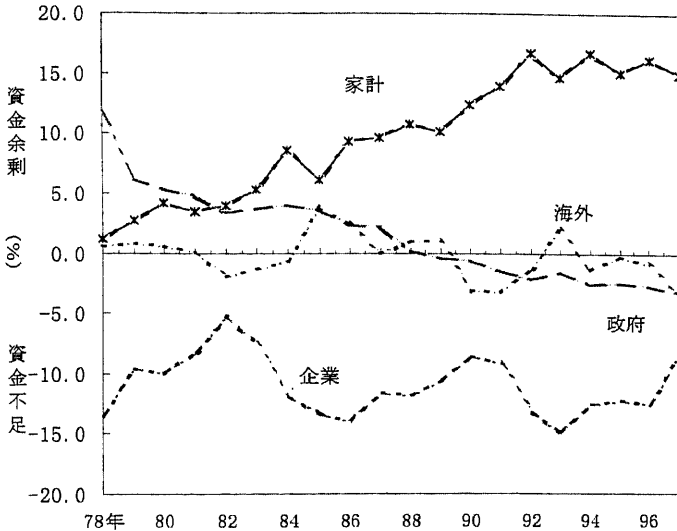
表1 経済成長率、貯蓄、投資に関する国際比較 (1990—97年)

	成長率	国民貯蓄/GDP	投資/GDP
韓国	6.8	34.1	36.7
インドネシア	6.9	29.4	31.1
マレーシア	8.4	41.0	40.3
フィリピン	4.4	18.5	23.1
タイ	4.8	33.7	39.2
香港	4.9	31.7	32.4
台湾	6.3	25.7	22.4
中国	9.7	40.9	38.9

(出所) Asian Development Bank ,Asian Economic Outlook 1999

(3) “World Economic Outlook”, International Monetary Fund, Washington DC, May1995. Chart32, Page83.

図1 中国の部門別資金過不足の推移（対名目 GDP 比率）



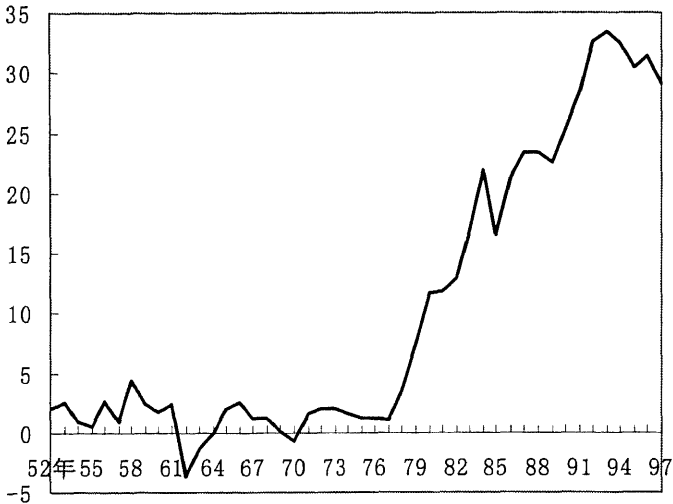
(出所) 筆者作成

論が出てきた。しかし、いずれにしても、このような高い貯蓄水準が、これまで中国の経済成長を支える重要な資金源として果たしてきた役割はきわめて大きい。

図1は中国における部門別資金過不足の名目GDPに対する比率が、1978年以後現在に至るまでどのように推移したかを示すものである。図1をみると、1978年以後、政府部門は最大の貯蓄部門から投資超過に転落し、資金不足幅が拡大する一方である。また、企業部門は投資効率を無視し、投資拡大を優先するような（「粗放型」）投資を背景に、恒常的に最大の資金不足部門であった。それに対して、家計部門は一貫して資金余剰幅を拡大し、中国の経済成長にとって、安定した資金供給源であったことは明らかである。

図2は中国の家計貯蓄率の長期的な時系列的な動きを示したものである。本

図2 中国の家計貯蓄率の推移 (SNA ベース1952-97年)



(出所) 1952-77年臧旭恒 (1994) pp.104-105, 1978-97年筆者算出
 (参考資料) 『中国統計年鑑』各年版 『中国金融年鑑』各年版,
 『中国固定資産投資統計年鑑1952-1996』, その他公式統計資料による

論の分析の中心は1978年以後の貯蓄率の変動ではあるが、ここでは、参考までに1952-77年までの「計画経済」期における中国の家計貯蓄率もあわせて示している。しかし、1978年以前と以後の統計はMPSシステムとSNAシステムという二つの異なる推計方法をとっているため、分析する際には両者の相違に注意する必要がある。図2から中国の家計貯蓄率の長期的な変化に関するいくつかの特徴が読み取れる。

1978年以前の「計画経済」期においては、家計貯蓄率がかなり低い水準にあったことがわかる。国内貯蓄率が20-30%の高い貯蓄水準にあったにもかかわらず、家計貯蓄率は平均してわずか2%前後であった。これは「計画経済」期の中国において、主要な貯蓄主体が政府であったということにほかならない。しかし、政府貯蓄の源泉はほとんど国有企業の利潤上納及び税収であるため、

結局、政府貯蓄の源泉は企業の余剰資金であったということになる⁽⁴⁾。

以上のように、「計画経済」期の貯蓄率の低迷に対して、1978年以後の家計貯蓄率の上昇は、目を見張るものであった。1978年以後の家計貯蓄率の時系列的な変化は全体的には、一貫して上昇傾向を示している。また、時系列的変動パターンは4つに区分できるように思われる。第1期は、1978年から1984年にかけて貯蓄率が急激に伸びている時期であり、第2期はそれに続く1985年から1988年までの時期で、上昇と下落が交互に見られた。第3期は1989-1994年の時期で、1988年に政府が緊縮政策を取ったため、1989年に貯蓄率がいったん下落した後、再び上昇し、1992年に初めて30%台を超えている。1993-1994年のインフレの高進にもかかわらず、1994年には最も高い水準を記録した。第1次石油危機発生の1970年代前半の日本と同じように、「高インフレ」と「高貯蓄率」の併存という一見矛盾する現象は、中国においても観察されたのである。そして、第4期の1995年から今日までの間では、高貯蓄率と高インフレの併存が落ち着き始めた1995年から家計貯蓄率が低下し始めたが、それでも1993年以前より高いレベルで推移している。

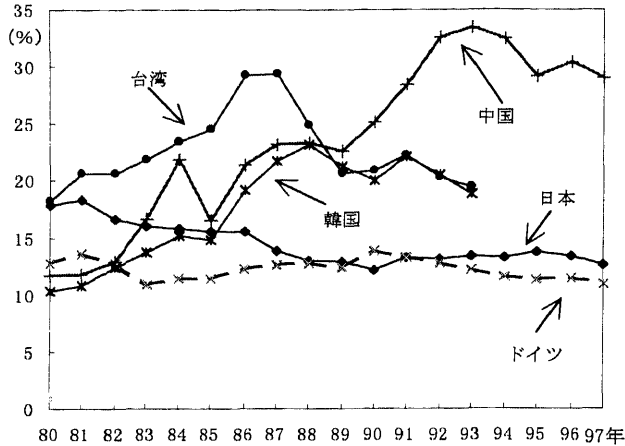
一体、1993-94年の高インフレ率をきっかけに貯蓄率を高め、消費性向を低めている要因とは何なのであろうか。これらの点を含め、第III節では、1978年以後における貯蓄率の決定要因を検討したい。

II-2 貯蓄率の国際比較

家計貯蓄率の変動要因の分析に入る前に、家計貯蓄率の国際比較を行ってみよう。図3をみると、中国の家計貯蓄率は、世界的にも高い水準にあることがわかる。しかし、中国の経済発展の初期段階である1980年には、家計貯蓄率の水準はけっして高いものとはいえ、台湾より低く、韓国やドイツなどとほぼ

(4) したがって、「計画経済」体制の下では、厳密な貯蓄主体は「政府」と「家計」という二つの主体しかない。

図3 家計貯蓄率の国際比較



(出所) 中国の家計貯蓄率は本稿付表より
 その他の各国は日本銀行「国際比較統計」より
 (注) 家計貯蓄率 = 家計貯蓄 / 家計可処分所得

同一水準にあった。しかし、その後の著しい経済発展とともに、家計貯蓄率は高まり、1984年には農村家計の貯蓄率が大きく寄与して、初めて20%台に達した。そしてわずか7年足らずの間に、貯蓄率は急速に増加し、1992年には30%台に達した。今日の中国の家計貯蓄率は世界的にも群を抜いた高さになっている。このような動向をみると、筆者の比較に若干の誤差を含むとしても、中国の家計貯蓄率がほかの国より高いということは確かであると思われる。

III 家計貯蓄率の決定要因

以上、1978年以後の貯蓄率の推移を中心に観察してきたが、それではなぜ、中国の家計貯蓄率は上記のように変動したのだろうか。この問いに対しては、文化的・社会的な要因、政策的要因、経済制度の変化、経済成長率の高さとい

った様々な要因を挙げることができる。本節ではまずこれまでの中国の貯蓄行動を分析する場合には、最も重要と思われる貯蓄理論に関する簡単なサーベイを行った上で、中国の家計貯蓄に関する経済学的な要因を考察する。次に1978年以来の中国の様々な制度改革、特に家計貯蓄に強い影響を与えたと思われる3つの制度改革の変化に焦点を合わせて分析を行う。さらに、このような貯蓄の決定要因に関して、限られた経済データを用いて、実証的な側面から検証する。

III-1 経済学的要因

(1) 貯蓄の理論

絶対所得仮説 (Absolute-Income Hypothesis)

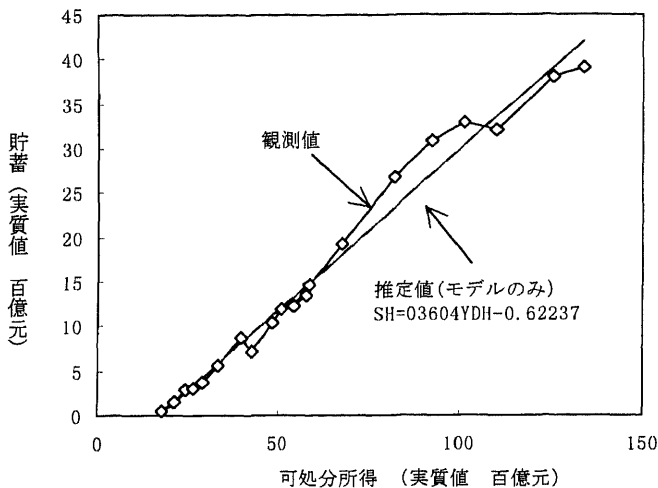
貯蓄と所得の関係に関する理論的な出発点はケインズの絶対所得仮説である。この仮説によれば、消費水準を決定する最も重要な要因は、現在の所得水準である。ケインズは、所得水準の上昇とともに、消費水準は増大するが、所得の増分に対する消費の増分の割合 (限界消費性向) は、1より小さいと考えた。また、所得水準に対する消費水準の割合 (平均消費性向) は、所得の上昇とともに低下していくと考えた。裏返してみれば、平均貯蓄性向が所得水準の増加関数であるということである。式で表すと、次のようになる。

$$s = \alpha_0 + \alpha_1 Y \quad (1)$$

定数項 $\alpha_0 < 0$ 、限界貯蓄性向 (MPS) $0 < \alpha_1 < 1$ が想定されている。平均貯蓄性向 (APS) は所得水準の増加に伴って上昇する。つまり、 $\alpha_0 \geq 0$ である限り $APS \geq MPS$ である。絶対所得仮説に対して、多くの実証分析では、短期的には良好な実証分析が得られるが、長期時系列データとは整合的でなくなることが観察されている。

絶対所得仮説に基づくマクロ時系列モデルに対するこれらの評価は、1978年以後の中国経済にもあてはまるのだろうか。臧旭恒 [1994] は1978年以後の消

図4 平均貯蓄性向（観測値と推定値）



(出所) 筆者作成 (データは付表参照)

費行動はケインズモデルでは適応しなくなったと指摘している。図4は新しいデータをもとに、付表1の数値をプロットし、家計部門の貯蓄関数の推定結果を示したものである。図の形状を見ると、明らかに1980年代後半から、可処分所得以外の何らかの要因が貯蓄に影響していることがわかる。このことから、中国の消費・貯蓄関数の推定にあたって、可処分所得以外に、他の説明変数を加える必要があると思われる。

ライフサイクル仮説 (Life Cycle Hypothesis)

ライフサイクル仮説は Modigliani-Brumberg [1954] および Modigliani [1963] によって展開された。この仮説は、個人の富の量を制約条件として生涯の効用を最大化するもので、生涯にわたって均等に消費すると仮定している。この仮説は、個人の就業期間中の所得が一定であり、不確実性が存在せず、初

期時点で資産を保有していないという前提をおいている。人びとは、若年期には所得が低く、負の貯蓄を行い、壮年期には所得は増大し、貯蓄を行い、老年期に入ってから貯蓄を取り崩し、再び負の貯蓄を行う傾向が見られる。より一般的に言えば、貯蓄のライフサイクル仮説は、人々は生涯を通じた平均所得よりも高い所得が得られる場合は貯蓄し、逆に生涯を通じた平均所得よりも低い所得しか得られない場合には貯蓄を取り崩すという主張である。ライフサイクル仮説では、生涯の所得の流列の現在価値と純資産の合計である富を制約条件とした生涯消費の流列の現在価値を最大化する。すなわち、

$$\text{Max } U_t(C_t, C_{t+1}, C_{t+2}, \dots, C_L) \quad (2)$$

$$\text{Subject to } W_t = A_{t-1} + \sum_{j=0}^N (1+r)^{-j} Y_{t+j}^L = \sum_{j=0}^N (1+r)^{-j} C_{t+j} \quad (3)$$

となる。この W_t の最大化問題から得られる解は一般的に富の関数となる。つまり、

$$C_t = \alpha W_t \quad (4)$$

と表すことができる。ここで、モジリアニは富を将来人的所得の現在価値、現在人的所得、そして前期末非人的資産の3つに分解した。つまり、

$$W_t = A_{t-1} + \sum_{j=1}^N (1+r)^{-j} Y_{t+j}^L + Y_t^I \quad (5)$$

ここで A_{t-1} は、 $t-1$ 才までに蓄積された資産である。また、 Y_t^I は将来 (t 時点における) の期待所得である。N は個人の退職年齢である。しかし、実際にデータを用いて、将来の予想所得の流列を求めることが困難であるので、実際には将来の平均人的所得が現在の人的所得に等しいと仮定すると、消費関数として次の線形関数を得ることになる。

$$C_t = \alpha N Y_t^I + \beta A_{t-1} \quad (6)$$

この式から、資産の蓄積が進めば、現在の消費水準が増加し、貯蓄が減少するということがわかる。このようなライフサイクル仮説を用いて、社会全体の貯蓄水準についても同じことが導かれる。たとえば、人口が成長している経済では、社会の年齢構成も社会全体の貯蓄を決める際に重要な要因となる。すなわち、一国の人口年齢構成上で若年層の比重が高く、老年層の比重が低いほど、

国民全体として見た場合の貯蓄率は高くなる。同様に、生産性の上昇が見られる経済の場合にも、若年層の生涯所得は老年層のそれを上回るから、その分だけ、若年層の貯蓄が老年層の貯蓄の取り崩しを上回り、正の貯蓄が観察されることになる。すなわち、人口の成長率や経済成長率と貯蓄率の間に正の相関関係を持つことになる。

恒常所得仮説 (Permanent Income Hypothesis)

ライフサイクル仮説と同様に、フリードマンの恒常所得仮説は、消費・貯蓄行動に関する重要な仮説である。フリードマンは現実の所得 Y が恒常所得 (permanent income) Y_p と変動所得 Y_t (transitory income) という二つの構成要素の合計であることを示した。恒常所得は人々が将来にわたって恒常的にえられると期待する所得のことである。変動所得とは、人々が一時的で、永続的にえられないと予想する所得の部分である。恒常所得仮説に依拠すれば、消費者は所得の一時的な変化に対して消費を均等的にするために、貯蓄や借入をするから、消費は主に恒常所得に依存するはずである。裏返してみれば、現実の所得に占める変動所得の割合が高いほど貯蓄率は大きくなるということである。恒常所得仮説を単純な式で表すと、

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{pt} + \alpha_2 Y_{Tt} \quad (7)$$

Y_{pt} は t 期の恒常所得、 Y_{Tt} は t 期の変動所得である。ところで、現実には、恒常所得と変動所得は観察不可能であり、以下のような定式化が必要である。

$$C_p = k(r, w, u) Y_p \quad (8)$$

$$Y = Y_p + Y_t \quad (9)$$

$$C = C_p + C_t \quad (10)$$

$$p(Y_p + Y_t) = 0 ; p(C_p + C_t) = 0 ; p(Y_t, Y_t) = 0 \quad (11)$$

C 、 Y はそれぞれ消費と所得の実測値、 Y_p 、 C_p は恒常所得と恒常消費、 Y_t 、 C_t は変動所得と変動消費を表す。定数 k は r 、 w 、 u の関数である。 r は利子

率, w は富と恒常所得の比率, u は個人の消費行動における嗜好を表す。フリードマンは以上の(8)–(10)式はそれぞれ無関係であると仮定している。すなわち, 恒常消費は恒常所得の一定の割合 (k) を占め, その割合は所得水準とは独立である。この k の推計値を得るためには, 恒常所得の計測が必要となる。フリードマンは次の式によって恒常所得を求めている。

$$Y_p(T) = \beta \int_{-\infty}^T e^{(\beta-\alpha)(t-T)} Y(t) dt \quad (12)$$

β は実際の所得と恒常所得の調整係数, α は所得の年平均成長率, T は現時点, t は期間を表す。この式を離散型で表すと, 次のようになる。

$$Y_p(T) = \beta [Y_t + e^{(\beta-\alpha)} Y_{t-1} + e^{2(\beta-\alpha)} Y_{t-2} + \dots + e^{T(\beta-\alpha)} Y_{t-T}] \quad (13)$$

この分布ラグ関数は, ウェイトが現在のデータに近づくにつれて高くなるということにしたがっている。しかしながら, この推計方法よりも実際には, 分布ラグの理論によって導かれる消費関数推定が行われている。

$$C_t = \lambda C_{t-1} + k(1-\lambda) Y_t + \mu_t \quad (14)$$

ここでは, $0 \leq \lambda \leq 1$ であり, μ_t は残差項である。ここでの恒常所得仮説と, 先に説明したライフサイクル仮説において, 消費が長期的な所得の尺度と関係していると考える点では共通している。ライフサイクル仮説は, 恒常所得仮説以上に貯蓄の動機を重視し, 消費関数の中に所得とともに資産を含める確固たる理由を述べている。他方で, 恒常所得仮説は, ライフサイクル仮説以上に将来の所得についての個人の期待形成を重視している。

現在の一般的な消費関数は, Hall [1978] の議論にしたがって, 恒常所得仮説が重視している期待形成とライフサイクル仮説が重視している資産や人口についての変数を結合したものになっている。すなわちライフサイクル恒常所得仮説 (LCY-PIH) である。この仮説によれば, 家計の消費水準は, 金融・実物資産と, 将来の稼得労働所得の割引現在価値の期待値として定義されている人的資産との和により定義されている。しかし, 現実の中国において, この仮説による検討は, 特にデータの制限上の問題が大きく, 今後の課題としたい。

(2) 2つの仮説の有効性

経済成長と貯蓄との関連については、これまで、いくつかの仮説によって有効な説明がなされてきた。このようなことが、中国についてもほとんどの仮説が中国においても言えるのであろうか。中国の消費関数についての数少ない研究の中で、臧旭恒 [1994] は、中国経済における家計部門に関する先行研究として注目すべきである。しかし、彼の研究は、特に本稿の分析の焦点である家計貯蓄率の変動については、現状においては必ずしも満足な分析ではないと考えられる。したがって、本論では、これらを補完する意味で、これまでの中国における消費・貯蓄行動に関する最も重要な二つの仮説を、新たな資料やデータを加えた上で検討しておこう。

1) ライフサイクル仮説

臧旭恒 [1994] は中国の都市部の消費・貯蓄行動に関して、社会主義的社会保障制度の充実及び金融資産の蓄積という二つのことを根拠として、ライフサイクル仮説で説明している。しかし、彼の分析には、次のような問題点があると思われる。一つは、社会主義的な社会保障制度の内訳の変化によってもたらされた影響である。1984年以後に始まった都市経済改革に伴い、社会主義的な社会保障制度の改革も行われ、福利厚生サービスが従来の「実物福利」から「貨幣福利」に転換し始めた。特に、1980年代末に始まった「住宅改革」、「医療改革」などのような家計の消費・貯蓄行動に重要な影響を与える改革が始まった。このような改革は、家計がこれまで享受してきた福利厚生サービスに対する意識を変化させたと考えられる。すなわち、従来のような住宅、医療、教育などの実物的な福利厚生サービスでは、家計はそれらを消費として認識しているかどうかは疑わしい側面がある。しかし、貨幣的補助による福利厚生サービスへの転換は、たとえば、これまで低かった医療負担やこどもの教育費が引き上げられることで、実質的には家計の自己負担になるような意識を働かせ

と思われる。つまり、社会保障制度の内訳の変化によって、家計の貯蓄意識が高まったと考えられる。

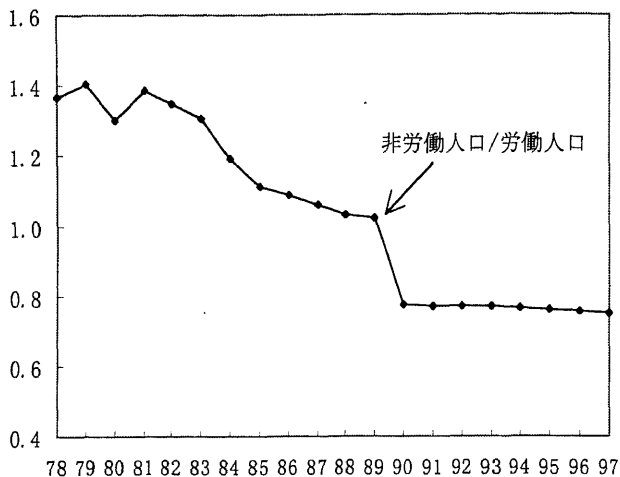
また、臧旭恒 [1994] が指摘した金融資産の蓄積に関しては、この20年間に、GDP に占める割合が1978年の10.7%から1997年の83.9%と約 8 倍に増加したとはいえ、戦後の日本の金融資産の蓄積に比べても、はるかに低い水準にある⁽⁵⁾。したがって、都市部の消費・貯蓄行動に関するライフサイクル仮説による説明はいずれの点においても妥当性に欠けていると思われる。また、農村部では都市部のように福利厚生サービスが受けられないからという理由で、農村の消費行動をライフサイクル仮説で説明することも、少し無理があるのではないかと思われる。

臧旭恒 [1994] の指摘に対して、本論では、むしろ1978年以後における中国社会の人口構成の変化（デモグラフィック要因という）が貯蓄率の上昇をもたらしたという点に注目する。ライフサイクル仮説によれば、人びとは、若年期には所得が低く、負の貯蓄を行い、壮年期には所得は増大し、貯蓄を行い、老年期に入ってから貯蓄を取り崩し、再び負の貯蓄を行う傾向が見られる。このような考え方に基づくと、社会の年齢構成も社会全体の貯蓄率を決める際に重要な要因となる。すなわち、一国の人口年齢構成上で若年層の比重が高く、老年層の比重が低いほど、国民全体として見た場合の貯蓄率は高くなるという。

上記のライフサイクル仮説の観点から、中国における家計貯蓄率の高さを説明することができる。1979年から導入された「一人っ子政策」は、人口抑制には大きな効果を発揮したが、その一方で、出生率の低下を招き、結果的に中国の人口構成に劇的な変化をもたらしたことも明らかである。この20年間中国において、一人っ子政策による人口抑制効果によって、全人口の平均増加率

(5) 拙稿 (1999a) を参照。

図5 中国における非労働人口と労働人口との比率の推移



(出所) 『中国統計年鑑』各年版より筆者算出

は1.4%であったが、労働人口の年平均増加率は3.1%であった⁽⁶⁾。

図5は、1979年から1997年までの間の非労働人口と労働人口との比率の推移を示している。全体として、非労働人口の比率は減少する傾向を示しており、中国の人口の年齢構成は、被扶養人口の割合が最も低い時期に入っていることがわかる。したがって、将来のために貯蓄する世代の人口数も所得の伸びも高いので、家計貯蓄の上昇をもたらした条件が揃っていることから、中国の消費・貯蓄行動に関しては、ライフサイクル仮説が非常に妥当性をもっている。すなわち、中国社会全体の人口年齢構成上では、比較的若年層の比重が高く、消費・貯蓄行動も貯蓄が消費を上回る年齢層が比較的多かったため、国民全体として見た場合は、このことは中国の家計貯蓄率の上昇に貢献しているということになる。

(6) 胡鞍鋼 (1998)

中国の計画生育委員会によれば、中国の老年人口（65歳以上）の比率は1990年に5.6%を占めていたが、2000年に7.0%を超える見通しである。もし、この仮説が正しければ、21世紀半ばから、中国の人口は急速に高齢化すると予想されることを考えると、家計貯蓄率も下がっていくことになるはずである⁽⁷⁾。しかし、1990年代に入り、その比率はほとんど横ばいの傾向を示している。したがって、この仮説によっては1990年代の貯蓄率の上昇要因を説明できない。

2) 恒常所得仮説

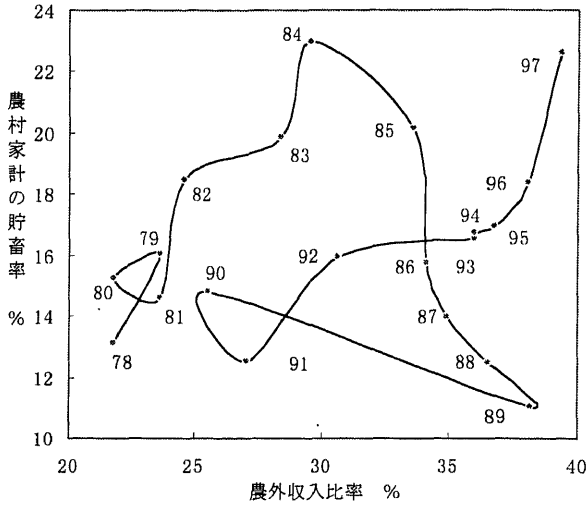
一方、Friedman [1957] によって提唱された恒常所得仮説はライフサイクル仮説と類似したものである。恒常所得仮説に依拠すれば、消費者は所得の一時的な変化に対して消費を均等化するために、貯蓄や借入を行うため、消費は主に恒常所得に依存するはずである。それは言い換えれば、所得に占める変動所得の割合が高いほど貯蓄率は大きくなるということである。

1978-87年までの家計貯蓄率の上昇の分析としては、曆以寧編 [1992] の恒常所得仮説による実証分析があげられる。曆以寧編 [1992] は、農村家計の消費・貯蓄行動については、恒常所得仮説による説明を明確にしていないものの、都市家計については、この時期の所得分配制度改革に注目し、都市従業員の給与に占める臨時給与の増加が都市家計の貯蓄率を高めたという指摘をしている。しかし、農村住民の消費・貯蓄行動に関する恒常所得仮説による説明は果たして妥当性があるのだろうか。

この仮説の妥当性を検証するために、限られた農村の家計調査のデータから、農村家計の収入を大きく分けると、次のような項目に分けることができる。すなわち、農村家庭経営による「農業収入」、「郷鎮企業」などからの給与性収入である「農外収入」、出稼ぎ先からの送金、政府の財政資金による救済金、各

(7) 『中国第4次人口普查1990年』の資料による推測では、2050年ごろ、中国の老年人口（65歳及び65歳以上）は全体の22.9%を占めるといふ。

図6 農外収入と貯蓄率の散布図



(出所) 『中国統計年鑑』各年版より筆者作成

種の補助や贈与の収入からなる「その他収入」という3つの項目である。その中で、「農外収入」のほとんどは、農民が郷鎮企業などの非農業部門で雇用されて得る賃金収入である。したがって、農民の総収入のうち、この「農外収入」は「農業収入」や出稼収入や贈与などからなる「その他収入」に比べて、比較的安定しており、その意味では恒常所得と考えることができる。フリードマンの仮説に従えば、総収入に占める農外収入の割合が高まれば、他の事情を一定とすれば、貯蓄が減ることになる。言い換えれば、このような説明が妥当であれば、貯蓄率が農村住民の農外収入比率の上昇に応じて下落する傾向を示さなければならない。以下では、農外収入と貯蓄率の動向を図6のような散布図で調べることにする。

図6で示したように、1980年代の前半と1990年代には、農村家計の貯蓄率はほぼ農外収入比率に関する増関数となっていることが確認できる。それに対して、1980年代の後半には、両者の関係は逡減関係にあり、上述したように、

表2 都市従業員の給与収入（貨幣収入）に占める臨時収入の割合

年度	平均貨幣給与 (1)+(2)	基本給与 (1)	変動収入 (2)=①+②	獎金・臨時 給与①	補助・手当 ②	都市家計 貯蓄率
1978	615.0	98.0	2.0	2.0	0.0	9.5
1980	695.9	75.9	24.1	9.1	15.1	13.6
1985	855.4	73.4	26.6	15.1	11.5	8.9
1986	925.5	65.0	35.0	14.6	20.4	11.2
1987	934.1	63.3	36.7	16.8	19.9	11.8
1988	926.8	60.5	39.5	19.2	11.5	6.6
1989	882.8	58.6	41.4	19.5	20.4	12.0
1990	964.0	61.0	39.0	18.2	19.9	15.3
1991	1003.0	60.2	39.8	18.8	20.3	14.5
1992	1069.9	56.8	43.2	20.8	21.9	17.5
1993	1145.8	54.6	45.4	22.2	20.7	18.1
1994	1233.8	59.3	40.7	17.9	21.0	18.4
1995	1280.3	62.9	37.1	16.4	22.4	17.4
1996	1328.6	64.4	35.6	15.1	23.2	18.9
1997	1342.6	62.1	37.9	15.6	22.8	18.9

(出所) 『中国統計年鑑』各年版より筆者集計

(注) * すべて都市CPIで実質化した値である。単位は元。

* * 都市家計貯蓄率 = 貯蓄 / 可処分貨幣収入 (「可支配收入」)

「農外収入」比率の上昇は農村家計の貯蓄率の低下をもたらしたのである。確かに、1980年代後半において、「郷鎮企業」の著しい発展にともない、農村の余剰資金の大半が比較的収益性の高い農村工業部門に向けられ、農業部門への投資が急減したこともあって、農業の成長停滞が見られた。それに対して、農村家計の農外収入が急増した結果、この間の貯蓄率を低下させたと考えられる。

一方、都市家計の貯蓄行動に関して、以上のような恒常所得仮説による説明は可能であろうか。同じく、都市家計調査データから家計の貨幣給与性収入を整理したのが表2である。表をみると、都市家計の貨幣給与性収入に占める「臨時収入」の増加が明らかであろう。1978年の給与総収入に占めるボーナスの比率はわずか2.0%であったが、1993年には最高の23.2%に達した。また、物価補助を中心とした各種の手当も、1978年の0%から1997年に22.8%まで増

加している。また、市場経済化の深化が都市家計に職業の多様化をもたらし、従業員の兼業化が多く見られるようになり、それによって兼業収入も多様化した。国家統計局などの調査によれば、1996年に被調査対象の従業員の27.5%が第2副業を持ち、兼業収入は総収入の35.5%を占めている⁽⁸⁾。こうした貨幣収入に占める臨時収入及び兼業収入は、家計にとって、フリードマンのいわゆる変動所得と見なすことができる。また、こうした非恒常的な臨時収入の上昇が人々の予測を上回る高い所得の増加をもたらした。そのような所得の増加は、貯蓄率を高める可能性が大きいであろう。このように、臨時収入の比率の上昇と貯蓄率の上昇との間に相関があることがわかる。

3) 貯蓄率と経済成長率及びマクロ経済の安定性

一般的に、貯蓄率と成長率の間には相関関係があり、経済成長率が高い国では、貯蓄率も高い。たとえば、Schmidt-Hebbel, Serven, and Solimano [1996] などの分析がある。すなわち、成長率が高ければ、家計の所得が急速に増加し、消費の伸びがそれについていけず、貯蓄率を容易に上昇させることができる⁽⁹⁾。

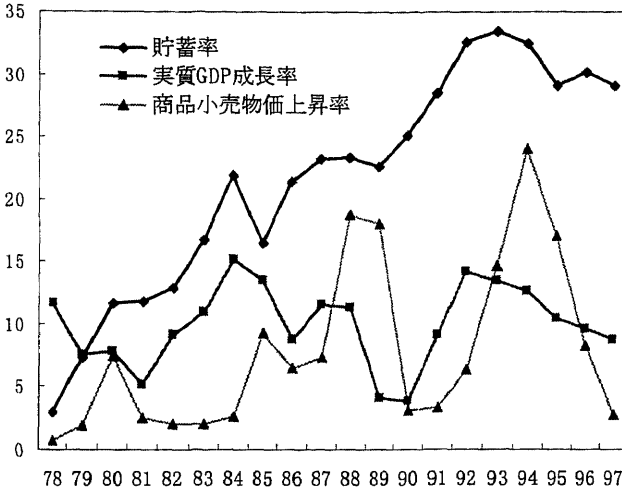
また、貯蓄は投資を通じて、産出高に影響を与える。したがって、貯蓄率が高ければ、高い国内投資をもたらし、結果的には高い経済成長率をもたらすという関係がある。日本では、高貯蓄率の説明要因として、高い成長率が最も重要であると吉川 [1992] が指摘している。また、Edwards [1995] による世界36か国の先進国および発展途上国を対象にした実証研究では、経済成長率は最も重要な貯蓄率の決定要因であると主張されている。

図7には中国の実質GDP成長率と商品小売物価指数と家計貯蓄率の推移を示している。この図から明らかなように、1990年代の初期までは、経済成長率

(8) 国家経済信息中心「毎日新聞」1997.9.11

(9) これは過少消費説と呼ばれる仮説である。

図7 貯蓄率、経済成長率とインフレ率 (%)



(出所) 筆者作成 (付表1を参照)

と貯蓄率との間に、正の相関関係が中国経済においてもほぼ成立している。しかし、両者の関係を個別の年でみると、1979年、81年、86年、90年、93年には負の相関関係が見られた。その中で、1993年を除いたこれらの年はいずれも景気の転換点にあっている⁽¹⁰⁾。また、1992年以後は経済成長率と貯蓄率の間には、多少不規則な動きも見られる。

一方、家計貯蓄率と商品小売物価指数の動きを比較してみると、貯蓄率と経済成長率が負の相関を示す期間の中では、1979年と1993年に、貯蓄率と物価上昇率が正の相関関係を示している。つまり、貯蓄率が景気に対して不規則な動きを示すときには、物価指数も景気に対してほぼ同様な不規則性を示している。経済成長率が低下したとしても、物価が上昇すれば、貯蓄率も上昇する。逆に、経済成長率が上昇したとしても、物価の上昇率が鈍れば、貯蓄率はかえ

(10) 1978年以來の中国の景気循環は(1979-81, 1982-86, 1986-90, 1991-現在) という4つのサイクルがある。(S.Erik Oppers, 1997)

って低下する。このことは、1992年以後インフレの高進と家計貯蓄率（農村部および都市部）の上昇が同時に発生したことによって確認できる。1993-94年には、物価の高騰が見られ、同時に、家計にとって実質可処分所得の増加率が鈍化しているような状況下で、家計貯蓄率（都市および農村）の上昇が見られた。

このような現象は1960年代のアメリカ、1970年代の日本においても見られた。このような現象を説明する1つの有力な仮説として、ピグーの実質金融資産効果仮説がある。実質金融資産仮説では、実質金融資産保有量は消費支出に対してプラス要因となっているから、物価の上昇は金融資産の実質保有額を減少させ、それを回復するために、家計はよりいっそうの貯蓄に努めると考えられている。しかし、中国に関しては実質金融資産効果仮説による説明では不十分である。たとえば、1988年に、インフレ高進が予測されると、人々は銀行に押しかけて預金を引き出し、商品に変える換物衝動が広まったという⁽¹¹⁾。また、袁 [1996] および拙稿 [1998] の実証分析では、金融資産の効果を示す変数の係数がいずれも小さく、その符号も理論的に満たされていなかった。

他方、利子率が消費と貯蓄の行動に与える影響に関しては、これまで多くの論争が行われてきた。たとえば、実質利子率が異時間的消費に影響を与えるという分析がある (Ostry and Reinhart [1994])。実質利子率が貯蓄に与える影響は、大きく分けると、代替効果（実質金利が上昇すれば、今期の消費を控えて貯蓄を増やす効果）と所得効果（実質金利が上昇すれば、将来の給与所得が変化しないとしても、貯蓄からの利子所得が増加し、生涯所得全体が増加するため、今日の消費（貯蓄）を増加（減少）させる効果）の大きさに依存し、一概には決まらないといわれている。

このような実質利子率の貯蓄に対する影響に関してはいまだに明確な結論が

(11) 中兼和津次 (1999) pp.168。

出ていない。中国においても実質利子率が消費・貯蓄に対する影響に関して様々な議論があった。1996年以來、中国人民銀行は7回にわたる利子率の引き下げを行ったが、利子率の引き下げでは消費を刺激する効果はほとんど見られず、1997年10月以來、物価指数が23ヶ月にわたって下落し続けている。臧旭恒 [1994] は、利子率の変動が消費者に与える影響はきわめて小さいという実証分析の結果を示している。しかし、謝平 [1997]、宋国青 [1998] のように、実質利子率の変動が消費者の貯蓄行動に大きな影響を与えているという指摘もあった⁽¹²⁾。また、白艶 [1999] の実証分析では、短期的には、名目利子率が1%上昇すれば、貯蓄性向は0.151%上昇するという結果が得られている。

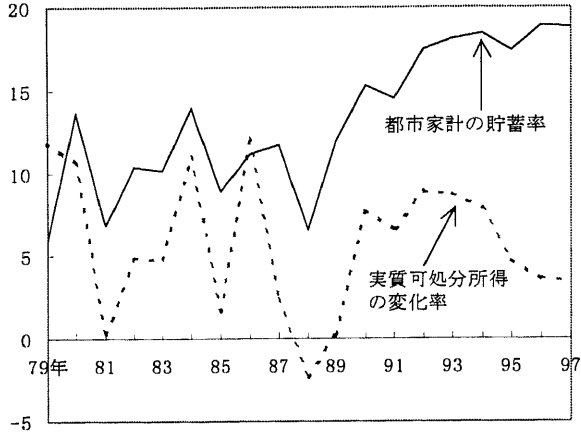
4) 新しい仮説の提案

すでに図7で明らかなように、1990年代にSNAベースの「高貯蓄率」と「高インフレ率」との併存現象が観察された。しかし、家計調査のベースにおいてもこのような現象が見られるだろうか。それを確かめるために、以下では、家計調査のデータによる都市家計と農村家計の貯蓄率の動向を図8、9で観察してみよう。図8、9は、家計調査による都市家計と農村家計のそれぞれの家計貯蓄率と収入の年変化率を表している⁽¹³⁾。図を見ると、全体としては、所得の増加率よりも貯蓄率の上昇の方が大きいことが重要な特徴である。また、両者の間には1992年まで、都市家計と農村家計のいずれにおいても一定の正の相関関係が存在している。特に、都市家計の方が農村家計より若干相関が高かった。しかし、都市家計と農村家計のいずれも1992年以後においては、所得の

(12) 宋国青『北京大学経済研究センターニューズレター』1998年第6期

(13) 1993年以後の家計貯蓄率の趨勢(図2.3参照)と家計調査による貯蓄率の趨勢とは明らかに異なっている。このような原因は両者の統計の性格の違いに起因があると思われる。たとえば、徐栄華 [1999] によれば、SNAベースでは、私営企業は企業部門に分類されていないこと、家計調査では、主に1次所得の集計を重視し、個人の移転収入や財産収入などの集計が欠けていることなどが見られる。

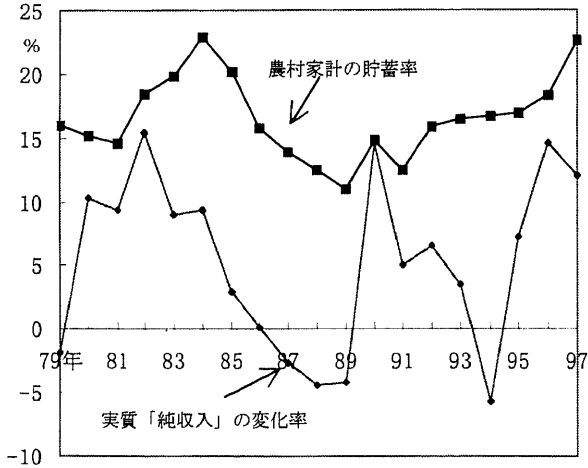
図8 都市家計の貯蓄率と実質可処分所得の変動(%)



(出所) 筆者作成 (付表3を参照)

(注) 貯蓄率=貯蓄/可処分所得 (貨幣所得のみ)

図9 農村家計の貯蓄率と実質「純収入」の変化率(%)



(出所) 筆者作成 (付表3を参照)

増加の伸び悩みにもかかわらず、貯蓄率は依然として上昇傾向を示しており、両者の相関関係が弱くなってきている。すなわち、SNA ベースと同じく、家計調査のベースにおいても1992年における家計貯蓄率の動向要因については、前述した仮説のほかに、新たな仮説が必要である。

そこで、予備的貯蓄 (precautionary saving) 動機による説明が考えられる。予備的貯蓄とは、不確実性に起因する貯蓄である。予備的貯蓄に関する理論的な分析としては Leland [1968] による消費者選択の2期間モデルに基づく予備的貯蓄の分析が挙げられる。彼は効用関数の3階の導関数が正であることと将来所得に関する不確実性の組み合わせて考えると、当該期の消費が抑えられ、貯蓄が増大すると主張した。また、Dynan [1993] は、家計の将来所得に関する不確実性と消費拡大の間の関係を明らかにした。Dynan [1993] は、所得の不確実性を消費の変動を用いて表し、2次のテーラー近似により、消費の成長率と予備的貯蓄との関係を導いている。以下では Dynan [1993] にしたがって、予備的貯蓄と相対的慎重度の関係を説明する。合理的期待の下における恒常所得仮説に従う家計の効用最大化問題は以下の通りである。

$$\max U = E_t \left[\sum_{i=0}^{T-t} (1+\gamma)^{-i} U(C_{t+i}) \right] \quad (15)$$

$$\text{subject to } A_{t+i+1} = (1+r_i)A_{t+i} + Y_{t+i} - C_{t+i} \quad (16)$$

ここでは、 C_t は t 期における消費であり、 Y_t は t 期における労働所得である。また、 A_t は t 期における非人的資産、 γ は割引率、 r は利子率を表す。上記の問題の消費に関する1階の条件は以下のようになる。

$$\left(\frac{1+r}{1+\gamma} \right) \cdot E_t \left[U'(C_{t+i}) \right] = U'(C_t) \quad (17)$$

ここで $U'(C_{t+i})$ に関して C_t まわりで2次のテーラー展開を行うと、

$$U'(C_{t+i}) = U'(C_t) + U''(C_t) \cdot (C_{t+i} - C_t) + \frac{1}{2} U''' \cdot (C_{t+i} - C_t)^2 \quad (18)$$

となる。上述の式を整理すると以下の式が得られる。

$$E_t \left[\left(\frac{C_{t+i} - C_t}{C_t} \right) \right] = \frac{1}{\xi} \left(\frac{r-\gamma}{1+r} \right) + \frac{\rho}{2} E_t \left[\left(\frac{C_{t+i} - C_t}{C_t} \right)^2 \right] \quad (19)$$

ここでは、 ξ は相対的リスク回避度 ($-C_t(U''/U')$)、 ρ は相対的慎重度数 ($-$

$C_t(U''/U')$ を表す。それゆえ相対的慎重度数が一定の仮定のもとで、 ρ が正であれば、不確実性の指標となる消費の成長率の変動の期待値は消費の成長率を押し上げる。

Dynan [1993] のアメリカに関する実証分析では、予備的貯蓄の存在については明確な結論は出ていない。しかし、前述したような1990年代のSNAベースの家計貯蓄率の変動、家計調査のデータに基づく都市家計及び農村家計の貯蓄率の変動を考えると、Dynan [1993] モデルによる分析で所得の不確実性に備えて貯蓄を行うという結果が得られる可能性も否定できない⁽¹⁴⁾。むしろこのような予備的貯蓄動機による1990年代の高貯蓄の要因説明は、妥当性があると思われる。拙稿 [1998] が提起した「市場経済移行期仮説」はこのような説明である。このような議論も最近の中国の国内では数多くみられるが、代表的な研究として、たとえば謝平 [1997]、張平 [1997] などがある。

この予備的貯蓄動機に従えば、1990年代に加速した二重経済体制から市場経済体制への制度移行及び景気の変動に伴う制度の変化が、人々の将来所得に対する不確実性を高め、現在の消費を抑えて予備的な貯蓄を増大させると考えられる。その原因は、主に二つの側面から考えられる。一つは、景気の局面からもたらされている。すなわち、1978年以來の度重なる国有企業改革の失敗による国有企業の経営不振の深刻化、及び近年の国有企業のリストラにともなう実質的失業率の増加に代表される将来の不確実性の増加である⁽¹⁵⁾。それは家計の恒常所得の低下をもたらし、現在の消費を減少させることとなる。また、近年、将来の自分の職業や所得に対する不安が高まっている。国家統計局の調査によると、1997年の都市住民世帯のうち39%は収入が減少した。この割合は前年に比べ3%増えている。このうち収入の絶対額が減少した世帯は34%であ

(14) 本稿では、データ上の制約のため、このモデルによる中国の検証は現時点ではきわめて困難であるため、今後の課題としたい。

(15) 中国の公式の失業率はさほど上昇していないが、実際には公式データの倍以上の失業率があると言われている。

り、また、物価の影響によって相対に収入が減少した世帯は5%であった。

もう一つは、社会保障制度改革などの制度変化にともなって、人々の将来の社会保障が不確実となることから生じる構造的な予備貯蓄である。1992年以後の市場経済化の深化とともに、社会主義的な福祉制度が解体された。このため、従来のような国家による全面的な保障がもはや維持されなくなった。多くの家計にとって、こどもの教育、病気、老後に備える貯蓄の必要性が高まりつつある。表3は国家統計局の子会社である北京美蘭徳信息公司在北京市で調査した銀行預金の目的別で示した貯蓄動機の推移を示している。表を見ると、「利子収入」と「日常消費支出」という二つの項目はそれほど変わりが無いが、こどもの教育費用の急増が目立っている。「一人っ子」政策によって、こどもへの教育熱は高まる一方であると同時に、教育費の上昇は急速で、家庭にとって

表3 貯蓄動機の推移 (%)

貯蓄の目的	1997年	1998年	1999年
利子収入	31.3	27.7	27.8
日常消費支出	20.0	21.2	21.8
こどもの教育費用	15.7	19.2	29.7
住宅取得 リフォーム	7.7	10.0	21.7
国債・株式 などの投資	13.2	17.7	25.5
病気・老後の 備え	3.2	4.7	18.3
車の購入費用	1.0	2.3	7.5
耐久消費財 購入	4.3	8.7	11.8

(出所) 北京美蘭徳信息公司アンケート調査より整理

(注) * 調査対象は北京市民18-64歳

* * 1997, 1998年は実績, 1999年は予定

大きな負担になるから、こどもが小さい頃から貯蓄に努め、教育費に備えていかなければならない。また、病気、その他の不時の出費、自分の老後のために備えるという項目は、毎年増加している。特に1999年には前年度の4.7%から18.3%まで急増している。これは社会保障制度の不備が、家計にとって、自分の身は自分で保護するという意識をよりいっそう高めたことを表している。また、住宅制度に関しては1998年、公的費用による住宅の購入が禁止されるようになった。このため、住宅は今後個人の資金で購入することになった。住宅を購入するための準備として、よりいっそうの貯蓄が行われていると考えられる。こうした将来への不安から、今後、貯蓄の重要性が高まるものと予想される。

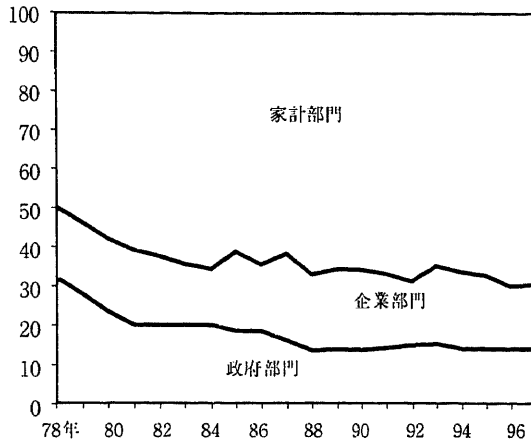
III-2 制度変化の要因

(1) 国民所得分配制度改革一家計の貯蓄の形成

一般的に、政府は税収政策、所得再分配及び政府貯蓄などの政策によって、家計貯蓄または企業貯蓄に影響を与える（Anuradha Dayal-Gulati and Christian Thimann [1997]）。中国において国民所得分配制度改革による所得分配構造の変化が、家計貯蓄率の上昇に強い影響を与えたと思われる。1978年以前の中国では、旧ソ連型の重工業優先の発展モデルに基づいて、農村部では、「統購統銷制度」（農村の主要農産物の売買や価格付けなどを政府が一括して管理する農産物流通制度）を実施し、都市部では、「低賃金供給制」が形成された。このため、家計部門の低収入及び低消費をコントロールすることができ、家計の低貯蓄率によって政府の高貯蓄率を生み出す制度を作り上げた。

しかし、このような政府主導の貯蓄主体・投資主体の一体化が、経済的な非効率性を生み出した。そこで、1978年に始まった経済改革では、まず国民所得分配制度、すなわち、この非効率なシステムの解体が行われた。1978年末の農村における「農業生産請負制」の実施は、農民の生産意欲を高めることになった。さらに、新しい農産物価格システムの導入は、これまで低く抑えられてい

図10 GDPに占める各経済主体の所得構造の変化(%)



(出所) 筆者作成

た農産物の政府買い付け価格を大幅に引き上げた。しかし、農産物価格の大幅な引き上げと都市住民への低価格配給制が併存しているため、政府財政赤字の増大は回避できなくなった⁽¹⁶⁾。また、郷鎮企業の発展が農村余剰労働力を吸収するだけでなく、農村家計の農外所得の増加をもたらした。一方、企業の利潤留保制度を中心とした国有企業改革では、企業の利潤留保が拡大され、財政収入の減少が避けられなくなった。しかし、国有企業による従業員へのインセンティブ・システムの導入によって、企業に留保された利潤はほとんど従業員の収入の増大に費やされた。

このため、都市家計の収入は企業収益とリンクした新しい賃金制度の導入による給与と性質金のほかに、ボーナス制や出来高払い制度の復活による基本給与外収入の増加、さらに、国家財政による物価補助や企業による福利厚生などの貨幣的、非貨幣的な収入も多くみられた。したがって、所得分配制度改革の結

(16) 嚴善平 (1997) pp.194。

果、従来の利益分配主体であり、貯蓄・投資の主体であった政府に代わって、政府の貯蓄の減少を家計が吸収し、家計が貯蓄の主体となった。また、企業収入が占めるシェアはこの20年間の間にもほとんど変化せず、投資の主体となった。このような変化を反映して、GDPに占める各経済主体の所得構造変化は図4のようになっている。図をみると、1978年に始まった所得分配制度により、家計中心型の所得分配構造が形成され、家計部門がますます貯蓄主体となっていくことがわかる。

(2) 社会保障制度⁽¹⁷⁾

社会保障制度と貯蓄については、これまで多くの国々で研究されてきた。Feldstein [1974, 1980, 1995]はこの両者の関係をライフサイクルモデルの枠組みではじめて実証研究を行った。彼の研究では、アメリカの社会保障制度が貯蓄率を引き下げるという関係が認められた。日本においても、家計貯蓄率の高さの要因説明として、戦後、日本の社会保障水準の低さが高貯蓄率の要因であるという主張がしばしばみられる。また、発展途上国においては、社会保障制度の民間貯蓄に対する影響が大きいという主張が見られる (Shome and Saito [1980] Edwards [1995])。

中国においては、社会保障制度をより広い意味で捉える必要がある。本論では、それを「社会主義的社会保障制度」とよぶことにする。前述したように、中国は従来の計画経済の下で、高貯蓄率を生み出すシステムを作り上げた。同時に、そのシステムの一環として、都市中心の社会保障制度も充実してきた。この制度の下では、国有企業や政府などの職場（「単位」）が従業員の住宅、病院、学校、こどもの就職、食堂など生活に関わるもののほとんどすべての面倒をみる機関となった。いわゆる就職・福祉・保険という国家による全面型の社

(17) 農村家計はほとんど社会保障制度が受けられないため、本節の議論は基本的に都市家計を焦点に論じている。

会保障制度が存在していた⁽¹⁸⁾。

この制度による福利厚生サービスは一般的に二つの形で都市家計に提供されている。ひとつは貨幣福利（貨幣収入）の形で、もうひとつは実物福利（実物給付）の形でサービスが行われている。貨幣福利は物価手当や福利・保険費の名目で現金の形で都市家計の貨幣収入に含まれているが、実物福利は住宅の無償、あるいは低価格の提供、公費医療補助、現物支給など様々である。このような非貨幣的的な補助は家計の貯蓄率を低下させる効果を持ち、本来家計が主体的に行うべき貯蓄を代替する働きを持つので、貨幣所得の貯蓄性向を低下させる効果がある⁽¹⁹⁾。したがって、1978年以前の中国家計貯蓄率の低さは、政府の高貯蓄を生み出す制度の存在が最も重要な要因であるが、こうした充実した社会保障制度の存在も間接的に、都市家計の貯蓄意欲を低下させる要因になっていると思われる。

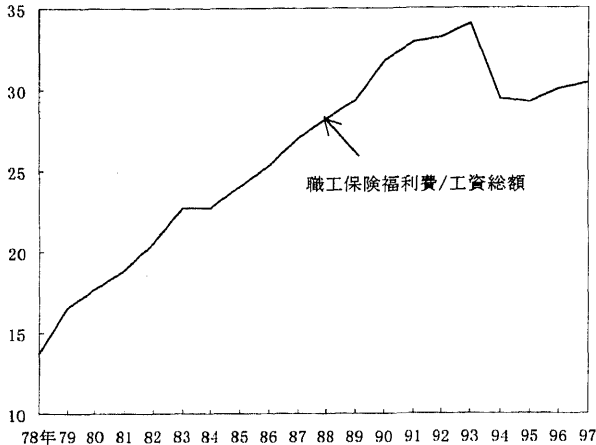
1978年に始まった経済体制の改革も、このような福利厚生サービスを中止することがなく、むしろ質量ともに充実の度を増してきた。その最も重要な要因となったのは利潤留保使用権の拡大を中心とした企業改革にあると考えられる⁽²⁰⁾。図11は全国職工給与（工資）総額に対すると保険・福利費用の比率を表している。図をみると、1978-92年までの間に、その比率が一貫して上昇しており、社会保障制度の充実が明らかである。また、それと同時に、図6で示されているように、1979年以後において、家計の貯蓄率の上昇もみられた。このように、社会主義的社会保障制度の充実による貯蓄率の引き下げ効果にもかかわらず、実際には都市家計の貯蓄率上昇というまったく逆の現象が生じたようにみえる。

(18) この制度の実施は中国の独特の戸籍制度である「戸口制度」の存在が前提である。

(19) 拙稿 [1999b] の実証分析では、都市家計の総収入に占める実物収入の比率が上昇すれば、貯蓄を低減させるという結果が得られた。

(20) 中兼 [1999] は 国有企業の経営目標意識において従業員の入収入増大が最高の目的として位置していると指摘している。

図11 保険・福利費の推移 (%)



(出所) 『中国統計年鑑1998年』 pp.795,821。

(注) 職工保険福利費：①医療費②娯楽費③福利事業補助費
④福利施設維持費⑤その他

このような現象を説明するには、我々は都市家計の総収入の内訳の変化に注目すべきであろう。すなわち、総収入に占める貨幣収入の比率の上昇が貯蓄率の上昇をもたらした原因であると考えられる。また、この貨幣収入の比率の上昇は、経済の高度成長によってもたらされた貨幣性給与収入、賃金外収入の増加によるものが大きい。その他に、貨幣福利が増えたこともその一因である。拙稿 [1999b] の集計では、都市家計の総収入に占める実物収入の比率は1982年に最高の22.0%に達したあと、ほとんど一貫して減少しているのに対して、貨幣収入の割合はますます増加し、1997年には90%を占めている⁽²¹⁾。総収入に占める貨幣収入の増加は、言うまでもなく家計貯蓄の増加をもたらした最も重要な要因である。

しかし、社会主義的社会保障制度の充実によって、図11で示したように、保

(21) 付表2を参照。

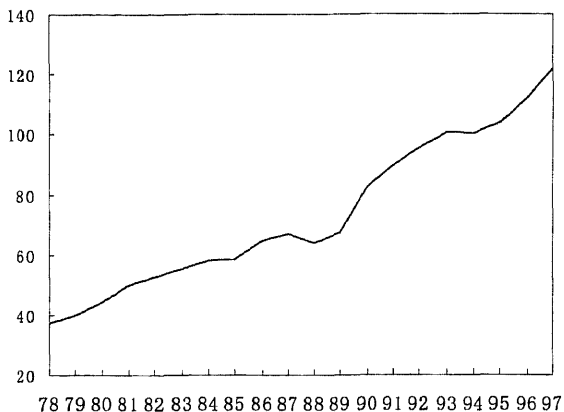
険・福利費と給与総額の比率が年々拡大し、赤字財政になり、企業の健全な経営に大きな負担となっており、これまで国有企業改革が進まない要因の一つとなっている。特に1992年以後、市場経済化の加速によって、社会主義的社会保障制度改革が、もはや国有企業改革の成否にかかわる重要な要素の一つとなった。このため、政府は旧社会主義的社会保障制度の解体を進め、市場型社会保障制度の確立を目指している。しかし、市場型をめざす社会保障制度改革では、従来の「実物分房」（無償、あるいは低価格で住宅を提供する制度）の廃止、医療保険費用の増加、教育費の増加など様々な面において、家計にとって、結果的には個人の負担増となる。

たとえば、企業退職者への年金は、従来は企業の責任で支給されてきた。しかし、1995年の国务院の決定により、全国的に統一的な企業従業員の養老保険口座の開設が義務づけられることになった。この決定では、公的年金の保険料は前年度賃金の11%であり、従業員個人が納入する基準を現在の3%から、将来的には8%にまで徐々に引き上げることとしている。一方、企業の負担は現在の8%から将来的には3%へと改める。したがって、新しい制度では、個人の負担が企業負担の3倍弱とかなり大きくなっていることが特徴である。

また、旧社会保障制度が急速に解体され、新しい市場型の社会保障制度の確立が追いつかないため、個人にとって、老後や病気に備えるための貯蓄意識を高めた。中国経済景気監測中心による北京、広東6大都市での最新調査では、将来、自分が退職したときに、健全な社会保障制度の確立を心配する人は全体の47.4%を占めているという⁽²²⁾。したがって、1990年代の社会主義的社会保障制度改革、すなわち、旧社会主義的社会保障制度の解体と市場型の社会保障制度の未確立という二つの現実、後述するように、中国の家計貯蓄率の上昇をもたらした要因となっている。

(22) 中新社新聞報道1999.8.26

図12 中国経済における金融深化 (M_2/GDP) の推移 (%)



(出所) 『中国金融年鑑』各年版より筆者作成

(3) 金融制度改革

1978年以後における金融制度改革では、中国の家計貯蓄に対する影響を主に二つの側面からみることができる。一つは金融改革によってもたらされた金融深化 (Financial Deepening) である。金融深化は一国の経済活動の中での金融活動の水準を表す一つの指標である。この指標として、マーシャルの K がしばしば用いられている。本稿では、現金通貨と要求払い預金の和である M_1 に定期性預金と準通貨を加えた M_2 を用いて、国内総生産との比率、すなわち、 M_2/GDP を計ってみることにする。図12で示したように、中国経済における M_2/GDP はほぼ一貫して上昇傾向を示しており、1997年に122%に達した。これは、貯蓄の増加のうちで、定期性預金中心の金融資産が占める割合が大きいことを意味する。家計貯蓄率に占める金融貯蓄率の高さもそれに反映されている。このような金融深化は、中国の家計貯蓄率の上昇を促進しているという意味ではプラス効果をもたらしている。他方で、金融市場の発達により、個人の金融市場における借入れが増え、結果的に貯蓄を低める可能性が生じている

という分析結果がある (Bayoumi [1993], Ostry and Levy [1995])。しかし、これまでの中国の金融市場における消費者信用 (すなわちクレジット) の未発達を考えると、耐久消費財などの購入の時に借入を容易にできるはずはない。そのため、消費者は自分で相当の金額を用意する必要があり、これは貯蓄率を高める要因である⁽²³⁾。したがって、これまでの中国における金融市場の発達による貯蓄への影響としては、むしろ貯蓄の促進効果の方がはるかに大きいと考えられる。

もうひとつは、政府の貯蓄促進政策である。すでに指摘したように、財政資金がますます不足する中で、家計の余剰資金を金融機関に集中させ、これらの余剰資金を運用していくことが重要になってきた。このため、政府は貯蓄重視の姿勢を打ち出し、様々な貯蓄促進政策を行った。主な内容は次のようなものである。

- ①1978年に、中国人民銀行がタンス預金を正規の預金とするためのキャンペーンを開始し、「割増金付き定期預金」の発売により、タンス預金の吸収を図った。
- ②1979年以後、預金の種類を5種類に戻し、定期預金の金利を段階的に引き上げた。同時に、1980年に成立した「個人所得税法」は利子所得を非課税対象とした。
- ③1980年代に発行された国債は、ほとんど企業や家計に強制的に消化させ、いわゆる国債による「強制貯蓄」が行われた。
- ④預金の「有獎貯蓄」キャンペーン、「住宅貯蓄」、「一人っ子預金」、「定活両便貯蓄」など様々なタイプの預金意欲を促す運動が行われた。
- ⑤1986年に郵便貯金業務が復活し、その後の発展が著しく、郵便貯金は総預金量の6%強のシェアをもつ、第2位の店舗数を有する預金機関となった。

(23) 中国は内需拡大の対策として、1998年に住宅ローンを、さらに、1999年3月から消費者信用を全面的に導入した。今後、消費者信用の発達による貯蓄への影響が注目される。

⑥従来の給与は現金払いであったが、1990年代に入り、各専門銀行による給与振込み制度が導入され、家計の預金化を加速させた⁽²⁴⁾。

⑦1988年にインフレの高進に伴い、中国人民銀行が同年の9月と1989年の2月に、2度にわたって預金利率を大幅に引き上げた。さらに、1988年9月-1990年11月、1993年7月-1996年3月までの間に、インフレ率連動制のスライド預金制（3、5、8年物）を導入し、貯蓄の促進を行った。

以上で見たように、1978年以後における金融深化の進行、及び政府の貯蓄促進政策は、中国の家計貯蓄率の上昇を促進した要因であると考えられる。

次節では、以上で検討した家計貯蓄率を高めた要因の一部について、家計貯蓄率に与える影響を定量的に分析する。

IV 貯蓄関数の推定

(1) モデルの単位根検定

本節では、時系列データに基づく実証分析によって、以上で分析した中国の家計貯蓄率の決定要因について吟味する。計測される貯蓄関数は以下のように定式化される⁽²⁵⁾。

$$HS = \partial + \partial_1 YDH + \partial_2 DPE + \partial_3 G + \partial_4 R + \partial_5 CPI + \mu \quad (1)$$

HS：実質貯蓄/実質可処分所得 YDH：1/実質可処分所得 WY=前年度家計金融資産残高/可処分所得 DEP：非労働人口/労働人口 G：実質GDP経済成長率 R_{t-1} ：前期の1年物預金実質金利 CPI：全国小売物価上昇率

前述したように、この20年間の高度成長による家計の可処分所得の伸びは、貯蓄率の上昇をもたらした最も重要な要因である。また、ライフサイクル仮説によれば、人々は、就業期には所得の一部を貯蓄に回し、退職期に入ってから

(24) 南部稔 (1996)

(25) 貯蓄、可処分所得のデータはすべて商品小売物価指数 (1978=100) で実質化されたものである (付表1を参照)。

その貯蓄を取り崩し、生活を補う。したがって、社会の年齢構成も社会全体の貯蓄を決める際に重要な要因となることから、DEPの係数は負であるはずである。また、経済成長率が高ければ、貯蓄率も高くなるはずなので、Gの係数は正であるはずである。さらに、実質預金金利Rが正であれば、家計は金利の上昇に伴い、消費を減らして貯蓄を行うはずである。また、物価指数CPIの係数は、理論的には負であるはずであるが、1990年代の状況を考えると、正になる可能性もあることを注意しておく必要がある。

モデルの推定をする前に、データの時系列的性質を少し検討しよう。最近の計量経済学では、経済変数が単位根 (Unit Root) を持つかどうかということが重視され、単位根の有無によって分析方法が変わるので、本論では、まず利用する各変数の時系列的性質を調べることにする。また、それによって、中国の貯蓄関数の推定方法に改善をもたらすことが可能であるのかどうかを検討する。回帰分析における単位根検定の方法に関しては、DickeyとFullerによって基本的な手続きが設定された。本稿では、以下のように、DF検定法とADF検定法で検定を行うことにする。

DF=Dickey-Fuller 検定法：

$$\text{No trend の場合：} \Delta X_t = \delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{With trend の場合：} \Delta X_t = \mu_1 + at + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ADF=Augmented Dickey-Fuller 検定法

$$\text{No trend の場合：} \Delta X_t = \gamma_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^l \phi_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{With trend の場合：} \Delta X_t = \mu_2 + bt + \gamma_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^l \phi_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

表4は単位根検定の結果を示している。表を見ると、各変数のほとんどは帰無仮説が採択されるので、各変数は単位根を持つと判断される。しかし、各変数の1階差ではほとんど単位根をもたず、定常的でI(1)であることがわかる。したがって、被説明変数と説明変数が共和分関係しているかどうかを考察する必要がある。

表4 単位根 (unit root) の検定結果

変数	検定法	推定期間	t 値	
			With trend	No trend
HS	DF	1979-97	1.0133	-2.0060
	ADF (1)	1980-97	0.8776	-4.8615 *
YDH	DF	1979-97	-9.7496 *	-3.8254 *
	ADF (1)	1980-97	-3.3460 *	-2.2429
DEP	DF	1979-97	-2.2123 *	-2.0232
	ADF (1)	1980-97	-2.5341 *	-1.4918
WY	DF	1979-97	12.6698	2.0731
	ADF (1)	1980-97	2.0662	-1.3591
G	DF	1979-97	-0.8754	4.5526
	ADF (1)	1980-97	-0.6287	-3.2793
R	DF	1979-97	-2.7593	-2.5533
	ADF (1)	1980-97	-4.2400 *	-4.0731 *
CPI	DF	1979-97	-1.3302	-2.2343
	ADF (1)	1980-97	-1.6178	-4.2662 *
△ HS	DF	1979-97	-3.8912 *	-4.8808 *
	ADF (1)	1980-97	-2.9299 *	-3.8555 *
△ YDH	DF	1979-97	-2.7723 *	-3.7980 *
	ADF (1)	1980-97	-2.4431 *	-2.9547
△ DEP	DF	1979-97	-3.8897 *	-4.8511 *
	ADF (1)	1980-97	-2.1623 *	-2.6888
△ WY	DF	1979-97	0.5319	-2.5040
	ADF (1)	1980-97	1.8193	-1.3591
△ G	DF	1979-97	-3.8738 *	-3.6732 *
	ADF (1)	1980-97	-3.7699 *	-3.5244 * *
△ R	DF	1979-97	-3.8720 *	-3.7010 *
	ADF (1)	1980-97	-4.3381 *	-7.0590 *
△ CPI	DF	1979-97	-3.4456 *	-3.3317 * *
	ADF (1)	1980-97	-4.1976 *	-3.9110 *

(注)①検定は式(2), (3), (4), (5)による。②* は5%, ** は10%の有意度で単位根が存在するという帰無仮説が棄却される。
③△は階差を示す。

(2) 共和分, ECM モデル検定

以下では、まず(1)式とその変形を通常最小2乗法を用いて、推定した結果が(6)式と(7)式で示されている。またそれに対する共和分関係 (cointegration) の検定結果が(8)式と(9)で示されている。

通常最小2乗法検定：

$$HS = 35.9373 - 0.4378YDH - 1.5739WY - 9.9834DEP + 0.2546G + 0.7813R_{t-1} + 0.6586CPI \quad (6)$$

$$(6.4685) \quad (0.0861) \quad (0.8335) \quad (4.9144) \quad (0.1310) \quad (0.3254) \quad (0.2795)$$

$$(5.5386) \quad (-5.0861) \quad (-1.8882) \quad (-2.0315) \quad (1.9435) \quad (2.4011) \quad (2.3567)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9608 \quad DW = 2.3175 \quad \text{推定期間} \quad 1978-97\text{年}$$

$$HS = 24.6016 - 0.5063YDH + 0.2804G + 0.8693R_{t-1} + 0.7431CPI \quad (7)$$

$$(4.4169) \quad (0.0704) \quad (0.1452) \quad (0.3082) \quad (0.2711)$$

$$(5.7702) \quad (-7.1944) \quad (1.9315) \quad (2.8210) \quad (2.7407)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9512 \quad DW = 1.6038 \quad \text{推定期間} \quad 1978-97\text{年}$$

ここでは、上段の値は係数、中段の値は標準誤差、下段の値は t 値を示す。 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、DW はダービン・ワトソン比を示す。

共和分検定：

$$ADF(1) = -4.8860 \quad [-7.8684] \quad \text{推定期間} \quad 1980-97\text{年} \quad (8)$$

$$ADF(1) = -6.7748 \quad [-6.1696] \quad \text{推定期間} \quad 1980-97\text{年} \quad (9)$$

ここでは、[] にある数字は共和分検定の Mackinnon の表から90%臨界値を計算したものである。ADF テストの結果、(9)式の [t] 値 -4.8860は有意水準10%でも有意ではない。この結果は単位根検定の結果と対応していることがわかる。したがって、 $I(0)$ であるということを支持する証拠がえられず、長期的に成立していないといえる。一方、(9)式の [t 値] -6.7748は10%で有意であることから、 $\varepsilon_t \sim I(0)$ となり、誤差項は単位根の存在しない定常時系列とな

り、(9)式のパラメータが共和分関係にあることを示しており、貯蓄関数は長期的な関係式としても均衡している式であることが認められる。したがって、(9)式はエラー修正メカニズムをもっていることがわかる。

以下(10)式ではエラー修正モデル (ECM, Error Correction Model) で検証を行う。

$$\Delta HS = 21.7096 - 0.5820 \Delta YDH + 0.4163 \Delta G + 0.6565 \Delta R_{t-1} + 0.5888 \Delta CPI - 0.8874 \lambda (-1)$$

$$(8.8311) \quad (0.3677) \quad (0.1877) \quad (0.2823) \quad (0.2378) \quad (0.2738)$$

$$(2.4583) \quad (-1.5831) \quad (2.2186) \quad (2.3259) \quad (2.1504) \quad (-2.5545)$$

$$\overline{R}^2 = 0.5465 \quad DW = 1.7145 \quad \text{推定期間} \quad 1980-1997\text{年}$$

誤差修正項： $\lambda = HS + 5.9294 YDH + 0.4065 G + 0.6451 R_{t-1} + 0.5762 CPI$

Δ ：階差　推定期間：1980-97年

エラー修正モデル (ECM) の検証結果は上式のように表されている。この式によると、 ΔHS は所得変化率の約58%，実質 GDP 変化率の約42%，前期実質金利の変化率の約66%，物価上昇変化率の約59%，及び前年度の約89%のエラー修正によって説明されることがわかる。

以上の実証結果をみると、通常の最小2乗法においては、実質金融資産及び非労働人口/労働人口の比率のパラメータが統計的に有意であったが、長期的な関係においては、これらの有効性は認められなかった。また、本検定の結果は、インフレーションの係数はプラスである、すなわち、物価の上昇は貯蓄に対する促進効果があるということが言える。このことは特に1990年代の「高インフレ」と「高貯蓄率」との併存関係が実証的な検定においても確認されたということを表している。また、Bosworth [1989] のインフレーションが及ぼす正の影響は大きいという指摘が、中国においても確認された。

V 結びにかえて

本稿では、主に1978年以後における中国の家計貯蓄率の推移と変動要因を分析した。本稿を通じて、中国の家計貯蓄率について、次のようなことが明らかになった。すなわち、

- ① 1978年以後の家計貯蓄率は急速な上昇傾向を示した。その貯蓄率の水準は国際的にも高いことがわかった。今後、日本の高度成長期の貯蓄率との比較を通じて、高貯蓄率の要因に関する共通点及び相違点を明らかにすることが一つの課題として残されている。
- ② 中国における家計貯蓄率の決定要因として、多くの要因が挙げられる。本稿では、特に経済学的な要因と制度変化の原因とを区別し、各要因について詳しく分析した。それによると、家計貯蓄率の上昇傾向については、1980年代と1990年代とは異なる要因の影響を受けていると考えられる。まず、1980年代の貯蓄率の上昇は、主に制度改革と高度成長による家計の可処分所得の上昇によって大きく影響されてきたと言える。また、デモグラフィック的要因も大きいと考えられる。
- ③ さらに、1990年代以後に見られた「高インフレ」と「高貯蓄率」の併存といった現象、また、近年の家計貯蓄率の変動をみると、可処分所得の上昇とは別の要因によって家計貯蓄率が影響を受けていることが考えられる。この要因は本稿では「市場経済移行期仮説」によって提案されている。しかし、理論的なモデルの構築とこの仮説の実証的な検証が今後の課題として残されている。
- ④ 中国の家計貯蓄率の決定要因としては、本稿の実証分析の結果から、家計の可処分所得、経済成長率の高さ、実質利子率、物価上昇率などの影響が最も重要であると考えられる。
- ⑤ 今後、中国の社会保障制度がより一層市場型になると思われる。その場

合に、家計貯蓄率がどのような影響を受けるかという点の究明が今後の課題として残されている。

以上のような点を考慮に入れて本稿分析を拡張することが、今後の課題である。

参考文献

Armitage, J, (1986), "Saving in China," (unpublished ; Washington : World Bank).

Anuradha Dayal-Gulati and Christian Thimann(1997), "Saving in Southeast Asia and Latin America Compared : Searching for Policy Lessons," IMF Working Paper 97/11.

Bosworth, B, (1989), "The Changing Impact of Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.20, pp.77-110.

Bayoumi, Timin, (1993), "Financial Deregulation and Household Saving," *Economic Journal*, Vol.103(November), pp.1432-43.

白艶 (1999) 「儲蓄傾向，利率与預期通貨膨脹的実証研究」『北京大学中国经济研究中心学刊』第3期

Carroll, Christopher and David Weil(1993), "Saving and Growth : A Reinterpretation," NBER Working Paper No.4470.

Chow, G.C : (1985). "A Model of Chinese National Income determination," *Journal of Political Economy*, Vol.93, No.4, pp.782-792.

Chow, G.C : (1993), "Capital Formation and Economic Growth in China," *The Quarterly Journal of Economics*, August, pp.809-842.

曹文煉 (1995) 「市場，儲蓄与消費政策」『經濟研究』第8期

Duesenberry, J.S, (1949), *Income Saving and Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press.

DeWulf, Luc, and Morris Goldstein, "Household Savings Behavior in

China, 1955-1981" (unpublished; Washington: International Monetary Fund, 1983).

鄧英陶等 (1990) 『中国予算外資金分析』中国人民大学出版社

Dynan, K.E. (1993), "How Prudent are Consumers?" *Journal of Political Economy*, Vol.101, No.6, pp.893-920.

Edwards, Sebastian, (1995), "Why are Savings rates so different across countries? An international comparative analysis," NBER working paper No.5079

Erik Oppers, S. (1997), "Macroeconomic Cycles in China," IMF Working Paper 97/135.

Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.

Feldstein, Martin, (1980), "International Differences in Social Security and Saving," *Journal of Public Economics*, Vol.14, pp.225-44.

———, (1995), "Social Security and Saving: New time Series Evidence," NBER Working Paper No.5054.

Felstenstein, A; D. Lebow and S. Wijnbergen, (1990), "Savings, Commodity Market Rationing, and the Real of Interest in china," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.22 (1990), pp.234-252.

樊綱 (1992) 「家計貯蓄率の変化」関口尚志/朱紹文/植草益編 『中国の経済体制改革』東京大学出版社

顧海兵 (1987) 「我国居民消費的特点与函数」『数量经济技术经济研究』12期

郭樹清, 韓文秀 (1991) 『中国 GNP の分配和使用』中国人民大学出版社

国家統計局編著 (1997) 『中国国民経済循環帳戸方法』中国計画出版社

Horioka, C.Y. (1990), "Why is Japan's Saving Rate so High? A Literature Survey," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.4, No.1, pp.49-92.

- ホリオカ, チャールズ・ユウジ・井原一麿・越智田邦史・南部一雄 (1992) 「日本の貯蓄率の水準と決定要因について」『フィナンシャル・レビュー』第25号
- 平田純一 (1994) 「日本の消費関数」『立命館経済学』第43巻第2号
- Hayashi, F, (1997), *Understanding Saving*, MIT Press.
- 黄家驊 (1997) 『中国居民投資行研究』中国財政経済出版社
- 胡鞍鋼 (1998) 「中国的失業問題与就業戦略」『中国国情分析研究報告』第1期
- 石川滋 (1999) 「アジアの移行経済の国内総合と国際化」『経済研究』Vol.50, No.2
- 小宮隆太郎 (1963) 「個人貯蓄の供給」小宮 (編) 『戦後日本の経済成長』岩波書店
- 黒坂佳央・浜田宏一 (1984) 『マクロ経済学と日本経済』日本評論社
- 加藤弘之 『中国の経済発展と市場化』名古屋大学出版社1997年
- Leland, H.E, (1968), “Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82. pp.465-473.
- 林白鵬等 (1987) 『中国消費結構学』経済科学出版社
- 曆以寧 (1992) 『中国広観経済的実証分析』北京大学出版社
- 李子奈 (1992) 『計量経済学』清華大学出版社
- 龍志和 (1994) 「我国城鎮居民消費行為研究」『経済研究』第4期
- 溝口敏行 (1988) 「日本の消費関数分析の展望」『経済研究』Vol.39, No.3
- Mason, Andrew, (1988), “Saving, Economic Growth and Demographic Change,” *Population and Development Review*, Vol.14, pp.113-43.
- Masson, Pual, Tamin Bayoumi, and Hossein Samiei, (1995), “International Evidence on the Determinants of Private Saving,” IMF Working Paper 95/51.
- Martin Muhleisen, 1997, “Improving India’s Saving Performance,” IMF Working Paper 97/4.
- 南部稔 (1991) 『現代中国の財政金融政策』多賀出版
- (1996) 「中国の経済発展と金融改革—インフレーションに対する「適度な引

締政策」の評価— 『海外投資研究所報』第22巻第8号

中兼和津次 (1992) 『中国経済論』東京大学出版会

———— (1999) 『中国経済発展論』有斐閣

Ostry, Jonathan, and Joachim Levy, (1995), “Household Saving in France,” *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol.42, pp.375-97.

Ogaki, Masao, Jonathan Ostry and Carmen Reinhart, (1996), “Saving Behavior in Low - and Middle - Income Developing Countries,” *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol.43, pp.38-71.

Qian, Y, (1988), “Urban and Rural Household Saving in China,” *Staff Papers*, International Monetary Fund, December. pp.592-627.

Shome, Parthasarathi and Katrine Satio, (1980), “Creating Capital Through Social Security Institutions : The Asian Experience,” *Domestic Finance Studies* No.61 (Washington : World Bank).

Schmidt-Hebbel, Serven and Solimano, (1996), “Saving and Investment : Paradigms, Puzzles, Policies,” *World Bank Research Observer*, Vol.11. pp.87-117.

佐々木信彰編 (1997) 『現代中国経済の分析』世界思想社

唐成 (1998) 「中国都市部における高貯蓄率の要因分析」筑波大学『経済学論究』第20号

—— (1999a) 「家計と政府—マクロ資金フローの変化」渡辺真理子編『中国の不良債権問題』アジア経済研究所

—— (1999b) 『中国における都市貯蓄の実証分析』日本地域学会全国大会1999年次大会報告論文

World Bank (1993), *The East Asian Miracle : Economic Growth and Public Policy* (白鳥正喜監役 (1994) 『東アジアの奇跡—経済成長と政府の役割』東洋経済新報社)

- 王于漸 (1990) 「中国消費函数的估計与闡釈」 于景元編『中国經濟改革与發展之研究』商務印書館
- 王直 (1995) 「定量配給制度与中国城市居民的消費和儲蓄行為」『經濟研究』第 8 期
- 王春正主編 (1995) 『我国居民收入分配問題』中国計画出版社
- 渡邊真理子 (1997) 「中国の金融市場の育成—高貯蓄率とマクロ經濟の安定をもたらしたもの—」『アジ研ワールドトレンド』第26号
- 謝平 (1997) 「中国經濟制度転軌中個人儲蓄行為」『經濟社会体制比較』第 1 期
- 徐栄華 (1999) 「淺議 SNA 与社会經濟統計的關係及我国 SNA 統計現狀」『統計研究』第 7 期
- 吉川洋 (1992) 『日本經濟とマクロ經濟学』東洋經濟新報社
- 袁志海 (1996) 「中国經濟における消費関数に関する一考察」『經濟学』Vol.58.No.1 東北大学經濟学会
- 嚴善平 (1997) 『中国農村・農業經濟の転換』劉草書房
- 臧旭恒 (1994) 『中国消費函数の分析』上海三聯書店・上海人民出版社
- 曾壁鈞等 (1997) 『我国居民消費問題研究』中国計画出版社
- 張平 (1997) 「消費者行為的統計檢驗与制度解釈和広観効果分析」『經濟研究』第 2 期
- 中国人民銀行研究局課題組 (1999) 「中国国民儲蓄和居民儲蓄的影響因素」『經濟研究』第 5 期

付表1 中国の家計経済に関する主な指標

年度	可処分所得 億元	最終消費支出 億元	小売物価指数	経済成長率 %	インフレ率 %	家計金融資産保有残高 億元	総人口 億人	実質金利%	家計貯蓄率 %
1978	1814	1759	100.0	11.7	0.7	389	9.63	2.54	3.0
1979	2163	2005	102.0	7.6	1.9	499	9.75	1.96	7.3
1980	2621	2317	108.1	7.8	7.5	685	9.87	-0.60	11.6
1981	2952	2604	110.7	5.2	2.5	855	10.01	3.00	11.8
1982	3291	2868	112.8	9.1	2.0	1067	10.17	3.86	12.9
1983	3820	3183	114.5	10.9	2.0	1383	10.30	4.26	16.7
1984	4703	3675	117.7	15.2	2.7	2002	10.44	2.96	21.9
1985	5497	4589	128.1	13.5	9.3	2547	10.59	-3.04	16.5
1986	6582	5175	135.8	8.8	6.5	3500	10.75	1.20	21.4
1987	7417	5691	145.7	11.6	7.3	4649	10.93	-0.10	23.3
1988	9958	7633	172.7	11.3	18.8	6252	11.10	-9.86	23.3
1989	11007	8524	203.4	4.1	18.0	7968	11.27	-6.64	22.6
1990	12175	9113	207.7	3.8	3.1	10269	11.43	6.54	25.1
1991	14422	10316	213.7	9.2	3.4	13283	11.58	4.66	28.5
1992	18489	12460	225.2	14.2	6.4	17732	11.72	7.16	32.6
1993	23558	15682	254.9	13.5	14.7	22794	11.85	-2.22	33.4
1994	31453	21230	310.2	12.6	24.1	30585	11.99	-10.62	32.5
1995	39278	27839	356.1	10.5	17.1	39453	12.11	-3.82	29.1
1996	47526	33188	377.8	9.6	8.3	50445	12.24	4.88	30.2
1997	50962	36118	380.8	8.8	2.8	61629	12.36	6.67	29.1

(注)

- * 可処分所得：1992-95年は『中国統計年鑑1998』pp.84-91ページ。その他は筆者推計。* 最終消費支出：『中国統計年鑑1998』pp.68ページ。
- * 小売物価指数：同上 pp.301ページ。* 経済成長率：GDP 実質成長率。同上 pp.57ページ。
- * インフレ率：消費者物価指数（但し、1978-84年は都市部消費者物価指数）。同上 pp.301ページ。
- * 金融資産保有残高：筆者作成（付表4）。
- * 総人口：同上 pp.105ページ。* 実質金利：1年物実質預金金利。筆者作成。
- * 家計貯蓄率：家計貯蓄/家計可処分所得。筆者作成。

付表 2 都市家計の総収入に占める可処分貨幣収入と実物収入の比率

年度	都市家計 の総収入	可処分貨幣		実物収入	比率
		収入	比率		
1978	392.1	343.4	88.6	48.7	11.4
1979	484.6	389.6	81.9	95.0	18.1
1980	556.3	436.2	80.2	120.2	19.8
1981	574.4	437.1	78.0	137.3	22.0
1982	603.0	459.3	78.5	143.7	21.5
1983	633.8	482.3	78.4	151.4	21.6
1984	695.4	542.2	80.2	153.2	19.8
1985	714.7	550.7	79.8	163.9	20.2
1986	785.6	626.5	82.3	159.1	17.7
1987	795.2	641.6	82.8	153.6	17.2
1988	768.3	626.7	83.4	141.6	16.6
1989	773.0	627.6	82.6	145.4	17.4
1990	823.8	680.3	84.0	143.6	16.0
1991	881.5	728.9	84.6	152.5	15.4
1992	938.0	799.8	87.6	138.2	12.4
1993	1013.8	876.1	88.9	137.8	11.1
1994	1086.7	950.6	90.0	136.1	10.0
1995	1134.8	997.0	90.4	137.9	9.6
1996	1181.7	1034.4	90.3	147.3	9.7
1997	1233.8	1070.8	90.0	163.0	10.0

(出所)筆者作成

(注) * 可処分貨幣収入は『中国統計年鑑』1998年版 pp.325 (但し, 1979, 1981-84年はその他の公式資料による筆者集計)

** 実物収入は主に①住宅家賃補助②財政補助③医療補助④実物補助という4項目による筆者集計。詳しくは拙稿(1999b)

*** 収入はいずれも都市CPI指数で実質化された, 単位は元である。

付表3 家計調査データによる都市と農村の収入、消費及び貯蓄率の比較

年度	農村家計					都市家計				
	純収入	消費支出	農副産品 購入価格 指数	農村人口 (億人)	貯蓄率	可支配 収入	消費支出	都市消費者 物価指数	都市人口	貯蓄率
1978	133.6	116.1	100.0	7.90	13.1	343.4	311.1	100.0	1.72	9.4
1979	160.2	134.5	122.1	7.90	16.0	397.0	373.7	101.9	1.85	5.9
1980	191.3	162.2	130.8	7.96	15.2	477.6	412.4	109.5	1.91	13.6
1981	223.4	190.8	138.5	7.99	4.6	490.4	456.7	112.2	2.02	6.9
1982	270.1	220.2	141.5	8.02	18.5	525.4	471.0	114.4	2.15	10.4
1983	309.8	248.3	147.7	8.07	19.8	562.9	505.9	116.7	2.23	10.1
1984	355.3	273.8	153.6	8.03	22.9	650.1	559.4	119.9	2.40	13.9
1985	397.6	317.4	166.8	8.08	20.2	739.1	673.2	134.2	2.51	8.9
1986	423.8	357.0	177.5	8.11	15.8	899.6	799.0	143.6	2.64	11.2
1987	462.6	398.0	198.8	8.16	14.0	1002.2	884.4	156.2	2.77	11.8
1988	544.9	477.0	244.5	8.24	12.5	1181.4	1104.0	188.5	2.87	6.6
1989	601.5	535.0	81.2	8.32	11.1	1375.7	1211.0	219.2	2.95	12.0
1990	686.3	584.6	273.9	8.41	14.8	1510.2	1278.9	222.0	3.02	15.3
1991	708.6	619.8	268.4	8.53	12.5	1700.6	1453.8	233.3	3.05	14.5
1992	784.0	659.0	277.5	8.48	15.9	2026.6	1671.7	253.4	3.24	17.5
1993	922.0	769.7	314.7	8.52	16.5	2577.4	2110.8	294.2	3.34	18.1
1994	1221.0	1016.8	440.3	8.55	16.7	3496.2	2851.3	367.8	3.43	18.4
1995	1577.7	1310.4	527.9	8.59	16.9	4283.0	3537.6	429.6	3.62	17.4
1996	1926.1	1572.1	550.1	8.64	18.4	4834.9	3919.5	467.4	3.60	18.9
1997	2090.1	1617.2	525.3	8.66	22.6	5160.3	4185.6	481.9	3.70	18.9

(出所) 『中国統計年鑑』各年版より筆者作成

(注) 各数値は名目で、単位は元である。

付表4 家計の金融資産残高及び構成比の推移

年度	金融資産残高 (億元)	金融資産残高に対する構成比%				
		現金	定期預金	証券	株式	保険
1978	389.4	45.9	54.1	0.0	0.0	0.0
1979	499.2	43.7	56.3	0.0	0.0	0.0
1980	685.1	41.7	58.3	0.0	0.0	0.0
1981	854.7	38.7	61.3	0.0	0.0	0.0
1982	1067.0	34.9	63.3	1.8	0.0	0.0
1983	1382.9	32.5	64.5	2.9	0.0	0.0
1984	2001.9	33.2	63.7	3.1	0.0	0.0
1985	2547.3	31.9	63.7	4.0	0.0	0.2
1986	3500.0	28.4	64.0	7.3	0.0	0.4
1987	4648.9	25.5	66.3	7.1	0.6	0.5
1988	6252.2	27.9	61.1	8.7	1.7	0.6
1989	7967.6	24.0	65.2	8.7	1.6	0.6
1990	10268.8	21.0	69.3	7.8	1.3	0.6
1991	13283.3	19.5	69.6	8.6	1.7	0.6
1992	17732.2	19.4	67.3	10.2	2.3	0.7
1993	22793.7	20.1	67.1	9.1	2.8	0.8
1994	30584.7	18.5	70.2	8.0	2.5	0.8
1995	39453.0	15.4	74.0	7.7	2.0	0.9
1996	50444.7	13.6	74.8	8.5	2.1	0.9
1997	61629.2	13.1	73.4	9.6	2.7	1.2

(出所) 1978-91年のデータは謝平『経済研究』1992年第11期より加工。1992-97年のデータは『中国統計年鑑1998年』および『中国人民銀行統計季報』, その他資料により筆者作成