

# 所得リスクと予備的貯蓄\*

小川 一夫

## I. 序

予備的貯蓄についての理論的、実証的考察を最初に加えたのは、Friedman(1957)である。Friedmanは、恒常所得仮説の立場から、異なった職業を持つ家計間の貯蓄率の差異を規定する要因の一つとして、家計が稼得する所得のうち変動部分の分散の大小を指摘した。日本について所得のリスクと貯蓄率の関係を敷えんしたのは篠原(1958)、小宮(1966)である。彼らは、所得の不確実性の高い個人業主所得からの貯蓄率が高く、しかも個人所得全体に占める個人業主所得の割合が高いことが、日本の高個人貯蓄率の重要な要因の一つであると議論を展開した。その後、一連の論文により予備的貯蓄についての理論的考察が深まったが、これまでの研究のほとんどは、所得のリスクと予備的貯蓄の関係について、定性的な分析の域を越えておらず、定量的な面については、研究の蓄積は、多いとはいえない<sup>1),2)</sup>。

この研究は、このギャップを埋めるべく、消費者のサーベイ・データを用いて、日本の家計にとっての所得のリスクを計測し、それが、家計の貯蓄行動に及ぼした影響を定量的に分析する。われわれの研究の特徴は、2点ある。第1点として、分析対象の家計として、所得リスク

の異なると考えられる勤労者家計、農家家計が選ばれている<sup>3)</sup>。従って、Friedmanによって提起された問題に対して定量的な解答を与えることができる。第2点として、われわれの分析期間は、1971年から1987年までであり、その中に2度にわたる石油危機を含んでいる。石油危機は、将来に対する不確実性を増大させ、それが、この時期の貯蓄率の上昇につながったと議論されているが、この点についても実証的に検討することができる。

得られた結果を要約しよう。勤労者家計と農家家計を比較すると、所得リスクについては後者の方が大きく、総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合も農家家計の方が大きかった。時系列的にみると、勤労者家計にとって予備的貯蓄は、第一次石油危機直後の1974年から77年までの総貯蓄の5%から11%と大きな比重を占めるものの、それ以降はせいぜい2%であった。これに対して、農家家計は、1974年には、予備的貯蓄の総貯蓄に占める割合は、41%にまで達し、それ以降は徐々に低下しているものの、最近時点(86年)でも7%という高水準である。また、予備的貯蓄が両タイプの家計の貯蓄率を引き上げた定量的効果を見れば、勤労者家計については、74年から76年まで、貯蓄率の1.6パーセント・ポイントから2.6パーセント・ポイントの引き上げ効果をもたらした。しかし、それ以降は、せいぜい1パーセント・ポイントにとどまっている。これに対して、農家家計では予備的貯蓄による貯蓄率引き上げ効果は、74年には、12パーセント・ポイントまで及び、それ以降も5パーセント・ポイントから8パーセント・ポイントのオーダーで推移している。

\* 本稿は、1990年度理論・計量経済学会西部部会で報告したものに加筆、修正を加えたものである。討論者であるチャールズ堀岡助教授(大阪大学)からは、数多い有益なコメントを頂いた。また本誌のリフェリーからも貴重な助言を頂いた。あわせて深く感謝したい。もちろん残された誤りに対して責を負うのは筆者のみである。またこの研究の一部は、昭和63年度、平成元年度文部省科学研究費補助金「日本における予備的動機貯蓄に関する実証分析」によって援助されたものである。その資金援助に謝意を表したい。

予備的貯蓄が、家計全体の貯蓄率に与えるマクロ的効果については、日本の家計所得の80%から90%が、勤労者世帯によって生み出されていることを考慮すれば、その効果は第一次石油危機直後の数年間を除けば、決して大きくない。74年から76年にかけて予備的貯蓄による家計貯蓄率の上昇は、2パーセント・ポイントから4パーセント・ポイントに達するものの、それ以降は、せいぜい1パーセント・ポイントに過ぎない。

本論文の構成は以下の通りである。次節では、所得のリスクの概念について説明がなされ、その推計が行われる。第3節においては、第2節で求められた所得リスクを用いて貯蓄関数の計測がなされる。第4節では、推定された貯蓄関数の結果に基づいて予備的貯蓄の割合が求められる。第5節では、政策的含意について簡単にふれる。

## II. 所得リスクの計測

ある経済変数の変化の方向の予想についての質的なサーベイ・データが与えられているときに、一定の仮定のもとで、そこから母集団全体の平均的な予測値を求めることができる。これは、Carlson and Parkin(1975)によって開発された計量的手法であり、カールソン・パーキン法とよばれている。わが国でも、この方法に立脚して、家計や企業の平均的な予想インフレ率を求める研究が数多く存在している<sup>4)</sup>。従来看過されていたことであるが、カールソン・パーキン法では、母集団全体の平均的な予測値のみならず、個々の経済主体の予測値の散らばりぐあいも求めることができる<sup>5)</sup>。われわれは、この点に着目して勤労者家計と農家家計のそれぞれについて、個々の経済主体間の所得成長率に関する予測値の分散によって所得のリスクを代表させ、その大きさを計測することにする<sup>6)</sup>。本来、家計の貯蓄行動に影響を及ぼす所得リスクの概念としてふさわしいものは、個々の家計が将来所得の成長率に対して抱く主観的分布の分散である。予想所得成長率の主体間の分散を所得リスクのプロキシとして用いる根拠は、

将来の所得についての不確実性が高まれば、それだけ主体間での将来所得についての見方にも差異が生じ、予測値の分散が大きくなると考えられるからである<sup>7)</sup>。

具体的な計測方法の説明に移ろう。われわれが使用するデータは、経済企画庁『消費動向調査』である。『消費動向調査』は、毎年、1-3月、4-6月、7-9月、10-12月の期間について、調査世帯に今後一年間についての収入の伸び方、消費者物価の上昇の仕方について、現在と比較してどうなるか、という設問を行っている。回答は、「上がり方が大きくなる」、「上がり方が小さくなる」、「上がり方は変わらない」と答えた各々の世帯の割合で示されており、1971年から、1987年まで世帯類型別に利用可能である。ここでわれわれが推定したい所得リスクは、実質所得の成長率に関するものである。実質所得成長率の予測値の散らばりぐあいをを用いる理由としては、われわれが依拠する『消費動向調査』においては、インフレ、所得についての上昇率に関するサーベイしかなされていないという、データ上の制約からきている。しかも、各目所得成長率の変化の方向については、71年以降のデータが整備されているものの、実質所得成長率については第一次石油危機を含んだ長期にわたる調査が利用できない。従って、ここでは名目所得成長率とインフレ率の意識調査から、実質所得成長率の予測値の分散を求めることにした。

「消費者物価の上がり方は、今後一年間に今より高くなると思いますか」という設問に対して(ア)高くなる、(イ)低くなる、(ウ)変わらない、と答えたそれぞれの比率が  $A_t$ ,  $B_t$ ,  $C_t$  と与えられたとき、期待インフレ率に関する世帯間の平均値、分散は、次の2つの仮定のもとで計算することができる<sup>8)</sup>。

(仮定1) 各家計は、 $t$ 期においてインフレ率の騰落を感知しうる一定の臨界点( $\delta_t$ )を有しており、 $t$ 期における現実のインフレ率( $p_t$ )よりも  $\delta_t$  以上( $-\delta_t$  以下)のインフレ率が予想されるならば、インフレ率が上昇(下落)すると判断する。また、この臨界

点は、各家計共通である。

(仮定2) 予想インフレ率に関して各家計のもつ主観的確率分布の中央値の全家計についての分布は、正規分布  $N(\mu_{p,t}, \sigma_{p,t}^2)$  で与えられる。

期待インフレ率に関する世帯間の平均値  $\mu_{p,t}$ 、分散  $\sigma_{p,t}^2$  は、(1)-(4)式によって計算できる。

- (1)  $\mu_{p,t} = p_t - \delta_t(a_t + b_t)/(a_t - b_t)$
- (2)  $\sigma_{p,t} = 2\delta_t/(a_t - b_t)$
- (3)  $a_t = \Phi^{-1}(1 - A_t)$
- (4)  $b_t = \Phi^{-1}(B_t)$

ただし、 $\Phi(\cdot)$  は、累積標準正規分布関数である。臨界点 ( $\delta_t$ ) の計算については、合理的期待仮説を仮定した<sup>9),10)</sup>。

- (5)  $E(q_t | \Omega_{t-1}) = \mu_{p,t}$
- (6)  $\text{Var}(q_t | \Omega_{t-1}) = \sigma_{p,t}^2$

ただし、 $q_t$  は、今後一年間の現実インフレ率  $q_t = (p_{t+4} + p_{t+3} + p_{t+2} + p_{t+1})/4$

(5), (6)式の意味するところは、過去のインフレ率からなる情報集合 ( $\Omega_{t-1}$ ) のもとで今後一年間のインフレ率の条件付期待値、条件付分散がそれぞれ母集団全体の期待値  $\mu_{p,t}$ 、分散  $\sigma_{p,t}^2$  に等しくなるということである。換言すれば、各世帯の予想値を平均してみると、それは、今後一年間のインフレ率を偏りなく予想していることになり、また、各世帯の予想値の散らばりぐあいも、過去の情報に基づいた今後一年間のインフレ率のばらつきを表していることになる。ここで、 $\Omega_{t-1}$  が与えられたときの  $q_t$  の条件分布が、正規分布になると仮定すると、 $q_t$  と  $\Omega_{t-1}$  に含まれる過去のインフレ率の結合密度関数も正規分布に従うことがわかる。

この密度関数は、 $\mu_{p,t}$ 、 $\sigma_{p,t}^2$  に依存し、それらはさらに  $\delta_t$  の関数であるから、最尤法によって、 $\delta_t$  を推定することができる。 $\delta_t$  は、次式で与えられる。

- (7)  $\delta_t = [C_t + (C_t^2 + 16D_t)^{1/2}]/8$
- (8)  $C_t = \left( \sum_{k=m}^t (q_k - p_k)(a_k^2 - b_k^2) \right) / (t - m + 1)$
- (9)  $D_t = \left( \sum_{k=m}^t (q_k - p_k)^2 (a_k - b_k)^2 \right) / (t - m$

+1)

$m$  は、 $\Omega_{t-1}$  にどこまで過去のインフレ率が含まれるかによって決定される。われわれは、 $\Omega_{t-1}$  を4つの場合に特定化して、それぞれに  $\delta_t$  を求めた。

- (ケース1)  $\delta_t$  は、標本期間中一定と考える。 $C_t, D_t$  は、全標本期間の平均として求められる。
- (ケース2)  $\Omega_{t-1}$  が、過去一年間のインフレ率から構成されると仮定して  $\delta_t$  を求める。即ち、 $m = t - 3$ 。
- (ケース3)  $\Omega_{t-1}$  が、過去二年間のインフレ率から構成されると仮定して  $\delta_t$  を求める。即ち、 $m = t - 7$ 。
- (ケース4)  $\Omega_{t-1}$  が、過去三年間のインフレ率から構成されると仮定して  $\delta_t$  を求める。即ち、 $m = t - 11$ 。

インフレ率は、勤労者家計については、消費者物価指数(全国・総合)から、農家家計については、農村物価指数(生活資材)から年率表示で計算された。上記で得られた  $\delta_t$  を(1), (2)式に代入することにより、期待インフレ率に関する世帯間の平均値、分散が求められた。

同様の方法により、「収入の増え方は、今後一年間に今よりも大きくなると思いますか」という設問に対する回答を利用して、名目所得成長率に関する世帯間の平均値、分散が計算できる。所得変数としては、勤労者家計の場合には、『家計調査』所収の可処分所得、農家家計の場合には『農家経済調査報告』の農家所得を利用した。これらの値を、それぞれ  $\mu_{y,t}$ 、 $\sigma_{y,t}^2$  とすれば、実質所得成長率の世帯間の平均値、分散は、 $\mu_{y,t} - \mu_{p,t}$ 、 $\sigma_{y,t}^2 + \sigma_{p,t}^2$  により求まる<sup>11)</sup>。ケース1からケース4について計算された実質所得成長率の世帯間の平均値、標準偏差が付表に掲載されている。また、その標本期間平均値と世帯間の平均値と標準偏差の間の相関係数が第1表から第3表に示されている。また、実質所得成長率の世帯間の標準偏差を図示したのが、第1図、第2図である。

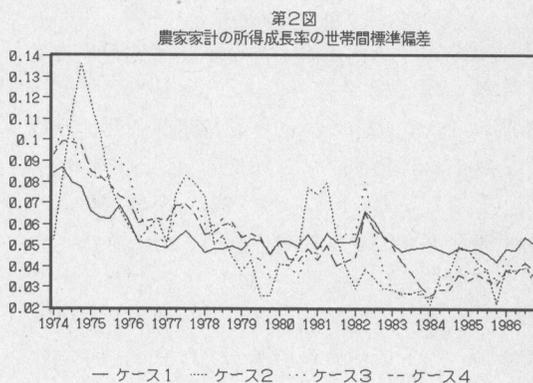
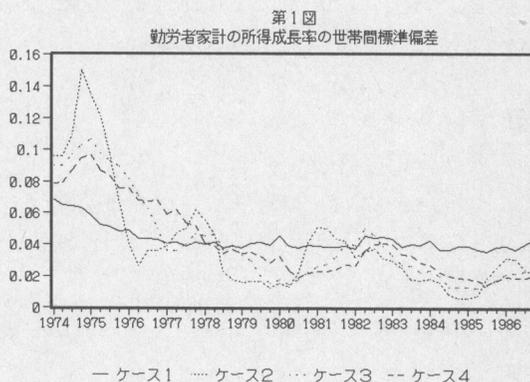
まず、実質所得成長率に関する世帯間の平均値をみてみよう(第1表参照)。勤労者家計では、

第1表 実質所得成長率の世帯間平均値の標本平均

	勤労者家計				農家家計			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
1974-86	-0.0274	-0.0277	-0.0290	-0.0300	-0.0196	-0.0179	-0.0190	-0.0194
1974-80	-0.0382	-0.0430	-0.0455	-0.0485	-0.0257	-0.0283	-0.0282	-0.0296
1981-86	-0.0148	-0.0098	-0.0098	-0.0086	-0.0124	-0.0059	-0.0083	-0.0074

標本期間通期で、その期間の平均値は、 $-3.0\%$  から $-2.7\%$  の範囲に収まっている。2度にわたる石油危機を含む74年から80年までとそれ以降に分けて、それぞれの期間についての平均値を計算してみると、前者の期間については $-4.9\%$  から $-3.8\%$ 、後者の期間については $-1.5\%$  から $-0.9\%$  と前者の期間について明らかに期待実質所得成長率の低下が観察される。農世家帯についても勤労者世帯と同様の傾向がみられる。即ち、前半期の期待所得成長率は後半期よりも低くなっている。また、どのケース、どの期間をとっても勤労者世帯の期待実質所得成長率は農家家計のそれよりも低くなっている。

次に、第1図、第2図から読み取れる実質所得成長率の世帯間の標準偏差の特徴を要約しよう。勤労者家計(第1図参照)においては、ケース1では、第一次石油危機直後から75年にかけて標準偏差は、 $5\%$  から $7\%$  と高い値をとるものの、それ以降は $3\%$  から $4\%$  の間で安定的に推移していることがわかる。これに対して、ケース2から4にかけては、その変動パターンは似通っており、ケース1と比較して、標本期間内の変動が激しい。ケース4を例にとって説明しよう。標準偏差は74年第1四半期( $7.8\%$ )より上昇を続け、75年の第1四半期には、ピークの $9.6\%$  に達する。その後は、急速に低下し80年の第3四半期には $1.9\%$  を記録する。その後は、小幅ながら上昇を示し82年の小さなピーク( $4.1\%$ )を経て徐々に低下していく傾向にある。第一次石油危機直後から77年にかけて



は、 $5\%$  から $9\%$  までであった値は、その後、大幅に低下しており( $1.5\%$  から $4\%$  の間を推移)、第一次石油危機によって将来所得の不確実性が大きく高まったことが読み取れる。このことは、第2表からも確かめられる。そこでは、2度にわたる石油危機を含んだ74年から80年までと、それ以降に分けて世帯間標準偏差の平均値が計

第2表 実質所得成長率の世帯間標準偏差の平均値

	勤労者家計				農家家計			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
1974-86	0.0432	0.0409	0.0415	0.0418	0.0544	0.0531	0.0538	0.0541
1974-80	0.0462	0.0537	0.0546	0.0559	0.0576	0.0653	0.0652	0.0661
1981-86	0.0396	0.0261	0.0262	0.0254	0.0506	0.0390	0.0406	0.0401

第3表 実質所得成長率の世帯間平均値と標準偏差間の相関係数

	勤労者家計				農家家計			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
1974-86	-0.1882	-0.5020	-0.4874	-0.4410	-0.0221	-0.1163	-0.0678	-0.0589

算されているが、前者の平均値は、後者のそれを3パーセント・ポイントほど上回っている。

次に、農家家計の説明に移ろう。(第2図参照) ケース1では、勤労者家計と同様に、第一次石油危機直後から75年にかけて標準偏差は、6%から8%と高まるものの、それ以降は4%から5%の間で安定的に推移している。ケース2から4については、互いにその変動パターンが似通っており、ケース1よりも変動が大きい点も勤労者家計と同様である。ケース4では、74年第2四半期にピーク(9.9%)を迎えた後、低下局面にはいる。81年第3四半期(4.1%)に底をうった後、82年第1四半期には、6.5%まで上昇し、その後は緩やかな低下傾向が続いている。勤労者家計と同様に、第一次石油危機は農家家計の実質所得の不確実性を増大させたと考えられるが、農家家計の所得リスクの推移を説明するには、農家所得の構成要素をより詳細に検討する必要がある。『農家経済調査報告』に掲載されている農家所得は、農業所得と勤労所得を主とする農外所得からなっている。前者の農家所得に占める割合は、1974年度に31.3%であったものが年々低下傾向を示し、1986年度には18.3%にまで至っている。一般に、農業所得の所得リスクは農外所得のそれよりも大きいと考えられるから、農業所得の割合の低下は、農家家計の所得リスクの低下につながる。また、農外所得の所得リスクが、勤労者家計の所得リスクによって近似されると考えるならば、農外所得の不確実性は第一次石油危機直後高まったものの年々低下傾向にあると判断される。従って、農外所得と農家所得を加えた農業所得の所得リスクの推移は、これら2つの構成要素の動きが相俟って現出したものと解釈することができる。

第2表からわかるように、標本期間通期、74

年-80年、81年-86年のどの期間を取っても、すべてのケースについて、農家家計の標準偏差は、勤労者家計のそれを上回っており、農家家計の所得リスクは、勤労者家計のそれを凌駕していることがわかる。

最後に、実質所得成長率の世帯間平均値と標準偏差の相関係数についてふれておこう。第3表には標本期間通期についての相関係数が計算されている。勤労者家計では、ケース1を除き、相関係数は、-0.50~-0.44であり、負の相関が観察される。豊田(1987)では、インフレ率が高ければ高いほど、インフレ率の変動も大きく、それが将来のインフレ率の不確実性を増大させるという実証結果が得られているが、われわれのファイナニングスもそれを支持する結果となっている。農家家計については負の相関が観察されるもののその値はせいぜい-0.1163(ケース2)であり、勤労者家計に比べると相関はきわめて弱い。

### III. 所得リスクを含んだ貯蓄関数の計測

この節では、前節で作成された所得リスクの尺度を用いて、勤労者家計、農家家計それぞれについて、貯蓄関数の推定が行われる。標本期間は、両家計とも、1974年第1四半期から86年第4四半期までの52期間である。使用データについて若干説明を加えよう。勤労者家計の場合、所得、貯蓄データはともに、『家計調査』から取られている。所得は、可処分所得であり、貯蓄は、可処分所得から消費支出を差し引いて求められている。所得、貯蓄ともに、消費者物価指数で実質化されている。農家家計については、データ・ソースは、『農家経済調査報告』である。所得変数は、農家所得であり、貯蓄は、農家所得から、家計費のうち現金支出を差し引いた額である。所得、貯蓄とも、農村物価指数によりデフレートされている。各変数とも、季

第4表 所得リスクを含む貯蓄関数の計測結果

	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	R <sup>2</sup>	S. E./D. W.
勤労者家計								
ケース1	0.1476 (2.88)	-21.15 (-1.37)	0.0074 (2.61)	0.1192 (12.20)	0.1042 (10.61)	0.2072 (10.14)	0.9797	0.0120 1.0092
ケース2	0.1391 (3.11)	-15.58 (-1.22)	0.0013 (3.38)	0.1216 (14.18)	0.1067 (12.39)	0.2133 (12.34)	0.9813	0.0115 1.0546
ケース3	0.1735 (3.50)	-25.90 (-1.82)	0.0023 (3.49)	0.1157 (12.48)	0.1007 (10.80)	0.2005 (10.53)	0.9816	0.0115 1.0558
ケース4	0.2022 (4.12)	-34.70 (-2.45)	0.0034 (4.23)	0.1109 (12.17)	0.0958 (10.43)	0.1892 (10.01)	0.9832	0.0109 1.1093
ケース5	0.1666 (3.20)	-23.83 (-1.59)	0.0063 (2.99)	0.1163 (11.86)	0.1011 (10.20)	0.2025 (10.05)	0.9805	0.0118 1.0703
農家家計								
ケース1	0.2446 (3.75)	-62.81 (-2.55)	0.0110 (2.48)	0.0407 (3.57)	0.1548 (11.24)	0.2607 (7.37)	0.9644	0.0268 0.8428
ケース2	0.2143 (3.90)	-45.42 (-2.43)	0.0035 (2.99)	0.0383 (3.53)	0.1607 (13.06)	0.2820 (10.03)	0.9661	0.0261 1.0413
ケース3	0.3524 (6.75)	-98.32 (-5.34)	0.0098 (6.21)	0.0459 (5.17)	0.1420 (13.39)	0.2129 (8.01)	0.9780	0.0210 1.1621
ケース4	0.4072 (7.93)	-119.72 (-6.52)	0.0128 (7.35)	0.0512 (6.16)	0.1342 (13.32)	0.1832 (6.96)	0.9814	0.0193 1.1827
ケース5	0.2751 (6.00)	-74.75 (-4.60)	0.0164 (6.40)	0.0455 (5.07)	0.1509 (14.82)	0.2436 (10.16)	0.9775	0.0213 1.3686

(備考)・所得の逆数は、1000倍してある。

・実質所得成長率の分散は、1000倍してある。

・括弧内の値は、t値。

・R<sup>2</sup>, S. E., D. W. は、それぞれ、自由度修正決定係数、方程式の標準誤差、ダービン・ワトソン比。

節調整は施されていない。

推定式は、(10)式により特定化されている。

$$(10) \quad (S/Y)_t = a_1 + a_2(1/Y)_t + a_3(\sigma_Y)^2_t + a_4(DUM1)_t + a_5(DUM2)_t + a_6(DUM3)_t + u_t$$

ただし  $S_t$ : t期実質貯蓄水準

$Y_t$ : t期実質所得

$\sigma_{Y,t}^2$ : t期実質所得成長率の世帯間分散

DUM1-DUM3: 季節ダミー

(DUM1, DUM2, DUM3は、それぞれ、第2四半期、第3四半期、第4四半期に対するダミー変数)

$u_t$ : 誤差項

(10)式においては、限界貯蓄性向が、実質所得成長率の分散と季節ダミーに依存している<sup>12)</sup>。

前節で求められた4つの場合の所得リスクに加えてケース5として、実質所得成長率の過去3年間の標本分散により所得リスクを代表させる

場合も考察対象とした。推定方法は、通常最小自乗法である。計測結果は、第4表に示されている。勤労者家計、農家家計ともに所得リスクの係数は、どのケースにおいても1%水準で有意である。即ち、所得に対する不確実性が高まれば、貯蓄率が上昇することを意味している。貯蓄率と実質所得成長率の分散の標本期間の平均値を使って貯蓄率の実質所得成長率の分散に関する弾力性を計算したところ、勤労者家計については、ケース1からケース5まで、それぞれ、0.0686, 0.0174, 0.0272, 0.0379, 0.0278, 農家家計については、0.1476, 0.0534, 0.1438, 0.1849, 0.1684であった。どのケースについても弾力性は、農家家計の方が、勤労者家計よりも高く、農家家計のより危険回避的態度が反映されている。

貯蓄関数のあてはまりの度合から、ケース1からケース5までの所得リスクの尺度のうちでどれが、最も適切か判断することができる。勤労者家計の場合、ケース4において方程式の標

第5表 所得リスク、実質期待利子率を含む貯蓄関数

	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>	a <sub>8</sub>	R <sup>2</sup>	S. E./D. W.
勤労者家計										
ケース4	0.2602 (4.57)	-51.21 (-3.13)	0.0024 (2.44)	0.1012 (9.84)	0.0860 (8.33)	0.1679 (7.77)	-0.0836 (-1.87)		0.9841	0.0107 1.1586
	0.2940 (5.69)	5.4327 (0.31)	0.0017 (1.97)	0.0684 (4.60)	0.0566 (4.01)	0.1409 (6.38)		-0.2150 (-3.43)	0.9864	0.0099 1.2651
	0.3165 (5.66)	-7.3644 (-0.35)	0.0013 (1.37)	0.0672 (4.51)	0.0551 (3.89)	0.1341 (5.83)	-0.0453 (-1.05)	-0.1943 (-2.96)	0.9864	0.0098 1.2900
農家家計										
ケース4	0.3670 (6.04)	-107.17 (-5.11)	0.0146 (6.50)	0.0490 (5.79)	0.1386 (13.01)	0.1999 (6.77)	0.1120 (1.22)		0.9816	0.0192 1.3193
	0.6746 (9.93)	-33.627 (-1.47)	0.0044 (2.01)	0.0121 (1.17)	0.0224 (0.94)	0.0222 (0.57)		-0.4887 (-4.99)	0.9878	0.0157 1.9891
	0.6645 (8.24)	-32.628 (-1.39)	0.0048 (1.74)	0.0123 (1.17)	0.0246 (0.95)	0.0272 (0.61)	0.0187 (0.24)	-0.4825 (-4.71)	0.9875	0.0159 2.0045

(備考) 記号の説明については、第4表参照のこと。

準誤差が最小になっている。農家家計においても同様である。このことは、所得リスクの作成方法から明らかなように、実質所得の成長率の世帯間分散は、過去3年間のインフレ率や、名目所得成長率の情報に依存していることがわかる。また、インフレ率や所得の成長率の変化を識別することができる臨界値を一定と仮定したケース1では、勤労者家計、農家家計ともに方程式の標準誤差は最大となっている。このことは、経済主体にとって、経済変数の変化を識別する能力が、その時々々の経済環境に依存していることを示唆している。

次に、貯蓄関数の特定化によって、所得リスクの有意性が左右されるかどうか、上記の結果のロバストネスを確かめておこう。(10)式の特定化に、さらに実質期待利子率と1期前の消費水準を付加した下記の貯蓄関数を、最も結果のよかったケース4について計測した。ここで、名目金利としては、1年物の定期預金金利、期待インフレ率については前節で推計された世帯

間の平均的なインフレ率を用いた。

$$(11) \quad (S/Y)_t = a_1 + a_2(1/Y)_t + a_3(\sigma_Y)_t^2 + a_4(DUM1)_t + a_5(DUM2)_t + a_6(DUM3)_t + a_7R_t + a_8(C/Y)_{t-1} + u_t$$

ただし  $R_t$ :  $t$  期実質期待利子率

$C_t$ :  $t$  期消費水準

結果は、第5表に示されている。実質期待利子率の係数は、勤労者家計、農家家計ともに1%水準で有意ではない。また、所得リスクの係数値も(10)式の推定結果と比べて若干の大きさ、有意性の低下がみられるものの符号条件は満足されている。従って、所得リスクは、貯蓄率を決定する重要な要因の1つと考えられる。

最後に、所得リスクが変化した場合に、それが家計の資産選択に及ぼす影響について勤労者世帯を対象に実証的検討を加えておこう。貯蓄を流動性の高い資産(現金、預貯金)の変化分と流動性の低い資産(現金、預貯金以外の金融資産、実物資産)の変化分に二分して、各々につい

第6表 所得リスクを含む資産選択方程式の計測結果(勤労者家計)

	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	R <sub>2</sub>	S. E./D.W.
勤労者家計								
流動資産	-0.1646 (-2.58)	27.810 (1.51)	0.0076 (7.22)	0.1583 (13.34)	0.1339 (11.20)	0.2923 (11.88)	0.9773	0.0143 1.2248
非流動資産	0.3669 (13.05)	-62.513 (-7.69)	-0.0042 (-9.03)	-0.0474 (-9.07)	-0.0381 (-7.24)	-0.1031 (-9.53)	0.9078	0.0063 1.8902

(備考) 記号の説明については、第4表参照のこと。

第7表 予備的貯蓄の推計

年	総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合			予備的貯蓄による貯蓄率の上昇分			
	勤労者家計 (1)	農家家計 (2)	Ginama 推計 (3)	勤労者家計 (4)	農家家計 (5)	マクロ(1) (6)	マクロ(2) (7)
1974	10.53	40.97	5.81	2.56	12.16	3.01	4.28
1975	10.62	25.79	4.13	2.44	7.88	2.71	3.33
1976	7.28	17.45	2.57	1.65	5.20	1.81	2.23
1977	4.79	19.08	0.50	1.09	5.54	1.15	1.31
1978	2.10	15.26	0.28	0.48	4.40	0.63	1.10
1979	1.58	12.35	0.13	0.35	3.34	0.45	0.82
1980	0.90	12.23	0.12	0.20	2.81	0.27	0.54
1981	1.01	10.38	0.02	0.21	2.44	0.26	0.47
1982	2.25	16.21	0.01	0.47	3.95	0.54	0.86
1983	1.84	7.74	0.03	0.39	1.93	0.42	0.55
1984	0.77	4.68	0.04	0.16	1.24	0.18	0.27
1985	0.44	5.60	0.22	0.09	1.41	0.11	0.23
1986	0.57	7.40	n. a.	0.13	1.93	0.16	0.30

(備考) 単位は、パーセント。

て(10)式の貯蓄関数を計測した。所得リスクは、ケース4に基づいて算出されたものを用いている。結果は、第6表に示されている。所得リスク変数は流動資産、非流動資産の両方程式において1%水準で有意となっている。前者の方程式においては、所得リスクは正の効果を持っており、後者の方程式においては負の効果を持っている。従って、将来所得に対する不確実性の高まりは、流動性の高い資産への選好を強め、流動性の低い資産を減少させる方向に働くことがわかる。

#### IV. 予備的貯蓄の大きさ

本節では、前節で計測された貯蓄関数に基づいて予備的貯蓄の大きさを推定する。一般に、予備的貯蓄には、ここで考察の対象となっている所得リスクに起因するもの他に、病気、不時の災害などの大きな支出に備えるためになされる貯蓄も含まれている。従って、以下で推定される予備的貯蓄の大きさは前者のみに限定されていることを留意しておく必要がある。

予備的貯蓄の大きさは、2つの指標によって測られる。第1は、総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合である。第2の尺度は、予備的動機による貯蓄率上昇効果である。両尺度を推計するために用いる貯蓄関数は、(10)式で定式化されたものである。所得リスクをどのように定義する

かによって結果は、若干変化するが、ここでは、最も結果のよかったケース4に基づいて分析することにする。(10)式においては、予備的動機からくる貯蓄率上昇効果は、 $a_3(\sigma_Y)_t^2$ によって表される。また、総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合は、 $a_3(\sigma_Y)_t^2 Y_t / S_t$ によって与えられる。各々の値は、四半期ベースで求められるが、計算された値は強い季節性を持つので年換算してある。

結果は、第7表に示されている。勤労者家計(第7表の第1欄)では総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合は、第一次石油危機直後の74、75年には、10%にも達している。その後、その比率は、76、77年には、7.3%、4.8%と低下、78年から86年にかけては、0.4%-2.3%の間を推移している。このように、勤労者家計にとっての予備的貯蓄の重要性は、第一次石油危機直後の数年に限られていることがわかる。このことを、予備的動機による貯蓄率の上昇という観点から見れば(第7表第4欄)、所得の不確実性の増大は、74-76年の勤労者家計の貯蓄率を1.6パーセンテージ・ポイント~2.6パーセンテージ・ポイント引き上げたことがわかる。しかし、それ以降、その効果は、微々たるものであり、せいぜい1パーセンテージ・ポイントにすぎない。

農家家計については、総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合は、勤労者家計よりもかなり高い。

74年には、その比率は41%にも達している。その後も、その傾向は続き、82年まで10%から26%の間を動いている。この傾向は、勤労者家計にとって予備的貯蓄の重要性が第一次石油危機直後に限定されるのと対照的である。これは、農家家計にとって所得リスクが大きく、危険に対してより回避的であることを反映しているものと考えられる。予備的動機による貯蓄率の上昇は、74年には12パーセンテージ・ポイントにまで及んでいる。75年から77年までの貯蓄率引き上げ効果は、5パーセンテージ・ポイント～8パーセンテージ・ポイントである。ここで、予備的貯蓄の大きさについてわれわれが得た定量的結果の妥当性を検討するために、利用できる他の研究、統計数字との比較を行っておこう。Ginama(1988)では、日米両国について、労働所得の確率過程にARCHモデルを適用して、恒常所得仮説に立脚した消費関数を推定することにより予備的貯蓄の定量的分析を行っている。研究対象は、家計全体である。日本について、個人貯蓄に占める予備的貯蓄の割合を求めたのが第7表第3欄に記されている<sup>13)</sup>。予備的貯蓄のマクロ的趨勢は、その絶対的大きさは異なるものの、きわめてわれわれの動きに類似していることがわかる。彼の推計においても予備的貯蓄の重要性は、第一次石油危機直後の74年から76年の間に限定されている。ちなみに、予備的貯蓄が総貯蓄に占める割合についてGinama推計とわれわれの数字の間の相関係数をとったところ、勤労者家計については0.947農家家計については、0.895ときわめて高い相関を示した。次に、貯蓄広報中央委員会が毎年発表している『貯蓄に関する世論調査』に掲載されている貯蓄の目的についてのアンケート結果とわれわれのものを比較してみよう。『貯蓄に関する世論調査』では、病気や、不時の災害の備えとして貯蓄を行っている家計の割合を、世帯主職業別に報告している。この時系列とわれわれが求めた総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合との間の相関係数を計算したところ、勤労者家計では、0.921農家家計では、0.450と、勤労者家計についてはきわめて高い相関を示した。

農家家計について相関係数が低いのは次のような理由によるものと推測される。世論調査に報告されている数字には、われわれが分析対象としている所得リスクに起因した予備的貯蓄に加えて病気、不時の災害に備える予備的貯蓄も含まれており、農家家計にとってはこれらの動機に基づく予備的貯蓄が勤労者家計以上に重要性をもっているであろう。以上の結果から判断してわれわれが推計した予備的貯蓄に関する定量的ファインディングスは、かなり妥当性をもつものといえよう。

最後に、われわれが勤労者世帯、農家世帯について求めた予備的動機による貯蓄率上昇効果から家計全体についてのマクロ効果を類推してみよう。マクロ効果を算出するには、個人業主(農家を除く)に関して予備的動機による貯蓄率上昇部分を知る必要があるが、この値は、データの制約のため利用できない。そこで、ここでは、代替的な2つの仮定のもとで計算を行った。第1の仮定では、個人業主の予備的動機による貯蓄率の上昇部分は、勤労者家計のそれに等しい、と考える。一般に、個人業主の方が勤労者よりも所得リスクは大きいと思われるからこの仮定のもとで求められるマクロ・レベルでの予備的動機による貯蓄率の上昇部分は、下限を規定すると考えられる。第2の仮定では、逆に、個人業主の予備的貯蓄による貯蓄率の上昇部分は、農家家計のそれに等しい、と考える。個人業主の所得は、農家所得ほど変動は激しくないと考えられるから、この仮定のもとで得られるマクロ・レベルでの予備的動機による貯蓄率の上昇部分は、上限値になると考えられる。勤労者家計、農家家計、個人業主家計それぞれの予備的貯蓄による貯蓄率の上昇部分をマクロ・レベルでの相対的な所得のシェアで加重平均した値が、第7表第6、7欄に示されている。第6欄は、下限値であり、第7欄は、上限値である。これらの数字から、予備的貯蓄のマクロ・レベルでの重要性は、第一次石油危機直後から、3-4年間に限定されていることがわかる。この期間、将来所得の不確実性から起因した日本の個人貯蓄率の上昇は、1パーセンテージ・ポイン

トから4パーセント・ポイントであったと推定される。それ以降、予備的貯蓄の地位は、急速に低下し、個人貯蓄率への寄与率は、1パーセント・ポイントにも満たない。

### V. 結びにかえて

本稿では、消費者に対する意識調査に基づいて、所得成長率に関する世帯間の予想値の散らばりぐあいを所得リスクの尺度として、予備的貯蓄についての実証的考察を行った。対象世帯として、勤労者世帯と農家世帯が選択され比較分析がなされた。所得リスクは、農家世帯の方が、勤労者世帯を上回っており、両世帯の貯蓄行動に有意な影響をもっていることが貯蓄関数の計測から明らかになった。貯蓄率の所得リスクに対する反応は、農家世帯の方が勤労者世帯よりも大きく、前者の方が、貯蓄行動に関して、より危険回避的行動をとっていることも明らかになった。総貯蓄のうち予備的動機に起因する部分に関する計量的分析も行われたが、農家家計については、標本期間を通じてその効果は無視できないものがあったが、勤労者家計にとっては、その効果は、第一次石油危機直後の数年間に限って観察された。また、マクロ・レベルでの予備的貯蓄の重要性については、将来に対する不確実性が急激に増大した第一次石油危機直後、数年間にわたって個人貯蓄率を1~4パーセント・ポイント引き上げたが、その後の効果は無視できる大きさであることがわかった。

最後に、予備的貯蓄の動機となる将来所得のリスクと財政政策の関連について簡単に触れておこう。Barro(1974)は、公債を発行して現時点で同額の所得税減税を行っても、公債の利払いと償還が、将来の所得税増税によってまかなわれると消費者により正しく見通されているならば、減税は、消費水準を押し上げる効果はない(リカードの等価定理)と議論した。これに対して、Chan(1983), Barsky, Mankiw, and Zeldes(1986), Kimball and Mankiw(1989)等は、経済が、将来所得のリスクを勘案して、予備的貯蓄を行っている家計から構成されている

と考えるならば、Barroらの公債発行の無効性は、成立しなくなると反論した。その理論的根拠は、政府が公債発行によって減税し、将来増税するというふうにより異時点間で財政政策の変更を行った場合、現在の減税により確実に所得が増えるのに対して、将来の増税は将来所得の分散を低下させ、それが、予備的貯蓄の減少につながり、消費を拡大するというものである。われわれがここで得た予備的貯蓄に関する実証結果に基づいて、この議論を日本経済に適用すると、75年以降の赤字国債の発行にともなう消費の伸びを説明することができる。日本では75年以降、政府が景気浮揚をめざして多量の赤字国債の発行に踏み切った。一方、個人消費は、74年には、対前年増加率は負になったものの、75年から79年までは、3.5%から6.5%と順調な伸びを示した。この時期は、すでに前節でみたように、日本経済において、第一次石油危機直後高まった予備的貯蓄の重要性が急速に低下していった時期と一致する。従って、多量の国債発行によって将来の税負担が高まったと家計が認識したとしてもそれは逆に将来所得の不確実性を低減する方向に働き、予備的貯蓄を減らす方向に作用し、消費の上昇につながったと考えられる。

(論文受付日1990年3月7日・採用決定日  
1990年11月14日、神戸大学経済学部)

### 注

1) Leland(1968), Sandmo(1970), Dreze and Modigliani(1972)は、消費者選択の2期間モデルに基づいて絶対的危険回避度が、消費水準の減少関数であれば、将来所得に対する不確実性の高まりが、現在消費を抑えて、貯蓄を上昇させることを示した。Sibley(1975), Miller(1976)は、2期間モデルを多期間に拡張して、同じ結果を得た。また、Cantor(1985), Lam(1987), Ginama(1988)は、多期間モデルで、絶対的危険回避度一定の効用関数のもとで、労働所得の確率過程を明示的に仮定することにより、消費関数の誘導形を求めることに成功している。Skinner(1988)は、相対的危険回避度一定の効用関数のもとで、オイラー方程式をテイラー展開して消費関数を導出している。予備的貯蓄についての、最近の理論的展開を概観したのもとしてBlanchard and Mankiw(1988)がある。

2) 数少ない定量的研究の中で、Zeldes(1989)は、シミュレーション分析を用いて、予備的貯蓄の割合を

推計している。Ginama(1988)は、ARCHモデルを用いて、日米についてマクロ・レベルで予備的貯蓄の計測を行っている。将来の労働所得の不確実性と消費者の危険に対する回避度が、将来の期待労働所得を割り引く際の主観的割引率に反映するとして、消費関数の推定を行ったものとしては、Hayashi(1982)、Ban(1982)、竹中・小川(1987)がある。

3) われわれの研究は、四半期データを用いているが、個人業主については、四半期ペースでの所得データが利用できなかったため分析対象から外した。

4) 例えば、新保・小西・大平(1978)、豊田(1979, 1986, 1987)、嶋村(1986)を参照のこと。

5) 例えば、豊田(1987)は、インフレの不確実性の尺度として、期待インフレ率の主体間の分散を用いて、フィリップス曲線の再推定を行っている。

6) 所得の生成機構についてなんらかの確率過程を仮定し、その過程に付与される誤差項の分散をもって所得の不確実性の尺度とする代替的方法もある。Ginama(1988)は、労働所得に対する確率過程にARCHモデルを適用して、恒常所得仮説のもとで所得リスクが、消費に与える効果を分析している。

7) 個々の家計が将来所得の成長率に関して抱く主観的分布の分散のproxyとして予想所得成長率の主体間の分散を用いることの妥当性は次のような簡単なモデルにより示すことができる。 $i$ 家計にとっての次期の所得成長率を確率変数 $g_{t+1}(i)$ で表そう。 $g_{t+1}(i)$ は、すべての家計に共通に影響を及ぼす経済全体の確率的要因 $f_{t+1}$ とその実現値が各家計に固有な確率的要因 $u(i)$ から構成されていると仮定する。即ち、

$$(1) \quad g_{t+1}(i) = f_{t+1} + u(i)$$

家計にとって $f_{t+1}$ 、 $u(i)$ は観察されないが、それらの確率変数と相関のある観察可能な確率変数 $\theta(i)$ に基づいて家計は $g_{t+1}(i)$ の期待値を計算するものとする。 $f_{t+1}$ 、 $u(i)$ 、 $\theta(i)$ の結合分布は各家計に共通な多変量正規分布により描写されると仮定する。この仮定のもとで、家計 $i$ にとって $\theta(i)$ に基づく $g_{t+1}(i)$ の条件付き期待値は、

$$(2) \quad E[g_{t+1}(i)|\theta(i)]$$

$$= f + \theta(i) (\rho_{f\theta}\sigma_f + \rho_{u\theta}\sigma_u) / \sigma_\theta$$

となる。ただし $E[f_{t+1}] = f$ 、 $\rho_{ij}$ は、 $i$ と $j$ の相関係数、 $\sigma_i$ は、 $i$ の標準偏差を表す。また、 $E[u(i)] = E[\theta(i)] = 0$ と仮定する。家計間の所得成長率の平均値は(2)式を $\theta(i)$ について期待値をとれば求められる。

$$E[g_{t+1}(i)] = f$$

従って、家計間での所得成長率の予想値の分散は、

$$(3) \quad E_\theta[E[g_{t+1}(i)|\theta(i)] - E[g_{t+1}(i)]]^2 \\ = (\rho_{f\theta}\sigma_f + \rho_{u\theta}\sigma_u)^2$$

と求められる。

各家計の将来所得の成長率に関する不確実性は $\sigma_f$ と $\sigma_u$ に集約されているが、各家計にとって観察可能な変数 $\theta$ と $f$ 、 $u$ の間に正の相関がある限り、個々の家計の将来所得の成長率に関する不確実性の高まりは、将来所得の成長率に関する世帯間のばらつきをも増大させることがわかる。

8) 以下の説明は、豊田(1986)によっている。

9) 以下の方法については、刈屋(1986)pp. 143-144.参照のこと。

10)  $\delta_t$ の代替的な求め方として、期待インフレ率と現実のインフレ率の標本期間における平均値が等しいと仮定する方法がある。この方法にしたがって $\delta_t$ を計算したところわれわれの標本期間では負値となったので、ここではこの方法は採用しなかった。

11) 実質所得成長率の世帯間の分散は、厳密に言えば、 $\sigma_{y,t}^2 + \sigma_{p,t}^2$ から、インフレ率と名目成長率の世帯間の共分散を2倍した値を差し引くことにより求められる。われわれは、次のような計算によりこの値を無視しても結果に大きな偏りがないことを確認した。この研究で用いられている『消費動向調査』には、1977年4-6月期から、「今後一年間の収入の増え方と消費者物価の上がり方についてどちらの方が高くなりますか」という設問が利用できる。この回答を用い上記の方法に従って、実質所得成長率の世帯間の分散が求められた。すでに求められたインフレ率と名目成長率の世帯間の分散を用いるとインフレ率と名目成長率の世帯間の相関係数が逆算できる。以下にみるように、貯蓄関数で最も安定した結果を生み出したケース4についてこの値を計算したところ、勤労者世帯で、0.1498農家世帯で-0.0131であった。相関係数の値は低く、インフレ率が高くなると考えている世帯ほど、名目所得成長率も高く予想しているとは限らないことがわかった。

12) 絶対的危険回避度一定の効用関数のもとでは、所得リスクは、消費水準そのものに影響を与えている。しかし、この特定化のもとでは、ライフ・サイクルの初期時点において、将来の所得が不確実なために消費が負になる可能性を有している。(Blanchard and Mankiw(1988)参考のこと。)それを避けるために、ここでは限界貯蓄性向が、実質所得成長率の分散に依存する、と特定化した。

13) Ginama(1988)p. 99のTable-J5.

## 参考文献

- [1] Ban, K., "Estimation of Consumption function with a Stochastic Income Stream," *Economic Studies Quarterly*, 33(1982)pp. 158-67.
- [2] Barro, R. J., "Are Government Bonds Net Wealth?," *Journal of Political Economy*, 82(1974)pp. 1095-117.
- [3] Barsky, R. B., Mankiw, N. G. and S. P. Zeldes, "Ricardian Consumers with Keynesian Propensities," *American Economic Review*, 76(1986)pp. 676-91.
- [4] Blanchard, O. J. and N. G. Mankiw, "Consumption: Beyond Certainty Equivalence," *American Economic Review*, 78(1988)pp. 173-177.
- [5] Cantor, R., "The Consumption Function and the Precautionary Demand for Savings," *Economics Letters*, 17(1985)pp. 207-210.
- [6] Carlson, J. A. and M. Parkin, "Inflation Expectation," *Economica*, 42(1975)pp. 123-38.
- [7] Chan, L. K. C., "Uncertainty and the Neutrality of Government Financing Policy," *Journal of Monetary Economics*, 11(1983)pp. 351-72.
- [8] Dreze, J. H. and F. Modigliani, "Consump-

tion Decisions under Uncertainty," *Journal of Economic Theory*, 5(1972) pp. 308-35.

[9] Friendman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press, 1957(宮川公男・今井賢一訳『消費の経済理論』巖松堂出版, 1960年)

[10] Ginama, I., "Estimation of Precautionary Savings in the U. S. and Japan," unpublished University of California San Diego Ph. D. Dissertation (1988)

[11] Hayashi, F., "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy*, 90(1982) pp. 895-916.

[12] 刈屋武昭『計量経済分析の考え方と実際』東洋経済新報社, 1986年.

[13] Kimball, M. S. and N. G. Mankiw, "Precautionary Saving and the Timing of Taxes," *Journal of Political Economy*, 97(1989) pp. 863-879.

[14] 小宮隆太郎「個人貯蓄の供給」小宮隆太郎(編)『戦後日本の経済成長』岩波書店, 1963年, pp. 157-82.

[15] Lam, P., "The Consumption Function under Exponential Utility An Extension," *Economics Letters*, 25(1987) pp. 207-11.

[16] Leland, H. E., "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving," *Quarterly Journal of Economics*, 82(1968) pp. 465-73.

[17] Miller, B. L., "The Effect on Optimal Consumption of Increased Uncertainty in Labor Income in the Multiperiod Case," *Journal of Economic Theory*, 13(1976) pp. 154-67.

[18] Sandmo, A., "The Effect of Uncertainty on Saving Decision," *Review of Economic Studies*, 37(1970) pp. 353-60.

[19] Sibley, D. S., "Permanent and Transitory Income Effects in a Model of Optimal Consumption with Wage Uncertainty," *Journal of Economic Theory*, 11(1975) pp. 68-82.

[20] 嶋村紘輝「インフレ期待の計測と期待形成仮説の検証」『早稲田商学』314・315合併号(1986), pp. 253-84.

[21] 新保生二・小西和彦・大平純平「マネタリスト・モデルによるスタグフレーションの分析」『経済分析』72号(1978年).

[22] 篠原三代平『消費関数』勁草書房, 1958年.

[23] Skinner, J., "Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings," *Journal of Monetary Economics*, 22(1988) pp. 237-255.

[24] 竹中平蔵・小川一夫『対外不均衡のマクロ分析—貯蓄・投資バランスと政策協調—』東洋経済新報社, 1987年.

[25] 豊田利久「大インフレーション期における期待の形成」『季刊理論経済学』第30巻第3号(1979年) pp. 193-201.

[26] —「合理的期待形成の検証」『国民経済雑誌』第154巻第2号(1986年) pp. 1-21.

[27] —「インフレ期待形成とフィリップス曲線」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会, 1987年 pp. 287-311.

[28] Zeldes, S.P. "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviation from Certainty Equivalence," *Quarterly Journal of Economics*, 104(1989) pp. 275-298.

付表1 実質所得成長率の世帯間平均値の推移

	勤労者家計				農家家計			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
1974:1	-0.1543	-0.1574	-0.1585	-0.1528	-0.1015	-0.0743	-0.1141	-0.1096
	-0.0368	-0.0388	-0.0417	-0.0358	-0.1416	-0.1292	-0.1612	-0.1524
	0.0011	-0.0327	-0.0169	-0.0074	-0.0002	-0.0365	-0.0265	-0.0190
	-0.0711	-0.1522	-0.1047	-0.0958	0.0032	-0.0454	-0.0052	-0.0134
1975:1	0.0977	0.0636	0.0688	0.0734	0.1318	0.1196	0.1276	0.1270
	-0.0073	-0.0605	-0.0454	-0.0370	0.0647	0.0454	0.0549	0.0541
	-0.0293	-0.0682	-0.0668	-0.0594	0.0544	0.0470	0.0443	0.0463
	-0.0510	-0.0683	-0.0921	-0.0788	0.0515	0.0531	0.0364	0.0483
1976:1	-0.0302	-0.0205	-0.0641	-0.0581	0.0914	0.0954	0.0749	0.0849
	-0.0750	-0.0522	-0.1032	-0.0978	0.0412	0.0520	0.0298	0.0346
	-0.0846	-0.0607	-0.1053	-0.1093	-0.0791	-0.0689	-0.0822	-0.0866
	-0.0457	-0.0269	-0.0463	-0.0734	-0.0777	-0.0697	-0.0730	-0.0871
1977:1	-0.0293	-0.0246	-0.0220	-0.0503	-0.0619	-0.0530	-0.0546	-0.0700
	-0.0248	-0.0417	-0.0205	-0.0519	0.0274	0.0192	0.0363	0.0152
	-0.0129	-0.0478	-0.0214	-0.0353	-0.0667	-0.0886	-0.0655	-0.0736
	-0.0312	-0.0748	-0.0463	-0.0434	0.0122	-0.0219	0.0027	0.0073
1978:1	-0.0182	-0.0502	-0.0324	-0.0245	-0.0485	-0.0823	-0.0600	-0.0530
	-0.0115	-0.0284	-0.0262	-0.0149	-0.0100	-0.0249	-0.0213	-0.0113
	-0.0292	-0.0246	-0.0421	-0.0326	0.0610	0.0565	0.0510	0.0596
	-0.0334	-0.0146	-0.0471	-0.0378	-0.0141	-0.0011	-0.0229	-0.0145
1979:1	-0.0117	0.0077	-0.0197	-0.0154	-0.0003	0.0183	-0.0059	0.0005
	-0.0365	-0.0054	-0.0305	-0.0389	-0.0729	-0.0448	-0.0637	-0.0701
	-0.0300	0.0016	-0.0059	-0.0292	-0.0420	-0.0142	-0.0257	-0.0378
	-0.0429	-0.0093	-0.0113	-0.0371	-0.0966	-0.0737	-0.0773	-0.0924
1980:1	-0.0879	-0.0464	-0.0478	-0.0762	-0.0570	-0.0299	-0.0285	-0.0489
	-0.0673	-0.0434	-0.0435	-0.0550	-0.1321	-0.1117	-0.1126	-0.1213
	-0.0583	-0.0485	-0.0380	-0.0413	-0.1181	-0.1302	-0.1071	-0.1125
	-0.0587	-0.0800	-0.0428	-0.0409	-0.1389	-0.1916	-0.1386	-0.1342
1981:1	-0.0513	-0.0914	-0.0460	-0.0407	-0.0941	-0.1581	-0.1026	-0.0928
	-0.0481	-0.0894	-0.0499	-0.0407	-0.0100	-0.0659	-0.0243	-0.0092
	-0.0583	-0.0852	-0.0654	-0.0505	-0.0382	-0.0600	-0.0543	-0.0350
	-0.0562	-0.0738	-0.0735	-0.0502	-0.0272	-0.0279	-0.0502	-0.0260
1982:1	-0.0160	-0.0176	-0.0333	-0.0113	-0.0601	-0.0402	-0.0844	-0.0612
	-0.0095	-0.0050	-0.0365	-0.0147	-0.0451	-0.0238	-0.0819	-0.0575
	0.0103	0.0200	-0.0045	0.0031	-0.0146	-0.0033	-0.0266	-0.0295
	-0.0197	-0.0008	-0.0223	-0.0291	-0.0413	-0.0215	-0.0352	-0.0570
1983:1	-0.0224	-0.0194	-0.0160	-0.0318	0.0407	0.0578	0.0554	0.0300
	-0.0155	0.0013	-0.0061	-0.0218	0.0003	0.0145	0.0124	-0.0060
	-0.0317	-0.0112	-0.0185	-0.0328	0.0168	0.0337	0.0299	0.0190
	-0.0100	0.0108	0.0076	-0.0054	-0.0060	0.0130	0.0090	0.0019
1984:1	-0.0089	0.0154	0.0141	0.0032	0.0237	0.0459	0.0430	0.0398
	-0.0031	0.0190	0.0170	0.0108	-0.0397	-0.0200	-0.0226	-0.0254
	0.0068	0.0253	0.0245	0.0202	0.0261	0.0453	0.0433	0.0396
	0.0004	0.0182	0.0186	0.0169	0.0465	0.0648	0.0627	0.0598
1985:1	0.0016	0.0183	0.0185	0.0182	-0.0353	-0.0125	-0.0136	-0.0156
	-0.0115	0.0019	0.0043	0.0038	-0.0073	0.0096	0.0111	0.0099
	0.0129	0.0197	0.0240	0.0250	-0.0263	-0.0168	-0.0119	-0.0128
	0.0064	0.0100	0.0145	0.0168	-0.0107	-0.0048	0.0028	0.0036
1986:1	0.0031	0.0029	0.0096	0.0125	0.0391	0.0415	0.0471	0.0500
	-0.0120	-0.0125	-0.0066	-0.0032	-0.0175	-0.0131	-0.0093	-0.0063
	-0.0128	-0.0085	-0.0067	-0.0035	-0.0114	-0.0048	-0.0042	-0.0015
	-0.0101	-0.0015	-0.0028	0.0001	-0.0060	0.0049	0.0054	0.0044

付表2 実質所得成長率の世帯間標準偏差の推移

	勤労者家計				農家家計			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
1974:1	0.0683	0.0956	0.0896	0.0783	0.0840	0.0528	0.0930	0.0932
	0.0652	0.0957	0.0899	0.0794	0.0867	0.0813	0.1055	0.0991
	0.0642	0.1091	0.0970	0.0867	0.0798	0.1133	0.1034	0.0989
	0.0634	0.1502	0.1029	0.0944	0.0776	0.1361	0.0865	0.0975
1975:1	0.0584	0.1344	0.1064	0.0963	0.0661	0.1177	0.0819	0.0853
	0.0525	0.1210	0.0975	0.0869	0.0629	0.1022	0.0814	0.0824
	0.0514	0.0964	0.0925	0.0835	0.0627	0.0785	0.0824	0.0784
	0.0485	0.0659	0.0890	0.0755	0.0686	0.0668	0.0912	0.0730
1976:1	0.0492	0.0402	0.0817	0.0757	0.0618	0.0592	0.0843	0.0708
	0.0435	0.0267	0.0706	0.0679	0.0514	0.0523	0.0653	0.0606
	0.0438	0.0361	0.0627	0.0675	0.0511	0.0576	0.0581	0.0617
	0.0432	0.0360	0.0504	0.0678	0.0496	0.0625	0.0553	0.0624
1977:1	0.0406	0.0391	0.0359	0.0593	0.0489	0.0516	0.0497	0.0614
	0.0416	0.0471	0.0362	0.0621	0.0526	0.0743	0.0642	0.0686
	0.0390	0.0502	0.0400	0.0538	0.0569	0.0829	0.0694	0.0693
	0.0413	0.0620	0.0468	0.0521	0.0521	0.0789	0.0707	0.0642
1978:1	0.0400	0.0552	0.0454	0.0409	0.0464	0.0728	0.0599	0.0548
	0.0412	0.0462	0.0462	0.0388	0.0484	0.0504	0.0596	0.0562
	0.0380	0.0233	0.0368	0.0342	0.0485	0.0547	0.0624	0.0596
	0.0391	0.0179	0.0398	0.0367	0.0495	0.0445	0.0590	0.0608
1979:1	0.0379	0.0158	0.0333	0.0341	0.0479	0.0376	0.0543	0.0535
	0.0407	0.0165	0.0295	0.0350	0.0526	0.0430	0.0458	0.0554
	0.0411	0.0167	0.0201	0.0325	0.0524	0.0259	0.0430	0.0536
	0.0396	0.0126	0.0155	0.0284	0.0462	0.0258	0.0348	0.0455
1980:1	0.0456	0.0156	0.0178	0.0326	0.0517	0.0411	0.0408	0.0515
	0.0390	0.0132	0.0146	0.0235	0.0519	0.0402	0.0409	0.0434
	0.0380	0.0224	0.0175	0.0191	0.0497	0.0475	0.0348	0.0425
	0.0394	0.0411	0.0224	0.0216	0.0552	0.0771	0.0477	0.0482
1981:1	0.0388	0.0509	0.0258	0.0230	0.0485	0.0738	0.0463	0.0429
	0.0384	0.0501	0.0278	0.0230	0.0555	0.0791	0.0557	0.0501
	0.0383	0.0440	0.0322	0.0244	0.0513	0.0544	0.0514	0.0405
	0.0392	0.0420	0.0406	0.0274	0.0516	0.0395	0.0553	0.0421
1982:1	0.0374	0.0321	0.0394	0.0266	0.0520	0.0293	0.0553	0.0444
	0.0457	0.0356	0.0502	0.0359	0.0662	0.0384	0.0796	0.0650
	0.0443	0.0372	0.0463	0.0399	0.0612	0.0342	0.0544	0.0576
	0.0447	0.0310	0.0389	0.0407	0.0545	0.0294	0.0380	0.0540
1983:1	0.0438	0.0293	0.0330	0.0403	0.0510	0.0287	0.0290	0.0495
	0.0384	0.0256	0.0273	0.0339	0.0472	0.0273	0.0262	0.0423
	0.0400	0.0180	0.0264	0.0331	0.0483	0.0271	0.0265	0.0367
	0.0397	0.0173	0.0225	0.0286	0.0486	0.0284	0.0266	0.0301
1984:1	0.0425	0.0183	0.0234	0.0272	0.0497	0.0219	0.0247	0.0256
	0.0365	0.0157	0.0199	0.0222	0.0477	0.0351	0.0310	0.0287
	0.0369	0.0083	0.0133	0.0202	0.0463	0.0371	0.0320	0.0291
	0.0392	0.0059	0.0132	0.0188	0.0487	0.0498	0.0404	0.0358
1985:1	0.0389	0.0058	0.0131	0.0185	0.0480	0.0477	0.0367	0.0335
	0.0364	0.0078	0.0126	0.0172	0.0485	0.0416	0.0393	0.0357
	0.0355	0.0192	0.0141	0.0149	0.0461	0.0386	0.0371	0.0338
	0.0385	0.0252	0.0177	0.0174	0.0422	0.0222	0.0337	0.0311
1986:1	0.0388	0.0311	0.0213	0.0197	0.0482	0.0386	0.0440	0.0380
	0.0366	0.0308	0.0216	0.0189	0.0479	0.0382	0.0383	0.0366
	0.0399	0.0244	0.0230	0.0188	0.0539	0.0394	0.0422	0.0415
	0.0433	0.0210	0.0250	0.0203	0.0506	0.0351	0.0311	0.0387