Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-15

所得不確実性と家計消費 ： 「全国消費実態調査」に基づく計量分析

田村，英朗
松林，洋一

(Citation)
神戸大学経済学研究科 Discussion Paper,1516

(Issue Date)
2015

(Resource Type)
technical report

(Version)
Version of Record

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/81008862

所得不確実性と家計消費

―「全国消費実態調査」に基づく計量分析―

田村　英朗

松林　洋一

March 2015
Discussion Paper No.1516

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

所得不確実性と家計消費

ー「全国消費実態調査」に基づく計量分析ー†

田 村 英 朗
神戸大学大学院経済学研究科
松 林 洋 一
神戸大学大学院経済学研究科

2015 年 3 月

要旨

本稿では、バブル経済崩壊後の日本経済において、所得不確実性が家計消費に及ぼした影響を分析するため、所得不確実性下の動学的最適化により導出される消費のオイラー方程式より所得不確実性変数を明示的に含む消費関数の推計モデルを特定化すると共に、1989 年から 2004 年までの 4 期（15 年間）にわたる総務省「全国消費実態調査」の個票データと同データより作成された所得不確実性変数を用いた推計により平成不況期の家計消費動向を検証した。その結果、同期間において所得不確実性変数の消費減少への影響が有意に拡大し、特に、1997 年の金融システム不安発生以降の時期にその傾向が顕著であったこと、および、低所得者層（その中でも中・高年層）の消費行動が景気の低迷に大きな影響を持っていたことが示唆された。

キーワード：所得不確実性　家計消費　オイラー方程式　全国消費実態調査

† 本稿の作成にあたっては、田中康秀教授、羽森茂之教授より有益なコメントとご示唆を頂きました。また、使用した「全国消費実態調査」の個票データは独立行政法人統計センターより提供を受け、神戸大学田中ゼミの二木美苗氏より同データの整理および加工方法をご教示頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

1. はじめに

バブル経済崩壊後の日本経済の長期の低迷を理解する上で、最大の需要項目である家計消費の分析が重要となるが、その要因分析はこれまで様々な角度より行われてきた。バブル経済崩壊直後の時期においては不良債権の増大による金融システムの機能不全と貸し渋りの問題がクローズアップされ、これらによる設備投資の減退が需要不足の原因であると指摘されたが（クレジット・クランチ説）、これに対しては、Hayashi and Prescott(2002)が国民経済計算（68SNA）ベースで非金融法人企業および中小企業において借入金残高が大幅に変化しているにも拘わらず、名目投資の対 GDP 比率に大きな変化が見られないとの反証を挙げている。

また、担保となる保有資産の評価額の減少が過剰債務を発生させ、そのバランスシート調整の過程において需要不足が発生したとの見方もあるが、家計においてこのような観点から行われた研究に小川・万(2007)がある。同論文では 1989 年、94 年、99 年の３年分の全国消費実態調査の個票データを用いて過剰債務と消費行動についての実証分析を行い、住宅・土地関連負債残高を時価ベースの住宅・土地資産で除した負債比率がバブル崩壊後の 94 年､99 年に資産変数をコントロールした上で消費に対し有意な負の効果を持つこと、ならびに、負債比率は形態別では「半耐久財」、「非耐久財」、目的別では「被服及び履物」、「交通通信」、「教養娯楽」、「その他」といった奢侈品的性格の支出に負の影響を及ぼしていたとの結果を導いている。

一方、1997 年の金融システム不安発生以降の時期においては、終身雇用・年功序列制度の見直しと非正規雇用の拡大という従来の家計の恒常所得の前提となる所得・雇用の安定性を揺るがすような日本経済の構造変化、具体的には賃金水準を引き下げるための年功序列制の廃止、成果主義への移行などの企業内の人事制度の諸改革、企業内失業の拡大および有期契約社員への移行等の雇用環境の変化などが進展し、家計が「不確実性の霧」とも言うべき将来の先行き不透明感に見舞われることとなったが、このことは所得不確実性と家計消費の関係をクローズアップさせることとなった。

すなわち、予備的貯蓄の理論によれば、所得の不確実性は危険回避型効用関数の下で将来の期待限界効用を高めることから、多期間の動学的最適化行動を図る家計は消費の先送りを選択することとなり､そのため現在の家計消費需要の不足がもたらされることとなる。この所得不確実性に伴う予備的貯蓄に焦点を当てた先行研究として、マクロデータを用いた実証分析に小川(1991)、土居(2004)、中川(1998)など、ミクロデータを用いた実証分析に Zhou(2003)、飛田・別所(2003)、村田(2003)などがある。

小川(1991)は 1974 年第 1 四半期から 1986 年第 4 四半期までの家計調査データおよびリスク指標としての実質所得成長率の世帯間分散データを用いて所得リスクを含む貯蓄関数の計測を行っており、所得に対する不確実性が高まれば貯蓄率が有意に上昇することを見

出している。土居(2004)は推計式の説明変数に家計の金融資産・負債残高を含め、完全失業率・有効求人倍率の逆数を雇用リスク変数として加えた貯蓄関数の推計を 1986 年第 1 四半期～1998 年第 1 四半期のデータを用いて行い、1990 年代の貯蓄動向は所得リスクでは説明できず、雇用リスクが説明力を持つことを明らかにした。但し、所得階級別の回帰分析では、失業確率の高い低所得階層よりも失業確率の低い高所得階層でより雇用リスクの影響が高いという直観とは異なる結果となっている。中川(1998)は小川(1991)と同様の方法により所得リスク系列を求めると共に、1974 年第 1 四半期～1997 年第 4 四半期のデータを用いて同リスクを説明変数に含む消費成長率関数の推計を行い、所得リスクの上昇が来期にかけての消費成長率に正の影響を及ぼすことを示した。

一方、Zhou(2003)は Dardanoni(1991) の所得分散を用いる収入不確実性指標を改良すると共に、1996 年の家計の金融資産選択に関する調査データを用いて収入不確実性が家計貯蓄に与える影響を分析し、収入不確実性が家計消費（全体および 49 歳以下の若年層）に有意に負の影響を与えること、および、給与所得世帯の総貯蓄の 5.557%、農業・林業・水産業および自営業世帯の総貯蓄の 64.3%が予備的貯蓄により構成されることを示した。飛田・別所(2003)は 1997 年の日本経済新聞社「金融行動調査」データを用いた緩衝在庫貯蓄モデルの推計により、離職率や転職率に代表される雇用不安の増加が恒常所得に対する金融資産の比率を有意に上昇させることを示し、予備的貯蓄の存在を示唆した。村田(2003)は 1993 年調査開始の家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」から得られるデータを用いて、家計の主観的な指標である景気見通しおよび公的年金制度への不安と予備的貯蓄との関係を検証し、親と同居もしくは経済的支援のない家計で公的年金制度に不安のある家計はそうでない家計と比べて金融資産をより多く保有していること、世代間のリスクシェアリングが予備的貯蓄へ影響を与えている可能性があること、予備的貯蓄がリスクの相対的に低い金融資産において行われていること、および、景気見通しを代理変数とする場合は貯蓄との間で有意な関係が得られないことを示唆した。[1]

また、将来不安に焦点を当てた先行研究として、長島(2003)は 1006 人に対する独自のアンケート調査・標本分析により、将来不安と消費の関連は複雑であること、年齢階層別では、若年層では両者の関連は希薄であるが、熟年層では個別消費項目について様々な関連が観察されることを示唆した。また、長島(2004)は家計のリスクファクターをダウンサイドリスク、変動リスク、不確実性および経済外リスクに分類するとともに、独自のアンケート調査と順序回帰分析により、若中年層(20～44 歳)では、賃金・雇用関係の将来の経済的不安を示すダウンサイドリスクが大きくなると消費態度が特に選択的消費において弱くなること。中高年層(45～69 歳)では、将来予測結果の分布がわからない不確実性が選択的消費を抑制する影響が強いことを示唆した。

これらの先行研究はいずれも単年もしくは単一期間のデータに基づくものであり、当該

[1] 予備的貯蓄のミクロ実証分析に関する手際よい解説として清水谷(2005)の第 7 章がある。

年もしくは期間における状況を分析するものであるが、バブル経済崩壊後の平成不況期の実相を長期間にわたり継続的に検証するものではない。

そこで、本稿では平成不況期の所得不確実性と家計消費の関係を長期間にわたり継続的に検証するため、所得不確実性下の動学的最適化により導出される消費のオイラー方程式より消費関数の推計モデルを特定化すると共に、1989 年から 2004 年までの 4 期（15 年間）にわたる全国消費実態調査の個票データ（以下、全消データという）を用いた推計により平成不況下の家計消費動向を明らかし､その特徴を探ることを目的としている｡また、所得階級・年齢階級による階層別の推計を行い、どの階層が最も所得不確実性の影響を受け、不況の長期化に影響を持っていたかを併せて考察する。

本稿の構成は次の通りである。第 2 節ではバブル経済崩壊後の家計の所得不確実性の背景状況を雇用関連データにより確認する。第 3 節では所得の不確実性下の消費のオイラー方程式より、予備的貯蓄およびその反対概念として将来が楽観視される環境下での平常時を上回る消費を描写可能な消費関数を導出し、推計モデルの特定化を行う。第 4 節では基本データと処理方法を述べると共に、全国消費実態調査の個票データにより作成される所得不確実性変数を定義する。第 5 節では推計式の推計を行い、所得不確実性変数による推計結果の解釈を行うと共に、階層別分析の結果について考察する。最後に第 6 節にて結論を述べる。

2. 雇用関連データによる考証

所得の不確実性の状況を雇用関連データにより考察すると、バブル経済崩壊後～金融システム不安発生までの時期（1992 年～1997 年）と金融システム不安発生後（1998 年～）ではその水準が変化している。まず、図 1 の雇用者報酬の増加率を見ると、バブル経済崩壊後の 1992 年以降、1997 年までは平均 0.9%の平均増加率を維持していたが、1997 年の金融システム不安を契機として、IT バブルによる一時的な景気回復期である 2000 年を除く各年において雇用者報酬の減少が続き、1998 年以降、2004 年までその平均増加率は -0.925%となっており、期待給与所得の減少方向への変化率の差異は 1.8%に達している。また、図 2 の完全失業率の推移（年齢階層別）を見ると、1997 年までは中高年層（35-54 歳）以外の年齢層の増加が全体の失業率の増加に大きく寄与していたが、1997 年の金融システム不安後には中高年層（35-54 歳）の失業率が 1997 年から 2002 年までの 5 年間で約 2%から約 4%へほぼ倍増しており、これにより全体の失業率の増加も 1998 年以降加速している。更に、表 1 の非正規雇用者比率の平均上昇率を 1997 年の金融システム不安発生前後で比較すると、その最も大きな差異を示したのが男性 45～54 歳の 19.15%、次に男性の 35～44 歳の 15.71%となっており、1998 年以降の雇用調整が最も働き盛りの中高年層

（35-54 歳）の男性の生計環境を直撃していたことがわかる。

図１　バブル経済崩壊後の一人当たり雇用者報酬の増加率

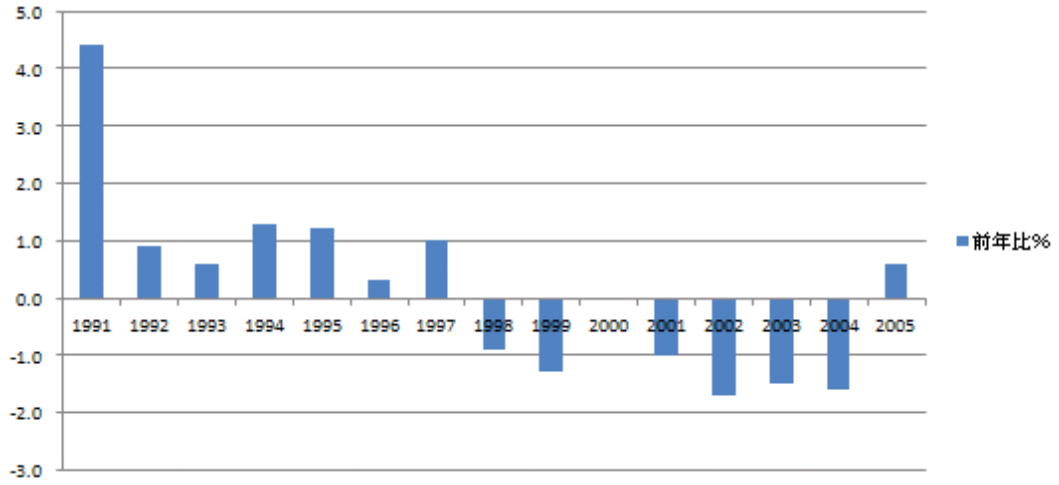


図２　完全失業率の推移（年齢階層別）

単位：%

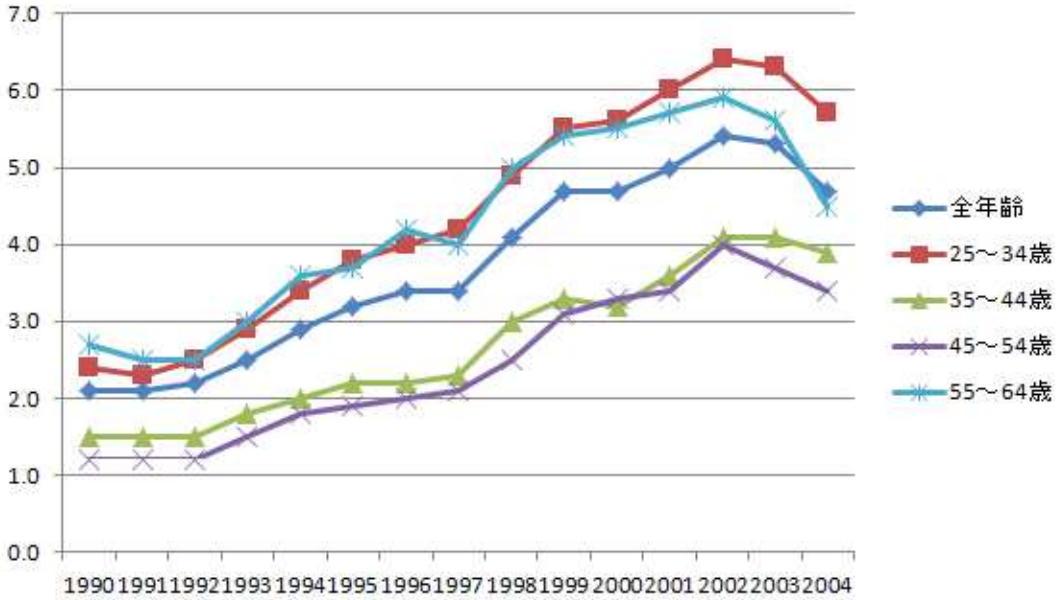


表１　非正規雇用者比率の推移と平均上昇率（男女年齢別）

単位:%

		総数	15～24歳	25～34	35～44	45～54	55～64	65歳以上
男性	1990	8.7	20.0	3.2	3.3	4.2	22.7	50.0
	1995	8.8	23.6	2.9	2.3	2.9	17.5	48.3
	1996	9.3	25.2	4.1	2.9	3.0	16.9	49.4
	1997	10.4	29.6	5.1	2.7	3.3	17.8	55.6
	1998	10.3	31.6	5.0	2.9	3.2	16.5	52.2
	1999	11.0	34.0	6.3	2.6	2.9	18.3	54.1
	2000	11.7	38.5	5.6	3.8	4.1	17.9	53.8
	2001	12.5	42.1	7.3	3.1	4.7	18.0	56.6
	2002	14.8	40.4	8.8	5.3	7.3	23.5	60.0
	2003	15.2	41.2	10.0	5.4	7.4	22.6	61.8
	2004	15.9	41.7	10.9	6.0	7.7	23.9	67.8
平均変化率	1990-1997(a)	2.58%	5.76%	6.89%	-2.83%	-3.39%	-3.41%	1.53%
	1998-2004(b)	7.50%	4.73%	13.87%	12.88%	15.76%	6.37%	4.45%
	(b)-(a)	4.92%	-1.03%	6.98%	15.71%	19.15%	9.78%	2.93%
女性	1990	37.9	20.6	28.1	49.5	44.7	44.8	48.1
	1995	39.0	28.4	26.6	48.9	46.8	43.3	50.0
	1996	39.6	29.9	27.0	46.9	48.3	45.9	51.4
	1997	41.6	34.9	28.0	49.3	48.5	47.6	55.6
	1998	42.7	37.6	29.5	49.0	49.0	50.8	55.6
	1999	45.0	39.6	31.7	51.8	52.4	51.0	56.8
	2000	46.2	42.3	31.6	53.1	51.6	55.5	57.8
	2001	47.7	45.2	34.7	52.6	52.8	56.9	59.1
	2002	48.1	47.0	34.4	53.0	53.3	57.2	57.1
	2003	51.1	49.8	37.6	53.9	58.0	59.9	61.5
	2004	52.5	50.4	41.3	55.6	56.7	61.5	68.8
平均変化率	1990-1997(a)	1.34%	7.82%	-0.05%	-0.06%	1.17%	0.87%	2.09%
	1998-2004(b)	3.50%	5.00%	5.77%	2.13%	2.46%	3.24%	3.61%
	(b)-(a)	2.16%	-2.82%	5.82%	2.19%	1.29%	2.37%	1.52%

(注)非農林業雇用者(役員を除く)に占める割合。2001年以前は2月調査、それ以降1～3月平均。非正規雇用者にはパート・アルバイトの他、派遣社員、契約社員、嘱託などが含まれる。2011年には岩手、宮城、福島を除く。
(資料)労働力調査

このように、1997 年の金融システム不安発生の前後で家計所得の中核となる男性の中高年層（35-54 歳）の雇用環境が大きく悪化した背景には、メインバンク制をとっていた日本企業において、金融システム不安発生によりメインバンク自身が経営統合の対象となり、メインバンクの変更により意思疎通が図りにくくなる情勢の中で、終身雇用を含む雇用制度維持のための資金調達を行う可能性を諦めて自助努力で雇用調整問題を解決せざるを得ない状況に導かれたことが背景にあるものと考えられる。[2]

3.　モデル

3.1　所得の不確実性下における消費のオイラー方程式

本節では、標準的な CRRA 型効用関数の下で、所得の変動係数により影響を受ける限界効用を用いて所得の不確実性下における最適消費モデルを設定し、所得の変動係数を含む

[2] バブル経済崩壊前の都市銀行数は 13 行であったが、金融システム不安発生後の経営統合を経て 4 行にまで減少したため、統合された 9 行をメインバンクとしていた企業は新たにメインバンクとなった銀行の貸出判断の影響を受けることとなる。

消費のオイラー方程式を導出する。

まず、所得の不確実性下における個人の期待限界効用関数は(17)式より以下のように表わされる。

$$U^{*}{}'(C_t) = C_t^{-\gamma}\left[1 + 0.5(\gamma + \gamma^2)CV_t^2\right] \tag{1}$$

但し、C_t は個人の t 期における実質消費、CV_t^2 は t 期における消費の変動係数の二乗値を表す。すなわち、$CV_t^2 = (h_t / C_t)^2$、但し、h_t は所得の不確実性に伴って発生する t 期における消費の標準偏差である。また、γ は一定の相対的リスク回避度を表わすパラメータである。

(1)式より、所得の不確実性下における個人の期待限界効用は従来モデルの期待限界効用に $1 + 0.5(\gamma + \gamma^2)CV_t^2$ を乗じたものとなり、消費の変動係数が大きくなるとその二乗値に比例して期待限界効用が上昇することとなる。[3]

所得の不確実性下における個人の期待効用関数((16)式)を用いた多期間の最適消費モデルは以下のように設定される。

$$\max \quad E_t[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U^{*}(C_{t+i})] \tag{2}$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^{N} q_{jt} A_{jt+1} + C_t = \sum_{j=1}^{N} (q_{jt} + d_{jt}) A_{jt} + Y_t \tag{3}$$

但し、β は主観的割引率 $(0 < \beta < 1)$、q_{jt} は t 期における第 j 資産の価格（j=1,2,⋯,N）、d_{jt} は t 期における第 j 資産から得られる配当（j=1,2,⋯,N）、A_{jt} は t 期における第 j 資産の保有量、Y_t は t 期における非資産所得、$E_t[\cdot]$ は時点 t において利用可能な情報に基づく条件付き期待値演算子である。

ここでは、経済には N 個の資産が存在し、個人は現在(t=0)から将来にかけての消費から得られる期待効用の割引現在価値が最大となるように消費と各資産保有の流列を選択するものと考えられている。

前記の最適化問題を解くことにより以下の最大化の一階条件が得られる。

---

[3] 本分析は Skinner(1988)において提示されたモデルを修正、発展させている。なお、所得不確実性指標としての所得（または期待人的資産）の変動係数に着目して行われた先行研究には、Skinner(1988)の他、Pemberton(1993, 1997)、Irvine and Wang(1994)、Zeldes(1989)、Aizenman(1995, 1998)などがある。

$$E_t[\beta\frac{U^{*}'(C_{t+1})}{U^{*}'(C_t)}(\frac{q_{jt+1}+d_{jt+1}}{q_{jt}})]-1=0 \tag{4}$$

ここで、第 j 資産の収益率r_{jt+1}は$r_{jt+1}=(q_{jt+1}+d_{jt+1})/q_{jt}-1$にて定義されるため、(4)式における$(q_{jt+1}+d_{jt+1})/q_{jt}$は$(1+r_{jt+1})$へ置き換えることができる。従って、これを置き換え、更に(1)式を(4)式に代入して整理することにより、CRRA 型効用関数の下での所得の不確実性下における個人の消費のオイラー方程式は以下の通り表わされる。

$$E_t[\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\frac{1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_{t+1}^2}{1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_t^2}(1+r_{jt+1})]-1=0 \qquad (j=1,2,\cdots,N) \tag{5}$$

更に、(1)式の期待限界効用における$1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_t^2$について指数関数のテイラー展開公式の一次近似を用いて変形すると$1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_t^2 \cong \exp[0.5(\gamma+\gamma^2)CV_t^2]$を得る。従って、(5)式の中間項は以下のように変形可能となる。

$$\frac{1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_{t+1}^2}{1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_t^2} \cong \left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)}\right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)}$$

変形後の中間項を(5)式に適用すると、消費のオイラー方程式は以下のようになり、消費の変動係数の二乗値の指数関数の成長率が説明変数に加わるとともに、相対的危険回避度の係数$0.5(\gamma+\gamma^2)$が消費変動係数成長率の指数として掛かる形となる。

$$\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)}\right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)}(1+r_{jt+1})=1 \tag{6}$$

これが消費成長率・資産収益率および消費変動係数成長率の三変数を説明変数として定式化された所得の不確実性下における消費のオイラー方程式である（以下、このモデルを不確実性モデルと称する）。

3.2　不確実性モデルの消費関数の導出：予備的貯蓄と楽観的消費

まず、二期間モデルの予算制約式を導出するため、(3)式より第 j 資産に t=t,t+1 を適用すると以下の２式を得る。

第 t 期　：$q_{jt}A_{jt+1}+C_t=(q_{jt}+d_{jt})A_{jt}+Y_t$

第 t+1 期　：$q_{jt+1}A_{jt+2}+C_{t+1}=(q_{jt+1}+d_{jt+1})A_{jt+1}+Y_{t+1}$

ここで、初期時点と終了時点で資産保有がゼロとする仮定($A_{jt} = A_{jt+2} = 0$)を置くとともに、上記２式より A_{jt+1} を消去すると以下の式を得る。

$$C_{t+1} = Y_{t+1} + \left(\frac{q_{jt+1} + d_{jt+1}}{q_{jt}} \right)(Y_t - C_t)$$

上式の $(q_{jt+1} + d_{jt+1}) / q_{jt}$ を $(1 + r_{jt+1})$ へ置き換え、整理すると以下の予算制約式を得る。

$$C_t + \frac{C_{t+1}}{(1 + r_{jt+1})} = Y_t + \frac{Y_{t+1}}{(1 + r_{jt+1})} \tag{7}$$

所得の不確実性下における消費のオイラー方程式（(6)式）と二期間モデルの予算制約式（(7)式）を現在消費について解くと、以下の現在消費の均衡解を得る。

$$C_{Ut}^* = \frac{Y_t + \dfrac{Y_{t+1}}{(1 + r_{jt+1})}}{1 + \dfrac{1}{(1 + r_{jt+1})} \left\{ \beta \left(\dfrac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)} \right)^{0.5(\gamma + \gamma^2)} (1 + r_{jt+1}) \right\}^{1/\gamma}} \tag{8}$$

また、(8)式へ $CV_t = CV_{t+1} = 0$ を代入すると所得の不確実性下を考慮しない場合の従来の消費のオイラー方程式（以下、従来モデルという）による現在消費の均衡解を得る。[4]

$$C_{Nt}^* = \frac{Y_t + \dfrac{Y_{t+1}}{(1 + r_{jt+1})}}{1 + \dfrac{1}{(1 + r_{jt+1})} \left\{ \beta (1 + r_{jt+1}) \right\}^{1/\gamma}} \tag{9}$$

いま、ｔ期から t+1 期にかけて所得の不確実性 CV が上昇する場合、不確実性モデルでは(8)式右辺分母の消費変動係数成長率が 1 を上回るため、その現在消費の均衡解は従来モデルの均衡解（(9)式）を下回るが、その差は将来の不確実性上昇に用心するための予備的貯蓄(Precautionary Savings)として定義される。これを PS にて表すと、

$$PS_t = C_{Nt}^* - C_{Ut}^* \quad \text{但し、} CV_t < CV_{t+1}$$

一方、ｔ期から t+1 期にかけて所得の不確実性 CV が低下する場合、不確実性モデルでは(8)式右辺分母の消費変動係数成長率が 1 を下回るため、その現在消費の均衡解は従来モデルの均衡解（(9)式）を上回るが、その差は不確実性が低下し、将来が楽観視されること

[4] CRRA 型効用関数の下での導出方法は阿部(2011)の P.12-13 参照。なお、同書は予備的貯蓄を含む消費理論における研究動向の解説書として優れている。

による超過消費として定義される。これを予備的貯蓄の反対概念である楽観的消費(Optimistic Consumption)と称し、OC にて表すと、

$$OC_t = C^*_{Ut} - C^*_{Nt} \quad \text{但し、} CV_t > CV_{t+1}$$

従来の予備的貯蓄モデルの消費関数は、Caballero(1990, 1991)に見られるように、不確実性の上昇により現在消費が不確実性項分だけ減算される表現に限られていたが、(8)式では不確実性項を分母に含む形を取るため、このように現在消費が増加する表現も可能となる。なお、この楽観的消費は 1980 年代の日本のバブル経済形成期に当たる資産価格上昇期に資産価格の上昇額を先取りする形の超過消費として発生し、同期間の消費のゲタとして作用していたものと考えられる。[5]

(8)式において、消費変動係数成長率は分母にかかることにより、現在消費の均衡解は所得不確実性の減少関数となる。また、(8)を消費変動係数成長率で微分することにより、所得不確実性の変化に対する消費の減少幅を求めると以下のようになる。

$$\frac{\partial C^*_t}{\partial geCVSQ} = -\frac{0.5\left(Y_t + \dfrac{Y_{t+1}}{(1+r_{jt+1})}\right)\beta^{1/\gamma}(1+r_{jt+1})^{1/\gamma-1}(1+\gamma)geCVSQ^{0.5(1+\gamma)-1}}{\left\{1+\beta^{1/\gamma}geCVSQ^{0.5(1+\gamma)}(1+r_{jt+1})^{1/\gamma-1}\right\}^2} \qquad (10)$$

但し、$geCVSQ = \left(\exp(CV^2_{t+1}) / \exp(CV^2_t)\right)$は消費変動係数の成長率である。

3.3　推計モデルの特定化

理論に焦点を当てて(8)式を忠実に定式化する場合は線形近似の操作が必要となるが、全消データはパネルデータではないため、各標本家計の消費変動係数（所得不確実性指標）の成長率を得ることはできない。従って、本稿では(8)式のエッセンスを踏まえて、被説明変数となる平均消費性向に対し、所得不確実性指標のレベル値を説明変数（符号条件はマイナス）とする消費関数を考えるものとする。そして、その他の説明変数を可処分所得、純資産、負債比率および属性差制御ダミー変数とする以下の式にて推計モデルを特定化するものとする。[6]

$$\frac{C_i}{YD_i} = \frac{\beta_0 YD_i + \beta_1 asset_i + \beta_2}{YD_i} + \beta_3 DEBT_i + \beta_4 IUVn_i + \sum_{J=3}^{23}\beta_j DV_{j,i} + u_i \qquad (11)$$

但し、C_i は消費、YD_i は可処分所得、$asset_i$ は純資産、$DEBT_i$ は負債比率（負債現在高÷

[5] 福田(1993)、谷川(1994)など 1980 年代のバブル経済形成期のマクロデータを用いた消費のオイラー方程式の GMM 推計においては、マイナスの相対的危険回避度の計測結果が報告されているが、これは楽観的消費による消費のゲタが資産収益率上昇による現在消費の抑制（将来消費への先送り）効果を上回ったことによるものと考えられる。

[6] 小川・万(2007)の結果を考慮して推計式に負債比率を含めている。

総資産)、$IUVn_i$ は所得不確実性変数(n=1,2)、$DV_{j,i}$ は属性差制御ダミー変数(j=3,4,…,23) 、添え字は第 i 家計の標本であることを表す。

なお、(11)式において消費支出および定数項、可処分所得、純資産を可処分所得で除しているのはミクロデータにおける分散不均一性に配慮したものである。

4. データ

4.1 基本データと処理方法

基本データは 1989 年、1994 年、1999 年、2004 年の全消データであり、これより推計式の被説明変数および説明変数を作成している。なお、データの信頼性を確保するため標本より以下に該当するものを除去している。

(i)年収票の有無、年間収入、貯蓄、耐久財の有無、資産データの有無で、いずれかが「無し」または「不詳あり」に該当するもの。

(ii) 年間収入 2500 万円以上、貯蓄現在高 9500 万円以上、負債現在高 4500 万円以上のいずれかに該当することによりトップコーディング処理の対象となるもの。

(iii)数式定義上の分母となる変数（可処分所得、消費支出、総資産）のいずれかが負の値をとるもの。

また、推計式の構成項目は以下の式（単位調整後）により定義している。

消費＝商品（非耐久財）＋商品（サービス）＋持ち家（現住居）の帰属家賃

可処分所得＝実収入－非消費支出

純資産＝貯蓄現在高＋耐久消費財資産額（総資産）－負債現在高

負債現在高＝負債現在高

総資産＝貯蓄現在高＋耐久消費財資産額（総資産）

消費の定義において、商品（耐久財）・商品（半耐久財）は含めていないが、これは耐久消費財が当該期のみならず将来にまたがる効用も提供するものであり、当該期の効用との関連が明確でないことに配慮したものである。

4.2 所得不確実性変数の作成

所得不確実性変数は全消データを用いて以下の２種類の変数を作成した。なお、所得不確実性が上昇すると消費は減少することより、回帰係数の符号は全てマイナスを想定している。

IUV1：意思調整可能支出比率

=意思調整可能支出÷消費支出

但し、意思調整可能支出＝食料＋被服及び履物＋交通・通信＋教養娯楽

IUV2：現金買い比率

=(消費支出-消費支出(月賦掛買い))÷消費支出

各変数を所得不確実性変数として採用する理由は次の通りである。

まず、IUV1 は食料、被服及び履物、交通・通信、教養娯楽のように経済状況に応じて自らの意思で削減・調整が可能な支出（以下、意思調整可能支出という）の消費支出に占める割合が高い家計は所得不確実性に対するリスクヘッジを行っている可能性が高い家計であると考えるものである。言い換えれば、将来にわたり所得が安定している家計はリスクのある意思調整が困難な支出（高額不動産購入など）の割合を高めることができるが、所得に不確実性のある家計は意思調整が困難な消費の割合を高めることができないため、必然的に意思調整可能支出の割合が上昇すると考えるものである。[7]

次に、IUV2 は現金買い比率が高い家計は掛買いをして将来所得から返済する（多期間の動学的最適化を図る）余裕のない所得不確実性の高い家計であると考えるものである。言い換えれば、将来にわたり所得が安定している家計は掛買いをして将来所得から返済することにより多期間の動学的最適化を図ることができるため月賦掛買い比率が上昇するが、所得に不確実性のある家計はこのような選択ができないため、必然的に現金買い比率が上昇すると考えるものである。

4.3　属性差制御ダミー変数

家計間の属性差を制御するため、以下の 21 変数をダミー変数として導入する。

「世帯区分」、「３大都市圏か否か（地域情報）」、「世帯主の性別」、「世帯主年齢階級（0～19 歳、20～39 歳、40～59 歳、60～79 歳、80 歳以上）」、「世帯主就業」、「企業規模（1～29 人(1989 年)、1～4 人(1994 年以降)、5～29 人(1994 年以降)、30～499 人、500～999 人、1000 人以上）」、「経営者か否か」、「公務員か否か」、「持家の有無」、「住宅ローンの有無」、「家賃支払の有無」、「自動車の有無」

4.4　記述統計量

前節にて導入した推計モデルの被説明変数､説明変数の記述統計量は表 2 の通りである。

[7] 「意思調整可能支出」に近い概念に「選択的消費」があるが、後者はぜいたく品など生活上必ずしも必要でない消費を表すのに対し、前者は支出削減への支障が少ない支出という異なる意味合いを持っている。

表 2　推計モデルの被説明変数、説明変数の記述統計量

変数	変数記号	1989				1994				1999				2004			
		サンプル数(26709)				サンプル数(28640)				サンプル数(27778)				サンプル数(24976)			
		平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
平均消費性向	CP	0.72489	0.75899	0.07144	86.1287	0.72338	0.62402	0.03981	62.261	0.72239	0.50278	0.0404	29.5471	0.86797	1.76707	0.02146	127.939
純資産所得倍率	ASSET	1.74033	5.73158	-64.62	688.426	2.63342	4.41791	-18.383	362.728	2.65114	4.46263	-17.833	202.008	3.3828	15.5188	-274.98	1566.65
可処分所得の逆数	RDI	3.2E-06	3.1E-06	1.7E-07	0.00032	2.7E-06	2.6E-06	9.1E-08	0.00024	2.7E-06	2.1E-06	1.4E-07	0.00013	3.3E-06	7.7E-06	1E-07	0.00048
(参考)消費	MV1	244632	105751	18101.7	4028892	290753	125762	27117	2802677	293275	131985	41832.3	3541097	294709	129398	52764.9	2565843
(参考)可処分所得	MV2	372053	160040	3106	6065139	440809	204049	4100	1.1E+07	450766	209275	7800	6964484	416393	233729	2066.67	9999660
負債比率	DEBT	0.62498	1.76038	0	144.695	0.37884	0.78743	0	27.5061	0.47126	0.92814	0	16.7183	0.54857	1.0365	0	23.8653
1.意思調整可能支出比率	IUV1	0.53661	0.12765	0.016	1	0.51669	0.13216	0.06774	0.97573	0.51675	0.1334	0.05397	0.96736	0.52147	0.13409	0.06015	0.96729
2.現金買い比率	IUV2	0.96547	0.08024	0.10761	1	0.96055	0.07649	0.13276	1	0.95365	0.08506	0.13098	1	0.94398	0.09603	0.10074	1
世帯区分	DV3	0.03433	0.18209	0	1	0.04061	0.19738	0	1	0.05933	0.23624	0	1	0.07531	0.2639	0	1
3大都市圏か否か(地域情報)	DV4	0.59448	0.491	0	1	0.57605	0.49419	0	1	0.56725	0.49547	0	1	0.58336	0.49301	0	1
世帯主の性別　男/女	DV5	0.04414	0.20542	0	1	0.05391	0.22585	0	1	0.06595	0.2482	0	1	0.08232	0.27486	0	1
世帯主年齢階級(0～19歳)	DV6	0.00037	0.01935	0	1	0.00021	0.01447	0	1	0.00022	0.0147	0	1	0.00028	0.01674	0	1
世帯主年齢階級(20～39歳)	DV7	0.35595	0.47881	0	1	0.30569	0.46071	0	1	0.28332	0.45062	0	1	0.26177	0.43961	0	1
世帯主年齢階級(40～59歳)	DV8	0.56258	0.49608	0	1	0.58324	0.49303	0	1	0.57654	0.49412	0	1	0.56622	0.49561	0	1
世帯主年齢階級(60～79歳)	DV9	0.0802	0.2716	0	1	0.1095	0.31227	0	1	0.13781	0.3447	0	1	0.16904	0.3748	0	1
世帯主年齢階級(80歳以上)	DV10	0.0009	0.02996	0	1	0.00136	0.03688	0	1	0.00212	0.04604	0	1	0.00268	0.05173	0	1
世帯主就業	DV11	0.96578	0.1818	0	1	0.95939	0.19738	0	1	0.93984	0.23778	0	1	0.8724	0.33365	0	1
企業規模(1～29人)	DV13	0.1872	0.39008	0	1												
企業規模(1～4人)	DV12					0.03827	0.19185	0	1	0.04464	0.20652	0	1	0.04044	0.19699	0	1
企業規模(5～29人)	DV13					0.1617	0.36818	0	1	0.16412	0.37039	0	1	0.16332	0.36966	0	1
企業規模(30～499人)	DV14	0.29166	0.45454	0	1	0.28963	0.4536	0	1	0.28436	0.45112	0	1	0.288	0.45284	0	1
企業規模(500～999人)	DV15	0.04601	0.20952	0	1	0.05635	0.23061	0	1	0.05458	0.22715	0	1	0.05778	0.23332	0	1
企業規模(1000人以上)	DV16	0.206	0.40444	0	1	0.21198	0.40872	0	1	0.19897	0.39923	0	1	0.17497	0.37995	0	1
企業規模(非就業、官公、又は世帯員なし)	DV17	0.26912	0.44351	0	1	0.24207	0.42835	0	1	0.25333	0.43493	0	1	0.2755	0.44678	0	1
経営者か否か(職業符号)	DV18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
公務員か否か(職業符号)	DV19	0.1981	0.39857	0	1	0.1845	0.3879	0	1	0.17766	0.38223	0	1	0.1845	0.3879	0	1
持家の有無	DV20	0.71485	0.45149	0	1	0.71931	0.44934	0	1	0.73461	0.44155	0	1	0.7739	0.41831	0	1
住宅ローンの有無	DV21	0.375	0.48413	0	1	0.37203	0.48336	0	1	0.36893	0.48252	0	1	0.38637	0.48693	0	1
家賃支払の有無	DV22	0.29136	0.4544	0	1	0.28778	0.45274	0	1	0.28231	0.45013	0	1	0.24271	0.42873	0	1
自動車の有無	DV23	0.86031	0.34667	0	1	0.89015	0.3127	0	1	0.92699	0.26015	0	1	0.9407	0.23618	0	1

原データの標本数はそれぞれ、1989 年：44537、1994 年：44687、1999 年：44540、2004 年：43861 であるが、4.1 節の除去処理により原データの 57%～64%の標本数となっている。

表 2 より、被説明変数となる平均消費性向は 1989 年から 1999 年にかけて 72%台で推移していたが、2004 年には 86%に大幅に上昇している。その原因は、1999 年と比べて消費にほとんど変化が見られない一方で、可処分所得が落ち込むとともに、その格差が大幅に広がったことによる。[8]

4.5　推計方法

横断面データ特有の不均一分散による標準誤差の過小評価（t 値の過大評価）に対応する主な方法としては､ホワイトの修正標準誤差の下での OLS および Feasible GLS（以下、FGLS という）があるが、推計方法間の頑健性を見るため、これらの二つの推計結果を併用して考察するものとする。ここで、FGLS は加重最小二乗法（WLS）が誤差項の分散が独立変数の既知の関数であるとの仮定を置くところ、これが未知の場合にこの分散の推定値を用いて WLS を行う方法である。

5.　分析結果

5.1　消費関数の推計結果

推計結果は所得不確実性変数ごとに表 3～表 4 に示す通りである。

まず、表 3 は意思調整可能支出比率（IUV1）を所得不確実性変数とする推計結果を表すものである。同表より、所得不確実性変数の係数符号は全てマイナスとなっており、1989 年の FGLS を除いて、1%の有意水準で統計的に有意な結果となっている。

次に、表 4 は現金買い比率（IUV2）を所得不確実性変数とする推計結果を表すものである。同表より、所得不確実性変数の係数符号は全てマイナスとなっており、1%の有意水準で統計的に有意な結果となっている。

また、表 3～表 4 により OLS(ホワイト標準誤差)と FGLS の回帰係数を比較すると、意思調整可能支出比率（IUV1）、現金買い比率（IUV2）いずれの場合も FGLS の係数がより小さくなっている。

---

[8] 可処分所得の変動係数（標準偏差/平均）は 1999 年が 0.46 に対し、2004 年が 0.56 と大幅に上昇し、2000 年以降、所得格差が急拡大している。なお､背景にあるマクロ経済状況については清水谷(2005) の P.37-38 の解説ならびに P.38 の図表（平均消費性向）参照。

表３　推計結果（１）

所得不確実性変数：意思調整可能支出比率（IUV1）

変数	1989						1994						1999						2004					
	OLS(WhiteS.E.)			FGLS			OLS(WhiteS.E.)			FGLS			OLS(WhiteS.E.)			FGLS			OLS(WhiteS.E.)			FGLS		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
定数項	0.2677	0.5091		-0.824	0.4941	*	-0.108	0.1133		-0.164	0.0757	**	0.0967	0.0712		0.1368	0.0543	**	-0.143	0.2113		-0.211	0.0859	**
純資産所得倍率	0.0272	0.0052	***	0.0101	0.0005	***	0.0191	0.0073	***	0.0123	0.0006	***	0.0286	0.0035	***	0.0131	0.0007	***	0.014	0.0148		0.0172	0.0005	***
負債比率	0.0126	0.0047	***	0.006	0.001	***	0.0345	0.0147	**	0.0257	0.0023	***	0.0505	0.0071	***	0.0234	0.002	***	0.0158	0.0367		0.0221	0.0019	***
可処分所得の逆数	194284	11712	***	130614	1256	***	203031	24948	***	148117	1424.5	***	174271	6356.6	***	146156	1409.2	***	191814	30531	***	172105	1247.6	***
所得不確実性指標	-0.183	0.0324	***	-0.012	0.0105		-0.196	0.0344	***	-0.046	0.0099	***	-0.228	0.0241	***	-0.061	0.0099	***	-0.281	0.0574	***	-0.113	0.0125	***
世帯区分	-0.58	0.4915		0.9713	0.4889	**	0.0383	0.0355		0.0396	0.0135	***	-0.057	0.0463		0.0098	0.034		0.0767	0.0603		0.0697	0.0212	***
3大都市圏か否か(地域情報)	-0.123	0.0077	***	-0.091	0.0028	***	-0.115	0.0094	***	-0.083	0.0027	***	-0.103	0.004	***	-0.079	0.0027	***	-0.102	0.0144	***	-0.073	0.0034	***
世帯主の性別 男/女	-0.213	0.0229	***	-0.083	0.0095	***	-0.131	0.0297	***	-0.056	0.0077	***	-0.086	0.0129	***	-0.046	0.0066	***	-0.15	0.0366	***	-0.07	0.0085	***
世帯主年齢階級(0～19歳)	-0.032	0.2546		-0.075	0.1601		-0.294	0.1048	***	(omittec	0	***	-0.359	0.1319	***	-0.329	0.1268	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***
世帯主年齢階級(20～39歳)	0.2231	0.1827		0.0175	0.0674		0.0359	0.0604		0.2642	0.0747	***	0.0575	0.0566		0.0409	0.0427		0.2145	0.1473		0.2838	0.0838	***
世帯主年齢階級(40～59歳)	0.2746	0.184		0.0411	0.0673		0.0916	0.0671		0.2899	0.0747	***	0.1014	0.0566	*	0.0738	0.0426	*	0.2814	0.1534	*	0.3316	0.0838	***
世帯主年齢階級(60～79歳)	0.1982	0.1844		0.0054	0.0672		0.0253	0.0634		0.2614	0.0749	***	0.0574	0.0562		0.0582	0.0425		0.2409	0.1568		0.3224	0.084	***
世帯主年齢階級(80歳以上)	(omitte	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	0.2687	0.0887	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	-0.573	0.6405		0.2572	0.1653	
世帯主就業	-0.623	0.4929		0.9243	0.4889	*	(omittec	0	***	(omittec	0	***	-0.076	0.0463		-0.037	0.0351		-0.019	0.0494		-0.006	0.0122	
企業規模(1～29人)	(omitte	0	***	(omittec	0	***																		
企業規模(1～4人)							(omittec	0	***	(omittec	0	***	-0.014	0.0134		(omittec	0	***	-0.058	0.0354		-0.029	0.0109	***
企業規模(5～29人)							0.0308	0.0151	**	0.0023	0.0077		-0.028	0.0079	***	-0.011	0.0071		-0.053	0.0163	***	-0.046	0.0072	***
企業規模(30～499人)	0.0421	0.0066	***	0.02	0.004	***	0.0577	0.0155	***	0.0247	0.0075	***	-0.012	0.0074		0.0063	0.0069		-0.026	0.0099	***	-0.022	0.0067	***
企業規模(500～999人)	0.0633	0.0118	***	0.0292	0.0066	***	0.0722	0.0173	***	0.0352	0.0088	***	(omittec	0	***	0.0161	0.0084	*	(omittec	0	***	(omittec	0	***
企業規模(1000人以上)	0.0711	0.0104	***	0.0391	0.0044	***	0.088	0.0177	***	0.0464	0.0077	***	0.0154	0.0072	**	0.0287	0.0071	***	0.0172	0.0133		0.0155	0.007	**
企業規模(非就業、官公、又は世帯員なし)	0.0133	0.0114		0.0067	0.0074		0.0523	0.0197	***	0.0157	0.0121		-0.019	0.0157		0.003	0.0124		0.044	0.0365		-0.006	0.0157	
経営者か否か(職業符号)	(omitte	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***
公務員か否か(職業符号)	0.06	0.0123	***	0.0298	0.0072	***	0.0392	0.0159	**	0.0275	0.0102	***	0.0362	0.0151	**	0.0206	0.011	*	-0.027	0.0386		0.0152	0.0149	
持家の有無	0.2411	0.015	***	0.1945	0.0071	***	0.2484	0.0192	***	0.2094	0.0073	***	0.2026	0.0106	***	0.1721	0.0074	***	0.267	0.0421	***	0.2151	0.0093	***
住宅ローンの有無	0.0676	0.0088	***	0.0208	0.0032	***	0.0535	0.0104	***	0.0338	0.0035	***	0.0546	0.0072	***	0.0274	0.0037	***	0.0282	0.0303		0.0416	0.0046	***
家賃支払の有無	0.0824	0.0137	***	0.0644	0.0068	***	0.0715	0.0111	***	0.0658	0.007	***	0.0643	0.0095	***	0.059	0.0071	***	0.0737	0.015	***	0.0792	0.0087	***
自動車の有無	0.0672	0.0101	***	0.0202	0.0043	***	0.042	0.0136	***	0.0227	0.0048	***	0.0475	0.0091	***	0.0256	0.006	***	0.0792	0.029	***	0.036	0.0085	***
自由度修正済み決定係数	0.8322			0.3357			0.7795			0.335			0.6682			0.3309			0.8498			0.5355		
サンプル数	26709			26709			28640			28640			27778			27778			24976			24976		

(注)***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを表す。

表４　推計結果（２）

所得不確実性変数：現金買い比率（IUV2）

変数	1989						1994						1999						2004					
	OLS(WhiteS.E.)			FGLS			OLS(WhiteS.E.)			FGLS			OLS(WhiteS.E.)			FGLS			OLS(WhiteS.E.)			FGLS		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
定数項	0.4077	0.4989		-0.67	0.5982		0.0473	0.1116		0.1151	0.1176		0.2197	0.0728	***	0.0193	0.1366		0.0394	0.218		0.0163	0.0756	
純資産所得倍率	0.0274	0.0052	***	0.0106	0.0006	***	0.019	0.0073	***	0.0128	0.0007	***	0.0284	0.0035	***	0.0134	0.0007	***	0.0139	0.0148		0.0173	0.0006	***
負債比率	0.0125	0.0046	***	0.0064	0.001	***	0.032	0.0149	**	0.0246	0.0024	***	0.0477	0.0071	***	0.0223	0.0022	***	0.0142	0.0367		0.0201	0.002	***
可処分所得の逆数	193665	11656	***	132033	1316.2	***	202460	24904	***	148494	1521	***	173610	6427.3	***	147470	1544.4	***	191781	30519	***	175064	1367.1	***
所得不確実性指標	-0.213	0.0247	***	-0.155	0.0177	***	-0.257	0.0356	***	-0.213	0.0179	***	-0.271	0.0207	***	-0.222	0.0165	***	-0.342	0.0742	***	-0.25	0.0189	***
世帯区分	-0.599	0.4824		0.9455	0.5699	*	0.04	0.0353		(omittec	0	***	-0.043	0.0468		-1E-05	0.0397		0.0767	0.0602		0.0631	0.0234	***
3大都市圏か否か(地域情報)	-0.12	0.0075	***	-0.091	0.0029	***	-0.112	0.0091	***	-0.084	0.0029	***	-0.097	0.004	***	-0.082	0.0029	***	-0.092	0.0134	***	-0.072	0.0037	***
世帯主の性別　男/女	-0.214	0.0231	***	-0.081	0.01	***	-0.13	0.0295	***	-0.058	0.0084	***	-0.088	0.013	***	-0.048	0.0073	***	-0.152	0.0367	***	-0.077	0.0094	***
世帯主年齢階級(0～19歳)	-0.043	0.2581		(omittec	0	***	-0.304	0.1107	***	(omittec	0	***	-0.344	0.1315	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***
世帯主年齢階級(20～39歳)	0.206	0.1807		0.0576	0.1806		0.0176	0.0604		0.2304	0.1149	**	0.0478	0.0563		0.3575	0.1288	***	0.1921	0.1561		0.2241	0.0709	***
世帯主年齢階級(40～59歳)	0.2672	0.1823		0.0839	0.1806		0.0846	0.0674		0.2645	0.1149	**	0.1035	0.0563	*	0.4018	0.1289	***	0.2745	0.1623	*	0.2893	0.0709	***
世帯主年齢階級(60～79歳)	0.1895	0.1826		0.0486	0.1807		0.0163	0.0636		0.2376	0.115	**	0.0567	0.0559		0.3844	0.1289	***	0.2338	0.1655		0.2689	0.0712	***
世帯主年齢階級(80歳以上)	(omitte	0	***	0.027	0.1982		(omittec	0	***	0.2523	0.1279	**	(omittec	0	***	0.3143	0.1366	**	-0.571	0.6428		0.2048	0.1588	
世帯主就業	-0.646	0.4839		0.8958	0.57		(omittec	0	***	-0.034	0.0144	**	-0.061	0.047		-0.05	0.0407		-0.019	0.0496		-0.012	0.0132	
企業規模(1～29人)	(omitte	0	***	-0.029	0.007	***																		
企業規模(1～4人)							(omittec	0	***	-0.034	0.0093	***	-0.01	0.0135		-0.011	0.0092		-0.051	0.0349		-0.02	0.0119	*
企業規模(5～29人)							0.0311	0.0151	**	-0.028	0.0063	***	-0.025	0.0079	***	-0.025	0.0067	***	-0.045	0.0157	***	-0.041	0.008	***
企業規模(30～499人)	0.0415	0.0066	***	-0.01	0.0066		0.0566	0.0155	***	-0.007	0.0059		-0.01	0.0075		-0.01	0.0063		-0.022	0.0098	**	-0.02	0.0074	***
企業規模(500～999人)	0.0611	0.0118	***	(omittec	0	***	0.0695	0.0172	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***
企業規模(1000人以上)	0.0676	0.0102	***	0.0079	0.0067		0.0844	0.0175	***	0.0113	0.006	*	0.0136	0.0072	*	0.0122	0.0065	*	0.0142	0.0131		0.0111	0.0078	
企業規模(非就業、官公、又は世帯員なし)	0.0152	0.0114		-0.025	0.0092	***	0.0507	0.0197	**	-0.015	0.0119		-0.013	0.0157		-0.012	0.0122		0.0513	0.0365		-0.003	0.0178	
経営者か否か(職業符号)	(omitte	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***	(omittec	0	***
公務員か否か(職業符号)	0.0601	0.0123	***	0.0302	0.0074	***	0.0411	0.0162	**	0.023	0.011	**	0.033	0.0151	**	0.0211	0.0112	*	-0.028	0.0386		0.0146	0.0169	
持家の有無	0.2438	0.0152	***	0.1996	0.0075	***	0.2534	0.0198	***	0.2115	0.0078	***	0.2068	0.0107	***	0.1799	0.0082	***	0.2681	0.0421	***	0.2144	0.0101	***
住宅ローンの有無	0.0648	0.0089	***	0.0187	0.0033	***	0.052	0.0105	***	0.0339	0.0038	***	0.0521	0.0073	***	0.023	0.004	***	0.0239	0.0307		0.0362	0.005	***
家賃支払の有無	0.0903	0.0139	***	0.0643	0.0072	***	0.0832	0.0115	***	0.0655	0.0074	***	0.0792	0.0095	***	0.063	0.0078	***	0.0926	0.0142	***	0.0785	0.0094	***
自動車の有無	0.0654	0.01	***	0.0189	0.0046	***	0.0383	0.0131	***	0.0181	0.0051	***	0.0429	0.0091	***	0.0217	0.0056	***	0.0714	0.0282	**	0.0371	0.0091	***
自由度修正済み決定係数	0.8318			0.3167			0.7788			0.3089			0.6667			0.2977			0.8498			0.494		
サンプル数	26709			26709			28640			28640			27778			27778			24976			24976		

(注)***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを表す。

ここで、年度ごとの所得不確実性変数の推計結果の推移を所得不確実性変数の回帰係数の動きを表す図 4～5 の回帰係数（全体：太線）で見ると、意思調整可能支出比率（IUV1）、現金買い比率（IUV2）のいずれの場合も OLS(ホワイト標準誤差)と FGLS の回帰係数が 1989 年から 2004 年にかけて概ねマイナス方向へ拡大する動きを示しており、特に、1999 年から 2004 年にかけてのマイナス方向への落ち込みが目立つ結果となっている。

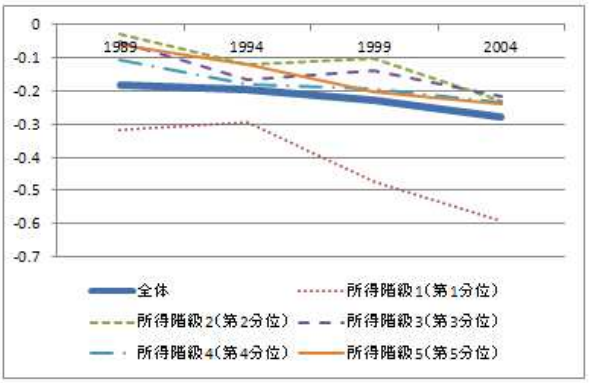
5.2　可処分所得階層別・年齢階層別の推計結果

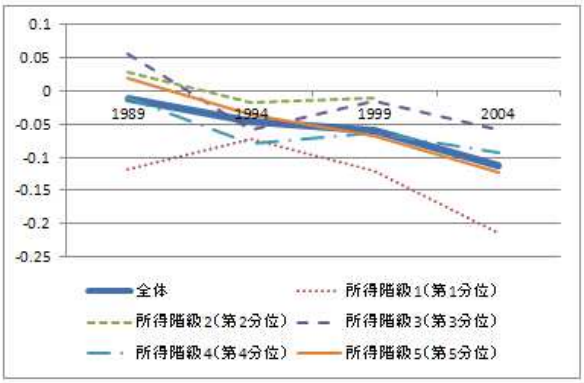
所得不確実性変数の回帰係数の動きを精査するため、図 4～5 では可処分所得階層別（第 1 分位～第 5 分位の 5 区分）および年齢階層別（0～19 歳、20～39 歳、40～59 歳、60～79 歳、80 歳以上の 5 区分）に細分化したデータによる回帰係数の推計結果も併せて表示している。なお、回帰係数が空白の箇所はデータの制約等により推計不能となる場合を表している。

図 4　回帰係数の推計結果の推移（１）

所得不確実性変数：意思調整可能支出比率（IUV1）

可処分所得階層別

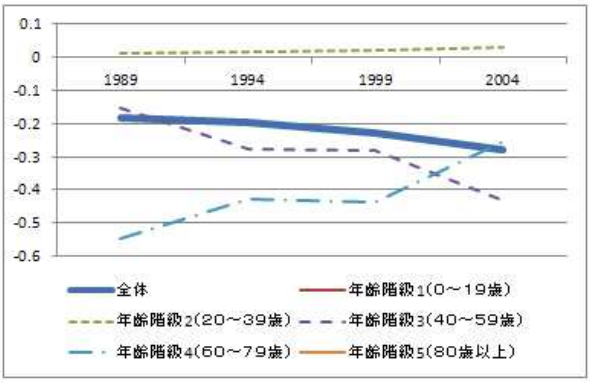


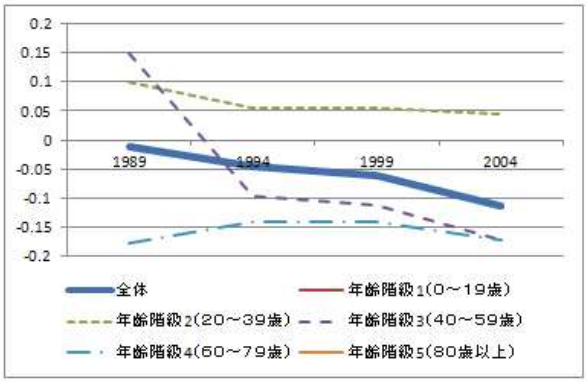


OLS(WhiteS.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.18309	-0.19578	-0.22829	-0.28051
所得階級1(第1分位)	-0.319	-0.29683	-0.47186	-0.59217
所得階級2(第2分位)	-0.02918	-0.12273	-0.10053	-0.2291
所得階級3(第3分位)	-0.05446	-0.16805	-0.13759	-0.21798
所得階級4(第4分位)	-0.1062	-0.1787	-0.19462	-0.2367
所得階級5(第5分位)	-0.06178	-0.12052	-0.20191	-0.2413

FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.01154	-0.04617	-0.06071	-0.11274
所得階級1(第1分位)	-0.11848	-0.07239	-0.12139	-0.21375
所得階級2(第2分位)	0.029192	-0.01697	-0.01067	
所得階級3(第3分位)	0.055983	-0.05964	-0.01539	-0.05852
所得階級4(第4分位)	-0.00963	-0.07826	-0.06284	-0.09283
所得階級5(第5分位)	0.017965	-0.03497	-0.06875	-0.12322

年齢階層別



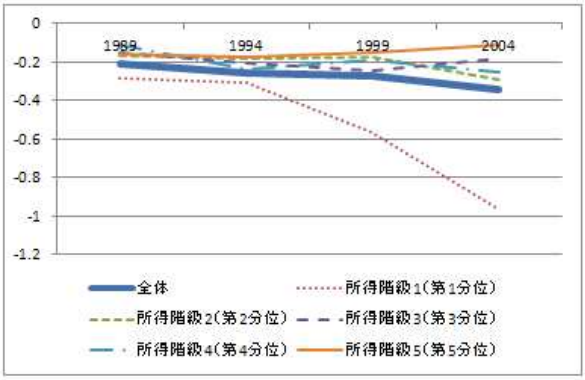


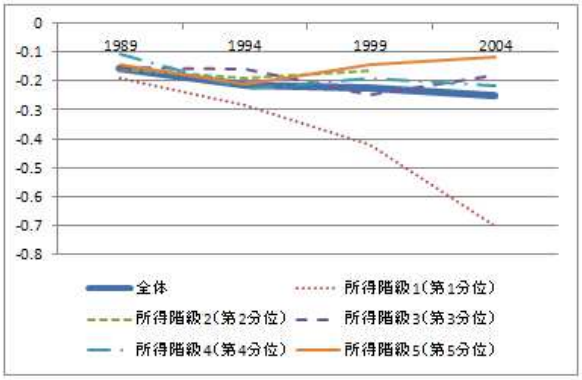
OLS(WhiteS.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.18309	-0.19578	-0.22829	-0.28051
年齢階級1(0～19歳)				
年齢階級2(20～39歳)	0.011734	0.015937	0.020235	0.027778
年齢階級3(40～59歳)	-0.15173	-0.27618	-0.28077	-0.43394
年齢階級4(60～79歳)	-0.54769	-0.42731	-0.43593	-0.25372
年齢階級5(80歳以上)				

FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.01154	-0.04617	-0.06071	-0.11274
年齢階級1(0～19歳)				
年齢階級2(20～39歳)	0.100119	0.054703	0.05431	0.044571
年齢階級3(40～59歳)	0.150018	-0.09627	-0.11172	-0.17317
年齢階級4(60～79歳)	-0.17796	-0.1418	-0.14083	-0.17106
年齢階級5(80歳以上)				

図５　回帰係数の推計結果の推移（２）
所得不確実性変数：現金買い比率（IUV2）

可処分所得階層別

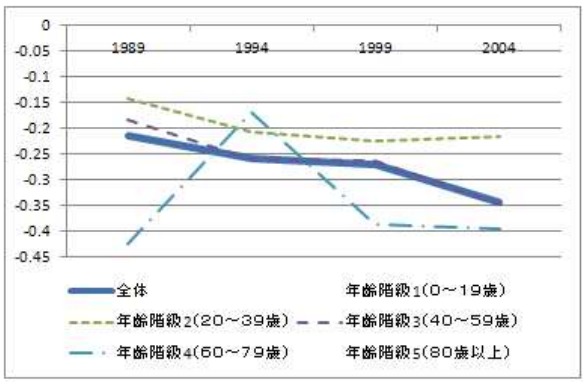


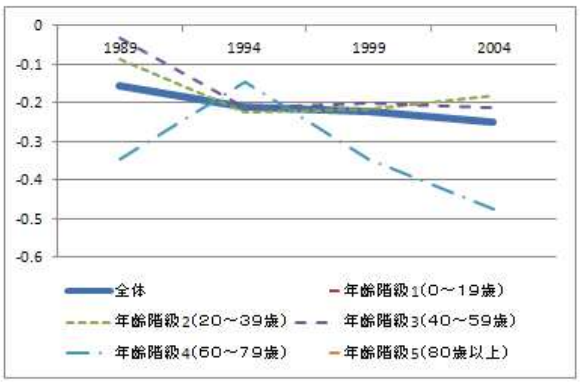


OLS(WhiteS.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.21305	-0.25706	-0.27058	-0.34233
所得階級1(第1分位)	-0.28741	-0.31126	-0.56782	-0.97011
所得階級2(第2分位)	-0.16831	-0.18548	-0.17719	-0.29298
所得階級3(第3分位)	-0.15522	-0.20861	-0.24933	-0.18713
所得階級4(第4分位)	-0.11183	-0.23477	-0.19339	-0.25026
所得階級5(第5分位)	-0.15999	-0.17576	-0.14907	-0.11638

FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.15477	-0.21321	-0.22239	-0.25001
所得階級1(第1分位)	-0.1898	-0.28239	-0.42206	-0.70472
所得階級2(第2分位)	-0.15657	-0.19089	-0.16495	
所得階級3(第3分位)	-0.15376	-0.15972	-0.25007	-0.18086
所得階級4(第4分位)	-0.10553	-0.22929	-0.18982	-0.2141
所得階級5(第5分位)	-0.14299	-0.21189	-0.14244	-0.11772

年齢階層別





OLS(WhiteS.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.21305	-0.25706	-0.27058	-0.34233
年齢階級1(0～19歳)				
年齢階級2(20～39歳)	-0.14222	-0.20796	-0.22547	-0.2166
年齢階級3(40～59歳)	-0.18225	-0.26044	-0.26184	-0.34873
年齢階級4(60～79歳)	-0.426	-0.16825	-0.38542	-0.39529
年齢階級5(80歳以上)				

FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.15477	-0.21321	-0.22239	-0.25001
年齢階級1(0～19歳)				
年齢階級2(20～39歳)	-0.0863	-0.22512	-0.2168	-0.18355
年齢階級3(40～59歳)	-0.03292	-0.21384	-0.20262	-0.21222
年齢階級4(60～79歳)	-0.34479	-0.14739	-0.3473	-0.47769
年齢階級5(80歳以上)				

ここで、可処分所得階層別の動きをみると、図 4 の意思調整可能支出比率（IUV1）の場合、1994 年以降の所得階級 1（第 1 分位）の落ち込みが目立っており、図 5 の現金買い比率（IUV2）の場合も同様である。

次に、年齢階層別の動きをみると、図 4 の意思調整可能支出比率（IUV1）の場合、年齢階級 3（40～59 歳）の落ち込みが目立っており、図 5 の現金買い比率（IUV2）の場合も同様である。また、図 5 の現金買い比率（IUV2）の場合、年齢階級 3（40～59 歳）に加え、1994 年以降の年齢階級 4（60～79 歳）の落ち込みが目立っている。

5.3　推計結果の解釈

全体の回帰係数の動きは、所得不確実性変数が意思調整可能支出比率（IUV1）、現金買い比率（IUV2）のいずれの場合においても、OLS(ホワイト標準誤差)・FGLS 共に 1989 年から 2004 年にかけて有意にマイナス方向へ拡大しており、家計は所得不確実性の影響を継続的かつより敏感に感じながら消費を抑制していたことが示唆される。すなわち、表 3 の意思調整可能支出比率(IUV1)の 1989 年の回帰係数は OLS(ホワイト標準誤差)･FGLS の順に-0.183/-0.012 であり、所得不確実性が 1 単位上昇すると、消費が 0.183/0.012 単位減少するのに対し、2004 年の回帰係数は-0.281/-0.113 となっており、15 年間で 1 単位の所得不確実性の上昇に対する消費の減少幅が約 10%増加したこととなる。同様に、表 4 の現金買い比率（IUV2）の 1989 年の回帰係数は OLS(ホワイト標準誤差)・FGLS の順に-0.213/-0.155 であり、所得不確実性が 1 単位上昇すると、消費が 0.213/0.155 単位減少するのに対し、2004 年の回帰係数は-0.342/-0.25 となっており、15 年間で 1 単位の所得不確実性の上昇に対する消費の減少幅が約 9.5～13%増加したこととなる。

また、図 3、図 4 の太線はこの回帰係数の全体の動きを示すものであるが、1989 年から

1999 年までの動きに比べ、1999 年から 2004 年にかけてより一段と落ち込む動きを見せていることは、1997 年の金融システム不安発生を契機とする所得不確実性の上昇が家計消費に大きなマイナスの効果を持ったことを示唆している。そして、15 年間の回帰係数の推移は家計消費の決定に占める所得不確実性の相対的な影響割合が継続的に上昇したことを示しており、家計の所得不確実性心理の影響によって平成不況が長期化したことを示唆する結果となっている。

また、可処分所得階層別分析においては、所得階級 1（第 1 分位）とその他の所得階級間の格差が拡大しており、バブル経済崩壊後の低所得者・高額所得者間の所得格差の影響が拡大していることが確認された。この現象は表現を変えれば中間層が薄くなり、低所得者層の厚みが厚くなっていることを意味し、特に低所得者層（その中でも中・高年層）における所得不確実性と消費行動がマクロ的にも無視できなくなっていることを示唆している。また、社会保障・年金給付の不確実性の影響を最もシビアに感じるのは 50 歳～60 歳代の家計であると考えらえるが、年齢階層別分析では年齢階級 3（40～59 歳）に加え、1994 年以降は年齢階級 4（60～79 歳）の落ち込みが大きくなっており、バブル経済崩壊後の巨額の政府債務が新たな「不確実性の霧」として年金受取世代の家計消費への影響を強めている状況が示唆されている。

なお、土居(2004)はマクロデータを用いた所得階級別の回帰分析において、失業確率の高い低所得階層よりも失業確率の低い高所得階層でより雇用リスクの影響が高いという直観とは異なる結果を得ているが、ミクロデータを用いる本分析では低所得階層（所得階級 1）への所得不確実性の影響が相対的に大きいという直観に沿った結果となっている。

6. まとめ

本稿ではバブル経済崩壊後の平成不況期における所得不確実性と家計消費の関係を長期間にわたり継続的に検証するため、所得不確実性変数を説明変数に含む消費関数を 4 期（15 年間）にわたって推計し、所得不確実性変数の回帰係数の動向を確認することにより、所得不確実性が家計の消費心理に与えた影響の推移を確認した。

その結果、所得不確実性変数の負の回帰係数の大きさは一貫して拡大しており、特に、1997 年の金融システム不安発生以降の時期にその傾向が顕著であったことが確認された。当時は 2000 年前後に IT バブルによる景気回復局面を迎えていたにも拘わらず、ジョブレス・リカバリー（雇用なき回復）と呼ばれ、家計にとって景気の回復が実感できない時期であったが、本稿の推計結果はそのような状況を裏付けるものとなった。

また、階層別消費行動の分析においては、可処分所得階層の低所得および年齢階層の中・高年の動向が景気の低迷に大きな影響を持っていたことが示唆された。雇用環境の変化が

一段落した現在では、人的資本の減損要因に基づく家計の所得不確実性の影響は少なくなっていると考えらえるが、代わりに昨今の政府債務の肥大化と少子高齢化の下で社会保障の将来給付の悲観的見通しの影響が高まっている可能性が年齢階層別の推計結果より示唆されており、この新たな不確実性にともなう消費低迷からの脱却が政策的に取り組むべき喫緊の課題となっている。

具体的には、財政再建と整合性を取りながら、家計がライフプランを策定するために前提となる社会保障・年金給付の確実性をコミットして、その財源手段とセットでフォワードガイダンスする政策および雇用調整を行う可能性の高い企業においては在籍時より他業種への転職に役立つスキルを社員に習得させる義務を負わせるなど、雇用の流動化によっても人的資本を減損しにくい、すなわち、所得不確実性に強い家計を有する経済を構築することが所得不確実性の影響を除去する政策として有効であると考えらえる。[9]

家計は経済主体としては受動的な立場である反面、その消費は有効需要の約６割を占めるという特徴を有している。しかしながら、年功序列・終身雇用制度が揺らいだ状況にある現在においては、家計の感じる所得不確実性が消費に大きな影響を持つことにより、従来の受動的な立場を超えて日本経済全体に影響を及ぼす状況になっている。従って、この状況を解明可能な不確実性分析の理論と実証の進化を重ねて、家計の「不確実性の霧」を解消する適切な政策を実施することが今後の日本経済にとって重要であると考える。

補論

所得の不確実性下における個人の期待限界効用関数の導出

個人のｔ期における実質消費をC_tとおき、時点に関して加法分離可能な瞬時的効用関数を$U(C_t)$とする。いま、所得の不確実性に伴って発生する消費の揺れの程度を標準偏差h_tにより表わすものとし、この場合には個人の消費は50%の確率でh_tだけ増加し、50%の確率でh_tだけ減少する不確実な状況に置かれるものと仮定する。このときの個人の消費水準C_tにおける不確実性を考慮した効用は以下のように表わされる。

$$U^*(C_t) = 0.5U(C_t - h_t) + 0.5U(C_t + h_t) \tag{a-1}$$

ここで、所得の不確実性が生じたことによる消費水準C_tにおける効用水準の低下幅を$\rho(C_t, h_t)$とおくと、$\rho(C_t, h_t) = U(C_t) - U^*(C_t)$および(12)式より以下の式を得る。

$$U(C_t) - \rho(C_t, h_t) = 0.5U(C_t - h_t) + 0.5U(C_t + h_t) \tag{a-2}$$

(a-2)式の右辺の$U(C_t - h_t)$および$U(C_t + h_t)$をそれぞれ２次項までテイラー展開したものを再び(a-2)へ代入して整理すると$\rho(C_t, h_t)$が以下のように表わされる。

---

9 財源手段とセットでフォワードガイダンスする政策の例としては、消費税率引上げによる税収増加額の一定割合を運用しながら恒久的に将来の年金給付財源に充当する制度を作り、その創設とセットで消費税率を引上げることなどが考えられる。

$$\rho(C_t, h_t) = -0.5U''(C_t)h_t^2 \tag{a-3}$$

いま、効用関数を以下の相対的危険回避度一定（CRRA）型に特定する。

$$U(C_t) = C_t^{1-\gamma}/(1-\gamma), \quad \gamma \neq 1,$$

$$= \ln(C_t), \qquad \gamma = 1.$$

但し、γは一定の相対的リスク回避度を表わすパラメータであり、$1/\gamma$は異時点間の代替弾力性を表わす。CRRA 型の効用関数の二回微分は$-\gamma/C_t^{\gamma+1}$となるため、これを(a-3)式に代入すると$\rho(C_t, h_t)$は以下のように表わされる。

$$\rho(C_t, h_t) = 0.5\gamma C_t^{1-\gamma}\left(h_t / C_t\right)^2 \tag{a-4}$$

但し、$(h_t / C_t)^2$は t 期における消費の変動係数の二乗値を表わしており、以降はこれをCV_t^2にて表わすものとする。

CRRA 型の効用関数および(15)式を$U^*(C_t) = U(C_t) - \rho(C_t, h_t)$へ代入して整理すると所得の不確実性下における個人の期待効用関数は以下のように表わされる。

$$U^*(C_t) = C_t^{1-\gamma}/(1-\gamma)\left[1 - 0.5(\gamma - \gamma^2)CV_t^2\right] \tag{a-5}$$

所得の不確実性下における個人の期待限界効用関数は(a-5)式を微分して整理することにより以下のように表わされる。[10]

$$U^{*\prime}(C_t) = C_t^{-\gamma}\left[1 + 0.5(\gamma + \gamma^2)CV_t^2\right] \tag{a-6}$$

[10] (a-5)式から(a-6)式への展開においては$CV_t = h_t / C_t$より$\partial CV_t / \partial C_t = -h_t / C_t^2$となることが用いられている。

参考文献

Aizenman, J. (1995), "Optimal Buffer Stock and Precautionary Savings with Disappointment Aversion," *NBER WORKING PAPER SERIES Working Paper,* 5361.

Aizenman, J. (1998), "Buffer Stocks and Precautionary Savings with Loss Aversion," *Journal of International Money and Finance*, 17, pp. 931-948.

Caballero, R. (1990), "Consumption Puzzles and Precautionary Savings," *Journal of Monetary Economics,* 25, pp. 113-136.

Caballero, R. (1991), "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation," *American Economic Review*, 81, pp. 859-871.

Dardanoni, V. (1991), "Precautionary Savings under Income Uncertainty: A Cross-sectional Analysis," *Applied Economics* , 23, pp. 153-160.

Hayashi, F. and Prescott, E. C. (2002) "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics,* 5, pp. 206-235.

Irvine, I. and Wang, S. (1994), "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation: Comment," *American Economic Review*, 84, pp. 1463-1469.

Pemberton, J. (1993), "Attainable Non-Optimality or Unattainable Optimality: A New Approach to Stochastic Life Cycle Problems," *Economic Journal*, 103, pp. 1-20.

Pemberton, J. (1997), "Modelling and Measuring Income Uncertainty in Life Cycle Models," *Economic Modelling,* 14, pp. 81-98.

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

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

Zhou, Y. (2003), "Precautionary Saving and Earnings Uncertainty in Japan: A Household-level Analysis," *Journal of the Japanese and International Economies*, 17, pp. 192-212.

阿部修人(2011) 『家計消費の経済分析』岩波書店

宇南山卓(2006) 「予備的貯蓄とケインズ型消費関数」『社会科學研究』, 57, pp.107- 127.

小川一夫(1991)「所得リスクと予備的貯蓄」『経済研究』, 42(2), pp. 139-152.

小川一夫・北坂真一(1998)『資産市場と景気変動　現代日本経済の実証分析』日本経済新聞社

小川一夫・万軍民(2007) 「過剰債務と消費行動：ミクロデータに基づく実証分析」林文夫編『金融の機能不全』(経済制度の実証分析と設計　第 2 巻) 勁草書房, pp. 151-186.

玄田有史(2001) 『仕事のなかの曖昧な不安－揺れる若年の現在』中央公論新書

厚生労働省編(2002)『労働経済白書（平成 14 年版）』日本労働研究機構
清水谷諭(2005) 『期待と不確実性の経済学』日本経済新聞社
谷川寧彦（1994)「消費データを用いた資産価格の実証分析」『岡山大学経済学会雑誌』, 25, pp. 315-332.
土居丈朗（2004)「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の実証分析」『経済分析』, 174, pp. 97-176.
飛田英子・別所俊一郎（2003）「雇用不安と家計の消費・貯蓄行動－雇用リスクと予備的貯蓄の実証分析－」*Japan Research Review,* 2003.4, pp. 36-61.
中川忍（1998)「不確実性下の消費者行動－不確実性の理論とその定量化－」日本銀行調査統計局ワーキングペーパーシリーズ, 98-6.
長島直樹(2003) 「将来不安と消費者行動－「団塊の世代」を含む 50 代を中心とした分析」『研究レポート』, 159, 富士通総研(FRI)経済研究所.
長島直樹(2004) 「知覚リスクと消費態度－アンケート調査に基づく実証分析」*Economic Review* 2004.10, pp. 24-46.
日本政策投資銀行(2002) 「将来不安と世代別消費行動」『調査』, 46 (2002.10).
羽森茂之（1996）『消費者行動と日本の資産市場』東洋経済新報社
福田祐一（1993)「日本の利子率の期間構造分析-消費資産価格モデルの再検討-」『經濟研究』, 44, pp. 221-232.
堀雅博・清水谷諭（2003）「90 年代の経済政策と消費行動の研究 4－資産価格変動と消費行動のミクロ・データによる研究－」*ESRI Discussion Paper Series* ,No.55
村田啓子(2003) 「ミクロデータによる家計行動分析－将来不安と予備的貯蓄－」*IMES Discussion Paper Series*, 2003-J-9.
労働調査協議会(2004) 「特集 1 家計収支は好転の兆し、変わらぬ将来不安と消費抑制－2003 年度家計調査・生活実態調査総括報告－」『労働調査』2004.3.