



所得の不確実性が家計消費行動に及ぼす影響の考察： 理論と実証

田村, 英朗

(Degree)

博士 (経済学)

(Date of Degree)

2015-03-25

(Date of Publication)

2017-03-25

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第6413号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1006413>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博 士 論 文

平成 26 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科
博士課程後期課程経済学専攻

指 導 教 員： 松 林 洋 一

氏 名： 田 村 英 朗

博士論文

所得の不確実性が家計消費行動に及ぼす影響の考察： 理論と実証

平成 26 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科
博士課程後期課程経済学専攻

指導教員： 松林 洋一

氏 名： 田村 英朗

目次

第1章 所得の不確実性下の消費の多期間モデル—予備的貯蓄モデルの拡張—	4
1.1 展望	4
1.2 所得不確実性を考慮する先行研究	9
1.3 先行研究からの教訓と本研究の立場	10
1.4 所得の不確実性下の消費のオイラー方程式の定式化	10
1.4.1 所得の不確実性下における消費のオイラー方程式	10
1.4.2 GMM 推計を考慮した定式化	12
1.5 不確実性モデルの変動係数項の経済学的意味	13
1.6 本論文の俯瞰と各章の関連	17
第2章 日本のマクロ時系列データに基づく実証分析(1987-2009)	19
2.1 はじめに	19
2.1.1 本章の概要	19
2.1.2 先行研究と本研究の立場	19
2.2 日本の所得不確実性指標を用いた GMM 推計	20
2.2.1 基本データと加工方法	20
2.2.2 所得不確実性指標データと加工方法	24
2.2.3 推計期間の設定および GMM による推計結果	28
2.2.4 推計結果の説明および解釈	38
2.2.5 従来モデルと不確実性モデルの推計結果の比較	45
第3章 エクイティ・プレミアム・パズルと安全利子率パズルの新たな解決法 . . .	48
3.1 はじめに	48
3.2 先行研究と本研究の立場	48
3.2.1 パズルの提起	48
3.2.2 パズルの解決努力	49
3.2.3 本研究の立場	50
3.3 モデル	51
3.3.1 相対的危険回避度・主観割引率決定のモデル分析	51
3.3.2 エクイティ・プレミアム・パズルの解決	53

3.3.3	安全利子率パズルの解決	55
3.4	米国の所得不確実性指標を用いた実証分析とパズルの解決	56
3.4.1	使用データと加工方法	56
3.4.2	リスクプレミアムの推移	57
3.4.3	相対的危険回避度・主観割引率の計算結果	58
補論 A	条件付き同時対数正規性および均一分散仮定の下での不確実性モデル ...	66
補論 B	Mehra and Prescott(1985)の年次標本に基づく実証分析	69
1	エクイティ・プレミアム・パズルの議論への応用	69
2	多期間モデルによる解釈	74
3	米国の所得不確実性指標を用いた GMM 推計	75
第 4 章	マイクロデータに基づく平成不況長期化の実証分析	78
4.1	はじめに	78
4.2	先行研究と本研究の立場	78
4.2.1	先行研究の概要	78
4.2.2	本研究の立場	79
4.2.3	雇用関連データによる家計の所得の不確実性の考察	80
4.2.4	経済停滞長期化のフローチャートと本章の構成	83
4.3	モデル	85
4.3.1	不確実性モデルの消費関数の導出	85
4.3.2	推計モデルの特定化	86
4.4	平成不況長期化の実証分析	87
4.4.1	基本データと処理方法	87
4.4.2	所得不確実性変数の作成	88
4.4.3	属性差制御ダミー変数	89
4.4.4	記述統計量	89
4.4.5	推計方法	91
4.4.6	推計結果	91
4.4.7	可処分所得階層別・年齢階層別の推計結果	101
4.4.8	推計結果の解釈	101
4.4.9	マクロ時系列データの推計結果との整合性について	102
第 5 章	本研究のまとめと今後の展望	105
5.1	各章の結論	105

5.2 本研究のまとめと今後の展望.....	107
5.3 日本経済に関する展望－不確実性分析の重要性－.....	108
参考文献	112

第 1 章 所得の不確実性下の消費の多期間モデル

－ 予備的貯蓄モデルの拡張 －

1.1 展望

恒常所得仮説の検証については、Hansen and Singleton(1982)の分析以降、資本資産価格モデル (C-CAPM) に基づく消費のオイラー方程式のパラメータ (主観的割引率、相対的危険回避度) の推計が中心的課題となっているが、相対的危険回避度の推計結果については推計期間にもよるが不安定な値が得られており、分析者からの信頼が得られているものとは言い難い。すなわち、羽森(1996)は相対的危険回避度一定型 (Constant Relative Risk Aversion:CRRA) の効用関数から導かれたオイラー方程式を 1971 年 1 月から 1990 年 12 月の株式実質収益率・短期実質利子率・長期国債実質収益率の各月次データを用いて推計し、相対的危険回避度について安定的なパラメータ値を導いているが、表 1-1 に示されるように、福田(1993) は 1981 年 9 月から 1989 年 9 月の国債保有期間別収益率の月次データを用いた推計により、相対的危険回避度について-19.785~-5.115 の大幅な負の値を報告している。

また、森澤(2008) は、1975 年第 1 四半期から 2002 年第 1 四半期までの株式収益率の四半期データを用いた推計により、操作変数の種類別に-6.456 および-2.979 の負の相対的危険回避度を報告している。更に、谷川(1994)も Hamori(1992)の結果を追試するとともに、1980 年 1 月から 1988 年 12 月の株式・長期債の月次データを用いた推計により、負の相対的危険回避度を報告している。

表 1 - 1 CRRA 型効用関数で相対的危険回避度が負となる先行研究例

	対象資産 (計測期間)	β (t 値)	γ (t 値)	J 統計量 [p 値]	操作変数
福田 (1993)	国債(保有期間3か月 :6-9年物・9.5年物) (1981m9-1989m9)	0.946 ~ 0.988 (-)	-19.785 ~-5.115 (-)	10.175~ 13.302 [0.961 ~ 0.986]	6-7年物・9.5年物: 定数項、各変数の4期前まで 8-9年物: 各変数の4期前まで
谷川 (1994)	株式・長期債 (1980m1-1988m12)	0.960~ 0.998 (-)	-1.381 ~ 0.223 (-)	3.455~ 10.890 [-]	定数項および事業債・政府短期 債・政府長期債・電力債・利付 電債・コールレート・東証小 型株・東証一部の内、二変数の 2期前まで
森澤 (2008)	株式 (1975q1-2002q1)	0.986 (57.674)	-6.456 (-1.605)	6.686 [0.035]	定数項、トレンド項、説明変数 の1期前
森澤 (2008)	株式 (1975q1-2002q1)	1.000 (76.531)	-2.979 (-0.987)	8.049 [0.090]	定数項、トレンド項、説明変数 の1・2期前

(注) 谷川[1994]は季節調整を行わない消費データを使用。

また、米国のデータを用いた分析としては、Hansen and Singleton(1983)によって月次データを用いた場合で-0.359の負の相対的危険回避度が報告されている¹。更に、1890年から1979年までの株価指数収益率、財務省証券収益率および消費成長率の年次標本を用いると一般均衡モデルが株価指数および財務省証券の平均収益率の差（エクイティ・プレミアム）のごく一部しか説明できないことを指摘した Mehra and Prescott(1985)による有名なパズルが存在する。また、Mankiw and Zeldes(1991)はオイラー方程式をテイラー近似することにより導出されるエクイティ・プレミアムと相対的危険回避度および資産収益率・消費成長率間の共分散の関係式へ Mehra and Prescott(1985)と同じ標本を適用して求められる相対的危険回避度が26.3となり、特に1948年から1988年まで戦後期の標本を用いた場合には89の異常に大きな値を示すことを報告している。

標準的な CRRA 型効用関数を用いる消費のオイラー方程式はこれまで消費成長率・資産収益率の二変数のみを説明変数とするものが使用されてきた。一方、予備的貯蓄の理論モデルでは、家計の期待効用最大化の一階条件 $E[U'(C_{t+1}) | t] = U'(C_t)$ より、 $U''' > 0$ の下では所得の不確実性の高まりによって将来の期待限界効用 (Expected Marginal Utility) が上昇することが導かれる。すなわち、現在と将来の間において所得の不確実性の相対的な変化が存在する場合には、現在と将来の不確実

¹ Hansen and Singleton(1983)では $U(C_t) = C_t^\gamma / \gamma, \gamma < 1$ の CRRA 型効用関数を用いた場合の推計結果が報告されているが、本章では $U(C_t) = C_t^{1-\gamma} / 1-\gamma, 0 < \gamma$ の CRRA 型効用関数へ置き換えた場合に読み替えられる値を表示している。

性を考慮した効用関数の相対的な位置の変化により多期間の最適化における無差別曲線もシフトするが、従来の消費のオイラー方程式の推計では現在と将来の間における所得の不確実性の相対的な変化の関係を考慮しないため、固定化された無差別曲線の下で、消費成長率・資産収益率の二変数のみを説明変数とする推計を行っていることとなる。そして、この場合、資産収益率の変化と所得の不確実性の相対的な変化が同時に存在する状況下においても、所得の不確実性の相対的な変化を考慮することなく、資産収益率のみを用いて推計するため、相対的危険回避度の推計値自体がバイアスを含むものとなる可能性がある。

しかしながら、資産収益率の変化と所得の不確実性の相対的な変化が同時に存在する場合、家計は資産収益率のみならず、所得の不確実性の相対的な変化も同時に考慮して、多期間の消費の経路を選択していると考えるのが自然である。例えば、資産収益率が低下する場合、家計は無差別曲線の限界代替率が低下後の資産収益率と均等する点まで現在消費を増加させ、将来消費を抑制するが、同時に現在から将来にかけての所得の不確実性が上昇している状況の下では、図1-1に示すように無差別曲線全体について限界代替率が低下する（将来消費を重視する）変化が生じるため、予備的貯蓄効果により、結果として家計は現在消費をそれほど増加させないことが考えられる。

反対に、資産収益率が上昇する場合、家計は無差別曲線の限界代替率が上昇後の資産収益率と均等する点まで現在消費を抑制し、将来消費を増加させるが、同時に現在から将来にかけての所得の不確実性が低下している状況の下では、図1-2に示すように無差別曲線全体について限界代替率が上昇する（現在消費を重視する）変化が生じるため、予備的貯蓄の解消効果により、結果として家計は現在消費をそれほど抑制しないことが考えられる。

図 1 - 1 所得不確実性の上昇による無差別曲線の変化

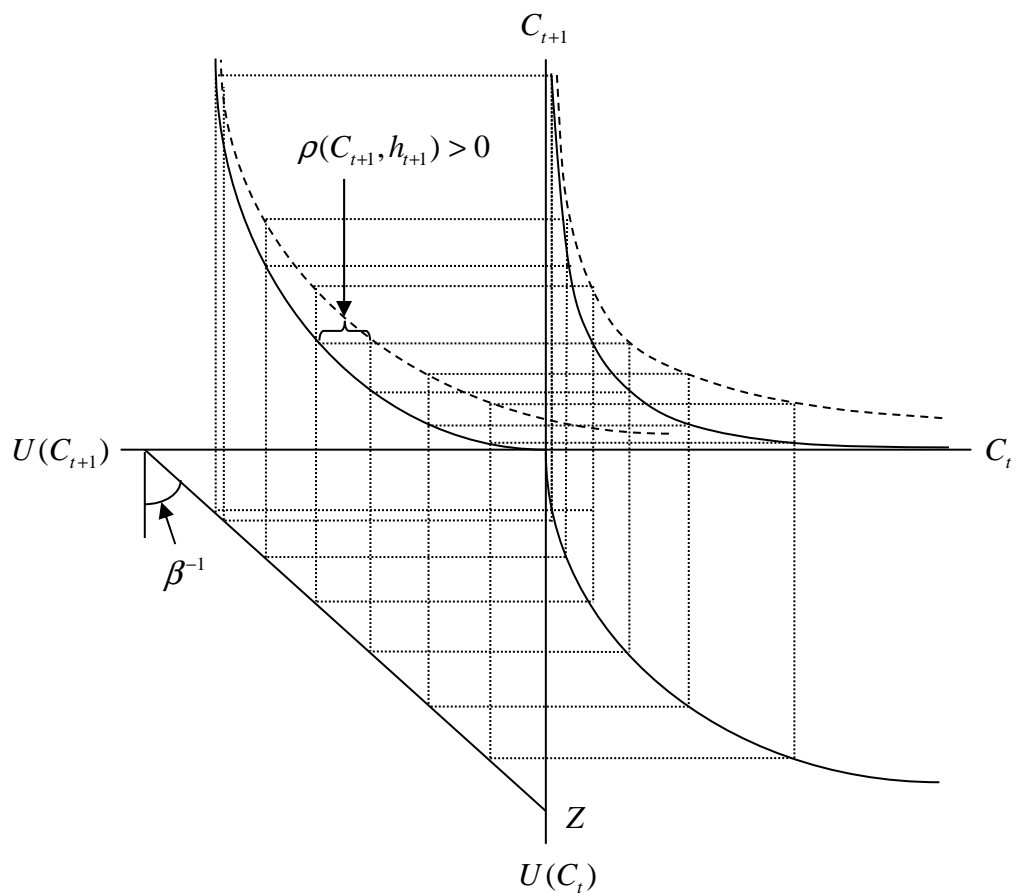
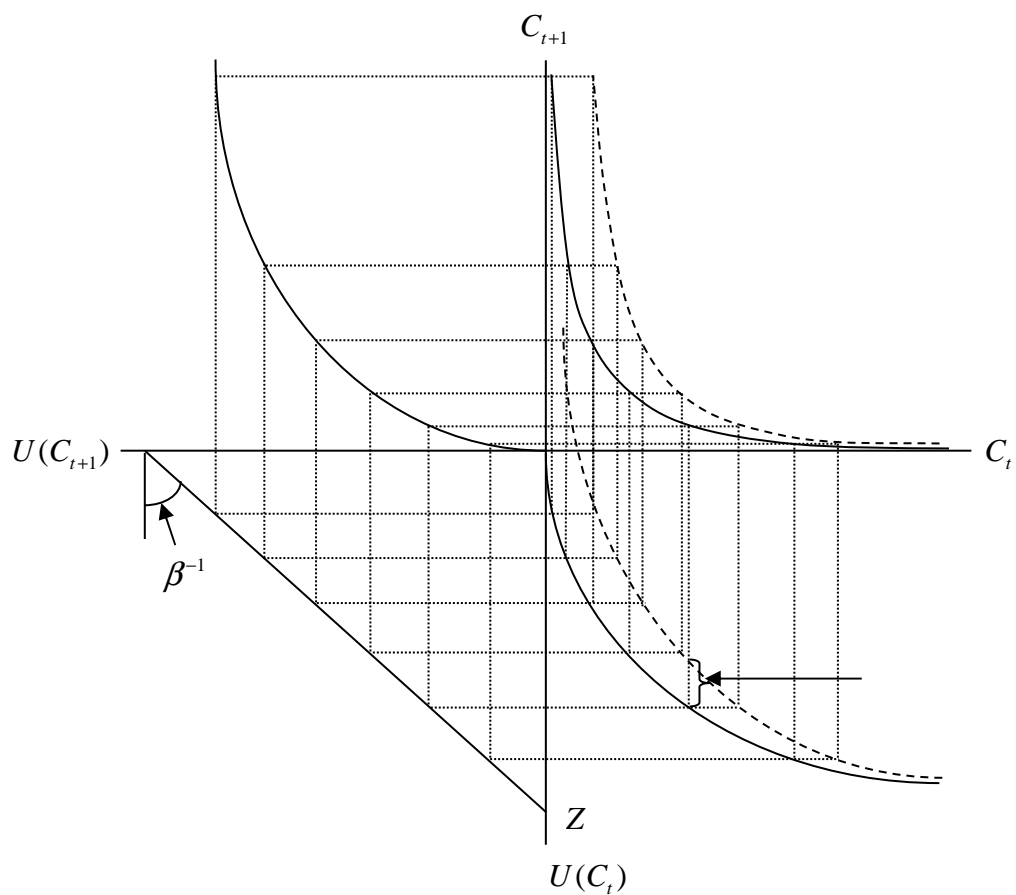
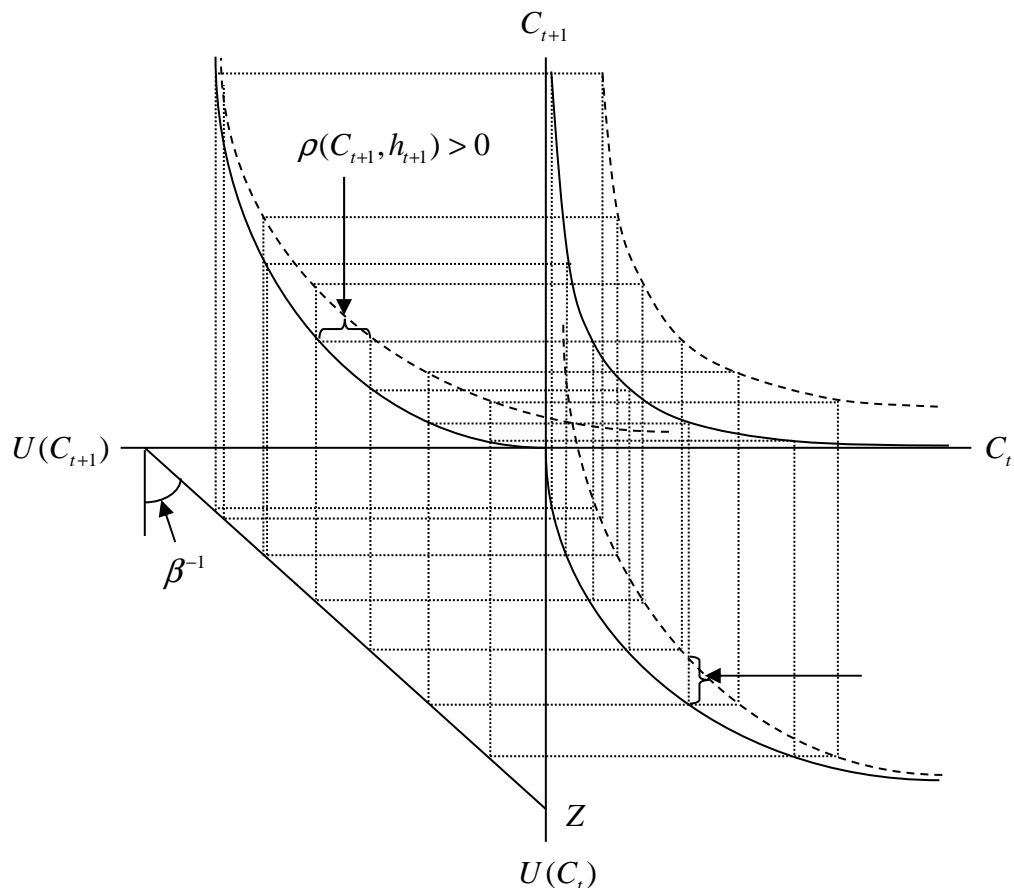


図 1 - 2 所得不確実性の低下による無差別曲線の変化



そして、以上で考察した所得不確実性の変化による無差別曲線の変化を一般的に表現すると、図1-3のようになる。

図1-3 所得不確実性の変化による無差別曲線の変化の一般的表現



すなわち、同図においては資産収益率のほかは現在と将来間の所得不確実性の相対的な変化が現在と将来の消費の決定に関与しており、消費成長率の説明変数に所得不確実性が加わることとなる。そして、このように予備的貯蓄とその取り崩しの効果を含むより一般的な期待効用関数の下で分析を行うことにより、より多くの情報を推計に投影できるため、相対的危険回避度の推計上のバイアスが解消できると考えられる。

本章では、以上の観点の下で、資産収益率の変化と所得の不確実性の相対的な変化を同時に考慮しながら消費のオイラー方程式のパラメータ推計を実施可能なフレームワークとして、消費成長率・資産収益率および所得変動係数成長率の三変数を説明変数とする消費のオイラー方程式（以下、不確実性モデルという）を定式化することを目的としている。

1.2 所得不確実性を考慮する先行研究

所得不確実性指標としての所得もしくは期待人的資産の変動係数を消費モデルに明示的に取り入れて行われた先行研究の代表的なものとしては以下のものがある。

Skinner(1988)は最適消費経路をオイラー条件の二階のテイラー展開を解くことにより近似的に求めるとともに、不確実な所得に対する予備的貯蓄が総貯蓄の 56%を占めることを論じる。所得不確実性指標として所得の変動係数をモデルへ導入し、これに影響を受ける限界効用を用いて、多期間のバックワード・インダクションの手法により最適消費経路の式を導出している。この所得の変動係数に影響を受ける限界効用は本章でも用いられる。

Pemberton(1993, 1997)は、Skinner(1988)が CRRA 型効用の下でオイラー方程式のテイラー近似および多期間のバックワード・インダクションの手法により導いた消費関数の近似の解析解について、生涯取得資源からの消費性向が将来の期待資産に依存して決定される式における期待は計画された消費の経路から独立して形成されないため、実現不可能な解となることを指摘した。そして、達成可能な代替的手法として CRRA 型効用の下で 2 期間のフォワード・ルッキング・モデルによる消費関数を恒常所得および将来の期待人的資産の変動係数を含む形で導くとともに、人的資産の不確実性があり、期待人的資産の変動係数の二乗値が正となる場合には、消費は恒常所得よりも下回ることを示した。

Irvine and Wang(1994)は CARA 型効用関数を用いる Caballero(1991)の所得不確実性下の消費モデルに基づき、50 年間で 1 年あたりの生存確率が 1 の場合、57 年間で 1 年あたりの生存確率が 0.995 の場合、69 年間で 1 年あたりの生存確率が 0.99 の場合、の 3 ケースについて、所得の変動係数が 0.00、0.05、0.10 をとる場合の資産残高の消費に対する倍率を計算し、異時点間の代替動機が Caballero(1991)の場合とは異なる大きな影響を資産蓄積に与えること、選ばれるパラメータの値によってモデルの結果が敏感に変化すること、および、モデルが暗示する資産の分布が典型的な市場における現実の分布とは異なることを示している。²

これらの先行研究は所得の変動係数もしくは期待人的資産の変動係数を明示的に

² 以上の他、所得の変動係数に着目もしくは言及した分析を行ったものとして以下のものがある。

Barsky, Mankiw and Zeldes(1986), Zeldes(1989), Morduch(1995), Strawczynski(1995), Aizenman(1995, 1998), Croushore(1996), Lusardi(1997), Robsta, Deitzb, McGoldricke(1999), Gollier(2001), Meng(2003), Jappelli, Pistaferri, and Weber(2005), Pijoan-Mas(2006).

取り扱うが、本研究のように消費のオイラー方程式へ直接、所得の変動係数を導入して、所得不確実性下の消費者の主体均衡というマイクロファンデーションを意識した分析を意図するものではない。

1.3 先行研究からの教訓と本研究の立場

従来型の検証では、消費行動を規定する要因は金融資産の収益率（あるいは現在および将来間の収益率の相対価格）のみとなっているが、家計行動の多様な動きを説明するには情報量が少なすぎるという欠落変数バイアスの問題を見落としていると考えられる。この問題を理論的・実証的に乗り越えることはできないだろうかというのが本研究の立場である。

本研究はこの問題を克服するため、予備的貯蓄モデルに注目し、この予備的貯蓄効果を明示的に考慮する、所得の不確実性を説明変数に含む消費のオイラー方程式を定式化すれば、より多くの情報の下で推計を行うことが可能であると考えられる。すなわち、家計が消費行動に際して真に影響を受ける要因を新たな情報源として取り込むことにより、前記の欠落変数バイアスの問題を解決もしくは緩和できると考えている。

1.4 所得の不確実性下の消費のオイラー方程式の定式化

1.4.1 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、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、これを解くことにより、所得の変動係数を含む消費のオイラー方程式を導出する。

まず、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。³ 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。

³ 大竹(2003)は日本における1984年から1999年までの消費の不平等度の推移と所得の不平等度の推移を『全国消費実態調査』の特別集計に基づいて比較し、対数消費の分散は対数所得の分散と比べて低くなることを報告しているが、そこで用いられる図1-7において所得分散の動きに連動する消費分散の動きが示されている。

$$U^*(C_t) = 0.5U(C_t - h_t) + 0.5U(C_t + h_t) \quad (1-1)$$

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(1-1)式より以下の式を得る。

$$U(C_t) - \rho(C_t, h_t) = 0.5U(C_t - h_t) + 0.5U(C_t + h_t) \quad (1-2)$$

(1-2)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(1-2)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。

$$\rho(C_t, h_t) = -0.5U''(C_t)h_t^2 \quad (1-3)$$

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。

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

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(1-3)式に代入すると $\rho(C_t, h_t)$ は以下のように表わされる。

$$\rho(C_t, h_t) = 0.5\gamma C_t^{1-\gamma} (h_t/C_t)^2 \quad (1-4)$$

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(1-4)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。

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

所得の不確実性下における個人の期待限界効用関数は(1-5)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。⁴

$$U^{*'}(C_t) = C_t^{-\gamma} [1 + 0.5(\gamma + \gamma^2)CV_t^2] \quad (1-6)$$

(1-6)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。なお、以上に展開した期待限界効用の導出手法は Skinner(1988)が金融資産残高に関する限界効用を導出した際のもと同様のものであり、上記の(1-6)式は Skinner(1988)の P.241 (7)式に相当している。

所得の不確実性下における個人の期待効用関数((1-5)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。

⁴ (1-5)式から(1-6)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。

$$\max E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U^*(C_{t+i}) \right] \quad (1-7)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^N q_{jt} A_{jt+1} + C_t = \sum_{j=1}^N (q_{jt} + d_{jt}) A_{jt} + Y_t \quad (1-8)$$

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 ($j=1,2,\dots,N$)、 d_{jt} はt期における第j資産から得られる配当 ($j=1,2,\dots,N$)、 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路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。

$$E_t \left[\beta \frac{U^*(C_{t+1})}{U^*(C_t)} \left(\frac{q_{jt+1} + d_{jt+1}}{q_{jt}} \right) \right] - 1 = 0 \quad (1-9)$$

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、(1-9)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(1-6)式を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。

$$E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \frac{1 + 0.5(\gamma + \gamma^2) CV_{t+1}^2}{1 + 0.5(\gamma + \gamma^2) CV_t^2} (1 + r_{jt+1}) \right] - 1 = 0 \quad (j=1,2,\dots,N) \quad (1-10)$$

1.4.2 GMM 推計を考慮した定式化

前節で求めた消費のオイラー方程式((1-10)式)は従来のオイラー方程式に消費の変動係数の二乗値を含む項が追加された形のものであるが、この消費の変動係数の二乗値は中間項の分子・分母にそれぞれ独立して含まれているため、操作変数が中間項の分子・分母に均等にかからず、GMM推計のためのモーメント条件が完備しないという問題がある。

そこで、GMM推計が可能となる定式化を行うため、(1-6)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、(1-10)式の間接項は以下のように変形可能となる。

$$\frac{1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_{t+1}^2}{1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_t^2} \equiv \frac{\exp[0.5(\gamma+\gamma^2)CV_{t+1}^2]}{\exp[0.5(\gamma+\gamma^2)CV_t^2]} = \frac{\exp(CV_{t+1}^2)^{0.5(\gamma+\gamma^2)}}{\exp(CV_t^2)^{0.5(\gamma+\gamma^2)}} = \left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)} \right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)}$$

変形後の中間項を(1-10)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。

$$\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)} \right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)} (1+r_{jt+1}) = 1 \quad (1-11)$$

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。

(1-11)式について、消費変動係数成長率の1期ラグを操作変数とするモーメント条件 $E(Z^*e)=0$ を表すと以下の通りとなり、モーメント条件における前述の不具合は生じない。また、消費変動係数が成長率の形で表されることにより、定式化前と比べてGMM推計の前提となる説明変数において定常性を満たすことがより容易となる。

$$\begin{aligned} & \left(\frac{\exp(CV_t^2)}{\exp(CV_{t-1}^2)} \right) \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)} \right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)} (1+r_{jt+1}) - 1 \right] \\ & = \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{\exp(CV_t^2)}{\exp(CV_{t-1}^2)} \right) \left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)} \right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)} (1+r_{jt+1}) - \left(\frac{\exp(CV_t^2)}{\exp(CV_{t-1}^2)} \right) \right] = 0 \end{aligned}$$

本節で行った近似による中間項の誤差率は推計される相対的危険回避度の上昇に伴い増加するが、Hansen and Singleton(1983)によって報告されている相対的危険回避度が2以下の範囲では概ね良好な近似結果となっている。⁵

1.5 不確実性モデルの変動係数項の経済学的意味

本節では、不確実性モデル((1-11)式)において追加された左辺第三項の変動係数項の経済学的意味を第1節の図1-3で示した所得不確実性の変化による無差別曲線の変化の一般的表現を用いて説明するものとする。

まず、図1-3の多期間モデルの無差別曲線を導出するため、(1-7)式において効

⁵ 日本の月次サンプルデータ(1987年1月~2009年12月、最小値0.580~最大値0.609)を用いて確認した変動係数の最大誤差率は相対的危険回避度 γ の大きさに応じて次の通り。 $\gamma=0$ のとき 0.0000%、 $\gamma=0.2$ のとき 0.0032%、 $\gamma=0.6$ のとき 0.0459%、 $\gamma=1$ のとき 0.1721%、 $\gamma=2$ のとき 1.0182%、 $\gamma=3$ のとき 2.7049%、 $\gamma=5$ のとき 8.5905%。

用関数を $i=0, 1$ の二期間のみについて集計し、その効用の総量を Z とおくと以下の式を得る。

$$Z = U^*(C_t) + \beta U^*(C_{t+1}) \quad (1-12)$$

(1-11)式のオイラー方程式は多期間の最適消費モデルから導かれる効用最大化の一階条件を表わしており、その条件とは異時点間の無差別曲線の限界代替率 $-dC_{t+1}/dC_t$ が予算制約線の傾き $(1+r_{t+1})$ と一致することである。この限界代替率を求めるため、(1-12)式を全微分してゼロとおくと、 $dZ = U^{*'}(C_t)dC_t + \beta U^{*'}(C_{t+1})dC_{t+1} = 0$ より、以下の式を得る。

$$-\left. \frac{dC_{t+1}}{dC_t} \right|_{dZ=0} = \frac{U^{*'}(C_t)}{\beta U^{*'}(C_{t+1})} = \frac{C_t^{-\gamma}[1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_t^2]}{\beta C_{t+1}^{-\gamma}[1+0.5(\gamma+\gamma^2)CV_{t+1}^2]} \quad (1-13)$$

ここで、(1-13)式の変動係数項について前節と同様の指数関数のテイラー展開公式を用いた変形を施すと、不確実性モデルの多期間モデルにおける無差別曲線の限界代替率は以下のように表わされる。⁶

$$-\left. \frac{dC_{t+1}}{dC_t} \right|_{dZ=0} = \frac{1}{\beta} \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^{-\gamma} \left(\frac{\exp(CV_t^2)}{\exp(CV_{t+1}^2)} \right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)} \quad (1-14)$$

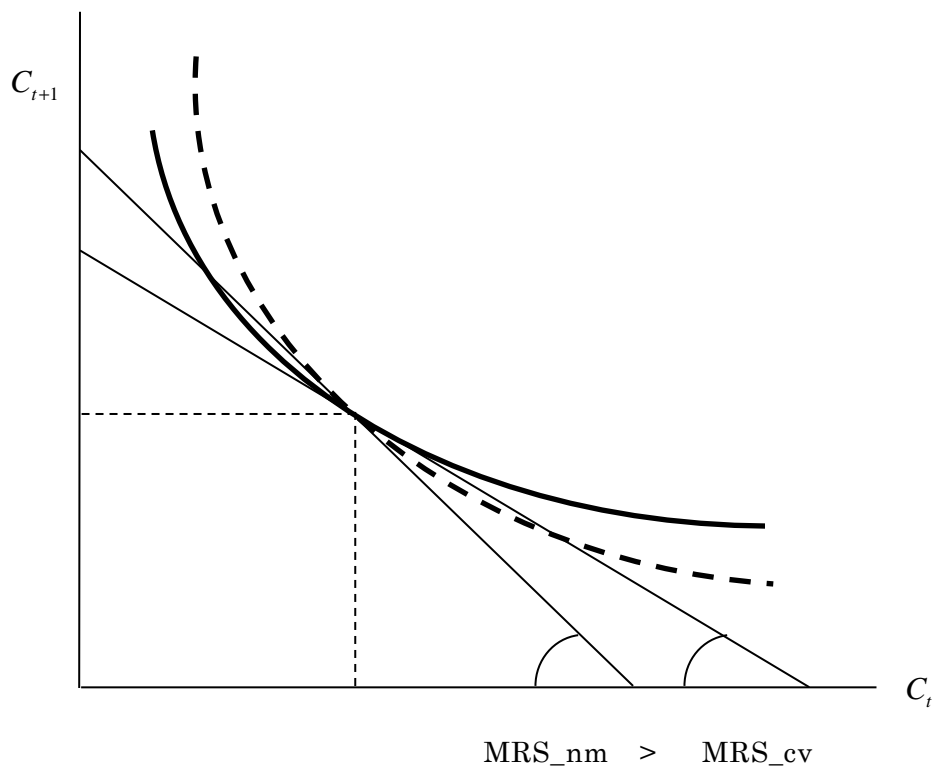
一方、従来モデルの多期間モデルにおける無差別曲線の限界代替率は(1-14)式において消費の変動係数 CV_t をゼロとおいたものとなるため、 $\exp(0) = 1$ を(1-14)式の分子・分母に代入することにより変動係数項が消去された以下の式により表わされる。

$$-\left. \frac{dC_{t+1}}{dC_t} \right|_{dZ=0} = \frac{1}{\beta} \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^{-\gamma} \quad (1-15)$$

いま、 t 期から $t+1$ 期にかけて所得の不確実性が上昇して $CV_{t+1} > CV_t$ となる場合、(1-15)式による従来モデルでは無差別曲線の限界代替率は変化しないが、(1-14)式による不確実性モデルでは右辺第三項の消費変動係数成長率 $\exp(CV_t^2)/\exp(CV_{t+1}^2)$ が 1 を下回るため、無差別曲線全体について限界代替率が低下する（将来消費を重視する）変化が生じることとなる。この状況を図示すると図 1-4 のようになる。

⁶ (1-14)式の限界代替率を予算制約線の傾き $(1+r_{t+1})$ と等しいとおき、これを変形すると所得の不確実性下における消費のオイラー方程式 ((1-11)式) が求められる。

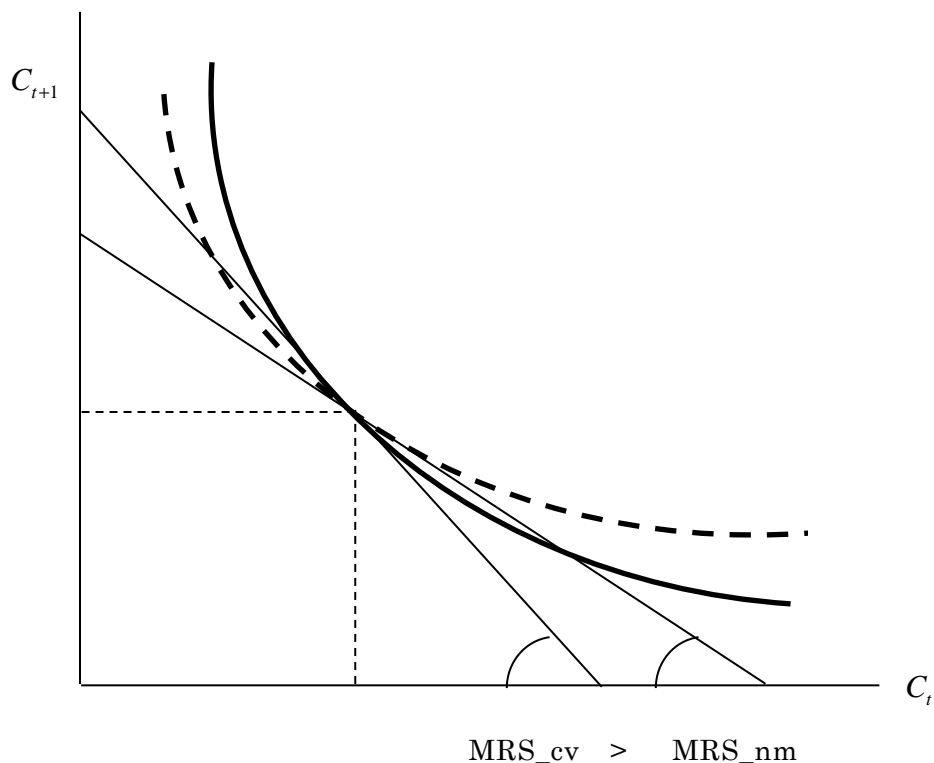
図 1 - 4 所得不確実性上昇時の無差別曲線



同図において、 MRS_{nm} は従来モデル、 MRS_{cv} は不確実性モデルの限界代替率をそれぞれ表わしており、 $MRS_{nm} > MRS_{cv}$ の関係が成立する。

一方、 t 期から $t+1$ 期にかけて所得の不確実性が低下して $CV_t > CV_{t+1}$ となる場合、(1-15)式による従来モデルでは無差別曲線の限界代替率は変化しないが、(1-14)式による不確実性モデルでは右辺第三項の消費変動係数成長率 $\exp(CV_t^2) / \exp(CV_{t+1}^2)$ が 1 を上回るため、無差別曲線全体について限界代替率が上昇する（現在消費を重視する）変化が生じることとなる。この状況を図示すると図 1 - 5 のようになる。

図 1 - 5 所得不確実性低下時の無差別曲線



同図において、 MRS_{nm} は従来モデル、 MRS_{cv} は不確実性モデルの限界代替率をそれぞれ表わしており、 $MRS_{cv} > MRS_{nm}$ の関係が成立する。

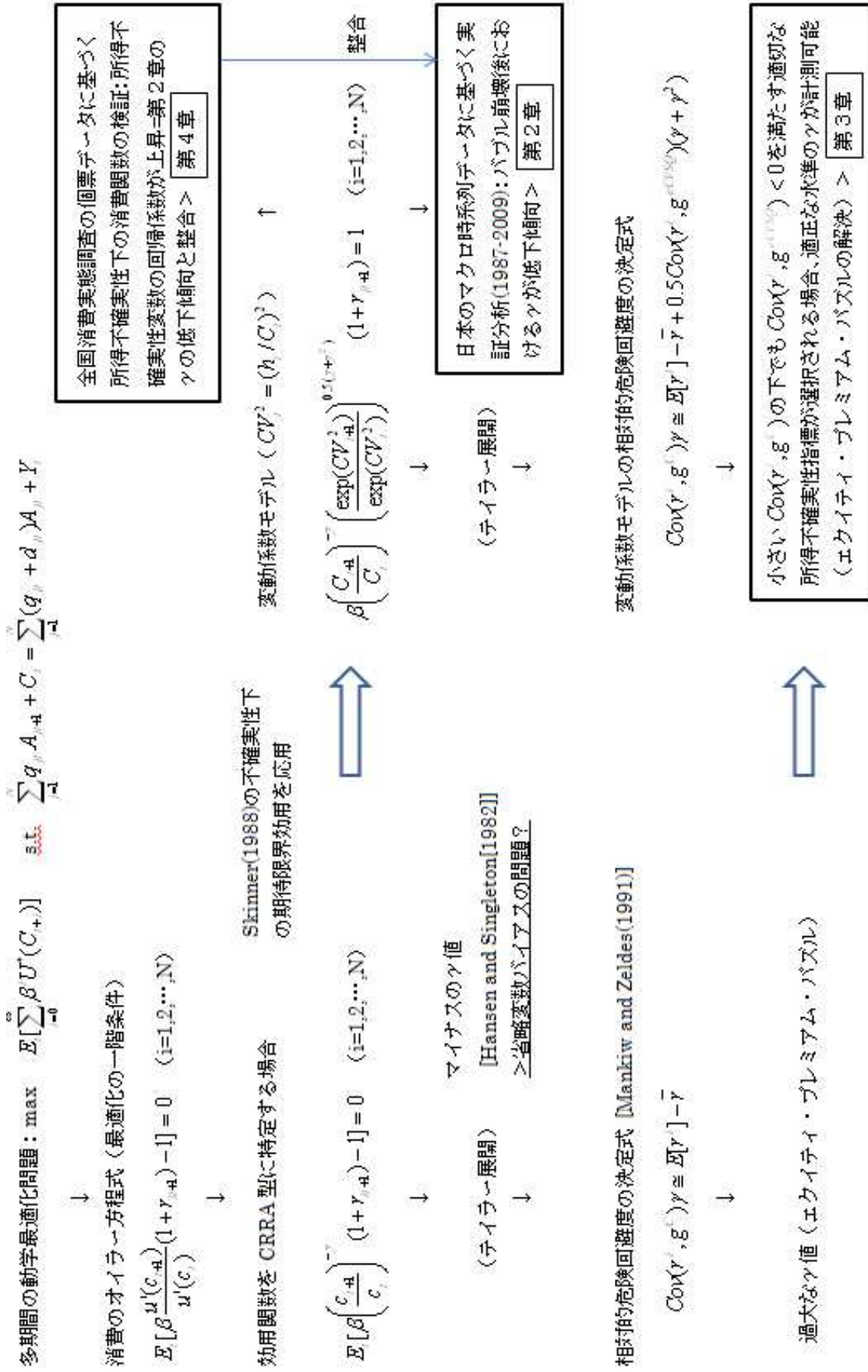
以上で見たように、不確実性モデルの変動係数項は現在・将来間の所得不確実性の大きさの相対価格を集約し、これを所得不確実性下の一般化された無差別曲線全体の限界代替率へ反映する効用曲線側の消費成長率の説明変数としての機能を有している。

このような無差別曲線全体の変化を考慮しない従来モデルにおいては、資産収益率の変動幅に対して消費の変動幅が少ない場合において推計される無差別曲線の凸性 (convexity) は大きくなるため、効用関数の相対的危険回避度の推計値は過大なものとなる。一方、無差別曲線全体の変化を考慮する不確実性モデルにおいては、資産収益率の変動幅に対して消費の変動幅が少ない場合でも、不確実性モデルにおいて資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が負である場合においては相対的危険回避度のパラメータ推計値にかかる過大な負荷が緩和されることとなる。一般的に資産収益率と所得不確実性は負の相関を有する傾向にあると考えられるため、資産収益率の変動幅に対して消費の変動幅が少ないことにより過大な相対的危険回避度が推計される場合は、不確実性モデルを適用することにより推計結果を改善することが可能と考えられる。

1.6 本論文の俯瞰と各章の関連

本論文は、第4節で定式化した消費成長率・資産収益率および所得変動係数成長率の三変数を説明変数とする所得の不確実性下の消費のオイラー方程式（不確実性モデル）を実証分析に適用すると共に、Mankiw and Zeldes(1991)と同様の手法によりテイラー展開することにより得られる関係式を用いてエクイティ・プレミアム・パズルと安全利子率パズルの解決に応用することにより、様々な知見を引き出すことを意図している。この不確実性モデルに基づく本論文の俯瞰と各章の関連は図1-6に示す通りである。

図1-6 本論文の俯瞰と各章の関連



第2章 日本のマクロ時系列データに基づく実証 分析(1987-2009)

2.1 はじめに

2.1.1 本章の概要

本章では前章にて導出した所得の不確実性下における消費のオイラー方程式を用いて1987年-2009年の日本の月次データに基づく予備的貯蓄効果を考慮したGMM推計を行い、バブル崩壊後の消費の実態を明らかにするものとする。また、従来のオイラー方程式のGMM推計結果との比較を行い、不確実性モデルのパフォーマンスの優位性を明らかにするものとする。

2.1.2 先行研究と本研究の立場

従来モデルによるGMMを用いた日本の資産市場の分析状況については第1章第1節にて概観しており、相対的危険回避度について安定的・不安定な推計結果が併存する状況となっている。また、羽森(1996)ではCRRA型の他、これを一般化したKreps-Porteus型の推計結果が提示されている。更に、生産側情報を入れて効用関数を拡張する場合の推計例として北村・藤木(1997)、森澤(2008)がある。

これらのCRRA型を拡張した効用関数を用いる先行研究では、主観割引率、相対的危険回避度以外に異時点間代替弾力性等の新たに推計されるパラメータの解釈が必要となる。

一方、本研究では効用関数がCRRA型のままで、所得不確実性を説明変数に含む不確実性モデルを用いてGMM推計を行うため、主観割引率、相対的危険回避度以外に新たに推計されるパラメータはない。従って、推計結果の解釈が容易であり、かつ、推計結果を従来モデルと直接比較できるという利点を含んでいる。

2.2 日本の所得不確実性指標を用いた GMM 推計

2.2.1 基本データと加工方法

従来モデルのオイラー方程式 ((1-11)式のうち、左辺第3項を除いたもの) の推計に用いる基本データは1987年から2009年までの実質消費成長率、実質資産収益率(住宅、株式、国債の3種類)の各月次データとし、各変数の加工方法は表2-1の通りである。

表2-1 基本データの加工方法

データ名	参照元	データ加工方法
実質消費 (c_t)	家計調査年報 (全国・全世帯ベース) [総務省]	① 一人当たり実質非耐久財消費支出=(消費支出-耐久財消費支出(住宅設備材料、家庭用耐久財、自動車等購入、自転車購入、教養娯楽要耐久財の合計))÷世帯人員 ② センサス法(X11)により①の季節調整値をとる。 ③ 消費者物価指数(1982年1月=100)で割ることにより実質化
実質消費成長率 (c_{t+1}/c_t)		実質消費(当期)÷実質消費(前期)
実質住宅収益率 ($1+r_1$)	全国マンション市場動向 [不動産経済研究所]	① 不動産(住宅)期待収益=首都圏新築マンション平均価格の1平方メートル当たり単価(単位:万円)×長期プライムレート ② ①を消費者物価指数(1982年1月=100)で割ることにより実質化 ③ 実質住宅収益率=実質不動産(住宅)期待収益(当期)÷実質不動産(住宅)期待収益(前期)
実質株式収益率 ($1+r_2$)	株式投資収益率 [日本証券経済研究所]	① 株式収益率(月収益率)=(東証第一部株価指数(当月)-東証第一部株価指数(前月))÷東証第一部株価指数(前月) ② インフレ率=(消費者物価指数(当月)-消費者物価指数(前月))÷消費者物価指数(前月) ③ 実質株式収益率=株式収益率(月収益率)-インフレ率+1
実質国債収益率 ($1+r_3$)	国債の流通利回り等 [日本銀行]	① 国債収益率(月収益率)=東証国債先物利回(10年)(年利率%)÷1200 ② インフレ率=(消費者物価指数(当月)-消費者物価指数(前月))÷消費者物価指数(前月) ③ 実質国債収益率=国債収益率(月収益率)-インフレ率+1

また、実質消費成長率の原データとなる一人当たり実質消費の推移を表わすと図2-1、実質資産収益率(住宅、株式、国債の3種類)の原データとなる不動産(住宅)期待収益、株価指数、国債利回りの推移をそれぞれ表わすと図2-2~4の通りである。⁷ また、この間の短期金利の指標であり政策目標金利であるコールレート(無担保

⁷ 株価指数は配当を考慮した指数であるJSRI株価指数を使用している。また、国債利回りは日本銀行より推計期間内の連続した月次データが入手可能な東証国債先物利回(10年)を使用している。

レート翌日物)の推移を表わすと図2-5の通りであり、2001年から2006年にかけてはゼロ金利政策による金利誘導が行われていることが確認される。

図2-1 実質消費支出の推移

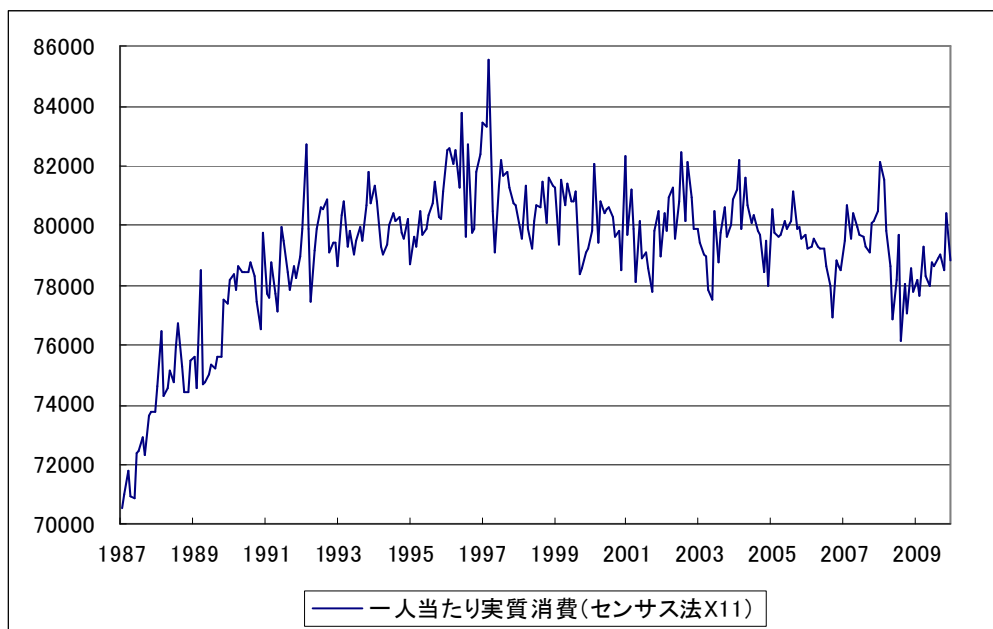


図2-2 不動産(住宅)期待収益の推移

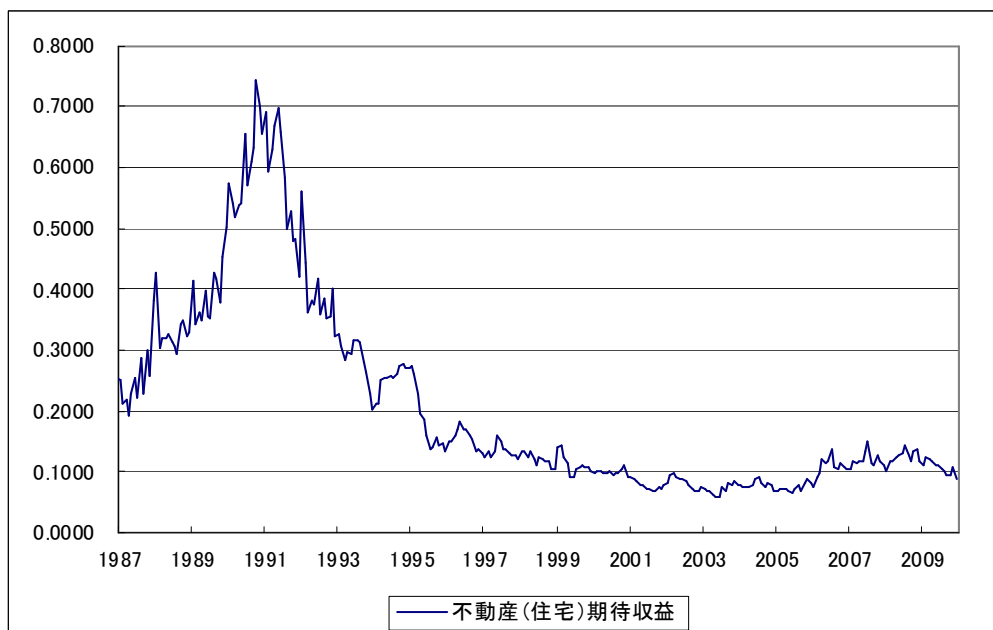


図 2 - 3 株価指数の推移

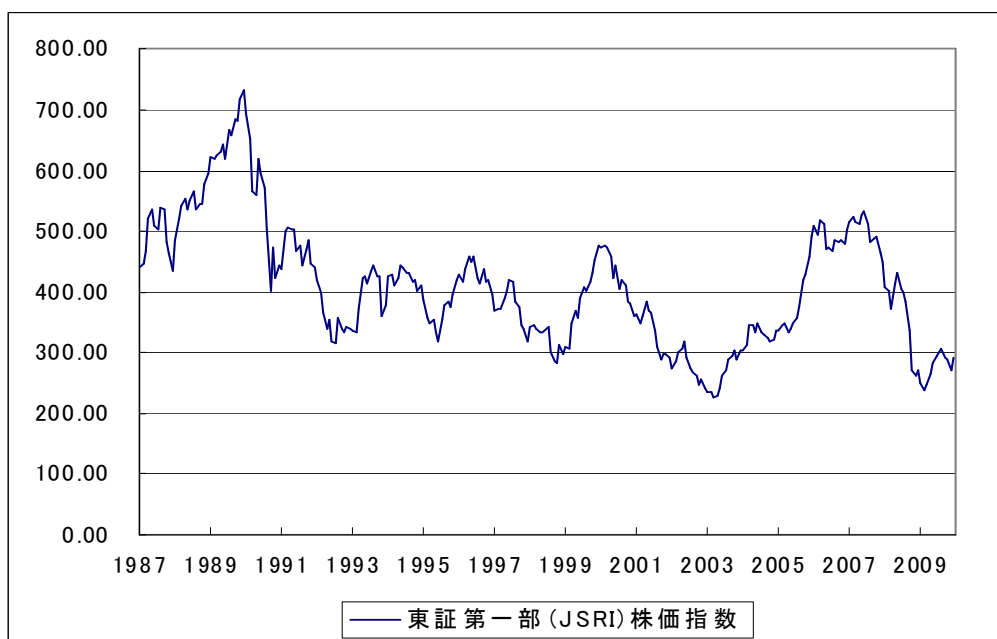


図 2 - 4 国債利回りの推移

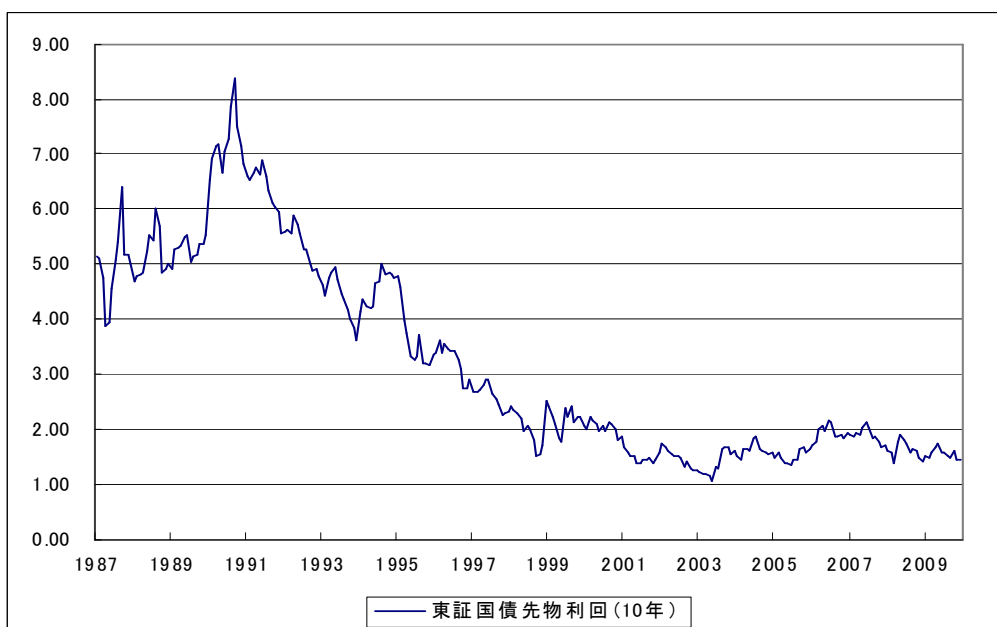
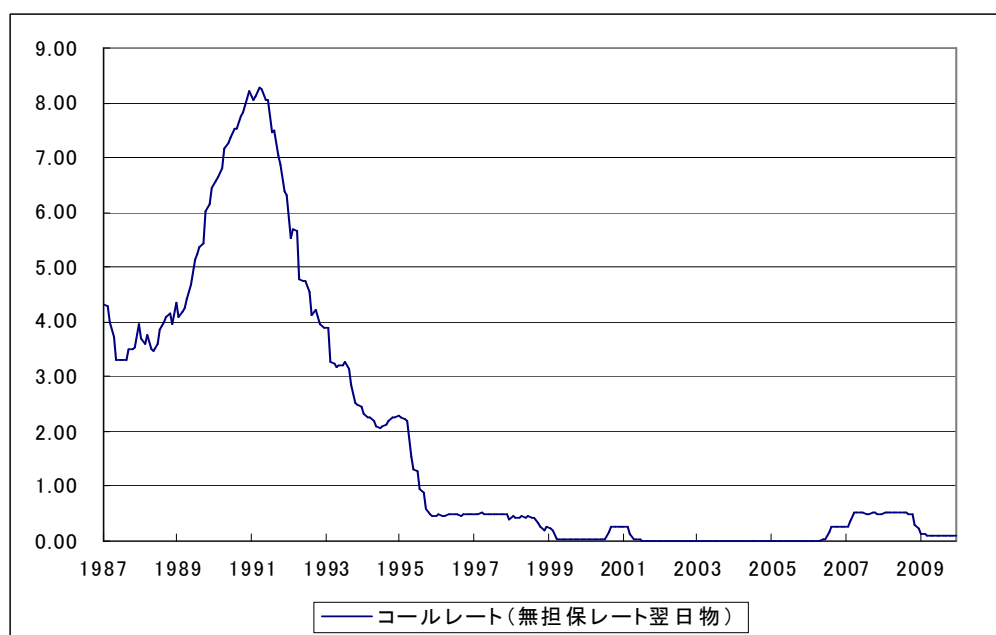


図 2-5 コールレートの推移



実質消費のデータは家計調査年報の消費支出より耐久財消費支出を除いた非耐久財消費支出を使用しているが、これは当期に消費した耐久財が当期の効用のみならず、翌期以降の効用にも影響を与える状況を避けるためである。すなわち、多期間にわたる消費の動学的最適化モデルでは各期の効用が各期の消費のみによって与えられるように定義されており、これに合せて消費支出を当期内に効用を与える消費支出のみに加工して用いるものである。なお、実質消費の季節調整方法はセンサス法 (X11) を用いている。図 2-1 より 1989 年 3 月に消費税導入(3%)前の駆け込み需要、1992 年 2 月に地価税導入に伴う駆け込み需要、1997 年 3 月に消費税引上げ(3%→5%)前の駆け込み需要がそれぞれ確認される。

また、各資産収益率はオイラー方程式 ((1-11)式) の $(1+r_{jt+1})$ に相当する 1 を加えた値を使用している。図 2-2 ~ 4 より資産収益率の原データの内、不動産 (住宅) 期待収益と国債利回りはバブル崩壊後から 2000 年にかけて一貫した低下傾向にあり、コールレートのゼロ金利政策が解除される 2006 年までは変動幅が非常に少ない状況となっている。他方、株価指数については全体として低下傾向を持ちながらも上昇と下降を繰り返すパターンとなっている。

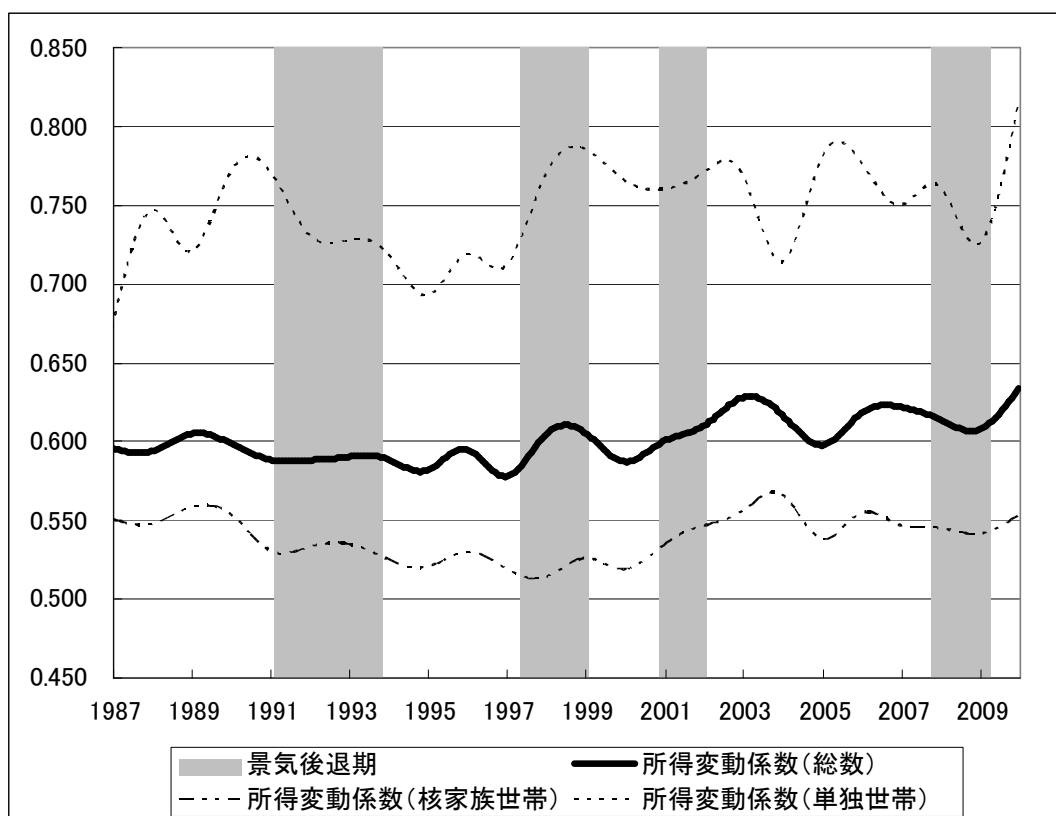
2.2.2 所得不確実性指標データと加工方法

不確実性モデルのオイラー方程式（(1-11)式）の推計に用いるデータは前項の1987年から2009年までの基本データおよび同期間の月次の所得不確実性指標データとし、所得不確実性指標データは、所得リスク変数としての所得変動係数、雇用リスク変数としての有効求人倍率の逆数および完全失業率の計3種類のうちのいずれかを用いるものとする。⁸

上記のうち、所得変動係数（以下、CV1という）については1986年から2009年までの「国民生活基礎調査」の所得票のうち、「世帯数、世帯主の年齢（10歳階級）⁹・世帯構造・所得金額階級別」の総数データを用いて、生産年齢人口に対応する年齢29歳以下から50～59歳までの4区分を所得金額階級50万円未満から2000万円以上までの25区分について合計した所得階層別世帯数分布表を24年分作成し、各年次の所得の平均値と標準偏差より変動係数を計算した後、これらを3次スプライン関数で非線形近似補間することにより変動係数の月次データを作成した。これを表わしたのが図2-6である。

⁸ 土居(2004)は予備的貯蓄仮説の実証分析において、実質可処分所得の期待成長率の分散で測った「所得リスク」と有効求人倍率の逆数および完全失業率で測った「雇用リスク」の貯蓄率に対する説明力を比較し、「雇用リスク」の方が「所得リスク」よりも説明力が高いとの結論を得ている。本章ではこの結果に従い、所得不確実性指標として「所得リスク」・「雇用リスク」のそれぞれに対応する説明変数を導入している。

図 2-6 所得不確実性指標(CV1) (所得変動係数スプライン近似補間時系列)



なお、同図には総数を構成する世帯のうち、核家族世帯と単独世帯の変動係数の近似補間系列も参考として表示しており、2000年以降の核家族世帯における変動係数の急激な上昇が総数の変動係数の上昇をもたらしていることが読み取れる。¹⁰ 一方、有効求人倍率の逆数（以下、CV2という）は厚生労働省公表の有効求人倍率（新規学卒者及びパートタイムを除く）の長期時系列データ（月次、季節調整値）より作成し、完全失業率（以下、CV3という）は「労働力調査」の長期時系列データ（月次、季節調整値）を使用している。これらを表わしたのが図2-7および図2-8である。¹¹

⁹ 1986年のみ原表に従って集計区分が（5歳階級）のものを使用している。

¹⁰ 2009年における年齢29歳以下から50～59歳までの4区分の合計世帯数の内訳は次のようになっており、核家族世帯が総数の約66%を占めている：総数3235、単独世帯639、核家族世帯2124、三世帯世帯275、その他の世帯197。

¹¹ 有効求人倍率の逆数（CV2）、完全失業率（CV3）はそれぞれレベル値を用いているが、変動幅もしくは前月比の系列を用いる方法が好ましいとの見解もある。これらの系列を用いる分析については今後の検討課題としたい。

図 2 - 7 所得不確実性指標(CV2) (有効求人倍率の逆数)

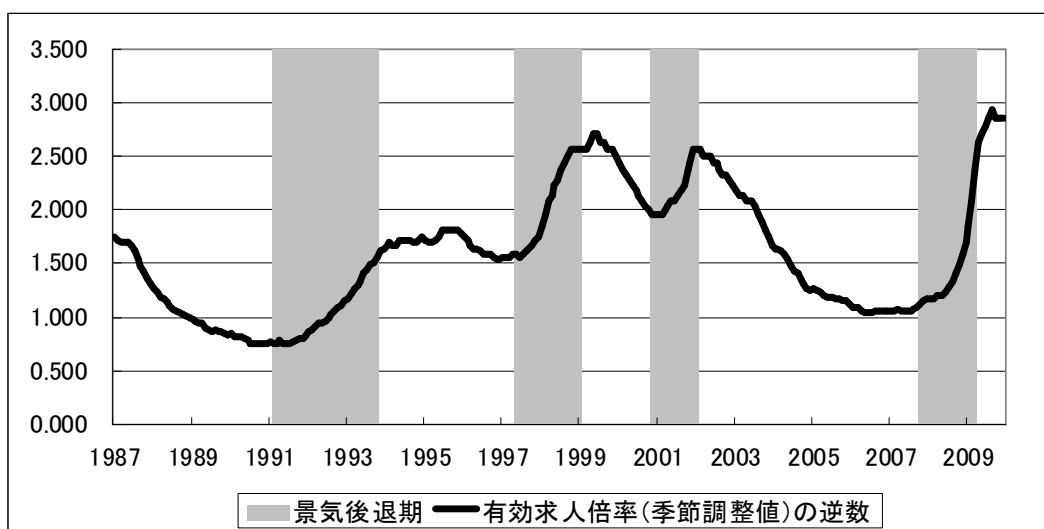
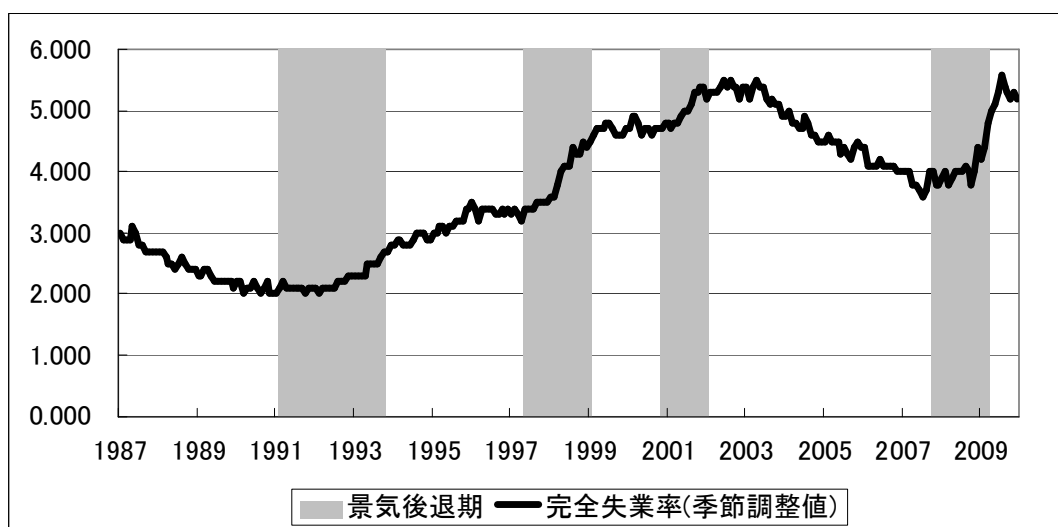


図 2 - 8 所得不確実性指標(CV3) (完全失業率)



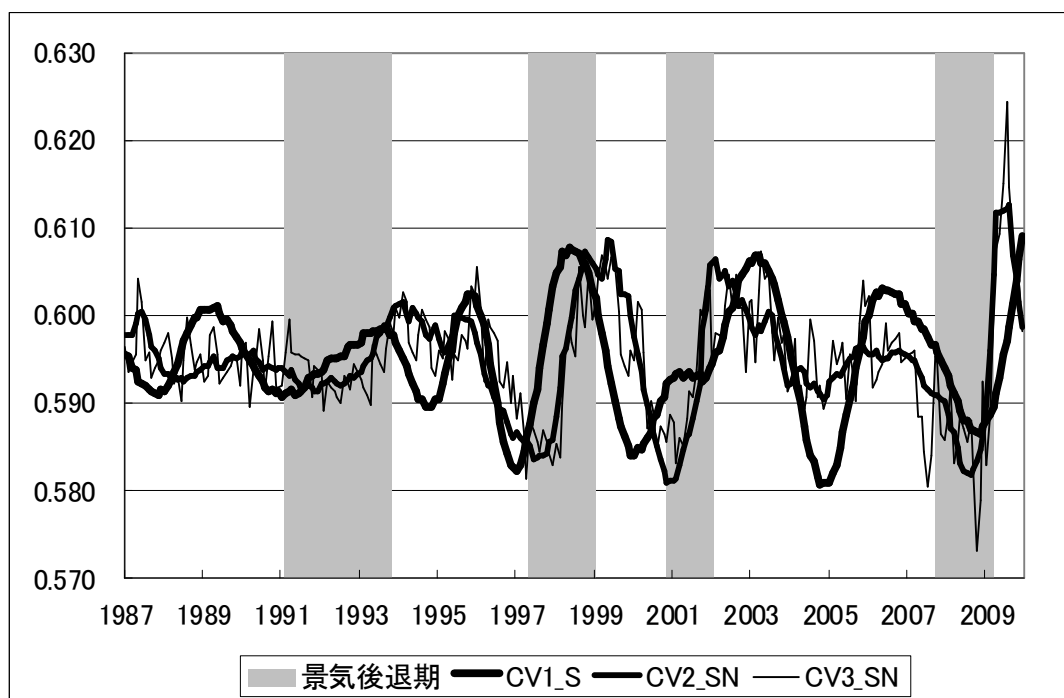
上記の所得不確実性指標データ（以下、各 CV 系列という）は単位および平均値・標準偏差が統一されておらず、また、オイラー方程式の GMM 推計の前提となるデータの定常性も満たす必要がある。そこで、データの持つ情報を損なわない範囲で以下の処理を行い、データの定常性確保と所得変動係数の平均値と標準偏差へ統一するための基準化を行うものとする。

1. 各 CV 系列 へ Hodrick-Prescott フィルター($\lambda=14400$)をかけ、トレンド除去後のサイクル成分のみによる系列（以下、各 CV_C 系列という）を取り出す。

2. 各 CV 系列の 1987 年 1 月の値を初期値として、これに各 CV_C 系列を加えることにより、定常化系列（以下、各 CV_S 系列という）を作成する。
3. CV 1 の定常化系列（以下、CV 1_S 系列という）の平均値と標準偏差を計算し、CV 2 の定常化系列（以下、CV 2_S 系列という）および CV 3 の定常化系列（以下、CV 3_S 系列という）の平均値と標準偏差が CV 1_S 系列の平均値と標準偏差に一致するように基準化する（CV 2、CV 3 の基準化後の定常化系列をそれぞれ CV 2_SN 系列、CV 3_SN 系列という）。

以上の処理を行った後の CV 1_S 系列、CV 2_SN 系列、CV 3_SN 系列を表わしたのが図 2-9 である。

図 2-9 定常化および基準化後の所得不確実性指標(CV1-CV3)



同図より、CV 2_SN 系列（有効求人倍率の逆数）と CV 3_SN 系列（完全失業率）はほぼ同様な動きを取ることが読み取れる。また、2000 年までは CV 1_S 系列（所得変動係数）は CV 2_SN 系列と CV 3_SN 系列よりも約半年から 1 年程度先行する動きを示していたが、2001 年以降はこのパターンが崩れて CV 2_SN 系列と CV 3_SN 系列の方がやや先行する動きとなっている。

なお、図 2-6～9 へは景気後退期を示すシャドーを表示しており、これらのシャドーは表 2-2 に示す景気基準日付の第 1 1 循環から第 1 4 循環の山から谷へ向かう

時期に対応している。

表 2-2 景気基準日付(1983年2月以降)

	谷	山	谷	期間		
				拡張	後退	全循環
第10循環	1983年2月	1985年6月	1986年11月	28カ月	17カ月	45カ月
第11循環	1986年11月	1991年2月	1993年10月	51カ月	32カ月	83カ月
第12循環	1993年10月	1997年5月	1999年1月	43カ月	20カ月	63カ月
第13循環	1999年1月	2000年11月 (暫定)	2002年1月 (暫定)	22カ月	14カ月	36カ月
第14循環	2002年1月	2007年10月	2009年3月	69カ月	17カ月	86ヶ月

(出所) 内閣府経済社会総合研究所「景気基準日付」より作成

所得不確実性指標の原データの中では有効求人倍率の逆数(図2-7)、所得変動係数(図2-6)、完全失業率(図2-8)の順に景気後退期との関連を有しているように見えるが、定常化および基準化後の指標(図2-9)では、いずれの指標も同様に景気後退期に上昇する動きとなっていることが確認される。

2.2.3 推計期間の設定およびGMMによる推計結果

プラザ合意(1985年)以降のバブル経済を軸とする日本経済の各景気局面の特徴を捉えた推計を行うため、図2-10の実質経済成長率(暦年ベース)の推移を参照して以下の推計期間を設定した。¹²¹³

1987-1991年：バブル経済の形成による景気上昇期(以下、第1期という)

1992-2000年：バブル経済の崩壊およびバランスシート不況による景気低迷期(以下、第2期という)

2001-2006年：成果主義導入～米国バブルによる景気回復期(ゼロ金利政策対応)

¹² GMMには Ghysels and Hall(1990)による未知の構造変化点を調べるためのテスト(Predictive Test)があり、このテストはある一つの推計期間より推計されたパラメータが他の推計期間においても同様に予測されるかどうかを調べることにより行われる。本章においても各推計期間の設定に当たり、本テストによる構造変化点を参照することが好ましいと考えられる。この点については今後の課題としたい。なお、Predictive Testを用いて日本の消費行動の構造変化を検証したものに Kozuka(2006)がある。

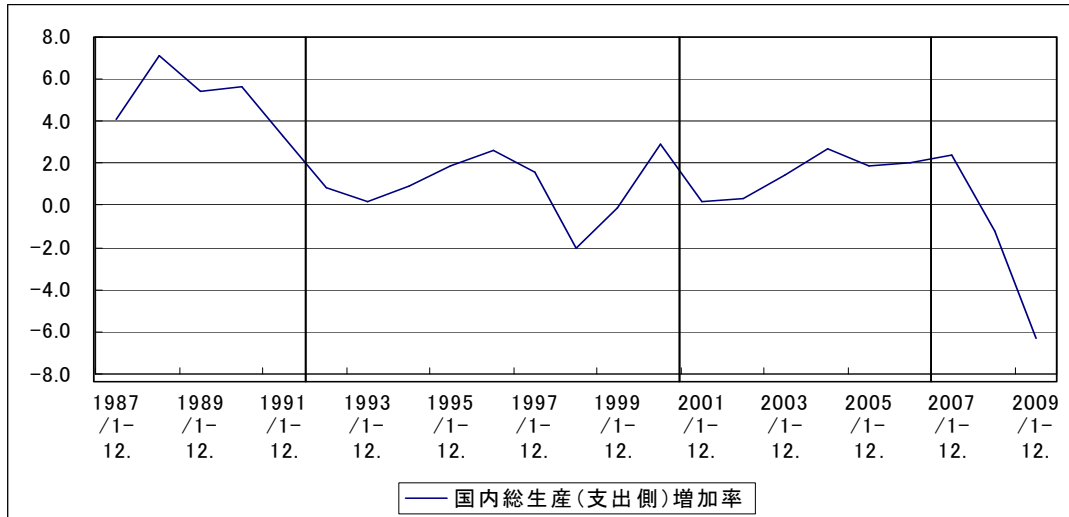
¹³ 図2-9では第3期(2001-2006年)の中で2004-2005年を底とする所得不確実性指標の低下・上昇が観測されている。この時期は不良債権問題の処理が進展し、実質経済成長率が2%となった2002年1月以降の景気拡張期のピークに当たり、景気循環の山に相当する時期であったと判断されるため、第3期(2001-2006年)をこの前後で分けて推計することを今後の課題としたい。

期) (以下、第3期という)

2007-2009年：米国バブル崩壊後の景気下降期 (以下、第4期という)

1987-2009年：推計期間の全期間 (以下、全期間という)

図2-10 実質経済成長率 (暦年ベース) の推移



各推計期間の基本データおよび所得不確実性指標データの記述統計量および単位根検定の結果は表2-3および表2-4の通りである。

表 2 - 3 基本統計量

変数名		1987-1991 (N=60)	1992-2000 (N=108)	2001-2006 (N=72)	2007-2009 (N=36)	1987-2009 (N=276)
gcp11	平均	1.00208	1.00043	0.99989	0.99988	1.00054
	標準偏差	0.01620	0.01710	0.01450	0.01555	0.01606
r1	平均	1.01610	0.98653	1.00630	0.99994	1.00114
	標準偏差	0.14236	0.08852	0.09300	0.09782	0.10617
r2	平均	1.00017	0.99983	1.00590	0.98587	0.99968
	標準偏差	0.06763	0.05654	0.04481	0.06122	0.05682
r3	平均	1.00276	1.00246	1.00160	1.00148	1.00221
	標準偏差	0.00601	0.00456	0.00320	0.00397	0.00454
gecv1sq	平均	0.99995	0.99999	1.00014	1.00028	1.00006
	標準偏差	0.00065	0.00143	0.00132	0.00148	0.00127
gecv2sq	平均	0.99987	0.99988	1.00024	1.00012	1.00001
	標準偏差	0.00072	0.00154	0.00165	0.00328	0.00176
gecv3sq	平均	0.99996	0.99996	1.00014	1.00012	1.00002
	標準偏差	0.00384	0.00407	0.00508	0.00766	0.00484

(注) 各変数は次のとおり。

- gcp11 : 実質消費成長率(センサス法X11)
- r1 : 実質住宅収益率
- r2 : 実質株式収益率
- r3 : 実質国債収益率
- gecv1sq : 所得不確実性指標(所得変動係数)成長率
- gecv2sq : 所得不確実性指標(有効求人倍率逆数)成長率
- gecv3sq : 所得不確実性指標(失業率)成長率

表 2 - 4 単位根検定

変数名	検定方法	ラグ期数	1987-1991 (N=60)	1992-2000 (N=108)	2001-2006 (N=72)	2007-2009 (N=36)	1987-2009 (N=276)
gcp11	ADF	ラグ期数	1	0	1	0	1
		ADF統計量	-9.495 ***	-15.680 ***	-9.880 ***	-9.215 ***	-17.470 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
	PP	PP統計量	-15.954 ***	-44.638 ***	-15.922 ***	-10.410 ***	-37.023 ***
		P値	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000	0.0001
r1	ADF	ラグ期数	0	0	0	1	0
		ADF統計量	-11.011 ***	-9.964 ***	-9.460 ***	-6.856 ***	-20.239 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	PP	PP統計量	-11.233 ***	-12.277 ***	-9.460 ***	-8.761 ***	-20.411 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
r2	ADF	ラグ期数	0	0	0	0	0
		ADF統計量	-7.914 ***	-9.537 ***	-6.211 ***	-4.052 ***	-14.768 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0035	0.0000
	PP	PP統計量	-7.985 ***	-9.532 ***	-6.333 ***	-4.031 ***	-14.840 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0037	0.0000
r3	ADF	ラグ期数	1	2	2	0	13
		ADF統計量	-7.284 ***	-9.347 ***	-7.226 ***	-4.345 ***	-3.665 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0016	0.0052
	PP	PP統計量	-12.921 ***	-8.103 ***	-12.609 ***	-4.409 ***	-14.011 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0001	0.0013	0.0000
gecv1sq	ADF	ラグ期数	3	3	3	2	15
		ADF統計量	-3.315 **	-4.453 ***	-2.802 *	-0.131	-3.581 ***
		P値	0.0189	0.0004	0.0634	0.9375	0.0068
	PP	PP統計量	-1.840	-2.602	-1.702	0.815	-3.623 ***
		P値	0.3580	0.0957 *	0.4257	0.9929	0.0059
gecv2sq	ADF	ラグ期数	0	0	0	0	0
		ADF統計量	-5.523 ***	-5.255 ***	-4.966 ***	-2.046	-7.892 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0001	0.2669	0.0000
	PP	PP統計量	-5.566 ***	-5.327 ***	-5.119 ***	-2.129	-8.106 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0001	0.2353	0.0000
gecv3sq	ADF	ラグ期数	6	0	3	0	1
		ADF統計量	-6.926 ***	-12.369 ***	-6.171 ***	-5.212 ***	-15.343 ***
		P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
	PP	PP統計量	-21.192 ***	-12.796 ***	-11.219 ***	-5.219 ***	-20.146 ***
		P値	0.0001	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000

(注1) 各変数は次のとおり。

- gcp11 : 実質消費成長率(センサス法X11)
- r1 : 実質住宅収益率
- r2 : 実質株式収益率
- r3 : 実質国債収益率
- gecv1sq : 所得不確実性指標(所得変動係数)成長率
- gecv2sq : 所得不確実性指標(有効求人倍率逆数)成長率
- gecv3sq : 所得不確実性指標(失業率)成長率

(注2) ADFは ADF検定、PPはPhillips-Perron(PP)検定をそれぞれ表わしている。

(注3) ***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%の下で各変数が単位根を持つという帰無仮説が棄却されることを表す。

(注4) ADF検定におけるラグ期数の決定はSBIC(シュワルツベイズ情報量基準)に従っている。

但し、gcp11 は実質消費（センサス法 X11 ベース）の成長率 C_t/C_{t-1} を、r1 は実質住宅収益率を、r2 は実質株式収益率を、r3 は実質国債収益率を、gecv1sq は CV 1 _S 系列（所得変動係数）の成長率 $\exp(CV1_t^2)/\exp(CV1_{t-1}^2)$ を、gecv2sq は CV 2 _SN 系列（有

効求人倍率の逆数) の成長率 $\exp(CV2_t^2)/\exp(CV2_{t-1}^2)$ を、gecv3sq は CV 3_SN 系列 (完全失業率) の成長率 $\exp(CV3_t^2)/\exp(CV3_{t-1}^2)$ を、それぞれ表している。

表 2-3 より実質消費成長率の平均(年率換算)は第 1 期が 2.4%と最も高いが、第 2 期は 0.5%、第 3 期・第 4 期はそれぞれ-0.13%、-0.14%となっており、消費支出の動きは各期間で異なるが、同表より標準偏差については各期間で顕著な差がない状況となっている。なお、全期間の実質消費成長率の平均(年率換算)は 0.64%である。

一方、表 2-3 より所得不確実性指標成長率の平均を見ると、いずれの指標も第 1 期、第 2 期はマイナスの成長率(すなわち、所得不確実性の低下傾向)を示しているのに対し、第 3 期、第 4 期はプラスの成長率(すなわち、所得不確実性の上昇傾向)を示している。第 3 期、第 4 期について更に詳細を確認すると、所得変動係数(gecv1sq)は第 3 期から第 4 期にかけて成長率が継続的に 2 倍程度へ上昇しているが、有効求人倍率の逆数(gecv2sq)は第 3 期から第 4 期にかけて成長率が 1/2 倍へ低下し、完全失業率(gecv3sq)は第 3 期から第 4 期にかけて成長率がほぼ横ばいの状況となっている。

また、表 2-4 は単位根検定の結果を表わすものであるが、所得不確実性指標データのうち、2007-2009 年の CV 1_S 系列(所得変動係数)および CV 2_SN 系列(有効求人倍率の逆数)については、ADF、PP(Phillips-Perron)のいずれの検定方法においても単位根を持つという帰無仮説を 10%の有意水準の下で棄却できず、従って定常性を満たさないと判断される。その他の説明変数についてはいずれも 10%の有意水準で単位根を持つとの帰無仮説が棄却され、各変数は GMM 推計の前提となる定常性を満たすものと判断される。なお、ADF 検定を行う際のラグ期数の決定は SBIC(シュワルツベイズ情報量基準)に従っている。

オイラー方程式の推計方法は一般化モーメント法(GMM)によって行っており、前記の推計期間について、操作変数の選択に対する推計パラメータの頑強性を確認するため、操作変数のラグ期が異なる以下の二ケースを推計した。¹⁴

- 1 : 説明変数の 1 期前と定数項を操作変数とするもの。
- 2 : 説明変数の 1 期前・2 期前と定数項を操作変数とするもの。

GMM による各推計期間毎の推計結果は表 2-5-1~5 の通りである。

¹⁴ Tauchen (1986) は GMM 推計における操作変数のラグ次数が短い場合には漸近的な最善性をもたらすが、長い場合には推計値がバイアスを持つ値に集まる性質があることを明らかにしている。本章はこの先行研究に従って定数項および各説明変数(消費成長率、各資産収益率および各所得不確実性指標成長率)の 1 期および 1・2 期ラグを操作変数として使用している。

表 2 - 5 - 1 推計結果 (1987-1991)

変数名	操作変数 ラグ期	モデル					
		NM	CV1	CV2	CV3		
1987-1991 (N=59)	r1	1期	β	0.990 *** (S.E.) (0.018)	0.990 *** (0.018)	0.982 *** (0.015)	0.987 *** (0.018)
			γ	1.964 (S.E.) (1.844)	2.685 (1.907)	1.387 (1.693)	0.931 (1.819)
		J統計量	6.463 (P値.) (0.011)	7.132 (0.028)	6.961 (0.031)	6.956 (0.031)	
		自由度	1	2	2	2	
		1・2期	β	0.987 *** (S.E.) (0.016)	0.990 *** (0.013)	0.983 *** (0.014)	0.984 *** (0.016)
			γ	0.176 (S.E.) (1.364)	0.449 (1.327)	0.002 (1.291)	-0.202 (1.372)
	J統計量		7.421 (P値.) (0.060)	8.601 (0.126)	7.787 (0.168)	7.959 (0.159)	
	自由度		3	5	5	5	
	r2	1期	β	1.003 (S.E.) (0.008)	1.000 (0.007)	1.000 (0.008)	1.003 (0.008)
			γ	0.788 (S.E.) (0.919)	0.538 (0.854)	0.599 (0.868)	0.625 (0.903)
			J統計量	0.073 (P値.) (0.788)	1.621 (0.445)	2.969 (0.227)	0.481 (0.786)
			自由度	1	2	2	2
		1・2期	β	1.003 (S.E.) (0.007)	—	1.001 (0.007)	1.003 (0.007)
			γ	0.222 (S.E.) (0.594)	—	0.023 (0.585)	0.307 (0.589)
	J統計量	1.334 (P値.) (0.721)	—	4.283 (0.509)	3.564 (0.614)		
	自由度	3	—	5	5		
	r3	1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.001)	0.997 *** (0.001)	0.998 *** (0.001)	0.998 *** (0.001)
			γ	0.191 ** (S.E.) (0.089)	0.152 * (0.085)	0.236 *** (0.081)	0.197 ** (0.085)
J統計量			0.199 (P値.) (0.656)	1.025 (0.599)	2.925 (0.232)	0.406 (0.816)	
自由度			1	2	2	2	
1・2期		β	0.997 *** (S.E.) (0.001)	0.997 *** (0.001)	0.997 *** (0.001)	0.997 *** (0.001)	
		γ	0.198 ** (S.E.) (0.076)	0.164 ** (0.072)	0.214 *** (0.074)	0.201 *** (0.066)	
		J統計量	6.684 (P値.) (0.083)	7.786 (0.168)	7.083 (0.215)	7.305 (0.199)	
		自由度	3	5	5	5	
連立		1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.001)	0.998 *** (0.001)	0.997 *** (0.001)	0.998 *** (0.001)
			γ	0.206 ** (S.E.) (0.083)	0.170 ** (0.075)	0.271 *** (0.078)	0.215 *** (0.077)
			J統計量	10.415 (P値.) (0.660)	13.146 (0.662)	18.439 (0.299)	10.398 (0.845)
			自由度	13	16	16	16
	1・2期	β	0.998 *** (S.E.) (0.001)	—	0.997 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	
		γ	0.248 *** (S.E.) (0.062)	—	0.283 *** (0.063)	0.218 *** (0.046)	
J統計量	25.354 (P値.) (0.443)	—	30.491 (0.492)	28.392 (0.601)			
自由度	25	—	31	31			

表 2 - 5 - 2 推計結果 (1992-2000)

変数名	操作変数	ラグ期	モデル					
			NM	CV1	CV2	CV3		
1992-2000 (N=107)	r1	1期	β	1.011 (S.E.) (0.009)	1.011 (0.009)	1.009 (0.010)	1.014 (0.008)	
			γ	0.610 (S.E.) (1.599)	1.022 (1.580)	1.778 (1.512)	-0.295 (1.333)	
			J統計量 (P値.)	0.025 (0.873)	0.461 (0.794)	1.935 (0.380)	1.421 (0.491)	
		自由度	1	2	2	2		
		1・2期	β	1.011 (S.E.) (0.008)	1.013 (0.008)	1.009 (0.008)	1.011 (0.008)	
			γ	-0.129 (S.E.) (1.169)	0.459 (1.081)	1.118 (1.224)	-0.640 (0.842)	
	J統計量 (P値.)		0.261 (0.967)	1.094 (0.955)	4.538 (0.475)	2.084 (0.837)		
	自由度	3	5	5	5			
		r2	1期	β	1.000 (S.E.) (0.006)	1.000 (0.006)	1.001 (0.005)	0.998 *** (0.005)
				γ	0.982 (S.E.) (0.812)	1.389 * (0.806)	0.916 (0.793)	0.442 (0.791)
	J統計量 (P値.)			0.389 (0.533)	1.885 (0.390)	1.025 (0.599)	5.462 (0.065)	
	自由度		1	2	2	2		
1・2期	β		1.000 (S.E.) (0.005)	1.001 (0.005)	1.001 (0.005)	0.998 *** (0.005)		
	γ		1.253 (S.E.) (0.774)	1.537 ** (0.774)	1.225 (0.764)	0.822 (0.695)		
	J統計量 (P値.)	1.703 (0.636)	4.154 (0.528)	2.996 (0.701)	8.660 (0.123)			
自由度	3	5	5	5				
r3	1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)		
			γ	0.059 (S.E.) (0.061)	0.060 (0.060)	0.049 (0.059)	0.059 (0.063)	
			J統計量 (P値.)	8.671 (0.003)	8.654 (0.013)	9.417 (0.009)	9.005 (0.011)	
		自由度	1	2	2	2		
		1・2期	β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	
			γ	0.132 ** (S.E.) (0.056)	0.121 ** (0.054)	0.111 ** (0.054)	0.114 ** (0.047)	
	J統計量 (P値.)		19.038 (0.000)	19.902 (0.001)	21.053 (0.001)	20.152 (0.001)		
	自由度	3	5	5	5			
	連立	1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	
				γ	0.067 (S.E.) (0.056)	0.064 (0.055)	0.066 (0.054)	0.059 (0.059)
				J統計量 (P値.)	17.226 (0.189)	20.333 (0.206)	20.533 (0.197)	24.390 (0.081)
		自由度	13	16	16	16		
1・2期		β	0.997 *** (S.E.) (0.000)	0.997 *** (0.000)	0.997 *** (0.000)	0.997 *** (0.000)		
		γ	0.162 *** (S.E.) (0.048)	0.146 *** (0.046)	0.158 *** (0.046)	0.135 *** (0.041)		
	J統計量 (P値.)	35.689 (0.076)	42.116 (0.088)	38.682 (0.162)	43.803 (0.063)			
自由度	25	31	31	31				

表 2 - 5 - 3 推計結果 (2001-2006)

変数名	操作変数	ラグ期	モデル				
			NM	CV1	CV2	CV3	
2001-2006 (N=71)	r1	1期	β	0.992 *** (S.E.) (0.011)	0.992 *** (0.011)	0.991 *** (0.011)	0.993 *** (0.011)
			γ	-0.096 (S.E.) (1.730)	-0.167 (1.661)	-0.148 (1.716)	-0.152 (1.729)
			J統計量 (P値.)	1.194 (0.275)	1.219 (0.544)	2.032 (0.362)	2.003 (0.367)
		自由度	1	2	2	2	
		1・2期	β	0.992 *** (S.E.) (0.011)	0.995 *** (0.010)	0.991 *** (0.010)	0.998 *** (0.010)
			γ	-0.044 (S.E.) (1.420)	-0.063 (1.394)	0.267 (1.419)	0.325 (1.562)
	J統計量 (P値.)		1.228 (0.746)	1.882 (0.865)	5.481 (0.360)	9.654 (0.086)	
	r2	1期	β	0.993 *** (S.E.) (0.005)	0.993 *** (0.005)	0.993 *** (0.005)	0.993 *** (0.005)
			γ	-0.633 (S.E.) (0.665)	-0.643 (0.664)	-0.700 (0.656)	-0.634 (0.657)
			J統計量 (P値.)	7.038 (0.008)	7.098 (0.029)	7.323 (0.026)	6.947 (0.031)
		自由度	1	2	2	2	
		1・2期	β	0.993 *** (S.E.) (0.005)	0.992 *** (0.006)	0.993 *** (0.000)	0.992 *** (0.005)
			γ	-1.073 (S.E.) (0.588)	-1.038 (0.558)	-1.148 (0.000)	-1.089 (0.553)
	J統計量 (P値.)		8.324 (0.040)	8.418 (0.135)	8.723 (0.121)	8.274 (0.142)	
	r3	1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.999 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)
			γ	-0.081 (S.E.) (0.058)	-0.082 (0.058)	-0.072 (0.054)	-0.082 (0.058)
			J統計量 (P値.)	0.461 (0.497)	0.495 (0.781)	0.625 (0.732)	0.972 (0.615)
		自由度	1	2	2	2	
1・2期		β	0.999 *** (S.E.) (0.000)	0.999 *** (0.000)	0.999 *** (0.000)	0.999 *** (0.000)	
		γ	-0.014 (S.E.) (0.044)	-0.006 (0.042)	0.006 (0.039)	-0.009 (0.043)	
	J統計量 (P値.)	9.848 (0.020)	10.335 (0.066)	11.496 (0.042)	10.973 (0.052)		
連立	1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	
		γ	-0.086 (S.E.) (0.050)	-0.087 (0.050)	-0.085 (0.047)	-0.084 (0.049)	
		J統計量 (P値.)	17.011 (0.199)	17.414 (0.359)	18.281 (0.308)	17.794 (0.336)	
	自由度	13	16	16	16		
	1・2期	β	0.999 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	
		γ	0.005 (S.E.) (0.030)	0.007 (0.027)	-0.008 (0.029)	0.008 (0.029)	
J統計量 (P値.)		29.483 (0.244)	30.949 (0.469)	36.017 (0.245)	37.395 (0.199)		
自由度	25	31	31	31			

表 2 - 5 - 4 推計結果 (2007-2009)

変数名	操作変数 ラグ期	モデル						
		NM	CV1	CV2	CV3			
2007-2009 (N=35)	r1	1期	β	1.002 (S.E.) (0.016)	(-)	(-)	1.004 (0.017)	
			γ	2.437 (S.E.) (2.335)	(-)	(-)	2.599 (2.101)	
			J統計量	0.602 (P値.) (0.438)	(-)	(-)	2.390 (0.303)	
			自由度	1	-	-	2	
		1・2期	β	1.001 (S.E.) (0.019)	(-)	(-)	0.995 *** (0.017)	
	γ		5.164 * (S.E.) (2.666)	(-)	(-)	2.738 ** (1.200)		
	J統計量		3.856 (P値.) (0.277)	(-)	(-)	6.437 (0.266)		
	自由度		3	-	-	5		
		r2	1期	β	1.012 (S.E.) (0.010)	(-)	(-)	1.014 (0.010)
	γ			-2.243 (S.E.) (1.425)	(-)	(-)	-1.309 (1.359)	
	J統計量			0.972 (P値.) (0.324)	(-)	(-)	2.318 (0.314)	
	自由度			1	-	-	2	
		1・2期	β	1.012 (S.E.) (0.010)	(-)	(-)	1.012 (0.009)	
γ	-2.606 (S.E.) (1.204)		(-)	(-)	-1.169 (1.219)			
J統計量	1.957 (P値.) (0.581)		(-)	(-)	4.740 (0.448)			
自由度	3		-	-	5			
	r3	1期	β	0.999 *** (S.E.) (0.001)	(-)	(-)	0.999 *** (0.001)	
γ			-0.079 (S.E.) (0.091)	(-)	(-)	-0.098 (0.088)		
J統計量			2.610 (P値.) (0.106)	(-)	(-)	2.891 (0.236)		
自由度			1	-	-	2		
	1・2期	β	0.999 *** (S.E.) (0.001)	(-)	(-)	0.999 *** (0.001)		
γ		-0.105 (S.E.) (0.096)	(-)	(-)	-0.111 (0.086)			
J統計量		3.806 (P値.) (0.283)	(-)	(-)	4.032 (0.545)			
自由度		3	-	-	5			
	連立	1期	β	0.999 *** (S.E.) (0.000)	(-)	(-)	0.999 *** (0.000)	
γ			0.066 * (S.E.) (0.038)	(-)	(-)	0.050 (0.035)		
J統計量			14.230 (P値.) (0.358)	(-)	(-)	15.469 (0.491)		
自由度			13	-	-	16		
	1・2期	β	0.999 *** (S.E.) (0.000)	(-)	(-)	0.999 *** (0.000)		
γ		0.077 *** (S.E.) (0.028)	(-)	(-)	0.089 *** (0.004)			
J統計量		26.846 (P値.) (0.364)	(-)	(-)	29.430 (0.547)			
自由度		25	-	-	31			

表 2 - 5 - 5 推計結果 (1987-2009)

変数名	操作変数 ラグ期	モデル					
		NM	CV1	CV2	CV3		
1987-2009 (N=275)	r1	1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.006)	0.999 *** (0.006)	0.999 *** (0.006)	0.999 *** (0.006)
			γ	0.544 (S.E.) (0.900)	0.702 (0.886)	0.691 (0.852)	0.262 (0.893)
		J統計量	8.077 (P値.) (0.004)	8.936 (0.011)	8.764 (0.013)	10.184 (0.006)	
		自由度	1	2	2	2	
		1・2期	β	0.997 *** (S.E.) (0.006)	0.998 *** (0.006)	0.998 *** (0.006)	0.998 *** (0.006)
			γ	0.398 (S.E.) (0.805)	0.612 (0.784)	0.714 (0.763)	0.107 (0.797)
	J統計量		8.756 (P値.) (0.033)	10.451 (0.063)	10.780 (0.056)	12.022 (0.034)	
	自由度		3	5	5	5	
	r2	1期	β	0.999 *** (S.E.) (0.003)	0.999 *** (0.003)	1.000 (0.003)	0.999 *** (0.003)
			γ	0.229 (S.E.) (0.496)	0.243 (0.494)	0.184 (0.489)	0.230 (0.502)
			J統計量	1.803 (P値.) (0.179)	1.873 (0.392)	4.407 (0.110)	1.806 (0.405)
		自由度	1	2	2	2	
1・2期		β	0.999 *** (S.E.) (0.003)	0.999 *** (0.003)	1.000 (0.003)	0.999 *** (0.003)	
		γ	0.255 (S.E.) (0.413)	0.227 (0.411)	0.262 (0.410)	0.229 (0.419)	
	J統計量	1.862 (P値.) (0.601)	3.935 (0.559)	4.926 (0.425)	2.816 (0.728)		
自由度	3	5	5	5			
r3	1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	
		γ	0.076 * (S.E.) (0.040)	0.074 * (0.040)	0.074 * (0.039)	0.076 * (0.040)	
		J統計量	5.682 (P値.) (0.017)	5.866 (0.053)	5.788 (0.055)	5.862 (0.053)	
		自由度	1	2	2	2	
		1・2期	β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)
			γ	0.074 ** (S.E.) (0.037)	0.071 ** (0.036)	0.071 * (0.036)	0.077 ** (0.036)
	J統計量		28.529 (P値.) (0.000)	28.745 (0.000)	29.525 (0.000)	28.479 (0.000)	
	自由度		3	5	5	5	
	連立	1期	β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)
			γ	0.083 ** (S.E.) (0.038)	0.081 ** (0.038)	0.081 ** (0.038)	0.082 ** (0.039)
			J統計量	16.890 (P値.) (0.204)	18.576 (0.291)	20.227 (0.210)	19.163 (0.260)
		自由度	13	16	16	16	
1・2期		β	0.998 *** (S.E.) (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	
		γ	0.085 ** (S.E.) (0.035)	0.084 ** (0.034)	0.086 ** (0.034)	0.088 *** (0.034)	
	J統計量	42.565 (P値.) (0.016)	47.169 (0.032)	47.323 (0.031)	46.962 (0.033)		
自由度	25	31	31	31			

同表において、NM は従来モデルの推計結果を表わし、CV 1～CV 3 は不確実性モデルの推計結果を表わしている。但し、CV 1 は所得変動係数を、CV 2 は有効求人倍率の逆数を、CV 3 は完全失業率をそれぞれ所得不確実性指標データとして用いた場合の推計結果である。各推計結果は使用する実質資産収益率（住宅、株式、国債）毎に表示しており、 $r_1 \sim r_3$ の定義は前述の通りである。また、連立とあるのは $r_1 \sim r_3$ までの別々の資産収益率を用いる 3 本のオイラー方程式を共通のパラメータの下で同時に推計した場合に得られる推計結果を表示している。なお、相対的危険回避度の推計結果は太字にて表示している。また、推計結果が表示されない箇所は説明変数が定常性を満たさないケースまたは特異行列のエラーにより正しく標準誤差および t 値が計算されないケースのいずれかによるものである。

2.2.4 推計結果の説明および解釈

まず、表 2-5-1 により第 1 期(1987-1991 年)の推計結果を見ると、ここでは住宅 r_1 の収益率を用いて 1・2 期ラグの操作変数を用いる全モデル、株式 r_2 、国債 r_3 の収益率を用いる全モデルおよび連立ケースの全モデルについて過剰識別制約条件による検定統計量である J 統計量の P 値が 5%を上回っており、有意水準 5%の下でモデルの妥当性が支持されている。¹⁵ その中で最も情報量の多い連立ケースの推計結果を見ると、主観的割引率は 0.997～0.998 の値で推計されており、t 検定の結果、係数はいずれも 1%の有意水準で有意となっている。一方、相対的危険回避度は従来モデルで 0.206～0.248 の値、不確実性モデルで 0.170～0.283 の値で推計されており、t 検定の結果、係数はいずれも 1%または 5%の有意水準で有意となっている。なお、ここで推計された従来モデルの相対的危険回避度の推計結果は Hamori(1992)による日本のバブル経済崩壊前の推計期間における相対的危険回避度の推計結果に概ね近いものとなっている。¹⁶

¹⁵ GMM においてはモデルの特定化を評価するテストとして Hansen(1982)の過剰識別制約条件によるテスト (J テスト) がある。この検定統計量は積率条件の数が推計すべきパラメータの数を上回る場合 (過剰識別) において最小化される GMM の目的関数の値に標本数を乗じた値として求められ、モデルが正しく特定化されているという帰無仮説の下で、この値が積率条件の数から推計すべきパラメータの数を引いた数を自由度とする χ^2 分布に漸近的に従う性質を利用して検定が行われる。なお、J 統計量はこの検定統計量を表わし、P 値は操作変数が無効であるという帰無仮説が棄却される確率を表わしている。

¹⁶ Hamori(1992)は 1980 年から 1988 年までの日本の株式、長期国債、短期社債、短期実質金利の収益率データを用いたオイラー方程式の推計を行い、相対的危険回避度の推計結果について、長期国債を用いた場合で 0.242、短期社債を用いた場合で 0.267、4 資産の連立ケースで 0.216 と報告している。

次に、表 2-5-2 により第 2 期(1992-2000 年)の推計結果を見ると、ここでは住宅 r1、株式 r2 の収益率を用いる全モデルおよび連立ケースの全モデルについて J 統計量の P 値が 5%を上回っており、有意水準 5%の下でモデルの妥当性が支持されている。その中で最も情報量の多い連立ケースの推計結果を見ると、主観的割引率は 0.997~0.998 の値で推計されており、t 検定の結果、係数はいずれも 1%の有意水準で有意となっている。一方、相対的危険回避度は従来モデルで 1 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.067、1・2 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.162 の値であり、不確実性モデルで 1 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.059~0.064、1・2 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.135~0.158 の値となっている。また、t 検定の結果、1 期ラグの操作変数を用いる場合の相対的危険回避度の係数は有意ではない結果となっている。

次に、表 2-5-3 により第 3 期(2001-2006 年)の推計結果を見ると、ここでは住宅 r1 の収益率を用いる全モデル、株式 r2 の収益率を用いて 1・2 期ラグの操作変数を用いる CV1~CV3 モデル、国債 r3 の収益率を用いて 1 期ラグの操作変数を用いる全モデルおよび 1・2 期ラグの操作変数を用いる CV1・CV3 モデルおよび連立ケースの全モデルについて J 統計量の P 値が 5%を上回っており、有意水準 5%の下でモデルの妥当性が支持されている。その中で最も情報量の多い連立ケースの推計結果を見ると、主観的割引率は 0.998 の値で推計されており、t 検定の結果、係数はいずれも 1%の有意水準で有意となっている。一方、相対的危険回避度は従来モデルで 1 期ラグの操作変数を用いる場合は-0.086、1・2 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.005 の値であり、不確実性モデルで 1 期ラグの操作変数を用いる場合は-0.087~-0.084、1・2 期ラグの操作変数を用いる場合は-0.008~-0.008 の値となっている。また、t 検定の結果、1 期ラグおよび 1・2 期ラグの操作変数を用いる場合の相対的危険回避度の係数はともに有意ではない結果となっている。

次に、表 2-5-4 により第 4 期(2007-2009 年)の推計結果を見ると、ここでは全てのケースにおいて J 統計量の P 値が 5%を上回っており、有意水準 5%の下でモデルの妥当性が支持されている。その中で最も情報量の多い連立ケースの推計結果を見ると、主観的割引率は 0.999 の値で推計されており、他の推計期間と比べて将来の効用の現在価値が上昇する結果となっている。また、t 検定の結果、係数はいずれも 1%の有意水準で有意となっている。一方、相対的危険回避度は従来モデルで 1 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.066、1・2 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.077 の値であり、変動係数(CV3)モデルで 1 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.050、1・2 期ラグの操作変数を用いる場合は 0.089 の値となっている。また、t 検定の結果、1 期ラグの

操作変数を用いる場合の変動係数(CV3)モデルの相対的危険回避度の係数は有意ではない結果となっている。

最後に、表 2-5-5 により全期間(1987-2009 年)の推計結果を見るものとする。ここでは住宅 r1 の収益率を用いて 1・2 期ラグの操作変数を用いる CV1・CV2 モデル、株式 r2 の収益率を用いる全モデル、国債 r3 の収益率を用いて 1 期ラグの操作変数を用いる CV1~CV3 モデルおよび連立ケースで 1 期ラグの操作変数を用いる場合の全モデルについて J 統計量の P 値が 5%を上回っており、有意水準 5%の下でモデルの妥当性が支持されている。この中で最も情報量の多い連立ケースで 1 期ラグの操作変数を用いる場合の推計結果を見ると、主観的割引率は従来モデル・不確実性モデルのいずれにおいても 0.998 の値で推計されており、t 検定の結果、係数はいずれも 1%の有意水準で有意となっている。一方、相対的危険回避度は 0.081~0.083 の範囲で推計されており、t 検定の結果、係数はいずれも 5%の有意水準で有意となっている。¹⁷

この結果より、全期間では主観的割引率はモデルが想定する 1 未満かつ 1 に近い水準で推計されているが、相対的危険回避度についてはゼロに非常に低い値で推計されており、家計が将来の効用の現在価値を割引いて評価するものの、異時点間の消費水準の変動を厭わないことを示唆する結果となっている。

各推計期間の動きを総括するため、最も情報量の多い連立ケースで各推計期間の従来モデルと不確実性モデルのそれぞれの推計結果をまとめたのが表 2-6 である。

¹⁷ 相対的危険回避度の推計結果については、厳密には $\gamma = 0$ もしくは $\gamma = 1$ を帰無仮説として、これらの帰無仮説が棄却されることを確認する Eichenbaum, Hansen and Singleton (1988)の開発した GMM における係数制約検定をパスしていることが好ましいと考えられる。この点については今後の課題としたい。

表 2-6 従来モデル・不確実性モデルの推計結果の比較 (連立ケース)

		1987-1991	1992-2000	2001-2006	2007-2009	1987-2009
NM	β	0.998	0.998	0.998	0.999	0.998
	(S.E.)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	γ	0.227	0.114	-0.041	0.071	0.083
	(S.E.)	(0.072)	(0.052)	(0.040)	(0.033)	(0.038)
J統計量		17.885	26.458	23.247	20.538	16.890
	(P値)	(0.551)	(0.133)	(0.222)	(0.361)	(0.204)
CV	β	0.998	0.998	0.998	0.999	0.998
	(S.E.)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	γ	0.231	0.105	-0.041	0.070	0.081
	(S.E.)	(0.068)	(0.050)	(0.038)	(0.020)	(0.038)
J統計量		20.173	31.643	26.308	22.449	19.322
	(P値)	(0.580)	(0.133)	(0.319)	(0.519)	(0.254)
SD(gcp11)/SD(r1)		0.114	0.193	0.156	0.159	0.151
SD(gcp11)/SD(r2)		0.240	0.302	0.324	0.254	0.283
SD(gcp11)/SD(r3)		2.698	3.749	4.525	3.920	3.534
SD(gcp11)/SD(r1) [1987-1991=100](a)		100	170	137	140	133
SD(gcp11)/SD(r2) [1987-1991=100](b)		100	126	135	106	118
SD(gcp11)/SD(r3) [1987-1991=100](c)		100	139	168	145	131
(a)~(c)平均		100	145	147	130	127

同表より、主観的割引率については従来モデル・不確実性モデル共に、推計期間の全期間を通じて 0.998~0.999 の値で大きな変動はなく安定的に推移している。このことは、中川(1998) および飛田(1998)がオイラー方程式を用いた推計によりバブル崩壊前後の主観的割引率の上昇(時間選好率の低下)を報告しているのとは対照的な結果となっている。一方、相対的危険回避度についてはバブル崩壊前の第1期(1987-1991年)の推計値が Hamori(1992)と同様の 0.227~0.231 の水準であるのに対し、バブル崩壊後の第2期(1992-2000年)の推計値はそのおよそ半分の 0.105~0.114 の水準に低下し、更に、第3期(2001-2006年)にはモデルの符号条件を満たさない-0.041 の水準にまで低下した後、第4期(2007-2009年)に再び 0.070~0.071 の水準に上昇する動きとなっている。このバブル崩壊前後における相対的危険回避度の低下傾向は中川(1998) および飛田(1998)においても同様に報告されている。¹⁸ また、表 2-6 の下段には資産収益率の標準偏差に対する実質消費成長率の標準偏差の倍率を実数および 1987-1991 年を 100 として基準化した値により表示しており、これによれば住宅 r1 ではこの比率が第1期から第2期にかけて 70%上昇した後低下する動き、株式 r2 ではこの比率が第1期から第3期にかけて 35%上昇した後低下する動き、国債 r3 ではこの比率が第1期から第3期にかけて 68%上昇した後低下する動きとなっている。このことは、恒常所得仮説による多期間の動学的最適化に基づかない消費の変動が第1

¹⁸ 特に、中川(1998)は資産収益率として株式および短期金利(翌月物現先利回り)を用いた推計により相対的危険回避度を 1986年11月~1991年2月で 0.24、1991年2月~1993年10月で 0.11、1993年10月~1998年3月で 0.09 と報告しているが、本章の推計結果はこれに極めて近いものとなっている。

期から第2期および第3期にかけて広範囲に発生したことを示していると考えられる。

以上のバブル崩壊後における相対的危険回避度の低下傾向の動きは所得不確実性下の効用関数における効用損失量を表わす(1-4)式および表2-3の所得不確実性指標成長率の動きにより説明可能である。なお、(1-4)式は $\rho(C_t, h_t) = 0.5\gamma C_t^{1-\gamma} (h_t / C_t)^2$ により表わされ、 C_t は t 期における実質消費、 h_t は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にて表わしたものである。ここで所得の不確実性がない場合には(1-4)式へ $h_t = 0$ を適用することにより相対的危険回避度 γ の大きさに関わらず $\rho(C_t, h_t) = 0$ が常に成立するため、家計は効用損失の制約を受けることなく異時点間の消費変動を少なくするために必要な大きさの相対的危険回避度 γ を選択可能である。一方、所得の不確実性がある場合には(1-4)式へ $h_t > 0$ を適用することにより相対的危険回避度 γ の大きさに変動係数 (h_t / C_t) の二乗を乗じた値に比例した $\rho(C_t, h_t) (> 0)$ の効用損失を被ることとなる。そして、この場合において効用損失量を再びゼロにするための唯一の方法は相対的危険回避度 γ をゼロにすることである。すなわち、このことは不確実性下の効用関数の下では危険回避という家計の動学的最適化の基礎となる行動そのものが制約を受けることを示唆するものである。(1-12)式の下でこの所得の不確実性下の効用関数を t 期および t+1 期の二期間でバインドして、各期の消費の標準偏差 h_t が同一であり、かつ、相対的危険回避度が正の値を取る場合とゼロの値を取る場合の無差別曲線を示すとそれぞれ図2-11・図2-12のようになる。

図 2 - 1 1 不確実性の発生と無差別曲線 ($\gamma > 0$ の場合)

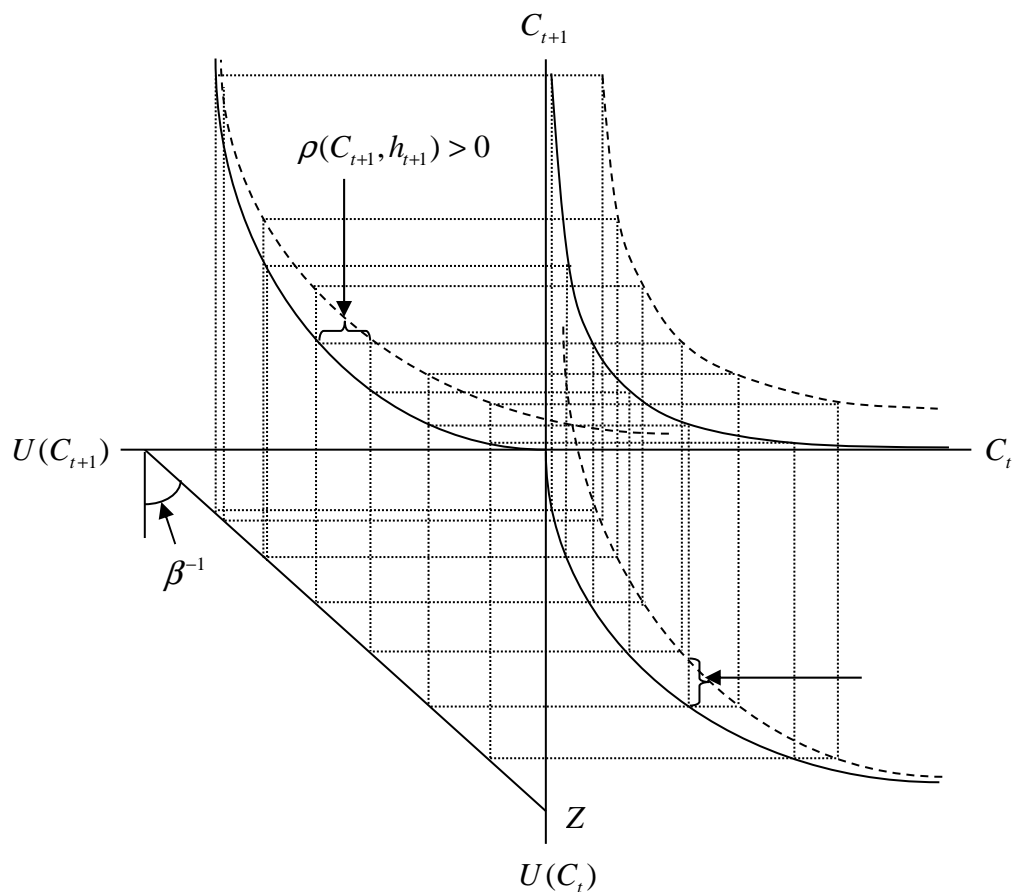


図 2 - 1 2 不確実性の発生と無差別曲線 ($\gamma = 0$ の場合)

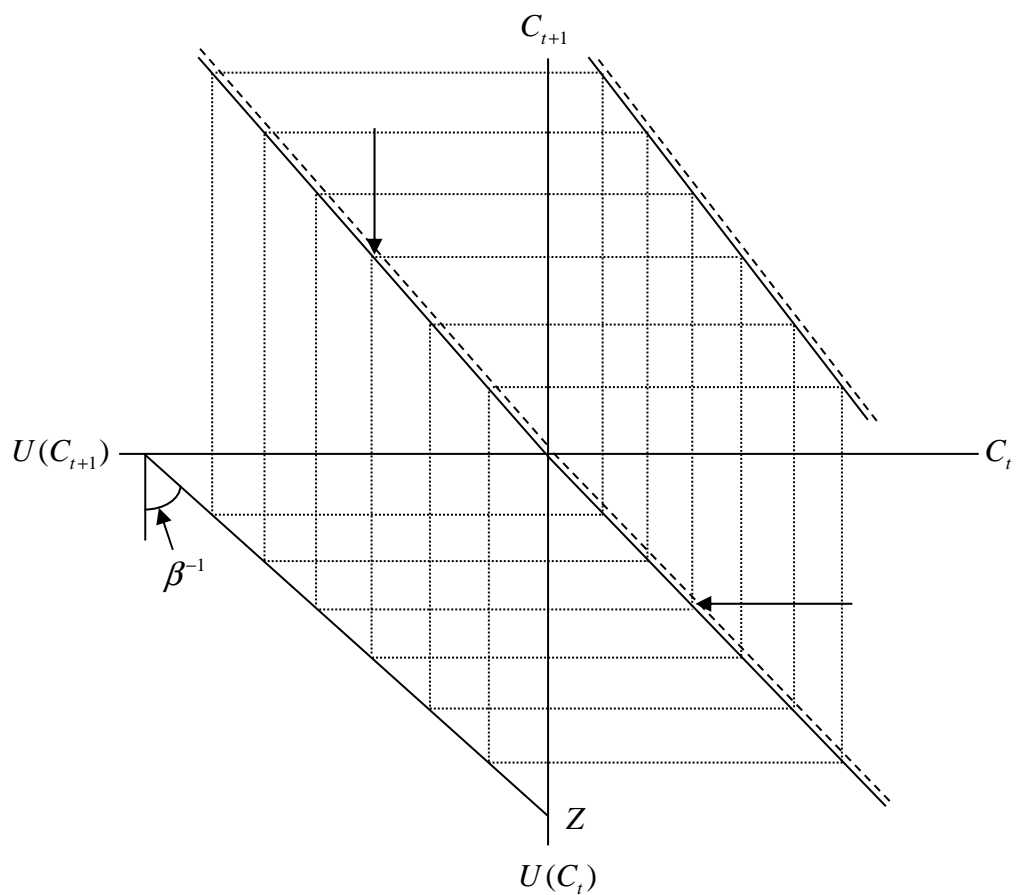


図2-11において二期間の効用合計 Z をもたらす無差別曲線は、所得の不確実性がない場合には第一象限の実線の位置に、各期の消費の標準偏差 h_t が存在する場合には右上方の点線の位置に、それぞれ表わされることとなる。このことは、同一の各期の消費の組み合わせによりもたらされる多期間の効用合計が所得の不確実性下においては低下することを意味しており、相対的危険回避度が正の値を取る場合には家計はこれを維持するための対価としてこの効用損失の負担を負うこととなる。一方、相対的危険回避度 γ がゼロの下での効用関数は(1-5)式へ $\gamma=0$ を代入することにより $U^*(C_t) = C_t$ の線形効用関数となるため、消費の標準偏差 h_t が存在する場合においても効用の損失は発生しなくなる。この場合の二期間の効用合計 Z をもたらす無差別曲線は、図2-12の第一象限において所得の不確実性がない場合が実線で、各期の消費の標準偏差 h_t が存在する場合が点線で表わされており、それぞれが一致することから、家計は効用損失の負担を負う必要はなくなることとなる。

そして、表2-3より現実が発生した所得不確実性指標成長率の標準偏差の動きを見ると第1期から第2期にかけて CV1(所得変動係数)および CV2(有効求人倍率の逆数)の標準偏差が約2倍に上昇しており、CV2(有効求人倍率の逆数)の標準偏差は第3期から第4期にかけて更に約2倍に上昇している。また、CV3(失業率)の標準偏差は第1期から第4期にかけて継続的に上昇する動きとなっている。これらの所得不確実性指標の標準偏差の動きは図2-9によっても読み取ることが可能であるが、第2期以降の所得不確実性の継続的な上昇が家計において従来の相対的危険回避度の下で効用損失を発生させることとなったため、家計は危険回避により各期の消費の変動を抑制して動学的最適化を図る行動よりもこれを放棄して危険中立的になることにより所得不確実性下の多期間を通じての効用損失を抑制することを優先する行動をとったことが第2期～第3期にかけての相対的危険回避度低下の主要な原因と考えられる。

また、相対的危険回避度がマイナスで推計された第3期は日本銀行がITバブル景気の崩壊後に短期金利の指標である無担保コール翌日物金利を0.15%にまで引下げて量的金融緩和を行ったゼロ金利政策の時期に対応しており、この間の住宅 r_1 、株式 r_2 、国債 r_3 の各資産収益率の動きを図2-2～4により確認すると、株式を除いて非常に変動幅の小さい硬直的な動きとなっている。このことは景気動向を表わす実質消費成長率と資産収益率との間で不安定な相関関係を導くものとなるため、このことがマイナスの相対的危険回避度の推計に寄与したものと考えられるが、特に、家計心理面においてはゼロ金利政策の長期化により安全資産を中心とする家計のポートフォリオの期待収益率が大幅に低下したことが、家計の将来の利子・配当収入への期待感を大き

く低下させ、動学的最適化を図ることのメリット感を喪失させる効果を持ったものと考えられる。

2.2.5 従来モデルと不確実性モデルの推計結果の比較

次に、表 2-6 に基づき従来モデルと不確実性モデルの推計結果の比較を行うものとする。

まず、主観的割引率の推計結果については、従来モデルと不確実性モデルで差が生じない結果となっている。また、相対的危険回避度の推計結果については、第 1 期においては不確実性モデルの方が大きい値で推計され、第 2 期、第 4 期および全期間では不確実性モデルの方が小さい値で推計されているが、両者の差は僅かとなっている。また、標準誤差は全期間を除いて不確実性モデルの方が小さい値で推計されている。¹⁹

第 1 章第 5 節の考察より、不確実性モデルによるパラメータ推計値の改善効果は資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が負である場合に発揮されるため、各推計期間における各資産の平均収益率（年率換算）と標準偏差（年率換算）を計算し、更に、各資産収益率 $r_1 \sim r_3$ と実質消費成長率、所得不確実性指標成長率間の共分散を計算すると表 2-7 のようになる。

¹⁹ 但し、 t 値を計算すると 1992-2000 年および全期間において従来モデルの方がやや良好な結果となっている。

表 2-7 資産収益率と実質消費成長率・所得変動係数成長率間の共分散

期間	資産	平均収益率 (年率換算)	標準偏差 (年率換算)	共分散			
				gcp11	gecv1sq	gecv2sq	gecv3sq
1987-1991 (N=60)	r1	19.32%	49.31%	0.0001644	-0.0000077	-0.0000033	0.0001107
	r2	0.21%	23.43%	0.0000515	0.0000038	-0.0000001	0.0000475
	r3	3.32%	2.08%	0.0000432	0.0000002	-0.0000008	-0.0000008
1992-2000 (N=108)	r1	-16.16%	30.66%	-0.0003596	-0.0000109	-0.0000253	0.0000084
	r2	-0.21%	19.59%	0.0000629	-0.0000144	-0.0000042	0.0000278
	r3	2.95%	1.58%	0.0000293	-0.0000004	-0.0000005	0.0000014
2001-2006 (N=72)	r1	7.56%	32.22%	0.0001695	0.0000023	0.0000019	0.0000364
	r2	7.08%	15.52%	-0.0000791	0.0000006	-0.0000002	-0.0000340
	r3	1.92%	1.11%	0.0000089	0.0000001	0.0000007	-0.0000012
2007-2009 (N=36)	r1	-0.08%	33.88%	0.0003694	-0.0000251	-0.0000011	-0.0000609
	r2	-16.95%	21.21%	-0.0001773	0.0000224	0.0000152	0.0001867
	r3	1.77%	1.37%	0.0000146	0.0000017	0.0000010	0.0000031
1987-2009 (N=276)	r1	1.32%	36.71%	-0.0000097	-0.0000086	-0.0000099	0.0000288
	r2	0.19%	19.84%	-0.0000093	-0.0000020	0.0000005	0.0000366
	r3	2.68%	1.58%	0.0000254	0.0000001	-0.0000002	0.0000004

(注) 各変数は次のとおり。

- gcp11 : 実質消費成長率(センサス法X11)
- r1 : 実質住宅収益率
- r2 : 実質株式収益率
- r3 : 実質国債収益率
- gecv1sq : 所得不確実性指標(所得変動係数)成長率
- gecv2sq : 所得不確実性指標(有効求人倍率逆数)成長率
- gecv3sq : 所得不確実性指標(失業率)成長率

同表より、資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散の符号はすべての推計期間において正と負が混在する状況となっており、全て負となる安定した状況とはなっていない。そして、表 2-6 より従来モデルと不確実性モデルとの相対的危険回避度の差は僅かであることより、このことは日本においては資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散は相対的危険回避度の推計に影響を持つほどの水準ではないことを意味している。すなわち、資産収益率を景気の指標と考えると日本では景気の上昇あるいは下降する局面においても家計の認識する所得不確実性はあまり変化せず、従って、多期間の最適消費モデルにおける無差別曲線も将来および現在間で消費選好が大きく変わることなく安定していることを示唆するものである。そして、このことが従来モデルによっても日本において消費 CAPM の良好な推計結果が得られてきた主要な理由であると考えられる。

このように、日本の家計の認識する所得不確実性が景気動向と大きく連動しない理由には様々なものが考えられるが、第 1 には日本では景気要因よりもむしろ雇用環境という制度要因によって家計の所得不確実性が影響を受ける度合いが強いことが挙げられる。すなわち、一人当たり雇用者報酬の増加率は 1998 年以降、IT バブル景気の 2000 年を除いて、2004 年まで 6 年間マイナスが継続しており、将来の事業展開を踏まえて企業の雇用調整が景気が好調な局面においても実施・継続されるようになった

ことが、資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散を低くしつつ、所得不確実性を上昇させた原因であると考えられる。²⁰ 当時の状況を記録する平成 14 年版の『労働経済白書』は、企業の雇用過剰間の高まりとそれを反映した雇用調整の増加が 2001 年の非自発的離職失業者の増加の背景にあると指摘しており、雇用調整の手法の中でも、配置転換や中途採用の削減・停止、希望退職の募集など厳しい雇用調整が多くなっていることを指摘している²¹

最後に、従来モデルと不確実性モデルの J 統計量による過剰識別制約条件によるテストの結果について比較するものとする。表 2-6 より不確実性モデルの J 統計量は全ての推計期間において従来モデルの J 統計量を上回っているが、不確実性モデルにおいては所得不確実性指標成長率が説明変数として加わる分、ラグ期数に対応した積率条件の数は増加するため、J 統計量を検定する χ^2 分布の自由度は増加することとなる。これを踏まえて計算された P 値は第 2 期を除く全ての推計期間において不確実性モデルの方が従来モデルを上回っており、不確実性モデルの方がモデルの妥当性がより高く、相対的危険回避度の推計結果がより安定的となることが確認される。このことは、不確実性モデルの方が従来モデルと比べてより多くの情報をパラメータの推計に投影可能な分、推計結果においてもより安定性が高まる効果を持つものとして解釈可能である。²²

²⁰ 表 2-3 より第 1 期(1987-1991 年)、第 2 期(1992-2000 年)の消費成長率は 1 を超えていたが、第 3 期(2001-2006 年)、第 4 期(2007-2009 年)では 1 を下回っている。一方、所得不確実性指標の成長率はこれとは逆の動きとなっており、所得不確実の上昇が消費に負の影響を持つという予備的貯蓄モデルの含意に沿った動きとなっている。また、一人当たり雇用者報酬の増加率の状況は図 4-1 を参照。

²¹ 厚生労働省編(2002) P.19-20 参照。

²² 但し、不確実性モデルが従来モデルを有意に上回っていることの検定はできないため、P 値を根拠とする主張は弱い主張に留まる。

第3章 エクイティ・プレミアム・パズルと安全利

子率パズルの新たな解決法

3.1 はじめに

Mehra and Prescott(1985)によるエクイティ・プレミアム・パズルの解決法は同時に Weil(1989)による安全利子率パズルの解決法と整合的である必要がある。すなわち、前者の解決では相対的リスク回避度について、後者の解決では主観割引率についてそれぞれ経験的な範囲内の推計値が得られることが必要となる。

本章では、不確実性モデルを Mankiw and Zeldes(1991)と同様の手法によりテイラー展開することにより、エクイティ・プレミアムと相対的危険回避度および資産収益率・消費成長率間および所得変動係数成長率間の共分散に関する関係式を導出すると共に、これに基づき、標準的な CRRA 型効用関数の下でも、適切な所得不確実性指標を選択することにより、エクイティ・プレミアム・パズルと安全利子率パズルを整合的に解決可能であることを示すものとする。

3.2 先行研究と本研究の立場

3.2.1 パズルの提起

Mehra and Prescott(1985)は 1890 年から 1979 年までの米国の株価指数収益率、財務省証券収益率および消費成長率の年次標本を用いると一般均衡モデルが株価指数および財務省証券の平均収益率の差（エクイティ・プレミアム）のごく一部しか説明できないことを指摘し、この矛盾はエクイティ・プレミアム・パズルと呼ばれている。

また、Mankiw and Zeldes(1991)はオイラー方程式をテイラー近似することにより導出される関係式によりこの問題を整理するとともに、Mehra and Prescott(1985)と同じ標本を適用して求められる相対的危険回避度が 26.3 となり、特に 1948 年から

1988年まで戦後期の標本を用いた場合には89の異常に大きな値を示すことを報告している。

加えて、Weil(1989)はKreps-Porteus型選好を用いて、非i.i.d.配当成長過程の下で、相対的危険回避度(γ)と異時点間代替弾力性($1/\rho$)の各組み合わせにおけるリスク・プレミアムと安全利子率の値を求めており、CRRA型選好を特定し($\rho = \gamma$)、 $\beta = 0.98$ 、 $\gamma = 20$ 、 $1/\rho = 0.05$ の場合に現実に近い6.37%のリスク・プレミアムを得るが、そのときの安全利子率は15.01%の高い値となること、および、 $\beta = 0.95$ 、 $\gamma = 45$ 、 $1/\rho = 0.1$ の場合に現実に近い5.72%のリスク・プレミアムと0.85%の安全利子率を得るが、この結果は高い γ の値に依存することを指摘している。これらの矛盾は安全利子率パズルと呼ばれている。

3.2.2 パズルの解決努力

前項のパズルは経済理論がデータを説明できない典型例とされており、解決のため、これまでに多くの努力が費やされてきた。

Mehra and Prescott(2003)の回顧的考察によれば、伝統的理論に基づくエクイティ・プレミアム・パズルの既存の解決策は大きく代替的選好構造(時間に関する分割可能性を仮定しない(time non-separable)モデル、習慣形成)、特異の保険がかけられない所得リスク、災害状態と生存者権バイアスを組み込むモデルに分かれており、この他、伝統的理論に基づかない解決策として、借入制約、流動性プレミアム、税と規制の影響がある。

上記の解決策のうち、Mehra and Prescott(2003)によるエクイティ・プレミアム・パズルと安全利子率パズルの双方の解決の評価があるものは代替的選好構造(時間に関する分割可能性を仮定しない(time non-separable)モデル、習慣形成)に限られており、その評価は以下の通りである。

まず、時間に関する分割可能性を仮定しないモデルは従来のCRRA型効用関数において成立している相対的危険回避度と異時点間の代替弾力性との間の厳格な(逆数の)関係を緩和し、それぞれを分離させたKreps-Porteus型効用関数を導入するものであり、その代表的なものにはEpstein and Zin(1989, 1991)がある。このモデルは異時点間の代替弾力性を消費の限界代替率とマーケット・ポートフォリオの加重平均として表わし、C-CAPMとSharp-Lintner流のCAPMの双方を一般化された資産価格決定モデルを構築するものではあるが、相対的危険回避度の推計に影響を与える特段の工夫がないため、エクイティ・プレミアム・パズルの解決策にはならないが、安全利子

率パズルは異時点間の代替弾力性と相対的危険回避度を独立させることにより解決できると評価されている。

次に、習慣形成は習慣とみなされる過去の消費もしくは隣人のベンチマーク化された消費と現在の消費の相対的なポジションによって効用が決定されると考えるものである。Constantinides (1990)は、効用が現在消費とラグのある過去の消費（習慣）の差分により定義され、過去の消費（習慣）のウェイトが高まると相対的危険回避度の係数が低い場合でも実効的な危険回避度が大きく計算される内部的習慣モデルにより、エクイティ・プレミアム・パズルが解決可能であることを示した。また、Campbell and Cochrane(1995)は危険回避が非線形に変化する状態変数を用いて景気後退の可能性を組み込むことにより、消費と資産市場データの両方に整合的なモデルを提示した。更に、Abel(1990)は消費（習慣）の比率によるモデルを用いて安全資産利子率パズルを回避しながら、エクイティ・プレミアム・パズルを解決可能なモデルを提示した。これらの習慣形成モデルはリスク回避度が小さい時でも消費リスクを極端に嫌う消費者を想定することによりエクイティ・プレミアム・パズルを解決することができ、また、消費リスクの嫌悪が安全資産への需要を増加させ、安全利子率を低下させるため、安全利子率パズルへの解決策になると評価されている。

これらの習慣形成モデルは限定的な想定の下でエクイティ・プレミアム・パズルと安全利子率パズルの双方を解決可能であるが、いずれも標準的なCRRA型効用関数を複雑化する手法に立脚するため、汎用的な解決策とは言い難いものである。

3.2.3 本研究の立場

第1章で考察したように、現在と将来の間において所得不確実性の相対的な変化が存在する場合には、現在と将来の不確実性を考慮した効用関数の相対的な位置の変化により多期間の最適化における無差別曲線の限界代替率も常に変化することとなる。そして、その影響を補正することなく、消費成長率・資産収益率のみを用いて推計すると、パラメータの推計値自体がバイアスを含むものとなり、それが相対的危険回避度の異常な推計結果をもたらす原因になると考えられる。

この予備的貯蓄効果を補正してパラメータを適正に推計するためには、所得の不確実性を説明変数に含む拡張された消費のオイラー方程式を定式化し、より多くの情報の下でパラメータの推計を行う必要がある。

そこで、本章では、第1章で定式化した消費成長率・資産収益率および所得変動係数成長率の三変数を説明変数とする消費のオイラー方程式（不確実性モデル）を用い

て Mankiw and Zeldes(1991)と同様の手法により分析することにより、資産収益率・消費成長率間および資産収益率・所得変動係数成長率の二つの共分散によって相対的危険回避度の推計結果が解釈されることを示すとともに、米国のデータを用いて従来の消費成長率・資産収益率の二変数を説明変数とする消費のオイラー方程式（従来モデル）による分析結果と比較し、その特徴を明らかにすることを目的としている。

3.3 モデル

3.3.1 相対的危険回避度・主観割引率決定のモデル分析

Mankiw and Zeldes(1991)は(3-1)式の消費成長率・資産収益率の二変数を説明変数とするオイラー方程式へ二変数関数のテイラー展開を適用することにより、一定の省略化の下でエクイティ・プレミアムと相対的危険回避度および資産収益率・消費成長率間の共分散の関係式を(13)式のように導いている。²³

$$E[(1+r^i)(1+g^C)^{-\gamma}] = 1 + \rho \quad (3-1)$$

$$E[r_i] - \bar{r} \cong \gamma \text{Cov}(r^i, g^C) \quad (3-2)$$

但し、 $g^C = (C_{t+1}/C_t) - 1$ であり、時間の添字は省略されている。また、 r^i はリスク資産*i*の収益率、 \bar{r} は無リスク資産の収益率をそれぞれ表し、 $E[r^i] - E[\bar{r}]$ はエクイティ・プレミアムを表している。また、 ρ は時間選好率($(1/\beta) - 1$ に相当)を表している。

(3-2)式によれば従来モデルの相対的危険回避度はエクイティ・プレミアムを資産収益率・消費成長率間の共分散で割ったものとして定義される。すなわち、

$$\gamma_{NM}^* \cong (E[r_i] - \bar{r}) / \sigma_{ic} \quad (3-3)$$

但し、 $\sigma_{ic} = \text{Cov}(r^i, g^C)$ である。

また、(3-2)式の導出に用いられる無リスク資産の関係式は以下のように表わされる。

²⁴

$$\bar{r} \cong \rho + \gamma E[g^C] - 0.5(\gamma + \gamma^2) \text{Var}(g^C) \quad (3-4)$$

(3-4)式へ $\rho = (1/\beta) - 1$ を代入し、主観割引率 β に関して解くと以下の式を得る。

$$\beta \cong 1 / (1 + E[\bar{r}] - \gamma E[g^C] + 0.5(\gamma + \gamma^2) \sigma_c^2) \quad (3-5)$$

但し、 $\sigma_c^2 = \text{Var}(g^C)$ である。

(3-5)式へ(3-3)式により決定された γ_{NM}^* と各変数の平均値、分散・共分散を代入するこ

²³ 表記のモデルおよび関係式は Romer(2001)Ch.7にある原論文の要約に基づいている。また、本来であれば、オイラー方程式の主観割引率 β と相対的危険回避度 γ は同時決定であるが、本章のモデル分析は Mankiw and Zeldes(1991)を踏襲している。

²⁴ Romer(2001)Ch.7 (7.40)参照。

とにより従来モデルの主観割引率が求められる。

一方、第1章で定式化された不確実性モデルは消費成長率・資産収益率および所得変動係数成長率の三変数を説明変数とするモデルであり、これを従来モデルの(3-1)式と同様に表現すると以下のようなになる。

$$E[(1+r^i)(1+g^C)^{-\gamma}(1+g^{\exp(CV^2)})^{0.5(\gamma+\gamma^2)}] = 1 + \rho \quad (3-6)$$

但し、 $g^{\exp(CV^2)} = (\exp(CV_{t+1}^2)/\exp(CV_t^2)) - 1$ であり、時間の添字は省略されている。

いま、 $g^{\exp(CV^2)}$ を g^{eCVSQ} にて表し、テイラー展開の対象となる式を以下のように表す。

$$f(r^i, g^C, g^{eCVSQ}) = (1+r^i)(1+g^C)^{-\gamma}(1+g^{eCVSQ})^{0.5(\gamma+\gamma^2)} \quad (3-7)$$

(3-7)式について $r^i = g^C = g^{eCVSQ} = 0$ 周りで三変数関数のテイラー展開を二次の項まで行い、別途計算された導関数を代入すると以下の近似式を得る。

$$\begin{aligned} f(r^i, g^C, g^{eCVSQ}) &= 1 + r^i - \gamma g^C - \gamma^i g^C + 0.5(\gamma + \gamma^2)(g^C)^2 \\ &\quad + 0.5(\gamma + \gamma^2)g^{eCVSQ} + 0.25(\gamma + \gamma^2)[0.5(\gamma + \gamma^2) - 1](g^{eCVSQ})^2 \\ &\quad - 0.5\gamma(\gamma + \gamma^2)g^C g^{eCVSQ} + 0.5(\gamma + \gamma^2)r^i g^{eCVSQ} \end{aligned} \quad (3-8)$$

なお、(3-8)式の第1行部分を抽出したものは従来モデルの計算結果に相当する。²⁵

(3-8)式の結果を(3-7)式に代入すると以下のようなになる。

$$\begin{aligned} E[r^i] - \gamma E[g^C] - \gamma\{E[r^i]E[g^C] + Cov(r^i, g^C)\} + 0.5(\gamma + \gamma^2)\{(E[g^C])^2 + Var(g^C)\} \\ + 0.5(\gamma + \gamma^2)E[g^{eCVSQ}] \\ + 0.25(\gamma + \gamma^2)\{0.5(\gamma + \gamma^2) - 1\}\{(E[g^{eCVSQ}])^2 + Var(g^{eCVSQ})\} \\ - 0.5\gamma(\gamma + \gamma^2)\{E[g^C]E[g^{eCVSQ}] + Cov(g^C, g^{eCVSQ})\} \\ + 0.5(\gamma + \gamma^2)\{E[r^i]E[g^{eCVSQ}] + Cov(r^i, g^{eCVSQ})\} \cong \rho \end{aligned} \quad (3-9)$$

なお、(3-9)式の第1行部分を抽出したものは従来モデルの計算結果に相当する。²⁶

ここで、相対的に値が小さい $E[r^i]E[g^C]$ 、 $(E[g^C])^2$ 、 $(E[g^{eCVSQ}])^2$ 、 $E[g^C]E[g^{eCVSQ}]$ 、 $E[r^i]E[g^{eCVSQ}]$ の各項を無視して0と置いた後、 $E[r^i]$ について解くと以下の式を得る。

$$\begin{aligned} E[r^i] &\cong \rho + \gamma E[g^C] + \gamma Cov(r^i, g^C) - 0.5(\gamma + \gamma^2)Var(g^C) \\ &\quad - 0.5(\gamma + \gamma^2)E[g^{eCVSQ}] - 0.25(\gamma + \gamma^2)\{0.5(\gamma + \gamma^2) - 1\}Var(g^{eCVSQ}) \\ &\quad + 0.5\gamma(\gamma + \gamma^2)Cov(g^C, g^{eCVSQ}) - 0.5(\gamma + \gamma^2)Cov(r^i, g^{eCVSQ}) \end{aligned} \quad (3-10)$$

なお、(3-10)式の第1行部分を抽出したものは従来モデルの計算結果に相当する。²⁷

ここで、無リスク資産の収益率は消費成長率および所得変動係数成長率とは無関係に定められることより、 $Cov(r^i, g^C) = 0$ および $Cov(r^i, g^{eCVSQ}) = 0$ を(3-10)式に代入する

²⁵ Romer(2001)Ch.7 (7.37)参照。

²⁶ Romer(2001)Ch.7 (7.38)参照。

²⁷ Romer(2001)Ch.7 (7.39)参照。

ことにより以下の式を得る。

$$\begin{aligned} \bar{r} \cong & \rho + \gamma E[g^C] - 0.5(\gamma + \gamma^2) \text{Var}(g^C) - 0.5(\gamma + \gamma^2) E[g^{eCVSQ}] \\ & - 0.25(\gamma + \gamma^2) \{0.5(\gamma + \gamma^2) - 1\} \text{Var}(g^{eCVSQ}) \\ & + 0.5\gamma(\gamma + \gamma^2) \text{Cov}(g^C, g^{eCVSQ}) \end{aligned} \quad (3-11)$$

(3-10)式より(3-11)式を引くとエクイティ・プレミアムと相対的危険回避度および資産収益率・消費成長率間および所得変動係数成長率間の共分散に関する以下の式を得る。

$$E[r^i] - \bar{r} \cong \gamma \text{Cov}(r^i, g^C) - 0.5(\gamma + \gamma^2) \text{Cov}(r^i, g^{eCVSQ}) \quad (3-12)$$

すなわち、(3-12)式の従来モデルでは相対的危険回避度は資産収益率・消費成長率間の共分散のみによって解釈されていたが、不確実性モデルに拡張した場合の相対的危険回避度は資産収益率・消費成長率間の共分散と資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散の双方によって解釈することとなる。

ここで(3-12)式を相対的危険回避度 γ の関数として書き換えると以下のようなになる。

$$\text{Cov}(r^i, g^C) \gamma \cong E[r^i] - \bar{r} + 0.5 \text{Cov}(r^i, g^{eCVSQ}) (\gamma + \gamma^2) \quad (3-13)$$

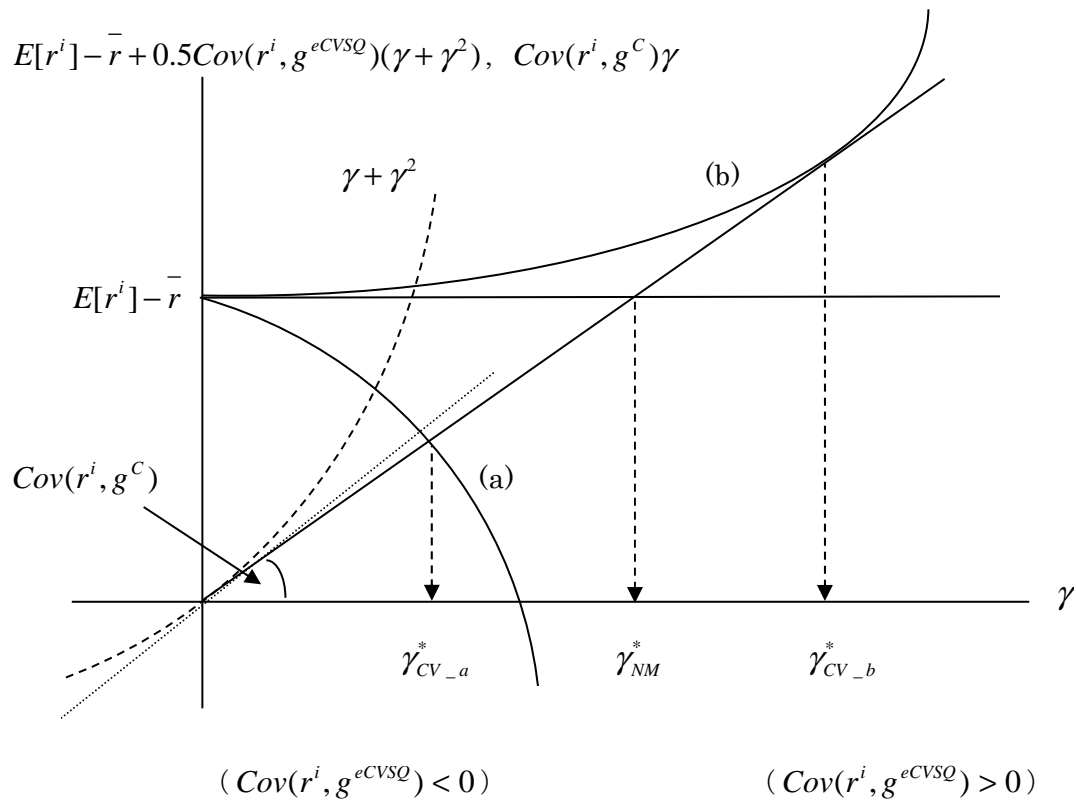
また、(3-13)式において $\text{Cov}(r^i, g^{eCVSQ}) = 0$ を適用すると、従来モデルの相対的危険回避度の決定式 ((3-2)式) と同じ以下の式を得る。

$$\text{Cov}(r^i, g^C) \gamma \cong E[r^i] - \bar{r} \quad (3-14)$$

3.3.2 エクイティ・プレミアム・パズルの解決

いま、正常な市場において観察される正のエクイティ・プレミアムの下で、資産収益率・消費成長率間の共分散が正、資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が正または負である場合の従来モデルと不確実性モデルの相対的危険回避度の決定関係を(3-13)式・(3-14)式に基づき図示すると図3-1のようになる。

図3-1 相対的危険回避度の決定（従来モデル・不確実性モデル）



同図において、従来モデルの相対的危険回避度は(3-14)式左辺の $Cov(r^i, g^C)$ の傾きを持つ直線が $E[r^i] - \bar{r}$ のエクイティ・プレミアムと一致する γ_{NM}^* の水準で決定される。一方、不確実性モデルの相対的危険回避度は、 $\gamma > 0$ の範囲においては $\gamma + \gamma^2$ は単調増加関数となることにより、資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が負の場合には、(3-13)式の右辺は(a)のような切片 $E[r^i] - \bar{r}$ からの右下がりの曲線となり、これが(3-13)式左辺の $Cov(r^i, g^C)$ の傾きを持つ直線と交わる γ_{CV-a}^* の水準で決定されることとなる。また、資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が正の場合には、(3-13)式の右辺は(b)のような切片 $E[r^i] - \bar{r}$ からの右上がりの曲線となり、これが(3-13)式左辺の $Cov(r^i, g^C)$ の傾きを持つ直線と交わる γ_{CV-b}^* の水準で決定されることとなる。

エクイティ・プレミアム・パズルの問題はエクイティ・プレミアムの水準に対し、現実のデータから得られる資産収益率・消費成長率間の共分散が非常に小さいため、(3-14)式から得られる相対的危険回避度の水準 γ_{NM}^* が通常考えられる範囲(10 以内)を超えて異常に大きな値となること、もしくは、通常考えられる相対的危険回避度の範囲(10 以内)では理論モデルはエクイティ・プレミアムのごく一部しか説明できないことを指摘するものである。

一方、(3-13)式を用いる不確実性モデルでは資産収益率・消費成長率間の共分散が非常に小さい場合でも資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が大きな負の値をとる場合には γ_{NM}^* よりも大幅に低い $\gamma_{CV_a}^*$ の水準で相対的危険回避度を決定できるため、従来モデルと比較して推計結果を大幅に改善することが可能となる。

(3-13)式を γ について解くことにより不確実性モデルの相対的危険回避度の決定水準は以下のように定義される。

$$\gamma_{CV}^* \equiv \frac{2(\sigma_{ic} - 0.5\sigma_{iv}) \pm \sqrt{4(\sigma_{ic} - 0.5\sigma_{iv})^2 - 8\sigma_{iv}(E[r_i] - \bar{r})}}{2\sigma_{iv}} \quad (3-15)$$

但し、 $\sigma_{ic} = Cov(r^i, g^C)$ 、 $\sigma_{iv} = Cov(r^i, g^{eCVSQ})$ である。

(3-15)式における判別式 $D = 4(\sigma_{ic} - 0.5\sigma_{iv})^2 - 8\sigma_{iv}(E[r_i] - \bar{r})$ より、正のリスクプレミアムの下で相対的危険回避度の解を得るための条件は $\sigma_{iv} = Cov(r^i, g^{eCVSQ}) \leq 0$ であり、資産収益率と所得不確実性指標がゼロもしくは負の共分散を持つことが条件となる。すなわち、資産収益率が上昇するときに所得不確実性が低下し、資産収益率が低下するときに所得不確実性が上昇するような所得不確実性指標が適切に選択されていることが不確実性モデルの解を得るための前提となる。

3.3.3 安全利子率パズルの解決

(3-11) 式へ $\rho = (1/\beta) - 1$ を代入し、主観割引率 β に関して解くと以下の式を得る。

$$\beta \equiv 1 / (1 + E[\bar{r}] - \gamma E[g^C] + 0.5(\gamma + \gamma^2)\sigma_c^2 + 0.5(\gamma + \gamma^2)E[g^{eCVSQ}] + 0.25(\gamma + \gamma^2)\{0.5(\gamma + \gamma^2) - 1\}\sigma_v^2 - 0.5\gamma(\gamma + \gamma^2)\sigma_{cv}) \quad (3-16)$$

但し、 $\sigma_c^2 = Var(g^C)$ 、 $\sigma_v^2 = Var(g^{eCVSQ})$ 、 $\sigma_{cv} = Cov(g^C, g^{eCVSQ})$ である。

(3-16)式へ(3-15)式により決定された γ_{CV}^* と各変数の平均値、分散・共分散を代入することにより不確実性モデルの主観割引率が求められる。

従来モデルの主観的割引率は(3-5)式により表されるが、同式の分母第4項の消費分散 σ_c^2 の実測値が小さい場合、分母第3項のマイナスの影響により分母が小さくなるため、主観的割引率の理論値が上昇し、それを解消しようとするとき分母第2項の安全利子率の期待値 $E[\bar{r}]$ を大きく引上げざるを得なくなる。

安全利子率パズルは、このようにオイラー方程式より得られる安全利子率の定義式において、消費分散の実測値が小さい場合に、主観的割引率の許容範囲（1以内）における安全利子率の理論値が過大な値となり、それを解消しようとするとき1を超える主観的割引率の想定が必要になることを指摘するものである。

これに対し、不確実性モデルでは主観的割引率は(3-16)式により表され、分母に2

つのプラス項が追加されることにより、安全利子率の期待値 $E[\bar{r}]$ にかかる上昇負荷が緩和されるため、安全利子率パズルを解消することが可能となる。

3.4 米国の所得不確実性指標を用いた実証分析とパズルの解決

3.4.1 使用データと加工方法

相対的危険回避度、主観割引率の計算に用いる使用データは 1978 年 2 月から 2010 年 12 月までの実質消費成長率、実質資産収益率（株式 S&P 500 Index、国債 3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate）と所得不確実性指標の各月次データであり、実質消費は 1 人当たりの非耐久財 Nondurable goods (ND) とサービス Services の合計額を用いている。

所得不確実性指標データは以下の 4 指標を使用している。

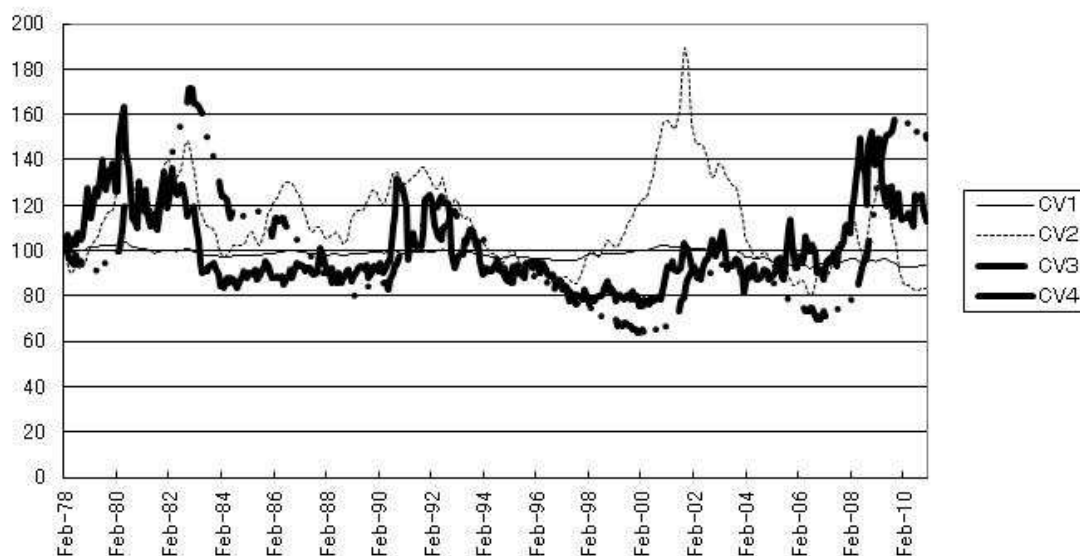
- ・ 労働分配率 Labor Share (sp 月次化) (以下、CV1 という)
- ・ 単位利益 Unit Profit の逆数 (sp 月次化) (以下、CV2 という)
- ・ 失業率 UNRATE (以下、CV3 という)
- ・ ミシガン大学消費者信頼感指標 UMCSSENT の逆数 (以下、CV4 という)

このうち、労働分配率 Labor Share と単位利益 Unit Profit は月次データが公表されていないため、公表されている四半期データを 3 次スプライン関数で非線形近似補間することにより月次データを作成している。

なお、各所得不確実性指標については、消費の変動係数をベンチマークとして平均値・標準偏差を調整したものをを用いるのが好ましいが、米国では消費の変動係数の長期統計が存在しないため、平均値・標準偏差を調整しない原データをそのまま使用している。

また、計測期間について、期初を 100 とする CV1-CV4 の推移を表すと図 3-2 のようになる。

図3-2 所得不確実性指標の推移 (CV1-4, 1978年2月=100)



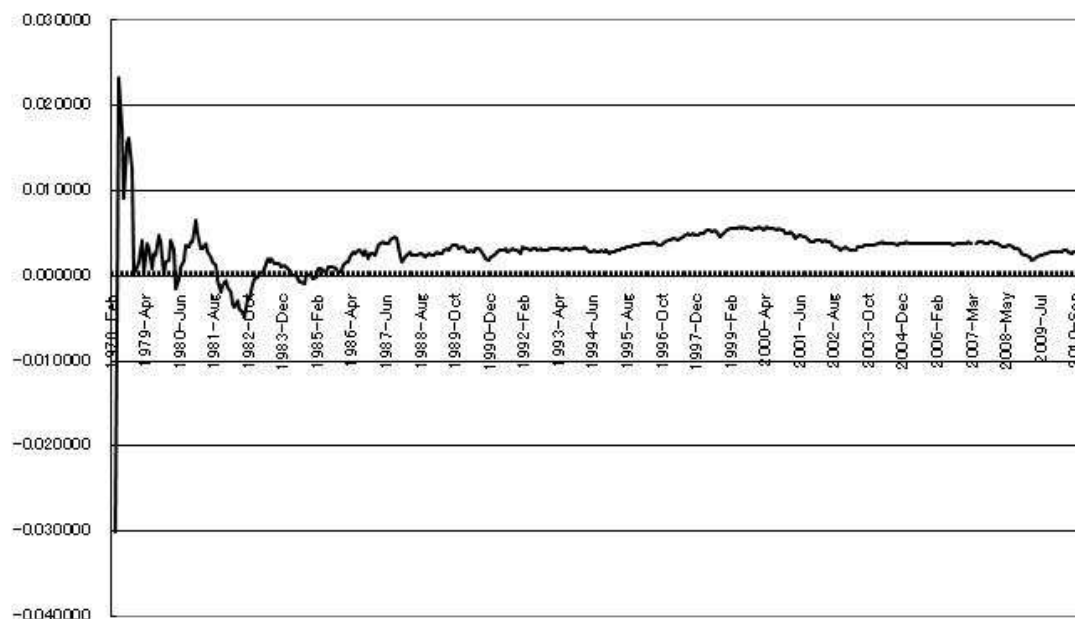
同図より、ミシガン大学消費者信頼感指標の逆数 (CV4) は失業率 (CV3) よりもおおよそ3か月から半年以上も早く、労働分配率 (CV1)、単位利益の逆数 (CV2) とほぼ同タイミングかもしくは更に早いタイミングで変動しており、また、変動の振幅がよりきめ細かいものとなっている。

3.4.2 リスクプレミアムの推移

相対的危険回避度の計算にはリスクプレミアムの平均値が必要であり、安定的な計算結果を得るためにはそれが正の値を取る期間を選択する必要がある。

計測期間について計算期間の開始月を1978年2月とし、終了月を開始月の翌月から2010年12月までの各月として計算されるリスクプレミアムの平均値の推移を表すと図3-3のようになる。

図 3-3 平均リスクプレミアムの推移 (1978年2月～各終了月)



同図より、リスクプレミアムの平均値が安定的に正となる期間は終了月が 1985 年 1 月以降の各期間となる。

3.4.3 相対的危険回避度・主観割引率の計算結果

相対的危険回避度の計算は計算期間の開始月を 1978 年 2 月とし、終了月を開始月の翌月から 2010 年 12 月まで移動することにより、各期間の各変数の共分散およびリスクプレミアムの平均値を計算し、これらを (3-3) 式へ代入することにより従来モデルの相対的危険回避度を、(3-15) 式へ代入することにより不確実性モデルの相対的危険回避度をそれぞれ求めている。この計算に用いられる各変数の記述統計量は表 3-1 の通りである。

表 3 - 1 相対的危険回避度計算のための記述統計量

		σ_{ic}	σ_{iv} (0.1)	σ_{iv} (0.3)	σ_{iv} (0.5)	Equity Premium
CV1	max	0.0000236	-0.0000001	-0.0000008	-0.0000022	0.0058050
	min	0.0000029	-0.0000003	-0.0000023	-0.0000064	0.0018320
	mean	0.0000139	-0.0000002	-0.0000015	-0.0000040	0.0036489
	s.d.	0.0000060	0.0000000	0.0000003	0.0000009	0.0009072
CV2	max	0.0000236	-0.0000015	-0.0000137	-0.0000383	0.0058050
	min	0.0000029	-0.0000052	-0.0000472	-0.0001326	0.0018320
	mean	0.0000139	-0.0000030	-0.0000274	-0.0000769	0.0036489
	s.d.	0.0000060	0.0000011	0.0000096	0.0000275	0.0009072
CV3	max	0.0000236	0.0000063	0.0000560	0.0001554	0.0058050
	min	0.0000029	0.0000000	-0.0000002	-0.0000012	0.0018320
	mean	0.0000139	0.0000034	0.0000306	0.0000849	0.0036489
	s.d.	0.0000060	0.0000012	0.0000111	0.0000308	0.0009072
CV4	max	0.0000236	-0.0000094	-0.0000858	-0.0002428	0.0058050
	min	0.0000029	-0.0000175	-0.0001597	-0.0004525	0.0018320
	mean	0.0000139	-0.0000127	-0.0001154	-0.0003266	0.0036489
	s.d.	0.0000060	0.0000023	0.0000211	0.0000602	0.0009072

Notes: CV1 : Labor Share (spline conversion to monthly)
 CV2 : Reciprocal for Unit Profit (spline conversion to monthly)
 CV3 : Unemployment rate UNRATE
 CV4 : Reciprocal of the University of Michigan consumer confidence index UMCSSENT

また、主観割引率の計算は計算期間の開始月を 1978 年 2 月とし、終了月を開始月の翌月から 2010 年 12 月まで移動することにより、各期間の各変数の平均値、分散および共分散を計算し、これらを従来モデルの相対的危険回避度の計算結果とともに (3-5) 式へ代入することにより従来モデルの主観割引率を求めている。同様な方法で不確実性モデルの相対的危険回避度の計算結果とともにこれらを (3-16) 式へ代入することにより不確実性モデルの主観割引率をそれぞれ求めている。この計算に用いられる各変数の記述統計量は表 3 - 2 の通りである。

表 3 - 2 主観割引率計算のための記述統計量

		E[r]	E[gc]	σc^2	E[ge cv] (0.1)	E[ge cv] (0.3)	E[ge cv] (0.5)
CV1	max	0.0029470	0.0017634	0.0000182	0.0000014	0.0000125	0.0000352
	min	0.0017890	0.0013067	0.0000116	-0.0000048	-0.0000429	-0.0001185
	mean	0.0024434	0.0015304	0.0000140	-0.0000022	-0.0000199	-0.0000545
	s.d.	0.0003133	0.0000994	0.0000019	0.0000015	0.0000139	0.0000385
CV2	max	0.0029470	0.0017634	0.0000182	0.0000850	0.0007814	0.0022632
	min	0.0017890	0.0013067	0.0000116	-0.0000136	-0.0001096	-0.0002353
	mean	0.0024434	0.0015304	0.0000140	0.0000105	0.0001118	0.0004043
	s.d.	0.0003133	0.0000994	0.0000019	0.0000201	0.0001810	0.0005026
CV3	max	0.0029470	0.0017634	0.0000182	0.0000441	0.0004100	0.0012343
	min	0.0017890	0.0013067	0.0000116	-0.0000333	-0.0002676	-0.0005820
	mean	0.0024434	0.0015304	0.0000140	-0.0000071	-0.0000434	-0.0000088
	s.d.	0.0003133	0.0000994	0.0000019	0.0000188	0.0001668	0.0004624
CV4	max	0.0029470	0.0017634	0.0000182	0.0000482	0.0005126	0.0018613
	min	0.0017890	0.0013067	0.0000116	-0.0000196	-0.0000925	0.0000807
	mean	0.0024434	0.0015304	0.0000140	-0.0000016	0.0000498	0.0004978
	s.d.	0.0003133	0.0000994	0.0000019	0.0000128	0.0001167	0.0003378

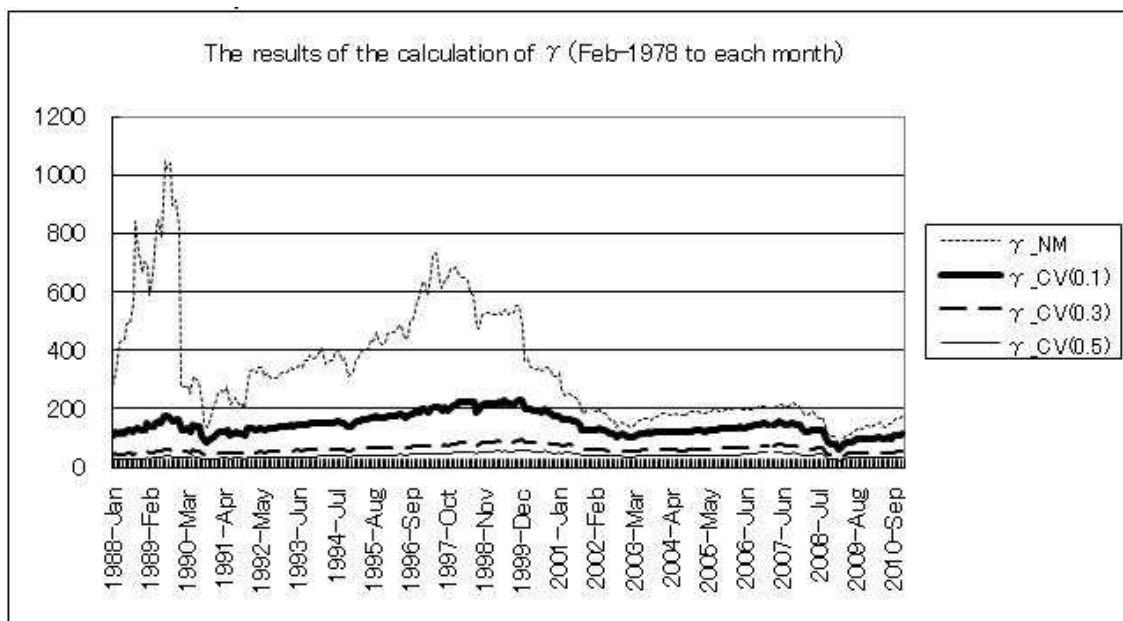
		σv^2 (0.1)	σv^2 (0.3)	σv^2 (0.5)	σvc (0.1)	σvc (0.3)	σvc (0.5)
CV1	max	0.0000000	0.0000002	0.0000018	0.0000000	-0.0000001	-0.0000002
	min	0.0000000	0.0000002	0.0000013	0.0000000	-0.0000003	-0.0000009
	mean	0.0000000	0.0000002	0.0000015	0.0000000	-0.0000001	-0.0000004
	s.d.	0.0000000	0.0000000	0.0000001	0.0000000	0.0000001	0.0000002
CV2	max	0.0000006	0.0000497	0.0003830	-0.0000002	-0.0000021	-0.0000058
	min	0.0000003	0.0000256	0.0001984	-0.0000006	-0.0000054	-0.0000152
	mean	0.0000005	0.0000380	0.0002932	-0.0000003	-0.0000031	-0.0000087
	s.d.	0.0000001	0.0000080	0.0000608	0.0000001	0.0000008	0.0000023
CV3	max	0.0000009	0.0000708	0.0005452	-0.0000002	-0.0000018	-0.0000050
	min	0.0000004	0.0000328	0.0002529	-0.0000005	-0.0000047	-0.0000130
	mean	0.0000006	0.0000453	0.0003490	-0.0000003	-0.0000027	-0.0000076
	s.d.	0.0000001	0.0000101	0.0000774	0.0000001	0.0000006	0.0000016
CV4	max	0.0000025	0.0002024	0.0015847	-0.0000003	-0.0000029	-0.0000084
	min	0.0000014	0.0001132	0.0008800	-0.0000009	-0.0000080	-0.0000227
	mean	0.0000018	0.0001454	0.0011335	-0.0000005	-0.0000050	-0.0000141
	s.d.	0.0000003	0.0000259	0.0002036	0.0000001	0.0000012	0.0000035

Notes: CV1 : Labor Share (spline conversion to monthly)
 CV2 : Reciprocal for Unit Profit (spline conversion to monthly)
 CV3 : Unemployment rate UNRATE
 CV4 : Reciprocal of the University of Michigan consumer confidence index UMCSNT

また、労働分配率 Labor Share、単位利益 Unit Profit の逆数、失業率 UNRATE、ミシガン大学消費者信頼感指標 UMCSNT の逆数の各所得不確実性指標について、相対的危険回避度・主観割引率の計算結果を表したものが図 3 - 4 ~ 図 3 - 7 であり、従来モデルおよび不確実性モデル (CV1 から CV4 の所得不確実性指標の平均値を 0.1, 0.3, 0.5 とする場合) の相対的危険回避度・主観割引率の計算結果の推移をグラフ表示している。

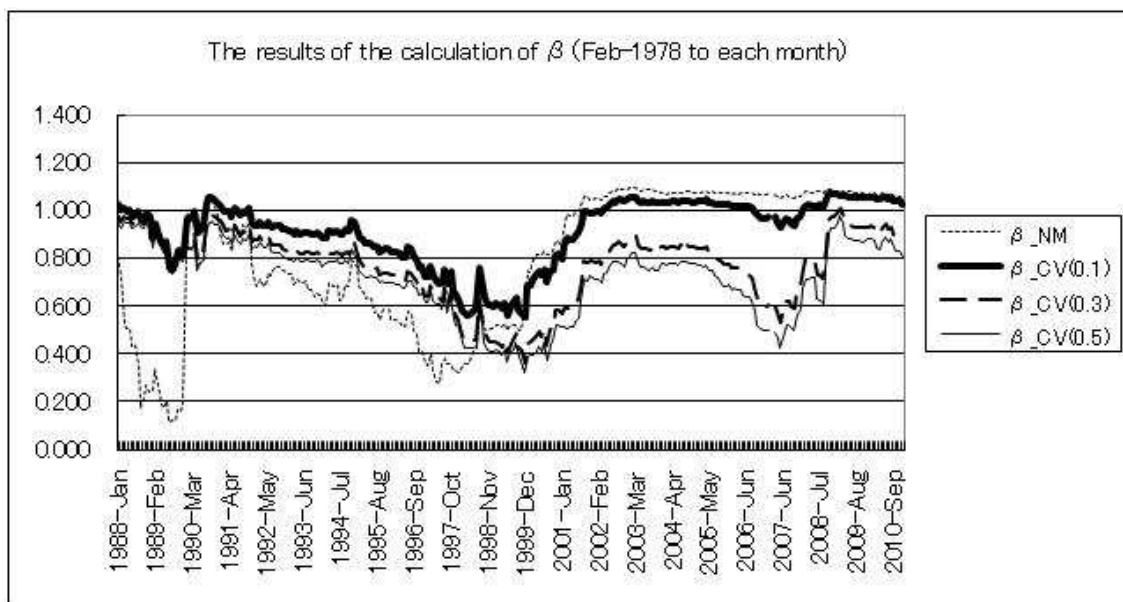
図 3 - 4 相対的危険回避度・主観割引率の計算結果

(所得不確実性指標：労働分配率 CV1)



Average value of the solution

γ_{NM}	$\gamma_{CV(0.1)}$	$\gamma_{CV(0.3)}$	$\gamma_{CV(0.5)}$
333.259	144.966	61.990	39.175

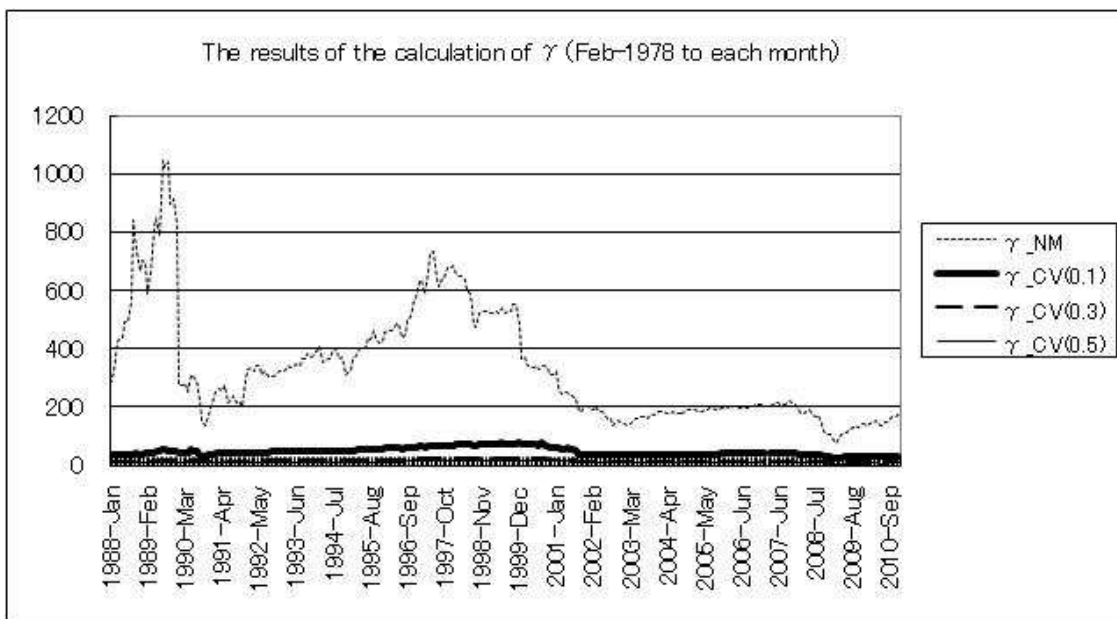


Average value of the solution

β_{NM}	$\beta_{CV(0.1)}$	$\beta_{CV(0.3)}$	$\beta_{CV(0.5)}$
0.800	0.914	0.766	0.714

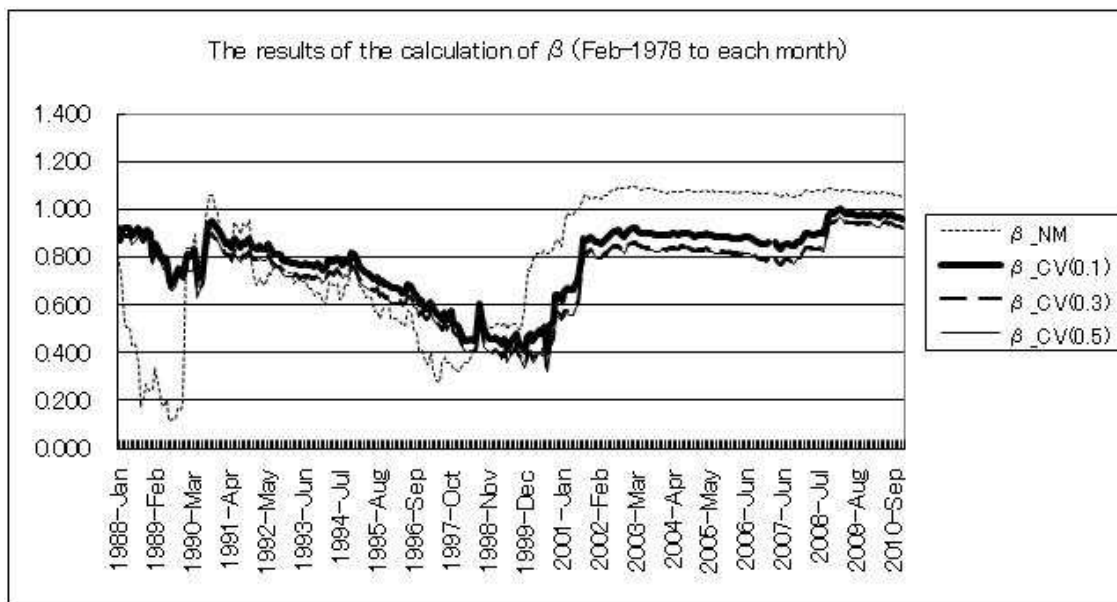
図 3 - 5 相対的危険回避度・主観割引率の計算結果

(所得不確実性指標：単位利益の逆数 CV2)



Average value of the solution

γ_{NM}	$\gamma_{CV(0.1)}$	$\gamma_{CV(0.3)}$	$\gamma_{CV(0.5)}$
333.259	46.688	16.176	9.600

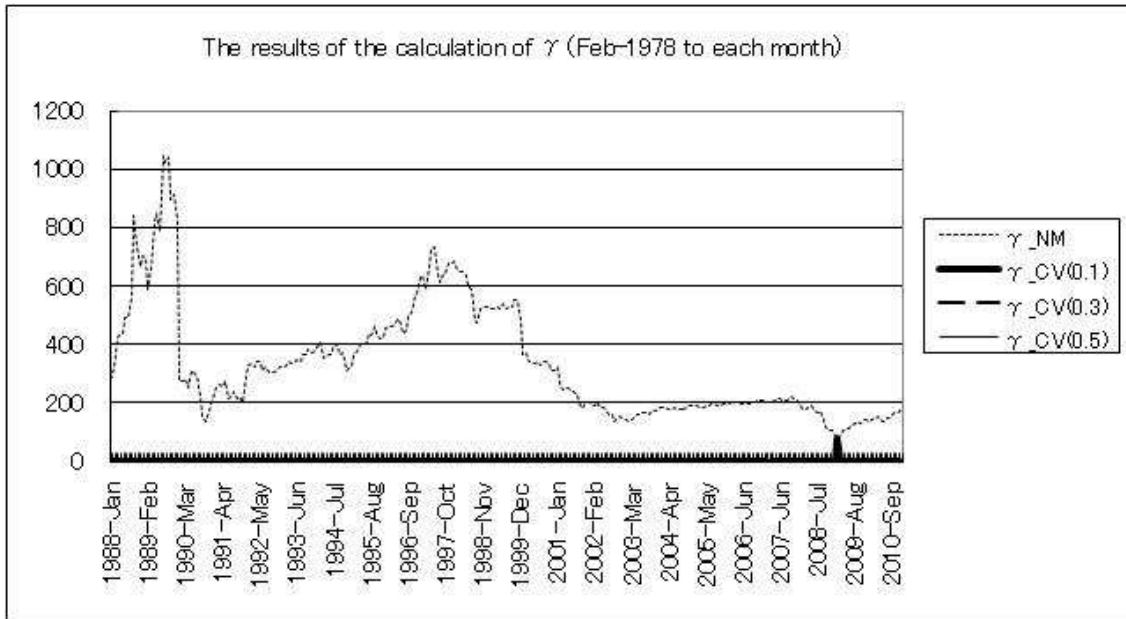


Average value of the solution

β_{NM}	$\beta_{CV(0.1)}$	$\beta_{CV(0.3)}$	$\beta_{CV(0.5)}$
0.800	0.785	0.734	0.725

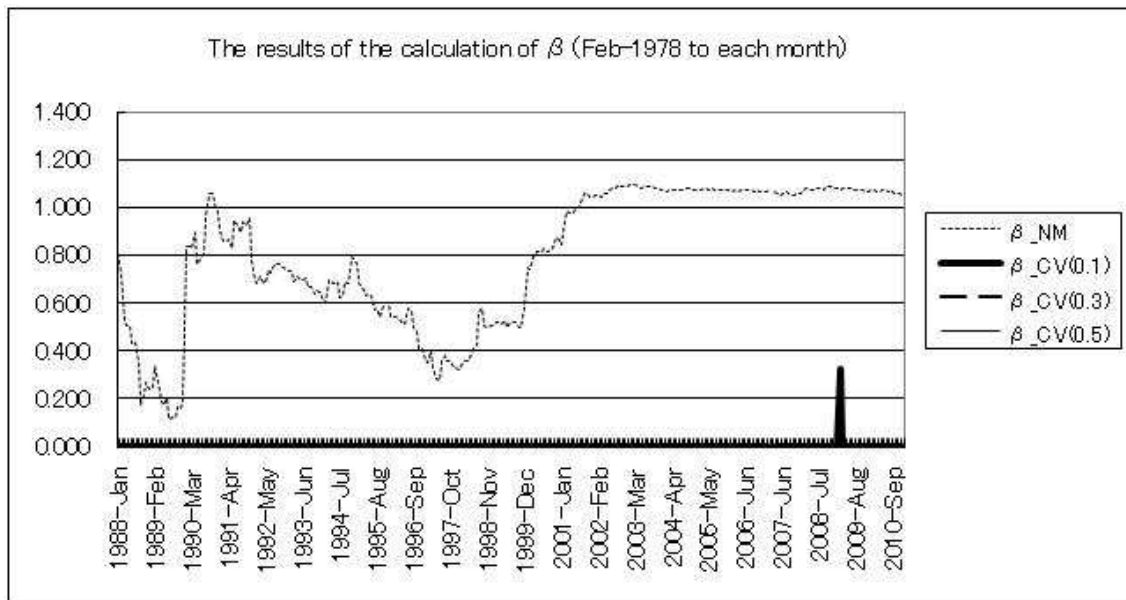
図 3 - 6 相対的危険回避度・主観割引率の計算結果

(所得不確実性指標：失業率 CV3)



Average value of the solution

γ_{NM} 333.259 $\gamma_{CV(0.1)}$ #NUM! $\gamma_{CV(0.3)}$ #NUM! $\gamma_{CV(0.5)}$ #NUM!

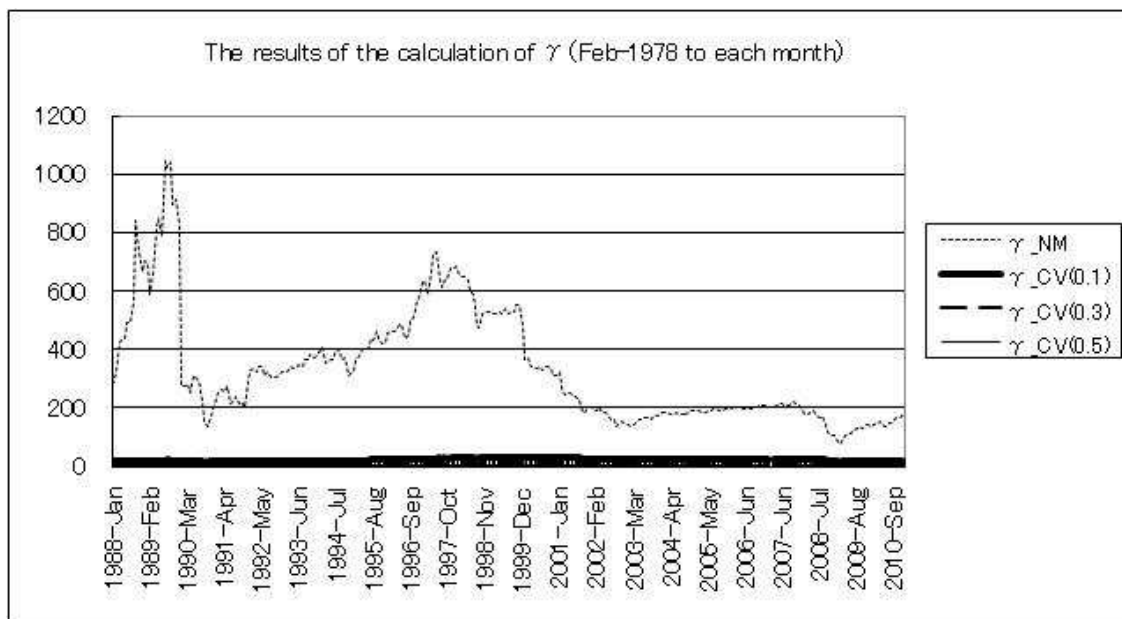


Average value of the solution

β_{NM} 0.800 $\beta_{CV(0.1)}$ #NUM! $\beta_{CV(0.3)}$ #NUM! $\beta_{CV(0.5)}$ #NUM!

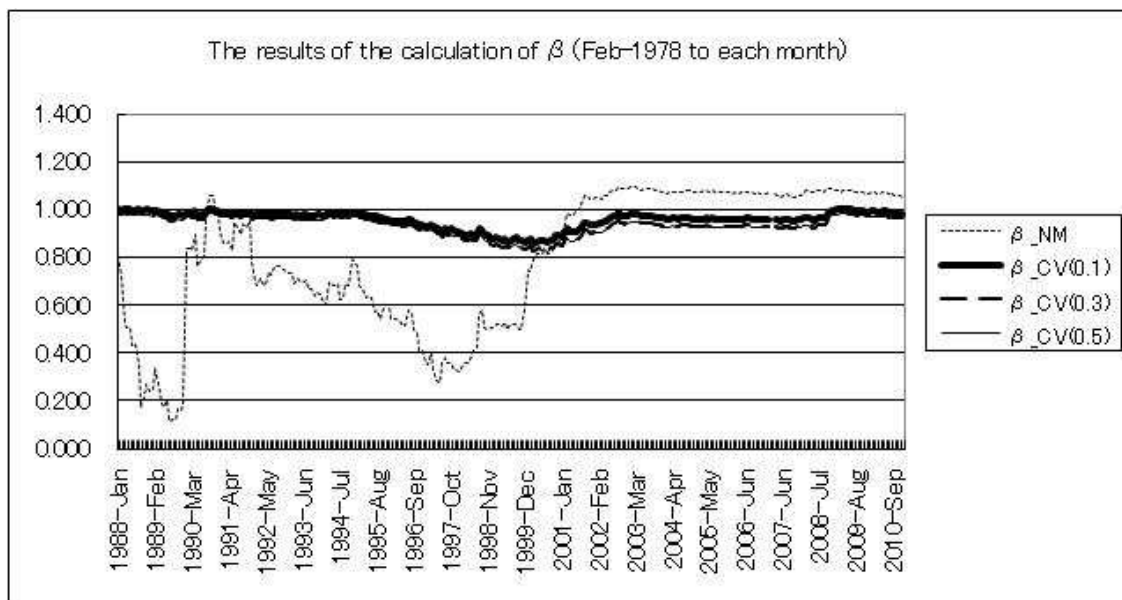
図 3 - 7 相対的危険回避度・主観割引率の計算結果

(所得不確実性指標：ミシガン大学消費者信頼感指標の逆数 CV4)



Average value of the solution

γ_{NM}	$\gamma_{CV(0.1)}$	$\gamma_{CV(0.3)}$	$\gamma_{CV(0.5)}$
333.259	22.657	7.444	4.270



Average value of the solution

β_{NM}	$\beta_{CV(0.1)}$	$\beta_{CV(0.3)}$	$\beta_{CV(0.5)}$
0.800	0.957	0.935	0.931

なお、これらのグラフはエクイティ・プレミアムが正の値で安定する終了月が 1988 年 1 月以降となる各期間についての解の計算結果を表示しており、同グラフの下へ各期間の解の平均値を表示している。

図 3-4~図 3-7 を比較すると失業率(CV3)を使用する図 3-6 では不確実性モデルのグラフが表示されないが、これは $\sigma_{iv} = Cov(r^i, g^{eCV3Q}) > 0$ より、(3-15)式における解の実根条件が満たされないことによるものである。従って、失業率は所得不確実性指標として不適合ということとなるが、これは図 3-2 に見るように他の所得不確実性指標 (CV1, 2, 4) よりもおよそ 3 月から半年程度の遅れをもって変動するため、このタイミングの遅れが通常想定される負の相関関係を崩してしまうことによるものと考えられる。

図 3-4・図 3-5 および図 3-7 の上段のグラフおよび解の平均値より、不確実性モデルの相対的危険回避度は従来モデルよりも低くなっており、また、所得不確実性指標の平均値が 0.1, 0.3, 0.5 と上昇するに従って、より低い相対的危険回避度が求められている。このことは資産収益率と所得不確実性指標の負の共分散関係を考慮する不確実性モデルが相対的危険回避度の異常値を指摘するエクイティ・プレミアム・パズルを解決可能であることを示している。

また、図 3-4・図 3-5 および図 3-7 の下段のグラフおよび解の平均値より、従来モデルの主観割引率が大幅な下降・上昇を繰り返し、2001 年 8 月以降は 1 を超えて水準を維持する動きであるのに対し、不確実性モデルの主観割引率は 1 をほとんど下回る水準でこれを平準化する動きをとっており、また、所得不確実性指標の平均値が 0.1, 0.3, 0.5 と上昇するに従って低くなっている。特に、図 3-7 のミシガン大学消費者信頼感指標 UMCSSENT の逆数ではこの平準化の動きが顕著であり、このことは資産収益率と所得不確実性指標の負の共分散関係を考慮する不確実性モデルが主観割引率の異常値を指摘する安全利子率パズルを改善可能であることを示している。

図 3-4・図 3-5 および図 3-7 を比較して所得不確実性指標間の優劣を見るとミシガン大学消費者信頼感指標 UMCSSENT の逆数が労働分配率 Labor Share および単位利益 Unit Profit の逆数よりも相対的危険回避度および主観割引率がより適切な値を示しており、所得不確実性指標として最も好ましいと判断される。このことは、表 3-1 の資産収益率と所得不確実性指標の負の共分散がミシガン大学消費者信頼感指標 UMCSSENT の逆数(CV4)において最も大きいことにより裏付けられる。

補論 A 条件付き同時対数正規性および均一分散仮定の下での不確実性モデル

エクイティ・プレミアム・パズルおよび安全利子率パズルの分析においては対数正規性および均一分散を仮定するモデルも多く用いられてきた。これは確率変数 X が条件付き対数正規分布である場合に $\log E_t X = E_t \log X + 0.5 \text{Var}_t \log X$ となる性質を用いるものである。但し、 $\text{Var}_t \log X \equiv E_t[(\log X - E_t \log X)^2]$ であり、また、 X が条件付き均一分散を持つ場合、 $\text{Var}_t \log X = \text{Var}(\log X - E_t \log X)$ である。

Hansen and Singleton(1982)は(A-1)式のオイラー方程式(従来モデル)の対数に前記の仮定を用いることにより、(A-2)式を導いている。

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (1 + R_{jt+1}) \right] \quad (\text{A-1})$$

$$E_t r_{jt+1} = -\log \beta + \gamma E_t \Delta c_{t+1} - \frac{1}{2} [\sigma_i^2 + \gamma^2 \sigma_c^2 - 2\gamma \sigma_{ic}] \quad (\text{A-2})$$

但し、 $r_{jt} = \log(1 + R_{jt})$ 、 $c_t = \log(C_t)$ 、 $\Delta c_{t+1} = c_{t+1} - c_t$ 、 $\sigma_i^2 = \text{Var}(r_{jt+1} - E_t r_{jt+1})$ 、 $\sigma_c^2 = \text{Var}(\Delta c_{t+1} - E_t \Delta c_{t+1})$ 、 $\sigma_{ic} = \text{Cov}(r_{jt+1} - E_t r_{jt+1}, \Delta c_{t+1} - E_t \Delta c_{t+1})$ である。

無リスク資産の場合、(A-2)式の $E_t r_{jt+1}$ を r_{ft+1} へ置き換え、更に、 $\sigma_f^2 = 0$ 、 $\sigma_{fc} = 0$ を適用することにより、(A-3)式を得る。

$$r_{ft+1} = -\log \beta + \gamma E_t \Delta c_{t+1} - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma_c^2 \quad (\text{A-3})$$

(A-2)式から(A-3)式を引くとエクイティ・プレミアムに関する以下の式を得る。

$$E_t r_{jt+1} - r_{ft+1} + \frac{1}{2} \sigma_i^2 = \gamma \sigma_{ic} \quad (\text{A-4})$$

同式は第3章第3節における(3-2)式に相当する。なお、(A-4)式左辺の分散項は対数リターンの表現に伴う Jensen の不等式の調整項である。

第3章第3節の分析と同様に、(A-4)式を用いる従来モデルでは低い消費成長率と資

産収益率の共分散 σ_{ic} の下では相対的危険回避度 γ の値が異常に大きく計算されるといふエクイティ・プレミアム・パズルの問題が発生するが、更に Weil(1989)は(A-4)式に従って計算される γ の下では、代表的個人の主観割引率が不整合な値として導かれる安全利子率パズルの問題を提示している。²⁸

すなわち、(A-3)式より $\log \beta$ は以下の γ に関する二次方程式として表わされる。

$$\log \beta = -r_{jt+1} + E_t \Delta c_{t+1} \gamma - \frac{1}{2} \sigma_c^2 \gamma^2 \quad (\text{A-5})$$

ここで、 r_{jt+1} 、 $E_t \Delta c_{t+1}$ の歴史的平均値は正であり、また、 σ_c^2 は正の値をとるため、 $\log \beta$ は $\gamma=0$ のときに $-r_{jt+1}$ の切片をとり、 $\gamma>0$ のときに上に凸の放物線を描く形となるが、消費成長率の標準偏差 σ_c が小さい場合には $\log \beta = 0$ をもたらす γ の値が(A-4)式によって決定される γ の値を上回るため、(A-4)式によって決定される γ の値の下では $\log \beta > 0$ (すなわち、 $\beta > 1$) となる。これにより、現在の消費よりも将来の消費を高く評価する代表的個人を想定することとなるが、この想定は正しいとは思われないというのが安全利子率パズルの概要である。

一方、(A-6)式のオイラー方程式（不確実性モデル）の対数に Hansen and Singleton(1982)と同様の仮定を用いると(A-7)式が導かれる。

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)} \right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)} (1 + R_{jt+1}) \right] \quad (\text{A-6})$$

$$\begin{aligned} E_t r_{jt+1} = & -\log \beta + \gamma E_t \Delta c_{t+1} - 0.5(\gamma + \gamma^2) E_t \Delta ecvsq_{t+1} \\ & - \frac{1}{2} \left[\sigma_i^2 + 0.5^2 (\gamma + \gamma^2)^2 \sigma_v^2 + \gamma^2 \sigma_c^2 + (\gamma + \gamma^2) \sigma_{iv} - 2\gamma \sigma_{ic} - (\gamma + \gamma^2) \gamma \sigma_{vc} \right] \end{aligned} \quad (\text{A-7})$$

但し、 $\Delta ecvsq_{t+1} = ecvsq_{t+1} - ecvsq_t$ 、 $\sigma_v^2 = \text{Var}(ecvsq_{jt+1} - E_t ecvsq_{jt+1})$ 、

$\sigma_{iv} = \text{Cov}(r_{jt+1} - E_t r_{jt+1}, \Delta ecvsq_{t+1} - E_t \Delta ecvsq_{t+1})$ 、

$\sigma_{vc} = \text{Cov}(\Delta ecvsq_{t+1} - E_t \Delta ecvsq_{t+1}, \Delta c_{t+1} - E_t \Delta c_{t+1})$ である。

無リスク資産の場合、(A-7)式の $E_t r_{jt+1}$ を r_{jt+1} へ置き換え、更に、 $\sigma_f^2 = 0$ 、 $\sigma_{fc} = 0$ 、 $\sigma_{fv} = 0$ を適用することにより、(A-8)式を得る。

²⁸ 第3章第2節の Weil(1989)に関する記述を参照。

$$r_{ft+1} = -\log \beta + \gamma E_t \Delta c_{t+1} - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma_c^2$$

$$- 0.5(\gamma + \gamma^2) E_t \Delta c v s q_{t+1} - \frac{1}{2} 0.5^2 (\gamma + \gamma^2)^2 \sigma_v^2 + 0.5(\gamma + \gamma^2) \gamma \sigma_{vc} \quad (\text{A-8})$$

(A-7)式から(A-8)式を引くとエクイティ・プレミアムに関する以下の式を得る。

$$E_t r_{ft+1} - r_{ft+1} + \frac{1}{2} \sigma_i^2 = \gamma \sigma_{ic} - 0.5(\gamma + \gamma^2) \sigma_{iv} \quad (\text{A-9})$$

同式は第3章第3節における(3-12)式に相当する。

補論 B Mehra and Prescott(1985)の年次標本に 基づく実証分析

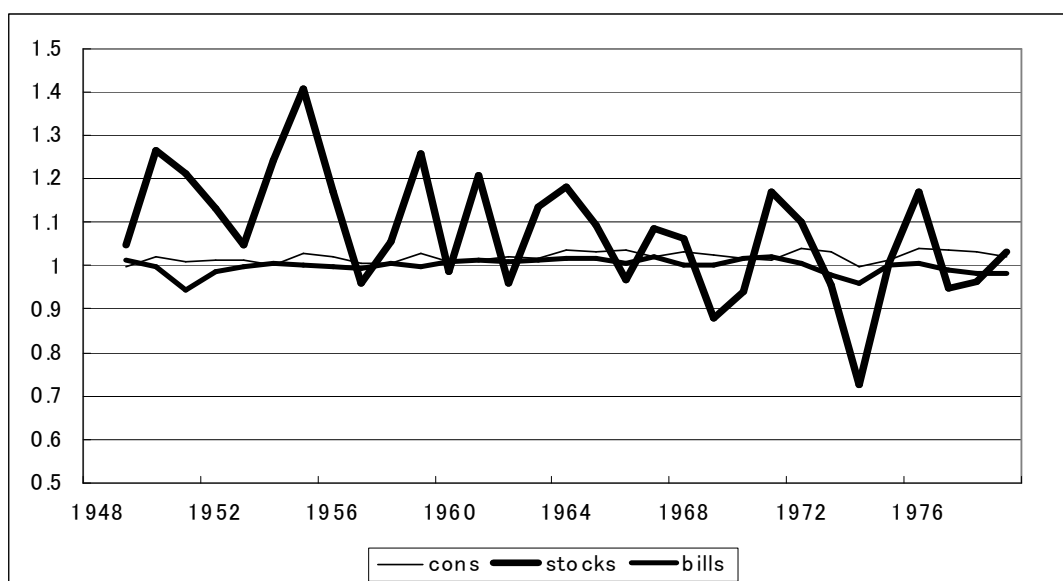
ここでは、不確実性モデルの米国データへの応用例を 1948 年から 1979 年までの Mehra and Prescott(1985)の年次標本および同期間の失業率データに基づき考察するとともに、エクイティ・プレミアム・パズルの議論への応用および消費のオイラー方程式の推計を通して、不確実性モデルが米国における消費 CAPM の推計結果の改善に大きな効果を持ち得ることを示すものとする。

1 エクイティ・プレミアム・パズルの議論への応用

本節では本章第 3 節にて導出した(3-13)式および(3-14)式に基づき、不確実性モデルが米国のエクイティ・プレミアム・パズルの議論における過大な相対的危険回避度の推計結果の改善に有効であることを示すものとする。使用する基本データは Mehra and Prescott(1985)で用いられた株価指数収益率、財務省証券収益率および消費成長率の年次標本のうち、1948 年から 1979 年までの部分を使用し、共分散およびリスク・プレミアムをこれらの標本から計算するものとする。これらの年次標本を表わすと図 3-8 の通りである。²⁹

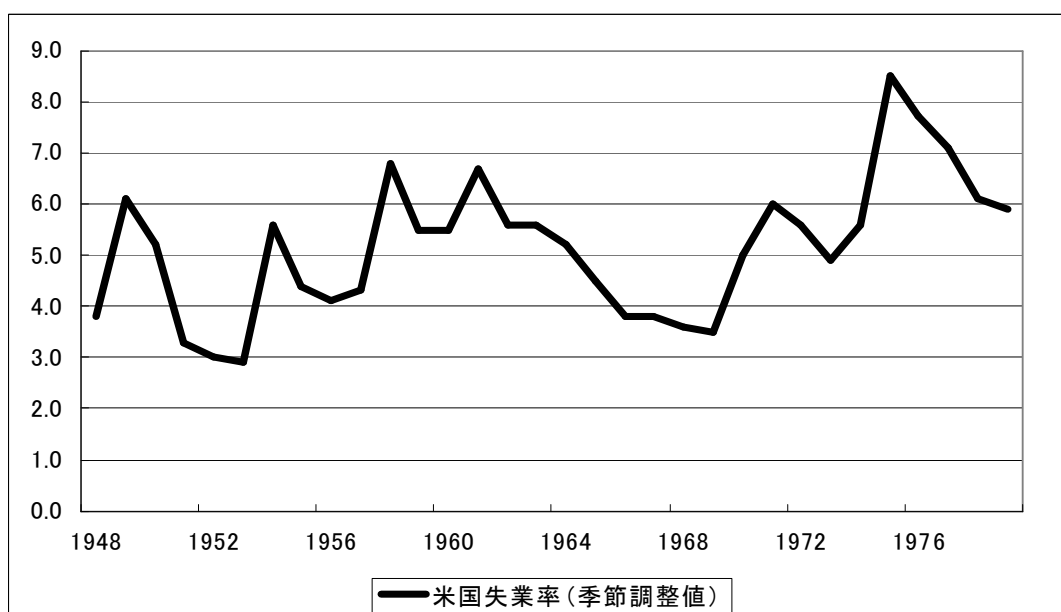
²⁹ 米国の年次の失業率データは 1949 年以降取得可能であるため、推計期間を同年以降としている。

図 3 - 8 Mehra and Prescott(1985)の年次標本(1949-1979)



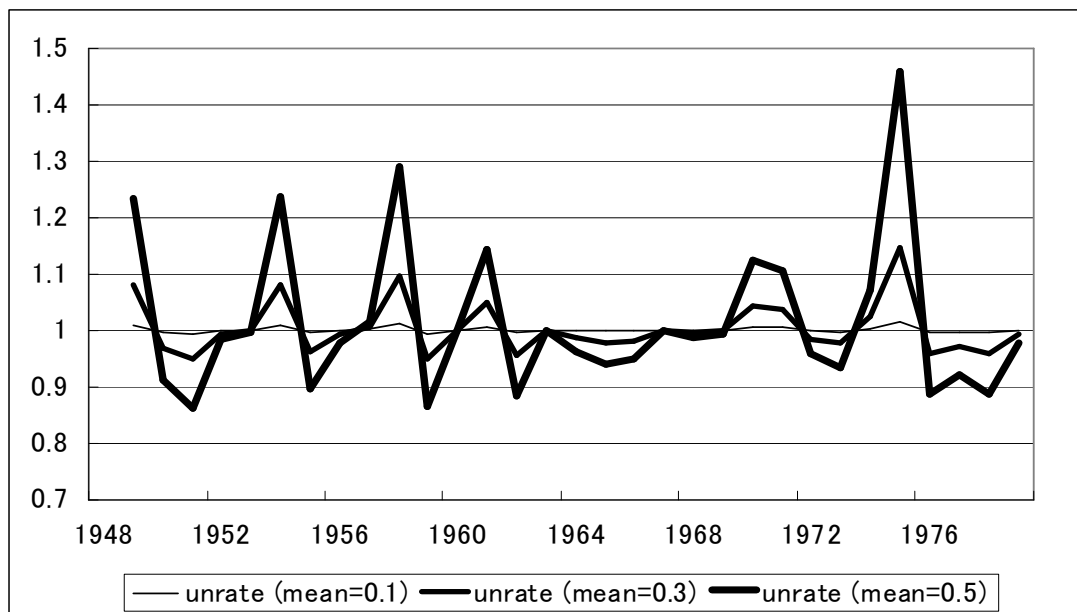
また、所得不確実性指標として 1948 年から 1979 年までの U.S. Department of Labor の年次の失業率（季節調整後）データを用いて不確実性モデルの推計を行うものとする。これを表わすと図 3 - 9 の通りである。

図 3 - 9 所得不確実性指標(CV3)（失業率）



また、所得不確実性指標の作成に当たっては、失業率の年次データそのものは所得不確実性の規模を表わさないことから、所得不確実性指標の平均値が 0.1, 0.3, 0.5 の 3通りとなるように原系列を換算した系列を所得不確実性指標データ（以下、CV 系列という）としている。³⁰ そして、CV 系列より $\exp(CV_{t+1}^2)/\exp(CV_t^2)$ を計算して所得変動係数の成長率としており、これを表わすと図 3-10 の通りである。

図 3-10 米国 定常化後の所得不確実性指標(CV3)



³⁰ 具体的には、パーセント表示の失業率を mean=0.1 の場合は 52.0277、mean=0.3 の場合は 17.3216、mean=0.5 の場合は 10.4207 でそれぞれ除して得られる系列をそのまま CV 系列として用いている（HP フィルターによるトレンド除去の加工は行っていない）。

以上に述べた使用データの基本統計量を表わすと表 3-3 の通りである。

表 3-3 基本統計量 (年率)

期間		cons	stocks	bliis	unrate				
		(a)	(b)	(c)	mean=0.1	mean=0.3	mean=0.5		
1949-1979 (N=31)	最大値	1.04080	1.40649	1.02057	1.01522	1.14601	1.45725		
	最小値	0.99650	0.72354	0.94415	0.99405	0.94760	0.86181		
	平均	1.02008	1.07598	0.99933	1.00026	1.00321	1.01418	(b)-(c)	7.67%
	標準偏差	0.01227	0.13555	0.01675	0.00498	0.04613	0.13539	(b)/(a)	11.05

(注1) 各変数は次のとおり。

cons : 実質消費成長率
stocks : 実質株価指数収益率
bliis : 実質財務省証券収益率
unrate : 所得不確実性指標(失業率)成長率

(注2) unrate(mean)は失業率の原系列を用いて作成した所得不確実性指標の平均値を表わす。

但し、同表の cons は実質消費成長率を、stocks は実質株価指数収益率を、bliis は実質財務省証券(無リスク資産)収益率をそれぞれ表わし、unrate (mean=0.1, 0.3, 0.5) は失業率より作成した所得不確実性指標の平均値をそれぞれ 0.1, 0.3, 0.5 とした場合における所得変動係数の成長率を表わしている。また、同図の(b)-(c)にて示される値は株価指数収益率の平均値から財務省証券(無リスク資産)収益率の平均値を差し引いて求めたリスク・プレミアム(年率)を、(b)/(a)にて示される値は消費成長率の標準偏差に対する株価指数収益率の標準偏差の倍率をそれぞれ表わしている。なお、各説明変数の単位根検定の結果は表 3-4 に表わされており、ADF、PP(Phillips-Perron)のいずれの検定方法においても各変数が単位根を持つという帰無仮説は 5%以下の有意水準の下で棄却される。

表 3-4 単位根検定

期間	検定方法		cons	stocks	bliis	unrate		
						mean=0.1	mean=0.3	mean=0.5
1949-1979 (N=31)	ADF	ラグ期数	0	0	0	0	0	0
		ADF統計量	-4.648 ***	-4.157 ***	-3.314 **	-6.324 ***	-6.317 ***	-6.297 ***
		P値	0.0008	0.0030	0.0231	0.0000	0.0000	0.0000
	PP	PP統計量	-4.648 ***	-4.081 ***	-3.318 **	-10.188 ***	-10.272 ***	-10.718 ***
		P値	0.0008	0.0036	0.0229	0.0000	0.0000	0.0000

(注1) 各変数は次のとおり。

cons : 実質消費成長率
stocks : 実質株価指数収益率
bliis : 実質財務省証券収益率
unrate : 所得不確実性指標(失業率)成長率

(注2) unrate(mean)は失業率の原系列を用いて作成した所得不確実性指標の平均値を表わす。

(注3) ADFは ADF検定、PPはPhillips-Perron(PP)検定をそれぞれ表わしている。

(注4) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%の下で各変数が単位根を持つという帰無仮説が棄却されることを表わす。

(注5) ADF検定におけるラグ期数の決定はSBIC(シュワルツベイズ情報量基準)に従っている。

(3-13)式および(3-14)式に基づく相対的危険回避度の値を算出するため、株価指数収益率・消費成長率間および株価指数収益率・所得変動係数成長率間の共分散を計算すると表3-5のようになる。

表3-5 共分散計算

期間		cons	stocks	bliis	unrate		
					mean=0.1	mean=0.3	mean=0.5
1949-1979 (N=31)	cons	0.000151	0.000270	0.000035	-0.000038	-0.000350	-0.001007
	stocks		0.018374	0.000510	-0.000109	-0.000975	-0.002674
	bliis			0.000281	0.000023	0.000206	0.000577
	unrate (mean=0.1)				0.000025	-	-
	unrate (mean=0.3)					0.002128	-
	unrate (mean=0.5)						0.018330

(注1) 各変数は次のとおり。

cons : 実質消費成長率
 stocks : 実質株価指数収益率
 bliis : 実質財務省証券収益率
 unrate : 所得不確実性指標(失業率)成長率

(注2) unrate(mean)は失業率の原系列を用いて作成した所得不確実性指標の平均値を表わす。

共分散の符号を確認すると株価指数収益率・消費成長率間の共分散が 0.000270 の正の符号、株価指数収益率・所得変動係数成長率間の共分散が-0.000109~-0.002674 の負の符号となっており、また、リスク・プレミアムが 7.67%の正の符号であるため、このケースは相対的危険回避度が図3-1の(a)のような切片 $E[r^i] - \bar{r}$ からの右下がりの曲線と傾き $Cov(r^i, g^C)$ の原点から右上がりの直線が交わる $\gamma_{CV_a}^*$ の水準で決定されるケースに該当する。そこで、これらの共分散とリスク・プレミアムを(3-13)式および(3-14)式に代入して求められる相対的危険回避度の推計結果を表わすと表3-6のようになる。

表3-6 相対的危険回避度の推計結果

期間	NM	CV (unrate)		
		mean=0.1	mean=0.3	mean=0.5
1949-1979 (N=31)	283.9	34.5	11.8	7.0

(注) NMは従来モデル、CVは変動係数モデルの推計結果をそれぞれ表わす。

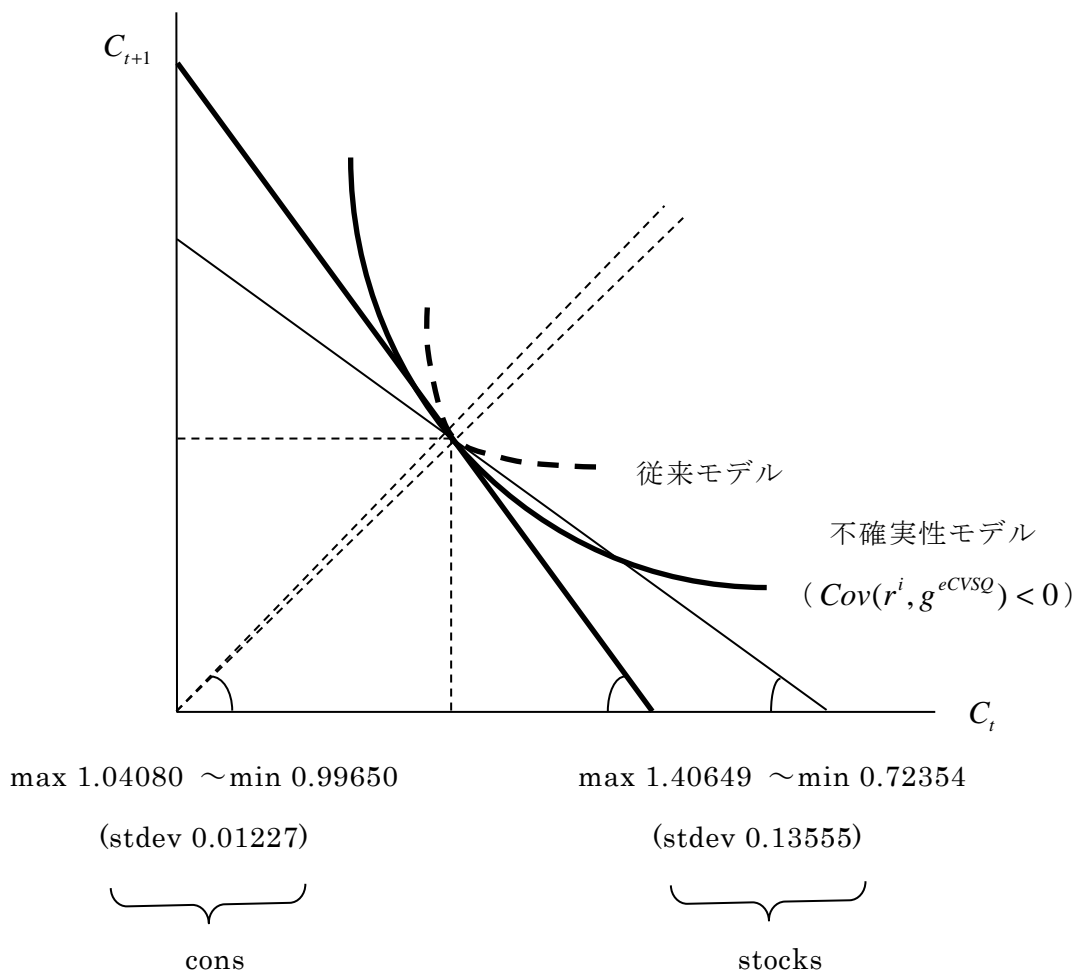
但し、同表の NM は(3-14)式に基づく従来モデルの推計結果を、CV (unrate) (mean=0.1, 0.3, 0.5)は所得不確実性指標の平均値をそれぞれ 0.1, 0.3, 0.5 とした場合の(3-13)式に基づく不確実性モデルの推計結果をそれぞれ表わしている。同表より、

従来モデルで算出される相対的危険回避度は 283.9 であり、エクイティ・プレミアム・パズルの議論が示唆する通りの過大な値となるが、不確実性モデルを用いる場合の相対的危険回避度は所得不確実性指標の平均値が 0.1 の場合で 34.5、0.3 の場合で 11.8、0.5 の場合で 7.0 と推計値が劇的に改善されている。

2 多期間モデルによる解釈

前節の不確実性モデルによる相対的危険回避度の推計値の改善効果を多期間モデルにより解釈すると図 3-11 のようになる。

図 3-11 多期間モデルによる解釈(1949-1979)



同図では前節で推計に使用した 1949 年から 1979 年までの株価指数収益率(stocks)の最大値(1.40649)および最小値(0.72354)に対応する予算制約線を実線で表わすとともに、これに対応した主体均衡点において定まる消費成長率(cons) の最大値(1.04080)

および最小値(0.99650)の範囲を右上がりの点線で表わしている。そして、表 3-3 の (b)/(a)にて示される通り、消費成長率の標準偏差に対する株価指数収益率の標準偏差の倍率は 11.05 倍となっており、予算制約線の大きな変動と比較して、消費成長率の変動幅は僅かなものとなっている。この制約の下で従来モデルの無差別曲線を表わすと、同図の点線のように凸性(convexity)が極めて大きなものとなり、これに対応する CRRA 型効用関数の相対的危険回避度も極めて大きなものとなる。一方、不確実性モデルにおいて資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が負である場合、資産収益率の上昇が生じるときは同時に家計心理における将来の所得の不確実性が低下するため、無差別曲線全体について限界代替率が上昇する（現在消費を重視する）変化が生じることとなる。この限界代替率が上昇した無差別曲線は株価指数収益率(stocks)の最小値(0.72354)に対応する予算制約線に制約されることなく、図 3-11 の実線のようにゆるやかに接することが可能となるため、消費成長率の変動幅が僅かな場合であっても無差別曲線の凸性(convexity)の上昇が生じることなく、CRRA 型効用関数の相対的危険回避度も妥当な範囲で推計されるものと考えられる。また、反対に資産収益率の低下が生じるときは同時に家計心理における将来の所得の不確実性が上昇するため、無差別曲線全体について限界代替率が低下する（将来消費を重視する）変化が生じることとなる。この限界代替率が低下した無差別曲線は株価指数収益率(stocks)の最大値(1.40649)に対応する予算制約線に制約されることなく、ゆるやかに接することが可能となるため、消費成長率の変動幅が僅かな場合であっても無差別曲線の凸性(convexity)の上昇が生じることなく、CRRA 型効用関数の相対的危険回避度も妥当な範囲で推計されるものと考えられる。

3 米国の所得不確実性指標を用いた GMM 推計

最後に、第 1 節にてエクイティ・プレミアム・パズルの議論の再考に使用したデータに基づく従来モデルおよび不確実性モデルの GMM 推計の結果について述べるものとする。

オイラー方程式の推計方法は一般化モーメント法 (GMM) によって行っており、1948 年から 1979 年の推計期間について、操作変数のラグ期が異なる以下の二ケースを推計した。

- 1 : 説明変数の 1 期前と定数項を操作変数とするもの。
- 2 : 説明変数の 1 期前・2 期前と定数項を操作変数とするもの。

GMM による推計結果は表 3-7 の通りである。

表 3-7 消費のオイラー方程式の推計結果

変数名	操作変数 ラグ期	モデル					
		NM	CV1	CV2	CV3		
1948-1979 (N=31)	stocks	1期	β	0.684 *** (S.E.) (0.198)	0.899 *** (0.071)	0.907 *** (0.034)	0.923 *** (0.021)
			γ	-14.350 *** (S.E.) (12.324)	-1.636 (4.043)	-1.060 (1.384)	-0.121 (0.445)
		J統計量	2.524	8.106	8.468	8.670	
		(P値.)	(0.112)	(0.017)	(0.014)	(0.013)	
		自由度	1	2	2	2	
		1・2期	β	0.905 *** (S.E.) (0.045)	0.900 *** (0.047)	0.913 *** (0.033)	0.920 *** (0.020)
	γ		-1.366 (S.E.) (2.330)	-1.250 (2.684)	-0.435 (1.672)	-0.117 (0.399)	
	J統計量		7.542	8.528	8.753	8.723	
	(P値.)		(0.056)	(0.129)	(0.119)	(0.121)	
	自由度		3	5	5	5	
	bliis		1期	β	1.023 (S.E.) (0.008)	1.010 (0.006)	1.002 (0.004)
		γ		1.136 *** (S.E.) (0.389)	0.533 ** (0.257)	0.187 (0.123)	0.081 (0.062)
J統計量		4.075		6.059	5.938	5.991	
(P値.)		(0.044)		(0.048)	(0.051)	(0.050)	
自由度		1		2	2	2	
1・2期		β		1.023 (S.E.) (0.008)	1.005 (0.005)	0.999 *** (0.003)	0.998 *** (0.002)
		γ	1.136 *** (S.E.) (0.384)	0.285 (0.220)	0.056 (0.091)	0.019 (0.042)	
		J統計量	5.106	10.498	10.721	10.958	
		(P値.)	(0.164)	(0.062)	(0.057)	(0.052)	
		自由度	3	5	5	5	
		連立	1期	β	1.012 (S.E.) (0.009)	0.995 *** (0.004)	0.991 *** (0.002)
γ				0.971 ** (S.E.) (0.464)	0.177 (0.185)	0.026 (0.066)	0.011 (0.028)
J統計量	14.643			15.668	15.563	15.532	
(P値.)	(0.023)			(0.047)	(0.049)	(0.050)	
自由度	6			8	8	8	
1・2期	β			1.000 (S.E.) (0.005)	0.995 *** (0.002)	0.993 *** (0.002)	0.992 *** (0.001)
	γ		0.341 (S.E.) (0.236)	0.122 (0.093)	0.007 (0.037)	-0.003 (0.017)	
	J統計量		16.571	17.100	17.223	17.307	
	(P値.)		(0.166)	(0.379)	(0.371)	(0.366)	
	自由度		12	16	16	16	

(注1) stocksは実質株価指数収益率、bliisは実質財務省証券収益率をそれぞれ表わし、連立はこれらの2つの収益率を同時に用いて推計するケースを表わす。

(注2) 推計パラメータ(β , γ)の***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%の下で係数が有意であることを表わす。

(注3) GMM推計における操作変数は各説明変数の1期ラグまたは1期・2期ラグを用いている。

同表において、NM は従来モデルの推計結果を表わし、CV1、CV2、CV3は所得不確実性指標(unrate)の平均値をそれぞれ0.1, 0.3, 0.5とした場合の不確実性モデルの推計結果を表わしている。各推計結果は使用する実質資産収益率(stocks、bills)毎に表示している。また、連立とあるのはstocks、billsの別々の資産収益率を用いる2本のオイラー方程式を共通のパラメータの下で同時に推計した場合に得られる推計結果を表示している。なお、各説明変数の単位根検定の結果は第1節にて述べた通りである。

表3-7により推計結果を見ると、ここではstocksの収益率を用いて1期ラグの操作変数を用いる場合のNMモデルおよび1・2期ラグの操作変数を用いる場合の全モ

デル、bills の収益率を用いて 1 期ラグの操作変数を用いる場合の CV2・CV3 モデルおよび 1・2 期ラグの操作変数を用いる場合の全モデル、連立ケースで 1 期ラグの操作変数を用いる場合の CV3 モデルおよび 1・2 期ラグの操作変数を用いる場合の全モデルについて過剰識別制約条件による検定統計量である J 統計量の P 値が 5%を上回っており、有意水準 5%の下でモデルの妥当性が支持されている。その中で最も情報量の多い連立ケースの推計結果を見ると、主観的割引率は従来モデルで 1.000 の値となっており、モデルが想定する 1 未満という要件を満たさないものとなっている。一方、不確実性モデルでは 0.992-0.995 の妥当な値で推計されている。t 検定の結果、係数はいずれのモデルにおいても 1%の有意水準で有意となっている。³¹ 一方、相対的危険回避度は従来モデルで 0.341 の値、不確実性モデルで 0.122~-0.003 の値で推計されている。なお、t 検定の結果、係数はいずれのモデルにおいても 10%の有意水準で有意ではない結果となっている。

最後に従来モデルと不確実性モデルについて J 統計量による過剰識別制約条件によるテストの結果について比較すると、従来モデルの P 値が 0.166 であるのに対し、不確実性モデルでは 0.366~0.399 と安定して高い値となっており、モデルの妥当性が大幅に改善する結果となっている。そして、第 3 章第 3 節の(3-13)式および(3-14)式に基づく不確実性モデルによるエクイティ・プレミアム・パズルの分析では表 3-6 に示される通り、所得不確実性指標の平均値が上昇するほど相対的危険回避度の推計結果がより妥当な水準に近づくことが確認されたが、消費のオイラー方程式を直接推計する場合についても、従来モデルでは 0.341 の水準であるのに対し、所得不確実性指標の平均値が 0.1 の場合で 0.122、0.3 の場合で 0.007、0.5 の場合で-0.003 と所得不確実性を考慮する規模の大きさに比例して推計値が低下する傾向が確認される。

³¹ 過剰識別制約条件によるモデルの妥当性が 5%の有意水準で支持されない 1 期ラグの操作変数を用いる場合の推計結果は解釈の対象から除いている。

第4章 ミクロデータに基づく平成不況長期化の 実証分析

4.1 はじめに

日本のバブル経済崩壊後の失われた10年の要因分析についての既存研究は多いが、経済停滞が10年超にわたって長期化した原因についての理論的・実証的研究は十分であるとは言い難い。

本章では1998年の金融システム不安発生後の期間における所得リスク・雇用リスクに基づく家計の所得不確実性心理の上昇が予備的貯蓄の発生を通じて、需要不足と物価下落・利潤低下をもたらし、それが更なる所得リスク・雇用リスクを生むという負の経済スパイラルの下で平成不況が長期間したと考え、その観点の下で、所得不確実性下の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し、全国消費実態調査の個票データを用いてその推計を行うことにより、所得不確実性の消費心理への影響と平成不況長期化との関連を考察するものとする。また、本章のミクロデータによる推計結果が第2章の日本のマクロ時系列データに基づく消費のオイラー方程式の相対的危険回避度の推計結果と整合的であるか否かについても併せて考察するものとする。

4.2 先行研究と本研究の立場

4.2.1 先行研究の概要

日本におけるバブル経済崩壊後の失われた10年の要因分析はこれまで様々な角度より行われているが、大きくは需要不足が経済停滞の主要因と見る経済の需要側を重視する立場と経済成長論の観点から労働投入量の減少および生産性上昇率の低下が経済停滞の主要因と見る供給側を重視する立場に大別される。今回の経済停滞の特徴

である不良債権の増大による金融システムの機能不全は設備投資の減退を通じて総需要不足の原因となったとされるが（クレジット・クランチ説）、Hayashi and Prescott(2002)はこれに対し、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。更に、同論文は47の都道府県別のGDP成長率と銀行貸出の成長率の関係を全ての企業および中小企業について回帰式により分析した結果、有意な相関が見られないとの結論も導いている。

また、不良債権の増大を家計サイドの観点より見ると、担保となる家計保有資産の評価減に伴う過剰債務の存在が強調されることとなるが、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。

4.2.2 本研究の立場

既存の研究はバブル崩壊後の経済停滞の原因を需要・供給のいずれかの側を重視して考察するものであるが、これらの需要・供給要因は経済調整により比較的短期の収束が期待されるべきものであり、なぜ経済停滞が長期化したのかの理由について十分に説明していないと思われる。確かに、不良債権の増大による金融システムの機能不全および過剰債務の存在は貸し渋りおよびバランスシート調整を通じて需要不足の原因となったと考えられるが、最大の需要主体である家計の消費行動の様式に大きな変化がなければ従来水準に復帰する力が働き、経済停滞が長期化することはないと考えられる。従って、このような観点からは経済停滞長期化の背景として家計の消費行動様式に影響を与えた要因(構造変化)が存在すると考えるのは自然なことであろう。

このように家計の消費行動様式の変化から経済停滞（需要不足）を説明する観点としては所得不確実性の心理的影響の観点が存在する。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取る家計は消費の先送りを選択することとなり、このことが現在の消費需要の不足をもたらす。すなわち、金融システムの機能不全を契機とす

る経済停滞が、家計が働く企業レベル、更には産業レベルの雇用調整問題へ波及して、賃金総額の引下げおよび非正規雇用の拡大等により家計が所得の不確実性を感じるようになる。家計は消費の先送りを選択して、そのことがさらに需要不足と更なる経済停滞をもたらすという負の経済スパイラルが発生し、経済停滞が長期化することとなる。本研究はこのように所得不確実性に起因する家計消費行動の変容の立場から、経済停滞の長期化原因を解明する立場をとっている。

4.2.3 雇用関連データによる家計の所得の不確実性の考察

バブル経済崩壊後の所得の不確実性の変化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と考えられる。まず、図4-1の雇用者報酬の増加率を見ると、バブル崩壊後の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4-2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1998年から2002年までの5年間で2%から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4-1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 4 - 1 バブル経済崩壊後の一人当たり雇用者報酬の増加率

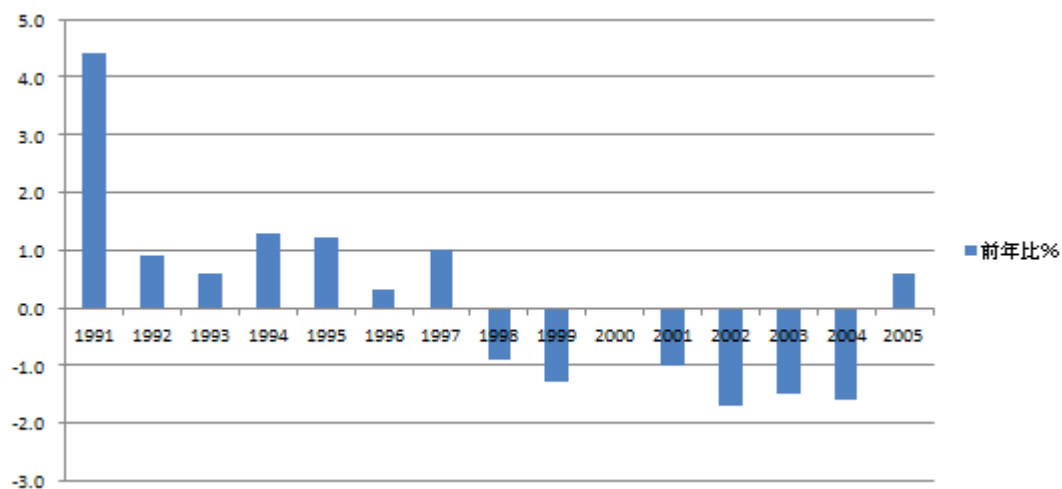


図 4 - 2 完全失業率の推移（年齢階層別）

単位：%

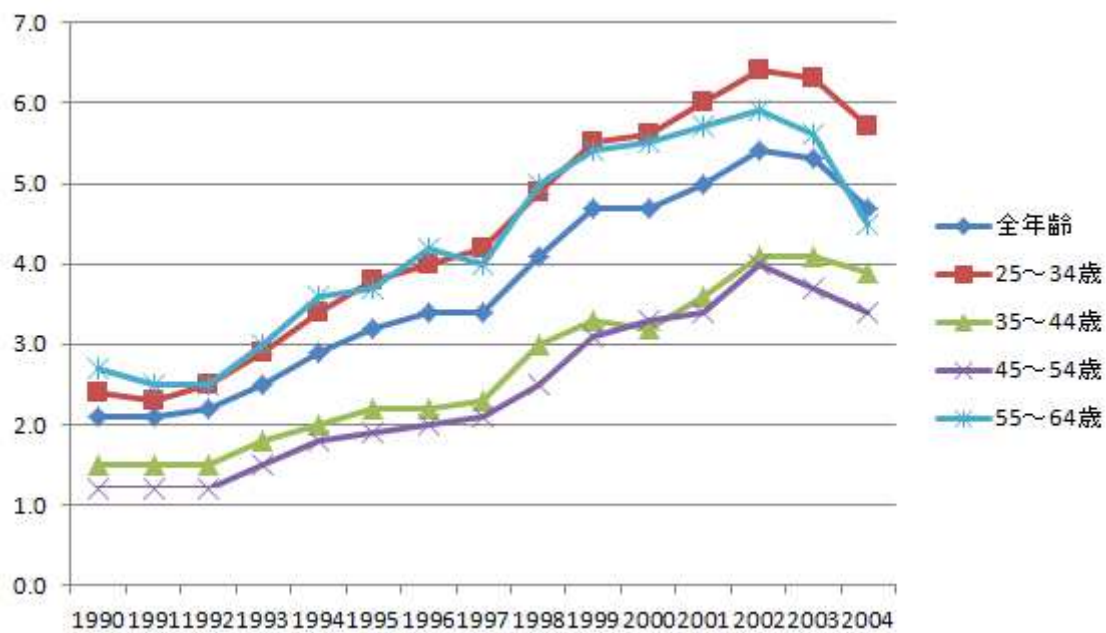


表 4-1 非正規雇用者比率の推移と平均上昇率（男女年齢別）

		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と判断したことがあると考えられる。³²

以上の過程により、金融システム不安発生後の1998年以降の家計は賃金水準を引き下げるための年功序列制の廃止と、成果主義への移行など企業内の人事制度の諸改革、企業内失業、もしくは有期契約社員への移行等の諸問題へ直面しており、この雇用環境の変化により更なる所得の不確実性心理拡大の影響を受けたと考えられる。

³² 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なメインバンクの貸出判断の影響を受けることとなる。

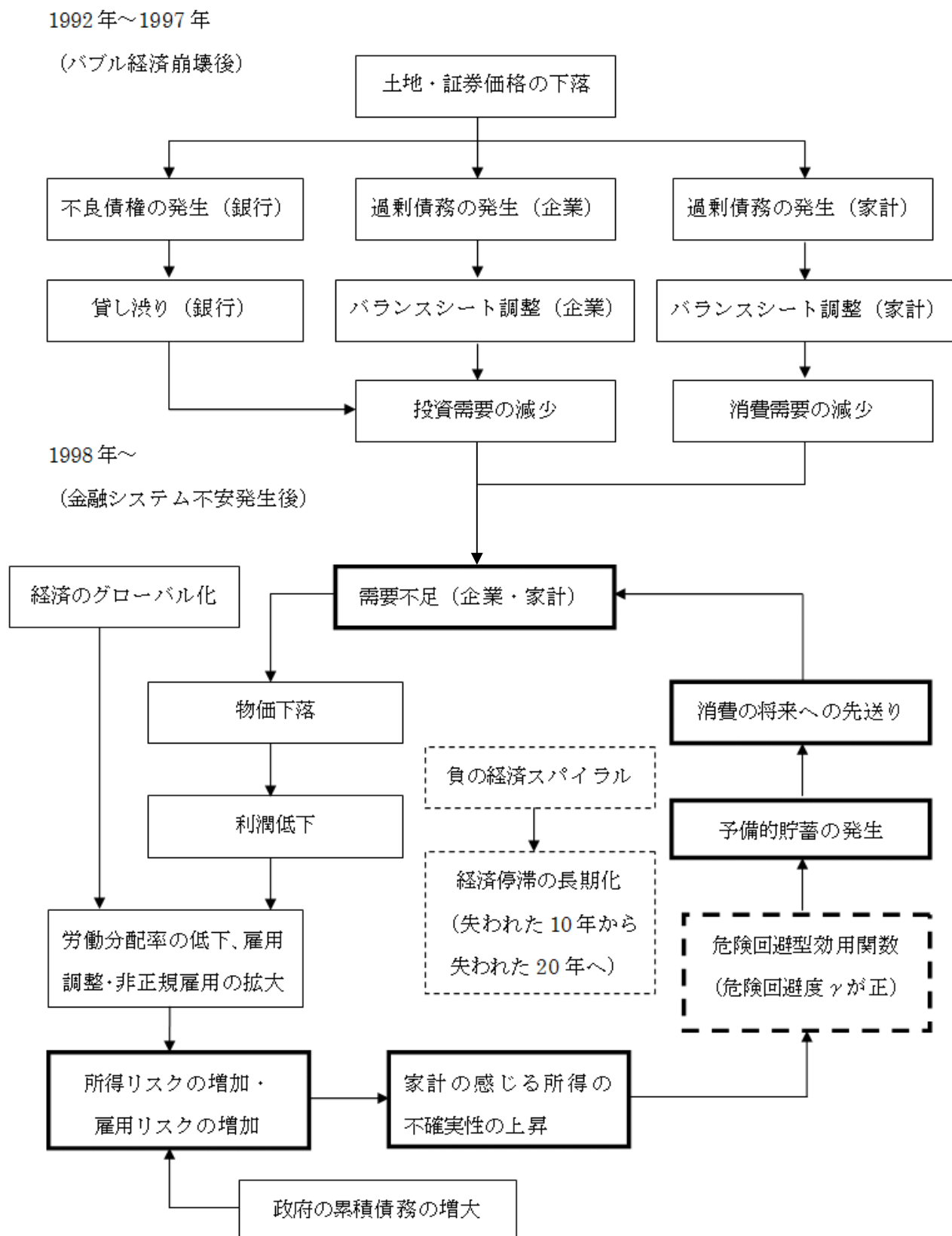
また、2000年代以降の経済のグローバル化は低い外国人件費との競合を通じて、製造業を中心に、直接、家計の賃金水準へ下方圧力を与える要因となったと考えられる。

更に、バブル崩壊後に数次にわたり実施された景気対策により増大した政府の累積債務の存在もその償還方法の不透明さから家計の所得リスクの増加に影響を与え、家計の予備的貯蓄の発生と消費の先送りに寄与したと考えられる。

4.2.4 経済停滞長期化のフローチャートと本章の構成

前項の考察によるバブル経済崩壊後の所得不確実性と経済停滞長期化との関係を金融システム不安発生前後に分けてフローチャートで示すと図4-3のようになる。

図 4-3 バブル経済崩壊後の所得不確実性による経済停滞長期化フローチャート



このように、金融システム不安発生により増幅された家計における所得の不確実性心理は日本経済の停滞が長期化する原因となったと考えられるが、その長期化の過程をバブル崩壊前後の1989年、94年、99年、2004年の4年分の全国消費実態調査の個票データを用いて、所得不確実性下の消費のオイラー方程式より導かれた消費関数をベースに、理論的および実証的に解明するのが本章の目的である。実証分析においては小川・万(2007)の結果を考慮して推計式に負債比率を含めるとともに、可処分所得階級別および世帯主年齢階級別の推計も行い、全体の動向に比べて特徴を持つ階級を抽出して実際の経済動向と照らし合わせながら家計心理の動向を考察する。また、飛田(1998)、中川(1998)および Tamura and Matsubayashi (2011)は日本のマクロ時系列データに基づく GMM によるオイラー方程式の推計の結果、いずれもバブル崩壊後の相対的危険回避度の長期的な低下傾向を報告しているが、その背景をマイクロデータによって考察することも目的としている。

本章の構成は次の通りである。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所得の不確実性を含む消費関数を導出するとともに、小川・万(2007)を参照しながら推計モデルの特定化を行う。第4節では全国消費実態調査の個票データにより作成した所得不確実性変数とともに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、平成不況の長期化と所得不確実性との関係を考察する。更に、第2章の日本のマクロ時系列データに基づく消費のオイラー方程式の相対的危険回避度の推計結果と本章のマイクロデータによる推計結果の整合性について確認する。

4.3 モデル

4.3.1 不確実性モデルの消費関数の導出

第1章で示した通り、所得の不確実性下における個人の期待効用関数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。

$$\max E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U^*(C_{t+i}) \right] \quad (4-1)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^N q_{jt} A_{jt+1} + C_t = \sum_{j=1}^N (q_{jt} + d_{jt}) A_{jt} + Y_t \quad (4-2)$$

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 ($j=1, 2, \dots, N$)、 d_{jt} は t 期における第 j 資産から得られる配当 ($j=1, 2, \dots, N$)、 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。

そして、多期間モデルの予算制約式を導出するため、(4-2)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。

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

$$\text{第 } t+1 \text{ 期} \quad : \quad q_{j,t+1} A_{j,t+2} + C_{t+1} = (q_{j,t+1} + d_{j,t+1}) A_{j,t+1} + Y_{t+1}$$

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 ($A_{jt} = A_{j,t+2} = 0$) を置くとともに、上記2式より $A_{j,t+1}$ を消去すると以下の式を得る。

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

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

$$C_t + \frac{C_{t+1}}{(1+r_{j,t+1})} = Y_t + \frac{Y_{t+1}}{(1+r_{j,t+1})} \quad (4-3)$$

第1章で導出した所得の不確実性下における消費のオイラー方程式 ((1-11)式) と多期間モデルの予算制約式 ((4-3)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。

$$C_t^* = \frac{Y_t + \frac{Y_{t+1}}{(1+r_{j,t+1})}}{1 + \frac{1}{(1+r_{j,t+1})} \left\{ \beta \left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)} \right)^{0.5(\gamma+\gamma^2)} (1+r_{j,t+1}) \right\}^{1/\gamma}} \quad (4-4)$$

(4-4)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、(4-4)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ようになる。

$$\frac{\partial C_t^*}{\partial geCVSQ} = - \frac{0.5 \left(Y_t + \frac{Y_{t+1}}{(1+r_{j,t+1})} \right) \beta^{1/\gamma} (1+r_{j,t+1})^{1/\gamma-1} (1+\gamma) geCVSQ^{0.5(1+\gamma)-1}}{\left\{ 1 + \beta^{1/\gamma} geCVSQ^{0.5(1+\gamma)} (1+r_{j,t+1})^{1/\gamma-1} \right\}^2} \quad (4-5)$$

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

4.3.2 推計モデルの特定化

理論に焦点を当てて(4-4)式を忠実に定式化する場合には線形近似の操作が必要となるが、全国消費実態調査の個票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、本章では(4-4)式の所得不確実性効果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）に含めた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。

$$\frac{C_i}{YD_i} = \frac{\beta_0 YD_i + \beta_1 asset_i + \beta_2}{YD_i} + \beta_3 DEBT_i + \beta_4 IUVN_i + \sum_{j=5}^{25} \beta_j DV_{j,i} + u_i \quad (4-6)$$

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÷総資産）、 $IUVN_i$ は所得不確実性変数(n=1,2,3,4)、 $DV_{j,i}$ は属性差制御ダミー変数(j=5,6,⋯,25)、添え字は第i家計の標本であることを表す。

なお、(4-6)式において消費支出および定数項、可処分所得、純資産は一般的な恒常所得仮説に基づく基本量であり、これらを可処分所得で除しているのはマイクロデータ使用に伴う分散不均一性に配慮したものである。そして、可処分所得、純資産以外に平均消費性向に影響を及ぼす要因として総資産に対する負債比率、所得不確実性変数、属性差制御ダミー変数を説明変数に加えた形で推計モデルを特定化している。

4.4 平成不況長期化の実証分析

4.4.1 基本データと処理方法

基本データは1989年、1994年、1999年、2004年の全国消費実態調査の個票データ（以下、全消データという）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、勤め先収入、世帯人員）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。

4.4.2 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4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：勤め先収入対比世帯主以外の勤め先収入比率

= (勤め先収入 - 世帯主の勤め先収入) ÷ 勤め先収入

IUV2：世帯人員対比有業人員比率

= 有業人員 / 世帯人員

IUV3：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

IUV4：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 は世帯主以外の勤め先収入への依存度が高い家計ほど所得不確実性が高く、消費に慎重になると考えるものである。言い換えれば、配偶者が専業主婦の世帯のように世帯主の収入で全世帯員の生活を賄える家計は世帯主の職業的・地位的安定性が高く、所得不確実性が低いと判断するものである。但し、子育ての時期に当たるなど非自発的に専業主婦となっている家計については本来所得不確実性の高い家計が低い家計に分類される可能性がある点に留意する必要がある。

次に、IUV2 は IUV1 と同様な考え方で世帯人員に占める有業人員比率が高い家計ほど所得不確実性が高く、消費に慎重になると考えるものである。

次に、IUV3 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（意思調整可能支出）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られるものである。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困難支出（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。

最後に、IUV4 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
期間の効用最適化を図る）余裕のない所得不確実性の高い家計であると考えらるもの
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効用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。

4.4.3 属性差制御ダミー変数

家計間の属性差を制御するため、つぎの 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」

4.4.4 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 4 - 2 の通
りである。

表4-2 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			
		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	OP	0.72489	0.75899	0.07144	86.1287	0.72338	0.62402	0.03981	62.261	0.72239	0.60278	0.04004	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	FDI	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)出費	MM	244632	106751	18101.7	4028892	290753	125762	27117	2802677	293275	131985	41832.3	3541097	294709	129398	52764.9	2565843
(参考)可処分所得	MM2	372063	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.勤め先収入対世帯主以外の勤め先収入比率	IUM	0.16857	0.24637	0	1	0.19092	0.25757	-4E-08	1	0.20486	0.27846	0	1	0.21017	0.2932	0	1
2.世帯人員対比有業人員比率	IUM2	0.46794	0.23073	0	1	0.49868	0.24292	0	1	0.50686	0.24449	0	1	0.51773	0.24261	0	1
3.意思調整可能支出比率	IUM3	0.53661	0.12765	0.016	1	0.51569	0.13216	0.06774	0.97573	0.51675	0.1334	0.06397	0.96736	0.52147	0.13409	0.06015	0.96729
4.現金買入比率	IUM4	0.96547	0.08024	0.10761	1	0.96065	0.07649	0.13276	1	0.95365	0.08506	0.13088	1	0.94398	0.09603	0.10074	1
世帯区分	DM5	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大都市圏が否か(地域情報)	DM6	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	DM7	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)	DM8	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)	DM9	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)	DM10	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)	DM11	0.0802	0.2716	0	1	0.11095	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)	DM12	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	DM3	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)	DM5	0.1872	0.39008	0	1	0.03827	0.19185	0	1	0.04464	0.20652	0	1	0.04044	0.19699	0	1
企業規模(1~4人)	DM4					0.1617	0.36818	0	1	0.16412	0.37039	0	1	0.16332	0.36966	0	1
企業規模(5~29人)	DM5					0.28963	0.4636	0	1	0.28436	0.45112	0	1	0.288	0.46284	0	1
企業規模(30~499人)	DM6	0.29166	0.46464	0	1	0.06635	0.23061	0	1	0.06468	0.22715	0	1	0.06778	0.23332	0	1
企業規模(500~999人)	DM7	0.04601	0.20982	0	1	0.21198	0.40872	0	1	0.19897	0.39923	0	1	0.17497	0.37995	0	1
企業規模(1000人以上)	DM8	0.206	0.40444	0	1	0.24207	0.42835	0	1	0.25333	0.43493	0	1	0.2755	0.44678	0	1
企業規模(非就業、専公、又は世帯員なし)	DM9	0.26912	0.44351	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
経営者が否か(職業符号)	DM20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
公務員が否か(職業符号)	DM21	0.1981	0.39857	0	1	0.1846	0.3879	0	1	0.17766	0.38223	0	1	0.1846	0.3879	0	1
持家の有無	DM22	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	DM23	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	DM24	0.29136	0.4544	0	1	0.28778	0.46274	0	1	0.28231	0.45013	0	1	0.24271	0.42873	0	1
自動車の有無	DM25	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、本節第1項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4-2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。³³

4.4.5 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）に対応するため、ホワイトの修正標準誤差の下でのOLSおよびFeasible GLS（FGLS）の2つの方法により推計を行うものとする。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。解釈はこれらの両者の結果を総合しながら行うものとする。

4.4.6 推計結果

推計結果は所得不確実性変数ごとに表4-3～表4-6に示す通りである。

³³ 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、所得格差が拡大している。なお、背景の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)を参照。

表4-3 推計結果(1)

所得不確実性変数：勤め先収入対比世帯主以外の勤め先収入比率(IUV1)

変数	1989			1994			1999			2004				
	OLS(WhiteS.E.)	FGLS	OLS(WhiteS.E.)	FGLS	OLS(WhiteS.E.)	FGLS	OLS(WhiteS.E.)	FGLS	OLS(WhiteS.E.)	FGLS	OLS(WhiteS.E.)	FGLS		
定数項	0.181	0.508	-0.944	0.563 *	0.1955	0.679 ***	-0.028	0.0729	0.1728	0.6887 ***	-0.294	0.2303	0.0084	0.1542
純資産所得倍率	0.027	0.006 ***	0.01	0.001 ***	0.0191	0.0073 ***	0.0287	0.0035 ***	0.0129	0.0007 ***	0.014	0.0148	0.0172	0.0006 ***
負債比率	0.013	0.006 ***	0.006	0.001 ***	0.0328	0.0148 **	0.049	0.0072 ***	0.0219	0.0022 ***	0.0137	0.0365 ***	0.0188	0.0019 ***
可処分所得の逆数	194094	11984 ***	121198	1409.9 ***	202116	25618 ***	171639	5915.2 ***	134831	1679.2 ***	191592	30687 ***	170939	1438.9 ***
所得不確実性指標	0.062	0.028 *	-0.144	0.007 ***	-0.016	0.0611	-0.067	0.0172 ***	-0.146	0.0075 ***	-0.04	0.0599	-0.067	0.0091 ***
世帯区分	-0.633	0.504	1.237	0.557 **	0.063	0.0694	0.086	0.0517	0.1248	0.0399 ***	0.1096	0.0803	0.1211	0.0236 ***
③大都市圏が否か(地域情報)	-0.123	0.008 ***	-0.081	0.003 ***	-0.112	0.0107 ***	-0.098	0.0043 ***	-0.076	0.0029 ***	-0.097	0.0158 ***	-0.071	0.0036 ***
世帯主の性別 男/女	-0.215	0.024 ***	-0.064	0.01 ***	-0.13	0.0309 ***	-0.085	0.0135 ***	-0.086	0.0073 ***	-0.154	0.0352 ***	-0.073	0.0093 ***
世帯主年齢階級(0~19歳)	-0.027	0.257	-0.061	0.18	-0.306	0.111 ***	-0.361	0.1306 ***	-0.328	0.1324 **	(omittec)	0	-0.206	0.1671
世帯主年齢階級(20~39歳)	0.215	0.182	0.024	0.083	0.0236	0.0622	0.0442	0.0561	0.033	0.0451	0.2116	0.1541	0.0312	0.1531
世帯主年齢階級(40~59歳)	0.272	0.183	0.047	0.083	0.0883	0.0683	0.0989	0.0561 *	0.0739	0.0446	0.2916	0.1592 *	0.0907	0.1531
世帯主年齢階級(60~79歳)	0.193	0.183	0.026	0.082	0.0196	0.0636	0.0528	0.0567	0.0679	0.0448	0.2494	0.1625	0.0723	0.153
世帯主年齢階級(80歳以上)	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***
世帯主就業	-0.636	0.497	1.078	0.557 *	(omittec)	0 ***	-0.066	0.0475	-0.04	0.0403	-0.019	0.0632	-0.018	0.013
企業規模(1~29人)	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***
企業規模(1~4人)	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***
企業規模(5~29人)	0.044	0.007 ***	0.014	0.004 ***	0.0306	0.0151 **	-0.011	0.0138	-0.001	0.0092	-0.055	0.0372	-0.015	0.0119
企業規模(30~499人)	0.067	0.013 ***	0.0178	0.0069 **	0.057	0.0158 ***	-0.025	0.0081 ***	-0.016	0.0067 **	-0.06	0.0178 ***	-0.039	0.0079 ***
企業規模(500~999人)	0.074	0.012 ***	0.023	0.006 ***	0.0703	0.0184 ***	-0.01	0.0075	-0.004	0.0063	-0.024	0.0103 **	-0.02	0.0074 ***
企業規模(1000人以上)	0.016	0.012	0.003	0.007	0.0861	0.0198 ***	0.038	0.0073 *	0.0092	0.0065	0.017	0.0141	0.0106	0.0077
企業規模(非就業、官公、又は世帯員なし)	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***
経営者が否か(職業符号)	0.061	0.013 ***	0.024	0.007 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***
公務員が否か(職業符号)	0.24	0.015 ***	0.201	0.007 ***	0.0419	0.0169 **	0.0178	0.0107 *	0.0168	0.0112	-0.025	0.0391	0.0127	0.0161
持家の有無	0.066	0.009 ***	0.017	0.003 ***	0.2521	0.0183 ***	0.2059	0.0106 ***	0.1779	0.0082 ***	0.2687	0.0414 ***	0.2106	0.0102 ***
住宅ローンの有無	0.091	0.014 ***	0.063	0.007 ***	0.054	0.0104 ***	0.053	0.0037 ***	0.0228	0.0039 ***	0.029	0.0304	0.0399	0.0049 ***
家賃支払の有無	0.063	0.009 ***	0.022	0.006 ***	0.0829	0.0116 ***	0.0785	0.0095 ***	0.0609	0.0078 ***	0.0915	0.0142 ***	0.0764	0.0094 ***
自動車所有の有無	0.063	0.009 ***	0.022	0.006 ***	0.0391	0.0116 ***	0.045	0.0091 ***	0.0234	0.0066 ***	0.0728	0.0277 ***	0.0344	0.009 ***
自由感修正済み決定係数	0.8315	26709	0.3297	26709	0.7778	28640	0.6651	27778	0.6651	27778	0.8494	24976	0.6651	24976
F値	26709	26709	26709	26709	28640	28640	27778	27778	27778	27778	24976	24976	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 - 4 推計結果 (2)

所得不確実性変数：世帯人員対比有業人員比率 (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.			
定数項	01959	05079	-0895	05579	-0103	01388	00649	0139	-0119	01048	-0238	02326			
純資産所得倍率	0028	00053	00103	00075	00189	00075	**	00113	00007	0013	00007	***			
負債比率	00127	00046	00067	0001	00304	00151	**	00201	00023	00206	00021	***			
可処分所得の逆数	191857	11828	123091	1315.7	201091	25443	***	136288	1528.9	136877	15604	***			
所得不確実性指標	-0167	00122	-0221	00068	-0169	00214	***	-0227	00064	-0166	00065	***			
世帯区分	-0535	04991	1.1262	05526	00082	00325	**	(omitted)	0	-004	00468	***			
③大都市圏が否か(地域情報)	-0116	00077	-0084	00029	-011	00097	***	-0077	00028	-0098	00041	***			
世帯主の性別 男/女	-0198	00239	-0063	00103	-0116	00314	***	-003	00081	-0075	00136	***			
世帯主年齢階級(0~19歳)	-0017	0251	-0007	01734	-0302	01204	**	(omitted)	0	-0381	01289	***			
世帯主年齢階級(20~39歳)	01894	01783	0004	00739	-9E-04	00624		01491	01377	00204	00652	***			
世帯主年齢階級(40~59歳)	02651	01797	00468	00739	00793	0069		01935	01377	00862	00652	***			
世帯主年齢階級(60~79歳)	02025	01797	00349	00738	00248	0064		01929	01378	0064	00648	***			
世帯主年齢階級(80歳以上)	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)	0	***	01983	01483	(omitted)	0	***			
世帯主就業	-0549	05012	1.1235	05527	(omitted)	0	***	00294	0014	-0025	00469	***			
企業規模(1~29人)	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)	0	***	(omitted)	0	(omitted)	0	***			
企業規模(1~4人)	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)	0	***	(omitted)	0	(omitted)	0	***			
企業規模(5~29人)	00394	00068	00148	00041	00311	0015	**	(omitted)	0	-001	00135	***			
企業規模(30~499人)	00661	00121	00195	00068	00654	00156	***	00067	00079	-0023	00079	***			
企業規模(500~999人)	00693	00109	00217	00046	00678	00176	***	0023	00076	-0009	00074	***			
企業規模(1000人以上)	0016	00114	(omitted)	0	00795	00184	***	00292	00089	(omitted)	0	***			
企業規模(非就業、官公、又は世帯員なし)	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)	0	***	00337	00079	00103	00071	***			
経営者が否か(職業符号)	(omitted)	0	(omitted)	0	00497	00197	**	0018	00124	-001	00156	***			
公務員が否か(職業符号)	00625	00126	00176	00074	(omitted)	0	***	(omitted)	0	(omitted)	0	***			
持家の有無	02412	00151	001927	00073	00361	00168	**	00112	00106	00268	00151	*			
住宅ローンの有無	0066	0009	00166	00032	00544	00197	***	02068	00077	02068	00106	***			
家賃支払の有無	00906	00137	00633	00071	00641	00105	***	00324	00036	00656	00073	***			
自動車の有無	0068	00099	00204	00044	00843	00114	***	00651	00073	00804	00094	***			
自由感修正済み決定係数	0.8337	26709	0.948	26709	0.7817	28640	***	0.0151	0.0061	0.0418	0.0092	***			
サンプル数	26709			26709			28640			27778			24976		

①主***、**、*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4-5 推計結果(3)

所得不確実性変数：意思調整可能支出比率(IUV3)

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.
定数項	0.2677	0.5091	-0.824	0.4941 *	-0.108	0.1133	0.0967	0.0712	0.1368	0.0643 **	-0.143	0.2113
純資産所得倍率	0.0272	0.0062 ***	0.0101	0.0006 ***	0.0191	0.0073 ***	0.0286	0.0035 ***	0.0131	0.0007 ***	0.014	0.0148
負債比率	0.0126	0.0047 ***	0.006	0.001 ***	0.0346	0.0147 **	0.0606	0.0071 ***	0.0234	0.002 ***	0.0158	0.0019 ***
可処分所得の逆数	194284	11712 ***	130614	1266 ***	203031	24948 ***	174271	6356.6 ***	146156	1409.2 ***	191814	30631 ***
所得不確実性指標	-0.183	0.0324 ***	-0.012	0.0105	-0.195	0.0344 ***	-0.228	0.0241 ***	-0.061	0.0039 ***	-0.281	0.0574 ***
世帯区分	-0.58	0.4915	0.9713	0.4889 **	0.0383	0.0355	-0.067	0.0463	0.0098	0.0094	0.0767	0.0603
③大都市圏が否か(地域情報)	-0.123	0.0077 ***	-0.091	0.0028 ***	-0.115	0.0094 ***	-0.103	0.004 ***	-0.079	0.0027 ***	-0.102	0.0144 ***
世帯主の性別 男/女	-0.213	0.0229 ***	-0.083	0.0095 ***	-0.131	0.0297 ***	-0.066	0.0077 ***	-0.046	0.0066 ***	-0.15	0.0366 ***
世帯主年齢階級(0~19歳)	-0.032	0.2546	-0.075	0.1601	-0.294	0.1048 ***	(omittec)	0 ***	-0.329	0.1268 ***	(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 ***	0.0409	0.0427	0.2145	0.1473
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 ***	0.0738	0.0426 *	0.2814	0.1534 *
世帯主年齢階級(60~79歳)	0.1982	0.1844	0.0064	0.0672	0.0253	0.0634	0.2614	0.0749 ***	0.0582	0.0425	0.2409	0.1568
世帯主年齢階級(80歳以上)	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	0.2687	0.0687 ***	(omittec)	0 ***	-0.573	0.6405
世帯主就業	-0.623	0.4929	0.9243	0.4889 *	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	-0.037	0.0351	-0.019	0.0494
企業規模(1~29人)	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***
企業規模(1~4人)	0.0421	0.0066 ***	0.02	0.004 ***	0.0308	0.0151 **	-0.014	0.0134	(omittec)	0 ***	-0.058	0.0354
企業規模(5~29人)	0.0633	0.0118 ***	0.0292	0.0066 ***	0.0677	0.0155 ***	-0.028	0.0079 ***	-0.011	0.0071	-0.063	0.0163 ***
企業規模(30~499人)	0.0711	0.0104 ***	0.0391	0.0044 ***	0.0722	0.0173 ***	0.0247	0.0075 ***	0.0063	0.0069 ***	-0.026	0.0099 ***
企業規模(500~999人)	0.0133	0.0114	0.0067	0.0074	0.088	0.0177 ***	0.0382	0.0088 ***	0.0161	0.0084 *	(omittec)	0 ***
企業規模(1000人以上)	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	0.0464	0.0077 ***	0.0287	0.0071 ***	0.0172	0.0133
企業規模(非就業、官公、又は世帯員なし)	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	0.0157	0.0121	0.003	0.0124	0.044	0.0365
経営者が否か(職業符号)	0.06	0.0123 ***	0.0298	0.0072 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***	(omittec)	0 ***
公務員が否か(職業符号)	0.2411	0.015 ***	0.1945	0.0071 ***	0.0392	0.0159 **	0.0275	0.0102 ***	0.0206	0.011 *	-0.027	0.0386
持家の有無	0.0676	0.0088 ***	0.0208	0.0032 ***	0.2484	0.0192 ***	0.2094	0.0073 ***	0.1721	0.0074 ***	0.267	0.0421 ***
住宅ローンの有無	0.0824	0.0137 ***	0.0644	0.0068 ***	0.0535	0.0104 ***	0.0338	0.0035 ***	0.0546	0.0072 ***	0.0282	0.0303
家賃支払の有無	0.0672	0.0101 ***	0.0202	0.0043 ***	0.0715	0.0111 ***	0.0588	0.007 ***	0.0543	0.0085 ***	0.0737	0.015 ***
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 ***	0.0792	0.015 ***
自由感修正済み決定係数	0.8322	26709	0.3357	26709	0.7795	28640	0.335	28640	0.6682	27778	0.8498	24976
サンプル数												

③主***、**、*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4-6 推計結果(4)

所得不確実性変数：現金買い比率(IUV4)

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.
定数項	0.4077	0.4989	-0.67	0.5982	0.0473	0.1116	0.1151	0.1176	0.0193	0.1366	0.0394	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	0.0134	0.0007	0.0173	0.0006
負債比率	0.0125	0.0046	0.0064	0.001	0.032	0.0149	0.0246	0.0024	0.0223	0.0022	0.0201	0.002
可処分所得の逆数	193665	11656	132033	1316.2	202460	24904	148494	1521	147470	15444	191781	30619
所得不確実性指標	-0.213	0.0247	-0.155	0.0177	-0.257	0.0356	-0.213	0.0179	-0.222	0.0165	-0.342	0.0742
世帯区分	-0.599	0.4824	0.9455	0.5699	0.04	0.0353	(omittec)	0	-1E-05	0.0397	0.0767	0.0602
③大都市圏が否か(地域情報)	-0.12	0.0075	-0.091	0.0029	-0.112	0.0091	-0.084	0.0029	-0.082	0.0029	-0.092	0.0134
世帯主の性別 男/女	-0.214	0.0231	-0.081	0.01	-0.13	0.0295	-0.068	0.0084	-0.048	0.0073	-0.152	0.0367
世帯主年齢階級(0~19歳)	-0.043	0.2581	(omittec)	0	-0.304	0.1107	(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	0.3575	0.1288	0.1921	0.1561
世帯主年齢階級(40~59歳)	0.2672	0.1823	0.0839	0.1806	0.0846	0.0674	0.2646	0.1149	0.4018	0.1289	0.2746	0.1623
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	0.2338	0.1655
世帯主年齢階級(80歳以上)	(omittec)	0	0.027	0.1982	(omittec)	0	0.2523	0.1279	(omittec)	0	-0.571	0.6428
世帯主就業	-0.646	0.4839	0.8958	0.57	(omittec)	0	-0.034	0.0144	-0.05	0.0407	-0.019	0.0496
企業規模(1~29人)	(omittec)	0	-0.029	0.007	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0
企業規模(1~4人)	0.0415	0.0066	-0.01	0.0066	0.0311	0.0151	-0.034	0.0093	-0.011	0.0092	-0.051	0.0349
企業規模(5~29人)	0.0611	0.0118	(omittec)	0	0.0666	0.0155	-0.028	0.0063	-0.025	0.0067	-0.045	0.0157
企業規模(30~499人)	0.0676	0.0102	(omittec)	0	0.0695	0.0172	-0.007	0.0059	-0.01	0.0063	-0.022	0.0098
企業規模(500~999人)	0.0152	0.0114	-0.025	0.0092	0.0844	0.0175	0.0113	0.006	(omittec)	0	0.0122	0.0065
企業規模(1000人以上)	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0
企業規模(非就業、官公、又は世帯員なし)	0.0152	0.0114	-0.025	0.0092	0.0607	0.0197	-0.015	0.0119	-0.012	0.0122	0.0613	0.0365
経営者が否か(職業符号)	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0	(omittec)	0
公務員が否か(職業符号)	0.0601	0.0123	0.0302	0.0074	0.0411	0.0162	0.023	0.011	0.0211	0.0112	-0.028	0.0386
持家の有無	0.2438	0.0152	0.1996	0.0075	0.2534	0.0198	0.2115	0.0078	0.1799	0.0082	0.2681	0.0421
住宅ローンの有無	0.0648	0.0089	0.0187	0.0033	0.052	0.0105	0.0339	0.0038	0.023	0.004	0.0239	0.0307
家賃支払の有無	0.0903	0.0139	0.0643	0.0072	0.0832	0.0115	0.0655	0.0074	0.063	0.0078	0.0926	0.0142
自動車の有無	0.0654	0.01	0.0189	0.0046	0.0383	0.0131	0.0181	0.0061	0.0429	0.0091	0.0714	0.0282
自由感修正済み決定係数	0.8318	26709	0.3167	26709	0.7788	28640	0.3089	28640	0.6667	27778	0.8498	24976
サンプル数	26709	26709	26709	26709	28640	28640	28640	28640	27778	27778	24976	24976

③主***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを表す。

まず、表 4-3 は勤め先収入対比世帯主以外の勤め先収入比率 (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 1989 年の OLS(ホワイト標準誤差)を除いて全てマイナスとなっている。また、1994 年と 2004 年の OLS(ホワイト標準誤差)を除いて、10%の有意水準で統計的に有意な結果となっている。

次に、表 4-4 は世帯人員対比有業人員比率 (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いる。また、推計方法を問わず、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 4-5 は意思調整可能支出比率 (IUV3) 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いる。また、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。

最後に、表 4-6 は現金買い比率 (IUV4) 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いる。また、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。

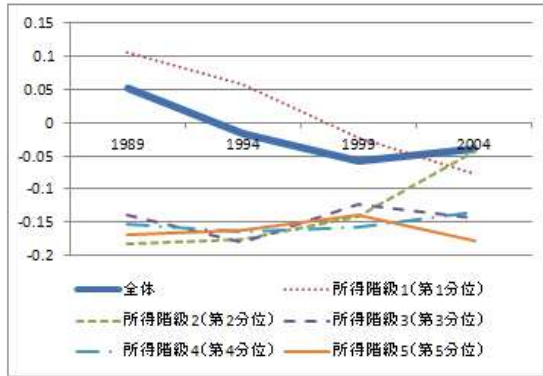
また、表 4-3 ~ 表 4-6 により OLS(ホワイト標準誤差)と FGLS の回帰係数を比較すると、所得不確実性変数が勤め先収入対比世帯主以外の勤め先収入比率 (IUV1)、世帯人員対比有業人員比率 (IUV2) の場合に FGLS の係数のマイナス値がより大きく、意思調整可能支出比率 (IUV3)、現金買い比率 (IUV4) の場合に FGLS の係数のマイナス値がより小さくなっている。

ここで、所得不確実性変数の回帰係数の動きを精査するため、可処分所得階層別 (第一分位 ~ 第五分位の 5 区分) および年齢階級別 (0 ~ 19 歳、20 ~ 39 歳、40 ~ 59 歳、60 ~ 79 歳、80 歳以上の 5 区分) の細分化したデータによる推計結果を示すと図 4-4 ~ 図 4-7 の通りとなる。

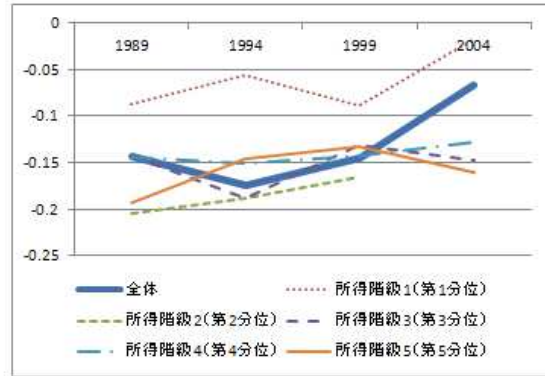
図4-4 回帰係数の推計結果の推移(1)

所得不確実性変数：勤め先収入対比世帯主以外の勤め先収入比率 (IU1)

可処分所得階級別

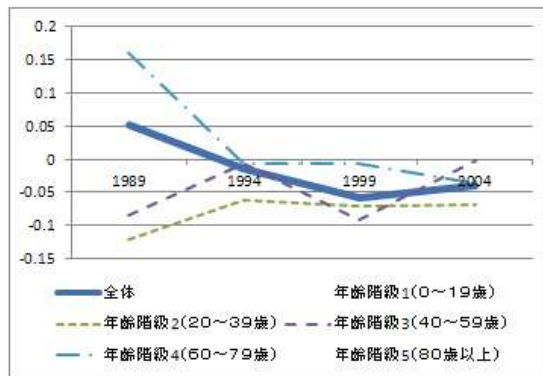


OLS(WhiteS.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	0.052	-0.0158	-0.0575	-0.0403
所得階級1(第1分位)	0.106	0.0574	-0.0232	-0.077
所得階級2(第2分位)	-0.183	-0.175	-0.1406	-0.044
所得階級3(第3分位)	-0.138	-0.1802	-0.1239	-0.1429
所得階級4(第4分位)	-0.152	-0.165	-0.1581	-0.1355
所得階級5(第5分位)	-0.169	-0.1615	-0.1394	-0.179

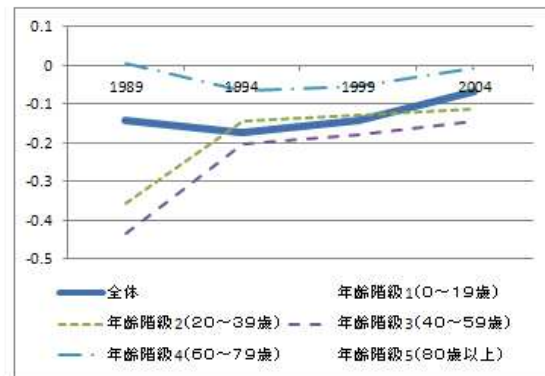


FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.144	-0.1744	-0.1446	-0.0665
所得階級1(第1分位)	-0.088	-0.0559	-0.089	-0.0177
所得階級2(第2分位)	-0.205	-0.1884	-0.1659	-0.1659
所得階級3(第3分位)	-0.142	-0.1877	-0.1306	-0.1476
所得階級4(第4分位)	-0.145	-0.1509	-0.143	-0.1287
所得階級5(第5分位)	-0.194	-0.1466	-0.133	-0.16

年齢階級別



OLS(WhiteS.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	0.052	-0.0158	-0.0575	-0.0403
年齢階級1(0~19歳)				
年齢階級2(20~39歳)	-0.12	-0.0616	-0.0703	-0.0694
年齢階級3(40~59歳)	-0.084	-0.0059	-0.0903	-0.0019
年齢階級4(60~79歳)	0.16	-0.0065	-0.007	-0.0369
年齢階級5(80歳以上)				

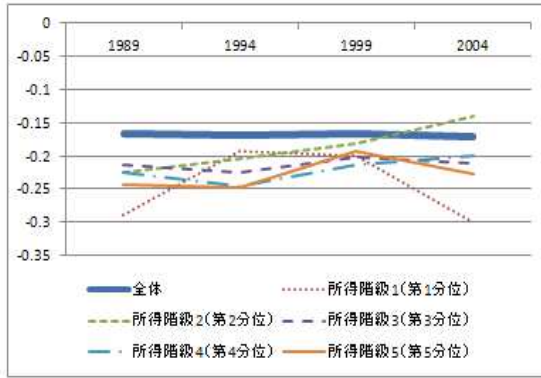


FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.144	-0.1744	-0.1446	-0.0665
年齢階級1(0~19歳)				
年齢階級2(20~39歳)	-0.357	-0.144	-0.1272	-0.113
年齢階級3(40~59歳)	-0.435	-0.2038	-0.1786	-0.1452
年齢階級4(60~79歳)	0.004	-0.0661	-0.0564	-0.0094
年齢階級5(80歳以上)				

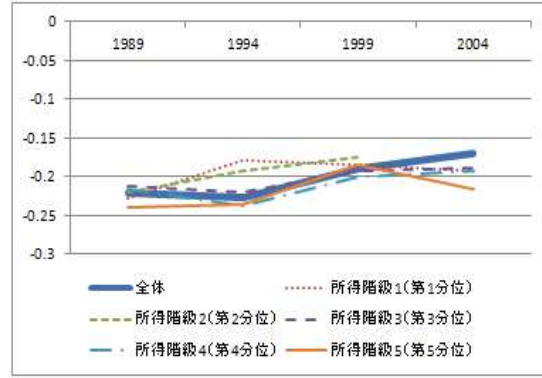
図4-5 回帰係数の推計結果の推移(2)

所得不確実性変数：世帯人員対比有業人員比率 (IUV2)

可処分所得階級別

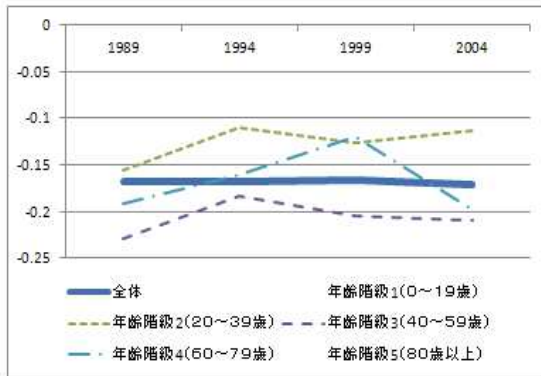


OLS(WhiteS.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.16742	-0.16863	-0.16571	-0.17158
所得階級1(第1分位)	-0.28926	-0.19235	-0.20048	-0.30127
所得階級2(第2分位)	-0.22526	-0.20485	-0.18112	-0.13989
所得階級3(第3分位)	-0.21285	-0.22478	-0.20227	-0.21037
所得階級4(第4分位)	-0.22396	-0.24457	-0.21402	-0.20105
所得階級5(第5分位)	-0.24305	-0.24856	-0.19302	-0.22642

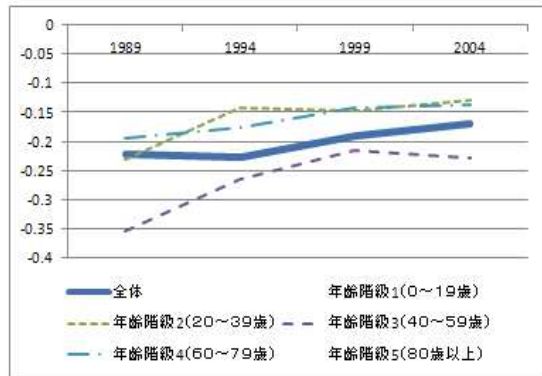


FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.22126	-0.22729	-0.18958	-0.1705
所得階級1(第1分位)	-0.2278	-0.17883	-0.1849	-0.19267
所得階級2(第2分位)	-0.22111	-0.19226	-0.17444	-0.17444
所得階級3(第3分位)	-0.21186	-0.22024	-0.19357	-0.1896
所得階級4(第4分位)	-0.2159	-0.23737	-0.20054	-0.19384
所得階級5(第5分位)	-0.23926	-0.23633	-0.18468	-0.21625

年齢階級別



OLS(WhiteS.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.16742	-0.16863	-0.16571	-0.17158
年齢階級1(0~19歳)	-0.15649	-0.11019	-0.12617	-0.11275
年齢階級2(20~39歳)	-0.22963	-0.1838	-0.20423	-0.20953
年齢階級3(40~59歳)	-0.19141	-0.16054	-0.11978	-0.19797
年齢階級4(60~79歳)	-0.19141	-0.16054	-0.11978	-0.19797
年齢階級5(80歳以上)	-0.19141	-0.16054	-0.11978	-0.19797

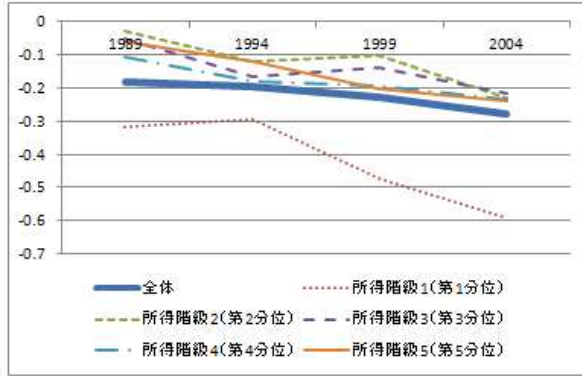


FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.22126	-0.22729	-0.18958	-0.1705
年齢階級1(0~19歳)	-0.23231	-0.1422	-0.14804	-0.12958
年齢階級2(20~39歳)	-0.35474	-0.26501	-0.21664	-0.2284
年齢階級3(40~59歳)	-0.19511	-0.17746	-0.14171	-0.13802
年齢階級4(60~79歳)	-0.19511	-0.17746	-0.14171	-0.13802
年齢階級5(80歳以上)	-0.19511	-0.17746	-0.14171	-0.13802

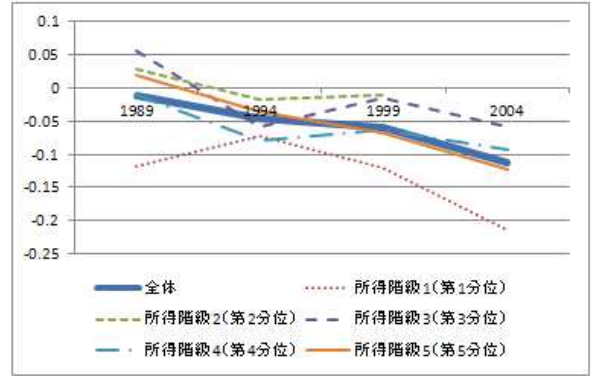
図4-6 回帰係数の推計結果の推移(3)

所得不確実性変数：意思調整可能支出比率(IUV3)

可処分所得階級別

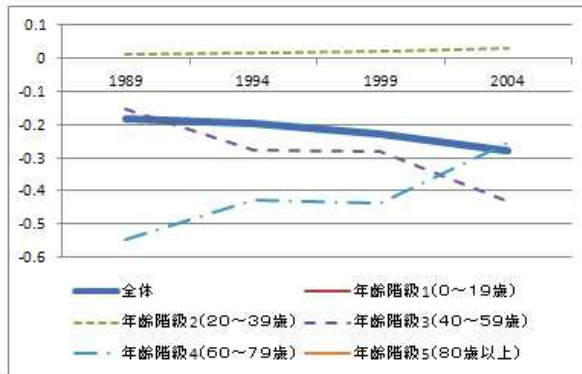


OLS(White S.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.18309	-0.19578	-0.22829	-0.28051
所得階級1(第1分位)	-0.319	-0.29683	-0.47186	-0.59217
所得階級2(第2分位)	-0.02918	-0.12273	-0.10053	-0.2291
所得階級3(第3分位)	-0.05446	-0.16805	-0.13759	-0.21798
所得階級4(第4分位)	-0.1062	-0.1787	-0.19462	-0.2367
所得階級5(第5分位)	-0.06178	-0.12052	-0.20191	-0.2413

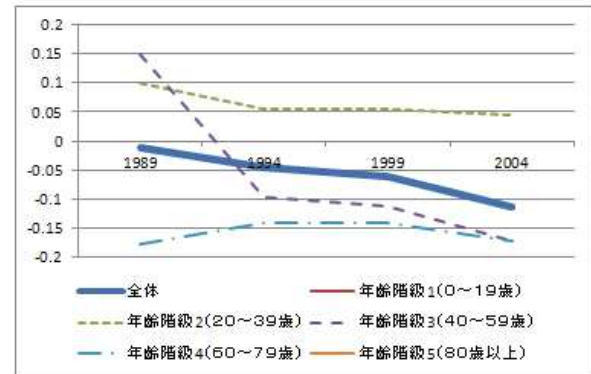


FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.01154	-0.04617	-0.06071	-0.11274
所得階級1(第1分位)	-0.11848	-0.07239	-0.12139	-0.21375
所得階級2(第2分位)	0.029192	-0.01697	-0.01067	
所得階級3(第3分位)	0.055983	-0.05964	-0.01539	-0.05852
所得階級4(第4分位)	-0.00963	-0.07826	-0.06284	-0.09283
所得階級5(第5分位)	0.017965	-0.03497	-0.06875	-0.12322

年齢階級別



OLS(White S.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)				

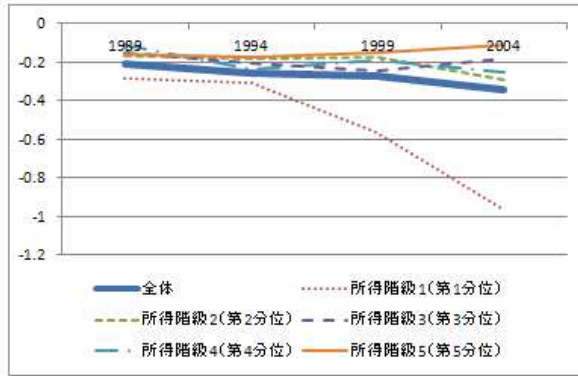


FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.01154	-0.04617	-0.06071	-0.11274
年齢階級1(0~19歳)				
年齢階級2(20~39歳)	0.100119	0.054703	0.05431	0.044571
年齢階級3(40~59歳)	0.150018	-0.09627	-0.11172	-0.17317
年齢階級4(60~79歳)	-0.17796	-0.1418	-0.14083	-0.17106
年齢階級5(80歳以上)				

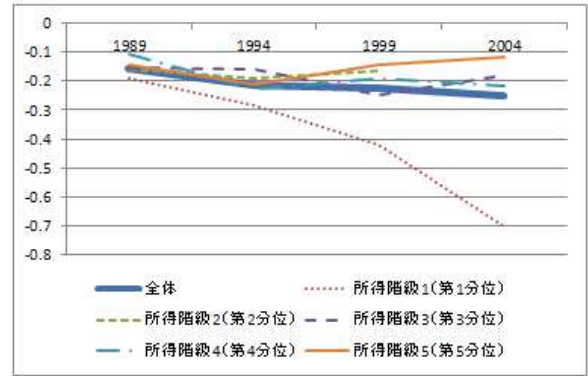
図4-7 回帰係数の推計結果の推移(4)

所得不確実性変数：現金買い比率 (IUV4)

可処分所得階級別

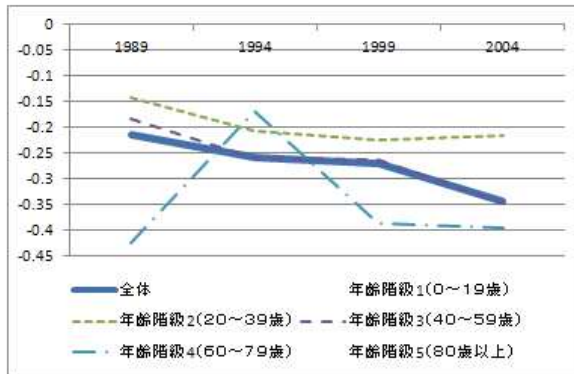


OLS(White S.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.21305	-0.25706	-0.27058	-0.34233
所得階級1(第1分位)	-0.28741	-0.31126	-0.56782	-0.97011
所得階級2(第2分位)	-0.16831	-0.18548	-0.17719	-0.29298
所得階級3(第3分位)	-0.15522	-0.20861	-0.24933	-0.18713
所得階級4(第4分位)	-0.11183	-0.23477	-0.19339	-0.25026
所得階級5(第5分位)	-0.15999	-0.17576	-0.14907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

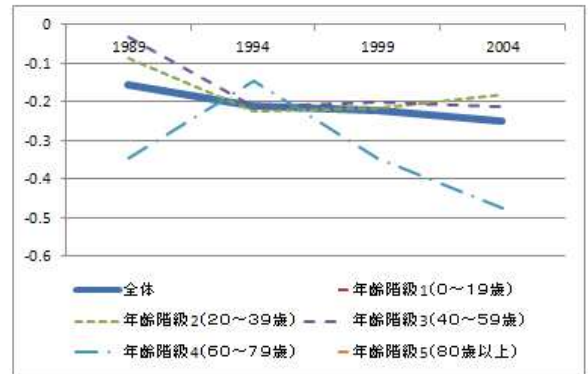


FGLS	1989	1994	1999	2004
全体	-0.15477	-0.21321	-0.22239	-0.25001
所得階級1(第1分位)	-0.1898	-0.28239	-0.42206	-0.70472
所得階級2(第2分位)	-0.15657	-0.19089	-0.16495	-0.16495
所得階級3(第3分位)	-0.15376	-0.15972	-0.25007	-0.18086
所得階級4(第4分位)	-0.10553	-0.22929	-0.18982	-0.2141
所得階級5(第5分位)	-0.14299	-0.21189	-0.14244	-0.11772

年齢階級別



OLS(White S.E.)	1989	1994	1999	2004
全体	-0.21305	-0.25706	-0.27058	-0.34233
年齢階級1(0~19歳)	-0.14222	-0.20796	-0.22547	-0.2166
年齢階級2(20~39歳)	-0.18225	-0.26044	-0.26184	-0.34873
年齢階級3(40~59歳)	-0.426	-0.16825	-0.38542	-0.39529
年齢階級4(60~79歳)				
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)	-0.0863	-0.22512	-0.2168	-0.18355
年齢階級2(20~39歳)	-0.03292	-0.21384	-0.20262	-0.21222
年齢階級3(40~59歳)	-0.34479	-0.14739	-0.3473	-0.47769
年齢階級4(60~79歳)				
年齢階級5(80歳以上)				

年度ごとの所得不確実性変数の推計結果の全体推移を全データによる所得不確実性変数の回帰係数の推計結果を表す図4-4～図4-7の太線グラフ（全体）で見ると、所得不確実性変数が意思調整可能支出比率（IUV3）、現金買い比率（IUV4）の場合にOLS(ホワイト標準誤差)とFGLSの回帰係数が1989年から2004年にかけて共にマイナス方向へ低下する動きを示しているのに対し、所得不確実性変数が勤め先収入対比世帯主以外の勤め先収入比率（IUV1）、世帯人員対比有業人員比率（IUV2）の場合はOLS(ホワイト標準誤差)とFGLSの間で回帰係数の動きの統一性に欠ける結果となっている。従って、所得不確実性変数としては勤め先収入対比世帯主以外の勤め先収入比率（IUV1）、世帯人員対比有業人員比率（IUV2）よりも、意思調整可能支出比率（IUV3）、現金買い比率（IUV4）のほうがより信頼性が高いと考えられる。

4.4.7 可処分所得階層別・年齢階層別の推計結果

前項の考察により、信頼性が高いと考えられる図4-6の意思調整可能支出比率（IUV3）によると、所得階級1および年齢階級3（40～59歳）の落ち込みが目立っている。また、同様に信頼性が高いと考えられる図4-7の現金買い比率（IUV4）によると、所得階級1および年齢階級3（40～59歳）・年齢階級4（60～79歳）の落ち込みが目立っている。このことより、所得不確実性の拡大による消費支出の抑制は中高年層のうち、特に所得階級が低い層を中心に広がっていたことが確認される。

4.4.8 推計結果の解釈

第6項より、推計方法間で回帰係数の動きに統一性のある所得不確実性変数に意思調整可能支出比率（IUV3）、現金買い比率（IUV4）を用いる場合にに基づき推計結果の解釈を行うものとする。これらの場合においては、OLS(ホワイト標準誤差)・FGLS共に回帰係数が1989年から2004年にかけてマイナス方向へ低下する動きを示しており、家計は所得不確実性の上昇に対し、より敏感に消費を抑制したことを示している。すなわち、表4-5の意思調整可能支出比率（IUV3）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年間で消費の減少幅が約10%増加したこととなる。同様に、表4-6の現金買い比率（IUV4）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年間で消

費の減少幅が約 9.5～13%増加したこととなる。

また、図 4-5、図 4-6 の太線グラフ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 年はより一段と落ち込む動きを見せており、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が確認される。そして、この推移は家計消費の決定に占める所得不確実性の影響割合が相対的に上昇したこと、すなわち、負の経済スパイラルが継続していたことを示しており、家計の所得不確実性心理によって平成不況の長期化がもたらされたことを示すものと考えられる。

4.4.9 マクロ時系列データの推計結果との整合性について

前述の通り、飛田(1998)、中川(1998)および Tamura and Matsubayashi (2011)は日本のマクロ時系列データに基づく GMM によるオイラー方程式の推計を行い、表 4-7 に示す通り、いずれもバブル崩壊後の相対的危険回避度の長期的な低下傾向を報告している。

表 4-7 マクロ時系列データによる相対的危険回避度の推計結果例

事例	研究例	対象	分析方法	相対的危険回避度
1	飛田(1998)	日本 1982-1997 月次	GMM	資産収益率：住宅 1982-1989(バブル前)：0.406 1982-1989(バブル前)：0.047 資産収益率：短期金融資産 1982-1989(バブル前)：0.167 1982-1989(バブル前)：0.150 資産収益率：長期金融資産 1982-1989(バブル前)：0.220 1982-1989(バブル前)：0.181
2	中川(1998)	日本 1977/02- 1998/03 月次	GMM	資産収益率：株式・短期金利 1977/02～1986/11 (バブル期以前)：0.07 1986/11～1991/02 (バブル期)：0.24 1991/02～1993/10 (バブル後不況)：0.11 1993/10～1998/03 (今次回復局面)：0.09
3	Tamura and Matsubayashi (2011)	日本 1987-2009 月次	GMM	資産収益率：住宅・株式・ 国債 1987-1991 (バブル経済形成期)：0.227 1992-2000 (バブル経済崩壊後)：0.114 2001-2006 (米国バブル回復期)：-0.041 2007-2009 (米国バブル崩壊後)：0.071

一方、本モデルにおいて相対的危険回避度 γ が低下する場合の所得不確実性の変化に対する消費の減少幅の動きを(4-5)式により確認すると、表 4-8 の数値例に示す通り、二乗項である分母の減少率が分子よりも相対的に大きいいため、所得不確実性の変化に対する消費の減少幅は大きくなる。³⁴

³⁴ 表 4-8 は(4-5)式における相対的危険回避度と所得不確実性の変化に対する消費の減少幅の動きの関係を調べるため、仮想的な数値例の下で相対的危険回避度の値を適宜変化させて作成した表であり、実際の回帰係数の推計値とは比較できない。

表 4-8 相対的危険回避度 γ と所得不確実性の変化に対する消費の減少幅
(回帰係数) の関係

(数値例) $Y_t=Y_{t+1}=1, \beta=1, r_{jt+1}=0, geCVSQ=1.0001$ のケース

γ	分子	分母	消費減少への 影響度 (回帰係数)
0.1	-1.100	4.410	-0.249
0.2	-1.200	4.840	-0.248
0.3	-1.300	5.290	-0.246
0.4	-1.400	5.760	-0.243
0.5	-1.500	6.250	-0.240
0.6	-1.600	6.760	-0.237
0.7	-1.700	7.290	-0.233
0.8	-1.800	7.841	-0.230
0.9	-1.900	8.411	-0.226
1.0	-2.000	9.001	-0.222
1.1	-2.100	9.611	-0.219
1.2	-2.200	10.241	-0.215
1.3	-2.300	10.891	-0.211
1.4	-2.400	11.561	-0.208
1.5	-2.500	12.251	-0.204
1.6	-2.600	12.961	-0.201
1.7	-2.700	13.691	-0.197
1.8	-2.800	14.441	-0.194
1.9	-2.900	15.211	-0.191
2.0	-3.000	16.001	-0.187
2.1	-3.100	16.811	-0.184
2.2	-3.200	17.641	-0.181
2.3	-3.300	18.491	-0.178
2.4	-3.400	19.361	-0.176
2.5	-3.500	20.252	-0.173
2.6	-3.600	21.162	-0.170
2.7	-3.700	22.092	-0.167
2.8	-3.800	23.042	-0.165
2.9	-3.900	24.012	-0.162
3.0	-4.000	25.002	-0.160

$$\frac{\partial C_t^*}{\partial geCVSQ} = - \frac{0.5 \left(Y_t + \frac{Y_{t+1}}{(1+r_{jt+1})} \right) \beta^{t+1} (1+r_{jt+1})^{t+1} (1+\gamma) geCVSQ^{0.5(t+1)}}{\left[1 + \beta^{t+1} geCVSQ^{0.5(t+1)} (1+r_{jt+1})^{t+1} \right]^2}$$

但し、 $geCVSQ = \left(\frac{\exp(CV_{t+1}^2)}{\exp(CV_t^2)} \right)$: 消費変動係数成長率

従って、表 4-5 (図 4-6) の意思調整可能支出比率 (IUV3) もしくは表 4-6 (図 4-7) の現金買い比率 (IUV4) によって所得不確実性変数の回帰係数が 1989 年から 2004 年にかけてマイナス方向へ低下する動き (すなわち、消費減少への影響度が上昇する動き) を示していることは、表 4-8 より背後に相対的危険回避度 γ が低下する動きがあることを意味しており、日本のマクロ時系列データに基づく GMM によるオイラー方程式の推計結果におけるバブル崩壊後の相対的危険回避度の長期的な低下傾向は全国消費実態調査のマイクロデータによっても裏付けられることが確認される。

第5章 本研究のまとめと今後の展望

5.1 各章の結論

第1章では、予備的貯蓄モデルを拡張した所得の不確実性下における消費の多期間モデルを考察することにより、現在と将来間の所得不確実性の相対的な変化が無差別曲線の限界代替率の変化として現れることを示すと共に、この一般化されたフレームワークの下では、資産収益率に加えて、この現在と将来間の所得不確実性の相対的な変化が現在と将来の消費の決定に関与することを明らかにした。そして、この観点の下で、資産収益率の変化と所得の不確実性の相対的な変化を同時に考慮しながら、パラメータを推計可能な消費成長率・資産収益率および所得変動係数成長率の三変数を説明変数とする消費のオイラー方程式（不確実性モデル）を定式化した。

第2章では、1992年から2006年までの日本の月次データに基づき、従来モデルと不確実性モデルによるオイラー方程式を推計した結果、バブル崩壊後の家計の相対的危険回避度が低下傾向にあったことを明らかにした。そして、不確実性下の効用関数に基づく効用損失量の定義式に基づき、同期間に存在した日本における継続的な所得不確実性の上昇が家計に危険回避により異時点間の動学的最適化を図る行動よりも、所得不確実性下の効用損失を抑制することを優先する行動を促した可能性があることを明らかにした。

従来モデルと不確実性モデルの比較では、J統計量による過剰識別制約条件によるモデルの妥当性評価の結果はほとんどの推計期間において不確実性モデルが従来モデルを上回る結果となっていることを明らかにした。更に、主観割引率・相対的危険回避度の推計結果においては両者間で大きな差異がないことを明らかにした。その理由として、日本では資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が低いいため、不確実性モデルと従来モデルとの間で推計上の差異が生じにくく、従来モデルでも十分な推計結果が得られることが確認された。このことは、日本における消費CAPMの推計が見かけ上で上手くいっているという見解に対して、その推計結果の必然性を支持する理由

として考えることも可能である。そして、資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散が低いことの背景として、日本における将来の事業展開を踏まえて景気動向とは無関係に実施・継続された企業の雇用調整を示唆した。

第3章では、Mankiw and Zeldes(1991)の議論を不確実性モデルへ拡張すると共に、不確実性モデルがエクイティ・プレミアム・パズルおよび安全利子率パズルの両方を理論的に解決可能であることを示した。更に、米国の所得不確実性指標として労働分配率 Labor Share (sp 月次化)、単位利益 Unit Profit の逆数 (sp 月次化)、失業率 UNRATE、ミシガン大学消費者信頼感指標 UMCSSENT の逆数の4指標を用いた相対的危険回避度・主観割引率の数値計算を行い、その結果、不確実性モデルが実証面においてもエクイティ・プレミアム・パズル、安全利子率パズルを解決可能であることを示した。

所得不確実性指標の評価では、ミシガン大学消費者信頼感指標 UMCSSENT の逆数 (CV4) が最も好ましい指標として評価された。そして、このことは同指標の資産収益率と所得不確実性指標の負の共分散が計測期間において最も大きいことにより裏付けられた。

更に、第3章の補論において Mehra and Prescott (1985) の年次標本および同期間の失業率データに基づく検証を行い、米国では資産収益率・所得変動係数成長率間の共分散の符号がマイナス、かつ、大きいため、不確実性モデルと従来モデルとの間で大きな推計上の差異があり、不確実性モデルを用いることにより相対的危険回避度の推計結果とモデルの妥当性が大きく改善されることを確認した。

第4章では、平成不況の長期化の原因を分析するため、特に、企業による雇用調整が活発化した1997年の金融システム不安発生後の期間に焦点を当て、所得不確実性変数を説明変数に含む消費関数を推計し、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分析した。

その結果、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、所得不確実性変数の負の回帰係数の大きさは、一貫して拡大していたことが確認された。当時は景気拡大局面であるにも拘わらず、ジョブレス・リカバリー（雇用なき回復）と言われていた時期であり、家計にとって景気回復が実感できないと言われた時期であったが、本章の推計結果はそのような状況を裏付けたものとなった。

また、日本のマクロ時系列データを用いた飛田(1998)、中川(1998)および Tamura and Matsubayashi (2011)の研究において報告されたバブル崩壊後のオイラー方程式の相対的危険回避度の長期的な低下傾向について、マイクロデータの分析によっても整合的な結果が得られることが確認された。

5.2 本研究のまとめと今後の展望

本研究では、家計が多期間の最適な消費経路を決定する際の説明変数が金融資産収益率のみとなる二変数の従来モデルでは家計の消費行動の全てを説明するのは難しいという発想の下で、予備的貯蓄効果を明示的に考慮して所得の不確実性を説明変数に含む三変数の不確実性モデルを提示し、より多くの情報の下で推計を行うことの必要性を主張してきた。そして、不確実性モデルが日本における従来モデルに対する推計上の優位性を持つこと、および、米国で問題とされるエクイティ・プレミアム・パズルおよび安全利子率パズルを理論面・実証面の双方で改善することを明らかにした。

これらの改善の事実は、従来モデルの金融資産収益率のみに基づく最適化では家計の消費行動の全てを説明するのは難しいこと、すなわち、金融資産収益率はマクロ的環境要因であるが、それよりも家計は自分の将来の所得（仕事の状況）と雇用がどうなるかという身近なミクロ的環境要因をより切実に重視して最適化行動を行っていることを示唆するものと考えられる。

このように、三変数の不確実性モデルは、所得環境変化による家計の消費への慎重性を所得不確実性変数を通じて最適化モデルに投影できるため、より実態に近いパラメータ推計が可能であり、二変数モデル下の欠落変数バイアスにより発生する諸問題を解消することが可能と考えられる。

また、エクイティ・プレミアム・パズルを解決する観点から見れば、既存の解決策は CRRA 型以外の代替的選好構造（時間に関する分割可能性を仮定しない(time non-separable) モデル、習慣形成モデル) を導入するものであるが、これらの効用関数の一般化と特殊化は汎用的なパズルの解決にはつながらないと評価されている。従って、Principle of parsimony より、簡易な CRRA 型効用関数で説明可能であることはなお望ましいこととなる。

その点、不確実性モデルは CRRA 型効用関数の下でエクイティ・プレミアム・パズルおよび安全利子率パズルの解決効果が得られることが理論上および実証面において証明されるとともに、習慣形成のような家計の特殊な行動様式の仮定も不要であるため、汎用的な解決策の一つになり得ると考えられる。

今後の課題として、不確実性モデルにおいてオイラー方程式の適切な推計値を得るためには、資産収益率・所得変動係数成長率間の負の共分散が有効に観測される所得不確実性指標を適切に選択し、加工する必要がある。従って、適切な所得不確実性指

標の評価と導入へ研究の焦点が向けられるべきと考える。

また、所得不確実性指標の選択が適切に行われた場合においても、家計の所得不確実性の認識と消費行動への反映にタイムラグがある場合は、たとえ有用な指標であっても、小さい、もしくは、正の共分散が観測される可能性が高くなる。従って、その効果を十分に反映可能なデータ期間を考慮して、四半期もしくは年度のデータを使用することも視野に入れながら分析を進める必要があることに留意すべきと考える。

これまで、多期間にわたる消費の動学的最適化問題と予備的貯蓄の問題は別々のものとして論じられてきたが、これらを一つのオイラー方程式の下で統一的に論じることが消費理論の発展と GMM の推計結果の安定にとって必要不可欠であると考えられる。そして、そのことが理論と現実の密接な適合関係を実現し、消費理論の応用面での停滞を解消する唯一の方法であると思われる。

5.3 日本経済に関する展望—不確実性分析の重要性—

第4章で概観したように、日本経済の失われた10年を分析する既存研究は不良債権および過剰債務といった需要に影響を与える金融資産・実物資産の変数、もしくは、生産性上昇率の低下といった生産の変数に焦点を当てるが、家計の心理的变化が経済に及ぼした影響を考慮する分析は多いとは言えない。また、家計の心理的動向を捉える経済指標として消費者態度指数、景気ウォッチャー調査などがあるが、これらは家計もしくは景気を敏感に感じる業種に従事する人々の景況感を調査して景気動向の把握に役立つものであり、経済理論に基づき、消費に影響を与える鍵となる心理的変数を捉えようとするものではない。

筆者は1985年より都市銀行に勤務し、バブル形成期の景気の高揚感と崩壊後の景況感の変化を体験したが、バブル経済崩壊直後の数年間は銀行界においても景気循環に伴う回復期を期待して待つムードがあったのを記憶している。しかしながら、担保として取得した資産の価格低下が止まらず、住専問題を契機として銀行の不良債権問題が本格化した以降の1997年頃においては、銀行の自己資本比率の低下が著しく、金融機関自体の経営不安、すなわち、金融システム不安の問題が発生した。そして、翌年の1998年には多くの企業が減収・減益となる深刻な不況状態となった。これにより、業界・業種を問わず、多くの企業が経営改革の必要性に迫られ、高い経済成長の前提の下で年功序列・終身雇用制度を基盤とする日本的経営システムが立ち行かなくなりましたが、このことが消費者たる家計の心理に多大な影響を与えたと考えられる。

すなわち、年功序列・終身雇用制度は経済理論的に見れば、経済成長により勤務先の倒産確率が極めて少ない状況の下で、家計の所得不確実性を極限まで低減する装置として機能していたと考えられ、また、金利と経済成長率は比例的関係にあったことから、バブル経済崩壊前の家計は恒常所得仮説が想定するように、金融資産の収益率を考慮しながら、生涯にわたる現在・将来間の消費の動学的最適化を実施し、生涯の効用を最大化することが可能な環境にあったと考えられる。³⁵

しかしながら、金融システム不安発生後の1997年以降は、企業の大規模倒産および経営統合が相次ぐと共に、企業が年功序列・終身雇用制度を本格的に放棄したことにより、日本におけるかなりの割合の家計が将来の先行き不透明感に見舞われたと考えられる。なぜならば、動学的最適化モデルにおける人的資産は、会社・組織における継続的な勤務により蓄積された仕事のスキルに対する雇用者からの期待報酬が増加することによって形成されるが、倒産は、多くの場合、この人的資産の評価減をもたらす。また、経営統合では同一職種に旧会社の社員が競合することとなるため、吸収合併の場合を中心に、他の職種へ配置転換された社員においても人的資産の評価減が生じる。そして、これらの人的資産の評価減に直面した多くの家計において人的資産の再構築の途上における将来の先行き不透明感が発生したと考えられる。³⁶ そして、この家計の将来の先行き不透明感が日本経済全体に蔓延したことが、度重なる政府の経済政策にも関わらず、景気浮揚が得られなかった基本的な原因であったと考えられる。

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・終身雇用制度が崩壊した現在においては、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と考えるべきである。企業による雇用調整が一段落した現在では、人的資産の棄損要因が家計の所得不確実性に及ぼす影響は少なくなっていると考えられるが、代わりにバブル経済崩壊後の度重なる経済対策により累増した巨額の政府債務と将来の社会保障および年金給付不安の増大が家計の心のなかの新たな漠然とした不安感（以下、不確実性の霧という）として存在し、消費の活発化を阻害する要因となっていると考えられる。

以上の分析より、消費を活発化させるために今後取るべき経済政策としては、先ずもって中長期的な家計経済の不確実性を除去する政策が必要であり、特に、財政再建

³⁵ 筆者が勤務を開始した1985年の1年定期預金の金利は5.5%（税引後で4.4%）であり、家計は100万円を預金した後、1年後に受け取る4万4千円の収入を用いて、例えば、家具を購入することも可能であった。

³⁶ 筆者もそのような体験の下で不透明感を感じた一人である。

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が取られるべきと考えられる。

このような観点から見れば、2014年11月に消費税率引き上げの先延ばしが決定されたことは不確実性の霧の解消にはつながらず、消費の活発化を遅らせることが懸念される。むしろ、将来の社会保障・年金給付を減らさないことを第1目標と捉えて、そのためには今これだけの消費税が必要であることをフォワードガイダンスし、実施することが、家計の不確実性の霧を早期に解消する効果があると考えられる。

また、雇用調整を行う企業がこれを前提とする新規採用を行う場合に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産を棄損しにくい、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も経済安定化のための政策として必要であると考えられる。

第1章第5節で見たように、所得不確実性は効用曲線側から消費に影響を与える説明変数であり、有効需要に占める圧倒的なシェアと相まって、現在では家計が不確実性心理を通じて従来の受動的な立場を超えて日本経済全体に影響を有していると考えられる。従って、この状況を解明可能な不確実性分析の重要性を理解して、理論の進化と実証を重ね、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られる。

謝辞

本論文の作成にあたり、常に陽に陰に熱心にご指導下さいました松林洋一教授に心より感謝を申し上げます。先生は本論文に至るまでの目標とプロセスを常に明確にして導いて下さいました。また、本論文の内容をより良くするための貴重なアイデアを数多く頂きました。本論文を無事にまとめることができたのも先生の温かいご指導があつてのことであり、深く御礼申し上げます。

また、田中康秀教授には博士前期課程においてご指導を頂くと共に、論文作成に当たつての心構えと方法をご教示いただきました。深く御礼申し上げます。

羽森茂之教授には予備的貯蓄モデルの初期研究をゼミで報告させて頂いた際、不確実性モデルへつながる貴重なアドバイスを賜りました。心より御礼申し上げます。

千葉大学の佐野晋平准教授にはゼミへ参加させて頂き、不確実性モデルの形成過程において多くの貴重なご助言を頂きました。心より御礼申し上げます。

また、松岡佑治氏は第3章の不確実性モデルのテイラー展開の過程の検証を快く引き受けて下さいました。ここに感謝を申し上げます。

また、第4章の実証分析に使用した全国消費実態調査の個票データをご提供頂いた独立行政法人統計センターならびに神戸大学マイクロアーカイブ (KUMA)、同データの整理方法および分析の具体的方法をご教示頂きました田中ゼミの二木美苗氏へ感謝の意を表します。

また、ゼミへ参加させて頂くと共に計量分析全般をご指導頂きました愛知学院大学の野村友和准教授ならびに報告時に貴重なコメントを頂きました田中教授、羽森教授、松林教授、佐野准教授のゼミ生の皆様には大変お世話になりました。謹んで御礼申し上げます。

また、日本金融学会の大会にて討論者として貴重なコメントを頂きました流通科学大学の小塚匡文准教授、森澤龍也准教授に感謝の意を表します。

ここで、本論文の成立にご協力を下さいました神戸大学の関係者の皆様へ合わせて謹んで感謝の意を表します。残る誤りは全て筆者の責任であります。

最後に、私へ経済学への興味を抱かせて頂き、学部ゼミでご指導を頂きました早稲田大学商学部の嶋村紘輝教授ならびに経済学の基礎をご教授頂きました同学部ならびに政治経済学部の諸先生方に感謝の意を表します。

参考文献

- Abel, A. (1990), "Asset Prices Under Habit Formation and Catching Up With the Jones," *American Economic Review*, 80, 38-42.
- 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, 931-948.
- Barsky, R.B., Mankiw, N.G. and Zeldes, S.P. (1986), "Ricardian Consumers with Keynesian Propensities," *The American Economic Review*, 76, 676-691.
- Caballero, R. (1991), "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation," *The American Economic Review*, 81, 859-871.
- Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane(1995), "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior," NBER Working Paper 4995.
- Constantinides, G. M. (1990), "Habit Formation: A Resolution of Equity Premium Puzzle," *Journal of Political Economy*, 98, 519-543.
- Croushore, D. (1996), "Ricardian Equivalence with Wage-Rate Uncertainty," *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 279-293.
- Deaton, A. (1989), "*Saving in Developing Countries: Theory and Review*," *Proceedings of the world bank annual conference on development economics 1989*, 61-96.
- Diaz-Serrano, L. (2004), "Labour Income Uncertainty, Risk Aversion and Home Ownership," *IZA Discussion Papers*, 1008.
- Eichenbaum, M.S., Hansen, L.P. and Singleton, K.J. (1988), "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *The Quarterly Journal of Economics*, 103, 51-78.
- Epstein, L. G. and S. E. Zin (1989), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica*, 57(4), 937-69.

- Epstein, L. G. and S. E. Zin (1991), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis," *Journal of Political Economy*, 99(2), 263-286.
- Ghysels, E. and Hall, A. (1990), "A test for structural stability of Euler conditions parameters estimated via the generalized method of moments estimator," *International Economic Review*, 31, 355-364.
- Gollier, C. (2001), "Wealth Inequality and Asset Pricing," *Review of Economic Studies*, 68, 181-203.
- Guiso, L., Jappelli, T. and Terlizzese, D. (1996), "Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice," *The American Economic Review*, 86, 158-172.
- Hamori, S. (1992), "Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988," *Economics Letters*, 38, 67-72.
- Hansen, L. P. and Singleton, K. J. (1982), "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models," *Econometrica*, 50, 1269-1286.
- Hansen, L. P. and Singleton, K. J. (1983), "Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns," *The Journal of Political Economy*, 91, 249-265.
- Hansen, L. P. and Singleton, K. J. (1984), "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models," *Econometrica*, 52, 267-268.
- Hansen, L. P. (1982), "Large sample properties of generalized method of moments estimators," *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Hayashi, F. and Prescott, E. C. (2002) "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics* 5, 206-235.
- Irvine, I. and Wang, S. (1994), "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation: Comment," *The American Economic Review*, 84, 1463-1469.
- Jappelli, T., Pistaferri, L. and Weber, G. (2005), "Health care quality, economic inequality, and precautionary saving," *Health economics*, 16, 327-346.
- Kazarosian, M. (1997), "Precautionary savings-A panel study," *Review of Economics and Statistics*, 79, 241-247.
- Kimball, M. S. and Mankiw, N. G. (1989), "Precautionary Saving and the Timing of Taxes," *The Journal of Political Economy*, 97, 863-879.
- Kotlikoff, L. J., Shoven, J. and Spivak, A. (1986), "The Effect of Annuity Insurance on Savings and Inequality," *Journal of Labor Economics*, 4, S183-S207.
- Kozuka, M. (2006), "Consumer Behavior in Japan and its Structural Change: Re-examination

- by Sup-predictive Test,” Discussion Paper Series, Research Institute for Economics & Business Administration - Kobe University, No.183.
- Lusardi, A. (1997), “Precautionary saving and subjective earnings variance,” *Economics Letters*, 57, 319–326.
- Mankiw, N. G. and Zeldes, S. P. (1991), “The consumption of stockholders and nonstockholders,” *Journal of Financial Economics*, 29, 97-112.
- Mehra, R. and Prescott, E. C. (1985), “The equity premium: A puzzle,” *Journal of monetary Economics*, 15, 145-161.
- Mehra, R. and Prescott, E. C. (2003), “THE EQUITY PREMIUM IN RETROSPECT,” NBER WORKING PAPER SERIES Working Paper, 9525.
- Meng, X. (2003), “Unemployment, consumption smoothing, and precautionary saving in urban China,” *Journal of Comparative Economics*, 31, 465–485.
- Miles, D. (1997), “A household level study of the determinants of incomes and consumption,” *The Economic Journal*, 107, 1-25.
- Morduch, J. (1995), “Income Smoothing and Consumption Smoothing,” *The Journal of Economic Perspectives*, 9, 103-114.
- Pemberton, J. (1993), “Attainable Non-Optimality or Unattainable Optimality: A New Approach to Stochastic Life Cycle Problems,” *The Economic Journal*, 103, 1-20.
- Pemberton, J. (1997), “Modelling and measuring income uncertainty in life cycle models,” *Economic Modelling*, 14, 81-98.
- Pijoan-Mas, J. (2006), “Precautionary savings or working longer hours?,” *Review of Economic Dynamics*, 9, 326–352.
- Robsta, J., Deitzb, R. and McGoldrickc, K. (1999), “Income variability, uncertainty and housing tenure choice,” *Regional Science and Urban Economics*, 29, 219–229.
- Romer, D. (2001), “Advanced Macroeconomics Second Edition,” New York: MacGraw-Hill.
- Skinner, J. (1988), “Risky income, life cycle consumption, and precautionary savings,” *Journal of Monetary Economics*, 22, 237-255.
- Strawczynski, M. (1995), “Income Uncertainty and Ricardian Equivalence,” *The American Economic Review*, 85, 964-967.
- Tamura, H. and Matsubayashi, Y. (2011), “Income Uncertainty, Risk Aversion and Consumption Behavior: Japan's Experience (1987-2009)”, *Kobe University Economic Review*, 57, 13-38.

- Tauchen, G. (1986), "Statistical properties of generalized method-of-moments estimators of structural parameters obtained from financial market data," *Journal of Business & Economic Statistics*, 4, 397-416.
- Ventura, L. and Eisenhauer, J. G. (2006), "Prudence and precautionary saving," *Journal of Economics and Finance*, 30, 155-168.
- Weil, P. (1989), "The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 24, 401-421.
- Zaidi, A., Rake, K. and Falkingham, J. (2001), "Income mobility in later life," ESRC Research Group: Simulating Social Policy in an Ageing Society.
- Zeldes, S. P. (1989), "Optimal consumption with stochastic income: Deviations from certainty equivalence," *The Quarterly Journal of Economics*, 104, 275-298.
- 祝迫得夫(2000)「日本のデータを用いた消費 CAPM の実証について： It' s still a puzzle」 筑波大学社会工学系・一橋大学経済研究所
- 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・得津一郎(2002)『日本経済：実証分析のすすめ』有斐閣
- 大竹文雄 (2003)「所得格差の拡大はあったのか」『日本の所得格差と社会階層』所収, 樋口美雄+財務省財務総合政策研究所編著, 3-19.
- 小川・万(2007)「過剰債務と消費行動：マイ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, 151-186.
- 北村・藤木(1997)「サプライ・サイド情報を利用した消費に基づく資本資産価格モデルの推計」『金融研究』第16巻第4号, 137-154.
- 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(2005)『期待と不確実性の経済学』日本経済新聞社
- 田中康秀(2002)「わが国における男女間賃金格差の再検討：差別要因と期待要因に関連して」『日本経済研究』第45号, 176-200.
- 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』第25号, 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』第174号, 97-176.
- 飛田英子 (1998)「バブル崩壊後の家計選好パターンの変化について」 *Japan Research Review*, 1998.7, 39-51.

- 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.
- 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-」 『経済研究』 第 44 号, 221-232.
- 堀・清水谷 (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**
- 松林洋一(2007) 「資産効果の有効性と限界:日米消費行動の再検証」 『国民経済雑誌』 Vol. 196, No. 3 pp. 17-35.
- 松林洋一(2009) 「住宅資産・流動性制約・家計消費:米国の経験」 『国民経済雑誌』 Vol. 200, No. 2 pp. 1-21.
- 森澤龍也 (2008) 『資産市場と実体経済』 千倉書房