

退職予定年齢を考慮した消費関数の推計

奥井 めぐみ

金沢学院大学*

本研究では、家計レベルのミクロデータを利用して、世帯主の年齢層別に消費関数を推計し、ライフ・サイクル仮説の検証を行うことを目的としている。対立仮説として、王朝仮説と予備的貯蓄仮説を取り上げる。予定している退職年齢が各家計で異なると、同じ年齢で同じ賃金プロファイルを持つ個人であっても期待される生涯勤労所得が異なる。本稿では、世帯主と配偶者の退職予定年齢がわかるデータを利用することで、各家計の生涯勤労所得をより厳密に予測した。分析結果より、(1)生涯勤労所得や年金受給総額は、ライフ・サイクル仮説と整合的で、年齢層が高くなるほど、これらの資産が消費に与える影響は大きくなる、(2)退職年齢を60歳と仮定した場合の推計結果と退職予定年齢を利用した推計結果とは差がない、(3)遺産動機や予備的貯蓄動機のある家計では、これらの動機がない家計と比べて、一部の資産が消費に与える影響は減少する、の3点が示された。

1. はじめに

ライフ・サイクル／恒常所得仮説に従うと、個人は貯蓄と借入により消費経路を平準化するため、現在の消費は、将来得られる所得の割引現在価値に依存することになる。一方、王朝仮説や予備的貯蓄仮説が成立すれば、個人は生涯の所得を使いきろうとせず、遺産として残したりいざという時に備えたりするために、消費を控えることが予想される。本研究では、年齢層別に消費関数を推計し、家計がライフ・

本稿は、1999年日本経済学会春季大会、2000年郵政研究所研究発表会で報告した論文を加筆修正したものである。本稿の作成にあたり、討論者の大竹文雄、照山博司両氏ならびに、原田泰、松浦克己、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、野村淳一、小原美紀、鈴木亘各氏より貴重なコメントを頂いた。また、溝口敏行所長、鶴瀬由己前第二経営経済研究部長をはじめとする郵政研究所の方々より適切なコメントと助言を頂いた。さらに、本誌レフェリーより、有意義なコメントを頂いた。ここに感謝の意を表したい。尚、残っている誤りは全て著者1人の責任である。

* 連絡先：〒920-1392 金沢市末町10 金沢学院大学経営情報学部、TEL:076-229-8731、E-mail:m-okui@kanazawa-gu.ac.jp

サイクル仮説に基づく消費行動をとっているかを検討する。対立仮説としては、王朝仮説、予備的貯蓄仮説を取り上げ、遺産動機や予備的貯蓄動機のある家計で消費行動が異なるかどうかを調べる。

ライフ・サイクル仮説の検証は、進行しつつある高齢化¹と密接な関係にある。ライフ・サイクル仮説に従うと、高齢化に伴い貯蓄の取り崩しが進むので、マクロの貯蓄率が減少することになる。一方、王朝仮説や予備的貯蓄仮説が成立するのであれば、高齢化が進んでもマクロの貯蓄率はそれほど減少しないはずである。

消費関数の推計には、1996年に実施されたアンケート調査の個票データを利用した。消費関数を推計する同様の先行研究は数多くなされているが、本研究で特徴的なことは、退職予定年齢や年金期待など将来の期待についての情報が得られるデータを利用している点である。今後生涯に渡って得られると予想される労働所得（以下、生涯勤労所得）は、賃金関数の推計結果から得られる賃金プロファイルを利用して求めることができる。同じ年齢で同じ賃金プロファイルを持つ個人であっても、予定している退職年齢が異なると期待される生涯勤労所得が異なってくる。今回、退職予定年齢がわかるデータを利用することで、各家計の生涯勤労所得を予想することが可能になる。

分析結果より、(1)生涯勤労所得や年金受給総額は、ライフ・サイクル仮説と整合的で、年齢層が高くなるほど、これらの資産が消費に与える影響は大きくなる、(2)退職年齢を60歳と仮定した場合の推計結果と退職予定年齢を利用した推計結果とでは差がない、(3)遺産動機や予備的貯蓄動機のある家計では、これらの動機がない家計と比べて、一部の資産が消費に与える影響は減少する、の3点が示された。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で消費に関する先行研究の説明を行う。第3節では、理論モデルと分析方法について説明し、第4節では、分析に用いたデータについての説明を行う。第5節に分析結果を示す。第6節はむすびである。

2. 先行研究

日本の高い貯蓄率の原因を探るために、わが国において、貯蓄に関する実証分析は数多く行われてきた²。それと関連して、貯蓄と密接な関わりを持つ消費行動に関

¹ 国立社会保障・人口問題研究所の平成9年1月推計によると、65歳以上の高齢者比率の最高予測値は、2020年には26.9%、2049年には32.3%である。

² Hayashi, Ando and Ferris(1988)、Dekle(1990)、大竹(1993)の研究では、貯蓄の取崩しが行われないう主要な原因として、遺産動機が存在を挙げている。それに対し、八代・前田(1994)は、高齢者世帯で

する分析も、家計レベルのデータ³を利用して行われている（例えば、高山他（1992a）⁴）。家計の消費・貯蓄行動を説明する仮説としては、ライフ・サイクル／恒常所得仮説が代表的であるが、これに対する仮説としてよく知られているのが王朝仮説である。家計がライフ・サイクル仮説に従えば、高齢者は貯蓄を取り崩すが、王朝仮説に従うと、遺産を残すために高齢者は貯蓄を取り崩さないか、逆に貯蓄を増やすことになる。

また、遺産動機がない場合でも、老後に対する不安や病気などに備えて予備的な貯蓄動機を持つ場合も、貯蓄の取り崩しは控えられる。その他、家計が借入制約に直面する場合にも、消費は生涯を通して平準化できないので、ライフ・サイクル仮説的な消費行動はとられない。本研究で利用するデータからは、遺産動機や予備的な貯蓄動機の有無に関する情報が得られるので、遺産動機や予備的な貯蓄動機の有無が家計の消費行動に与える影響を検討することが可能となる。

ライフ・サイクル仮説においては、現在の所得や資産のみならず、将来得られる所得も消費に影響を与えることになるが、消費関数を推計した先行研究では、将来得られる所得を考慮したものは少ない。生涯勤労所得を加えた消費関数の推計を行った研究に、高山他（1992b）がある。彼らは単純なライフ・サイクルモデルを想定し、全消費データを用いて年金が消費行動に与える影響について分析している。高山他（1992b）の研究の主な目的は年金制度の消費への影響を調べることにある。生涯勤労所得の算出方法は、「賃金を60歳まで稼ぐと仮定した上で、勤め先収入（年間ベース）に関する賃金プロファイルを求め、その積分値」を求めるというものである。結果は、生涯勤労所得は有意ではあっても係数値は予想に比べて小さいということであった。本研究の利用データからは、世帯主や配偶者の退職予定年齢が分かるので、退職予定年齢まで働くとは仮定して、生涯勤労所得を求めることができる。

生涯勤労所得を考慮した海外の研究ではCarroll（1994）がある。Carrollは、家計のパネルデータを利用して生涯勤労所得を予測し、将来の所得が消費に与える影響について調べた。その結果、消費と現在の所得との相関は高いが、消費を食費に限

は貯蓄が取り崩されていることを示している。また、Horioka（1990）は、日本人がより危険回避的であることが日本の貯蓄率を高めていることを示唆している。石川（1987）は80年代前半のパネルデータを利用し、日本の高い貯蓄率について分析し、低成長化での高貯蓄率が維持されていること、高齢者の貯蓄の取り崩しがきわめて緩慢であることを示した。

³ マクロレベルのデータを利用した消費関数の分析も試みられている。最近の研究ではSNAを利用した野村（1999）がある。ただし、家計の消費行動を研究するには、マクロデータでは限界がある。

⁴ 高山他（1992a）は消費と所得との関係が非線形であることを考慮して消費関数の推計を行った。同様に非線形型の関係を考慮した分析を行ったものに、竹澤・松浦（1998）がある。

って推計した結果、予想される将来所得と消費とは相関がないことを示している。さらに、所得の不確実性を表す変数を利用し、将来の所得の不確実性が高い家計は消費を抑えることを示した。

また、寿命の不確実性が存在する場合には、ライフ・サイクル仮説で説明されるような高齢者における消費の取り崩しが観察されないことを示した研究もある。Davies(1981)は、寿命の不確実性が存在する場合に、生涯において消費パスがどのように変化するかを理論的に示し、シミュレーションも行った。その中で、寿命の不確実性がある場合とない場合の消費を比較した結果、寿命の不確実性のもとでは、年齢が高くなるにつれて、消費が控えられることを示している。シミュレーションではリスク回避度が消費に与える影響もみているが、リスク回避度が高い家計では、より消費を抑えて勤労所得を貯蓄にまわす傾向が示される⁵。

高山他(1992b)やCarrollの先行研究では、生涯勤労所得が消費に与える影響はそれほど顕著ではない。また、日本では、Carrollのようにパネルデータを利用して生涯勤労所得を推計した研究はまだ行われていない。本研究では、パネルデータは利用していないが、退職予定年齢が得られるデータを利用することで、各家計が現時点で予想する生涯勤労所得の算出をより厳密に行うことが可能になる。次節では具体的な推計方法を説明する。

3. 分析方法

3.1 推定モデル

(1) 推定モデルの導出

高山他(1992b)は、消費関数の推計にあたって、以下のような単純なライフ・サイクルモデルを示している。 T を t 期以降世帯主の寿命までの年数、 β を割引率とする。年齢 s の世帯主を持つ家計の生涯効用が、

$$U_s = \sum_{t=0}^T \beta^t u(c_t), \quad 0 < \beta < 1$$

で与えられていると仮定する。家計はこの生涯効用を以下の予算制約のもとで最大化する。

⁵ それより先に、Levhari and Mirman(1977)は、寿命の不確実性のもとでの貯蓄と消費に関する研究を行っており、Daviesの結果はLevhari and Mirmanをだいたい支持するものである。

$$A_{t+1} = R_t(A_t + y_t - c_t)$$

ただし、 A_t は t 期の期首における非人的資産、 y_t は t 期における勤労収入、 R_t は非人的資産の収益率である。生涯の予算制約に書き換える。

$$c_t + \sum_{j=1}^T \left(\prod_{k=0}^{j-1} R_{t+k}^{-1} \right) c_{t+j} = y_t + \sum_{j=1}^T \left(\prod_{k=0}^{j-1} R_{t+k}^{-1} \right) y_{t+j} + A_t \quad (1)$$

効用関数を $u(c_t) = \ln c_t$ と特定化すると、1 階の条件より $t+j$ 期の消費は、

$$c_{t+j} = \beta^j \left(\prod_{k=0}^{j-1} R_{t+k} \right) c_t$$

となる。上の式を生涯の予算制約式 (1) に代入することで、今期の最適な消費 c_t は、

$$c_t = \frac{1-\beta}{1-\beta^{T+1}} \left[y_t + \sum_{j=1}^T \left(\prod_{k=0}^{j-1} R_{t+k}^{-1} \right) y_{t+j} + A_t \right] \quad (2)$$

と求まる⁶。

上述したモデルでは、長期均衡における消費関数を表しているが、短期的には家計の消費行動はライフステージによって異なることが予想される。そこで、求める消費関数には家族人数と世帯主の年齢を説明変数として加えた⁷。本研究では以下の消費関数を推計する。

$$C_{it} = a_1 + a_2 Y_{it} + a_3 HE_Y_{it} + a_4 SE_Y_{it} + a_5 Kinyu_{it} + a_6 Debt_{it} + a_7 Fasset_{it} + a_8 Pen_{it} + a_9 Age_{it} + a_{10} Fam_{it} + u_{it} \quad (3)$$

下付文字の i は世帯 i 、 t は t 期を表す。 C_{it} は家計の消費、 Y_{it} は世帯主と配偶者の現在の勤労所得、 HE_Y_{it} 、 SE_Y_{it} はそれぞれ世帯主と配偶者が $t+1$ 期以後退職するまでに得られると予想される勤労所得の和、すなわち世帯主と配偶者の生涯勤労所得、 $Kinyu_{it}$ は世帯主夫婦の金融資産総額、 $Debt_{it}$ は負債総額⁸、 $Fasset_{it}$ は実物資産

⁶ 本稿では、世帯主の寿命のみを考慮しているが、Hurd(1999)は世帯主と配偶者の両方の寿命を考慮して夫婦の消費関数を求めている。

⁷ 高山他(1992b)の研究でも、消費関数の説明変数に家族人数と世帯主年齢を加えている。家計のライフステージとの関係から、家族人数と世帯主年齢との相関が高いことが予想される。そこで、対象サンプルにおいて、家族人数と世帯主年齢との相関係数をみると、世帯主年齢 25-34 歳、35-44 歳、45-54 歳、60-69 歳において順番に、0.4134、0.1264、-0.0894、-0.1696 であり、25-34 歳を除けば高いとはいえない。

⁸ 本来ならネットの金融資産として、金融資産から負債を引いた値を変数とするべきであるが、データでは、負債は世帯全体での金額しか知ることができない。一方、金融資産については世帯主夫婦のものを知ることができる。したがって、金融資産と負債を別々に扱った。

の時価評価額⁹、 Pen_u は将来の年金受給総額¹⁰、 Age_u は世帯主の年齢、 Fam_u は家族人数を表す。 u_u は誤差項である。世帯主や配偶者が働いていない場合は、それぞれの生涯勤労所得は0となる¹¹。理論仮説が成立すれば、長期的均衡において $a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_7 = a_8$ 、 $a_1 = 0$ となる。実際には、短期的な消費関数を推計していること、実物資産の収益率と金融資産の収益率が異なることから、 $a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_7 = a_8$ は成立しないことが予想される。

(2)式より、(3)式の係数は世帯主の年齢に依存することがわかる。すなわち、世帯主の年齢が高くなるほど T は小さくなるので、係数は大きくなる。したがって、消費関数の推計は、世帯主の年齢が54歳以下で世帯主がフルタイム労働者¹²であるサンプルについて25-34歳、35-44歳、45-54歳の3つのグループに分けた場合と、世帯主年齢が60-69歳の高齢者であるグループ(世帯主が働いていない場合も含む)のそれぞれで行った。

(2)消費

何をもって消費とするかは重要な問題である。調査では、生活費として、食費、住居費(家賃、光熱・水道費を含み、土地・住宅購入費や住宅改修費を除く)、被服費、耐久消費財購入費、交通・通信費、保険・医療費、教養娯楽・交際費を尋ねている。持ち家に居住している世帯は、生活費に加えて帰属家賃を消費していることになる。そこで、 C_u は、世帯 i の t 期における調査で得られる生活費に、持ち家に居住している場合は帰属家賃を足し合せた値とした。

ここで、帰属家賃の算出方法について述べる。帰属家賃の算出にはいろいろな方

⁹ アンケート調査より、現在居住している土地、現在居住している建物、その他の土地および建物(別荘、通勤用住宅、投資用マンション等)の時価評価額がわかるので、この3つの合計を実物資産の時価評価額とした。

¹⁰ 年金受給総額の算出について説明する。まず、世帯主がまだ年金を受給していない家計については以下のように算出した。年金支給開始年齢は、世帯主が厚生年金又は共済年金に加入している場合は60歳、世帯主が国民年金のみに加入している場合は65歳とし、世帯主の年金支給開始年齢から、96年の厚生省生命表に基づく世帯主の年齢別平均寿命までを、年金受給期間とする。年金支給年齢引き上げについては、ここでは考慮していない。質問には「老後(引退後)の生活費として、1ヶ月にどのくらいの金額が必要か」を問う項目と、「老後(引退後)の生活を公的年金でどの程度まかなえるか」と考えるかを問う項目があるので、老後の予想される生活費に公的年金でまかなえると考えられる比率をかけたものを12倍したものを年間の公的年金受給額とし、その値に年金受給期間をかけて、将来得られる年金受給総額とした。世帯主が年金を受給している60歳から69歳のグループについては、現在の年間年金受給額が同様の質問項目から算出できるので、それに寿命から現在の年齢を引いて1を加えた期間をかけて合わせることで算出した。

¹¹ この場合、現在働いていない世帯主や配偶者は将来においても働いていないという仮定を置いている。

¹² 本研究で利用したアンケート調査において、世帯主の職業が1.常勤で(フルタイムで)民間企業に勤務、2.常勤で(フルタイムで)官公庁に勤務、3.常勤で(フルタイムで)その他団体に勤務、のいずれかを選択している場合に、世帯主がフルタイム労働者であるとした。

法がある。高山他(1989)では、全消を用いた貯蓄率の分析において、帰属家賃を以下のように求めている。すなわち、借家の家賃額をその属性や評価額等で回帰して家賃関数を推計し、求めた推計式から持ち家の帰属家賃を推計するもので、『住宅統計調査』の個票データを利用した非常に綿密な研究である。本研究ではデータの限界もあり、この方法を用いることはできない。橘木・八木(1994)は、所得分布に関する研究の中で、土地資産の価格と地代との裁定条件を用いて、土地資産の評価額から帰属家賃を求める方法を採用している。本研究でも、橘木・八木が用いた方法を採用して、帰属家賃を推計した。裁定条件として、完全予見の仮定の下では、

$$Q_t = \sum_{j=t}^{\infty} p_j (1+r)^{t-j-1}$$

となる。ここで、 Q_t は、 t 時点での持ち家の土地と建物の時価評価額の和を利用した¹³。 p_j は j 時点での帰属家賃を表す。 r は利子率である。利子率は、調査年を含む過去 10 年間の各業態の貸出約定平均金利を業態別個人向け貸出残高で加重平均して算出した¹⁴。また、帰属家賃が時間に伴い一定率で上昇すると仮定し、

$$p_{j+1} = (1+g_p)p_j$$

が全ての j について成立するとする。ここで、上昇率 g_p は調査年を含む過去 10 年間の消費者物価指数より、家賃の物価指数伸び率の平均値を利用した¹⁵。以上の設定より、持ち家の帰属家賃を算出することができる。

(3) 生涯勤労所得

続いて、生涯勤労所得の算出方法について説明する。データからは生涯所得の実際の値を得ることはできない。そのため、世帯主と配偶者のそれぞれについて、現時点での賃金プロファイルを推計し、 $t+1$ 期から退職予定年齢¹⁶までの各年の予想勤労所得の累積額を生生涯勤労所得とした。その際、現時点における賃金と予測値との差、すなわち誤差項の半分は各期においてパーマネントに存在すると仮定した。したがって、各年の予想勤労所得は賃金関数からの予測値に誤差項の半분을足し合せ

¹³ ここでは、土地と建物が共に無限に償却されるという仮定をおいた。データからは持ち家の構造(木造、防火木造等)と築何年かについての情報が得られるので、それぞれの建物の法定耐用年数を利用することで、建物の帰属家賃を厳密に求めることが可能であるが、今回は簡便化した。帰属家賃の平均値は 77.5 万円であった。

¹⁴ 加重平均の値は 5.240161% であった。

¹⁵ 過去 10 年間の家賃伸び率平均値は 0.027221121 であった。

¹⁶ 質問表では、世帯主と配偶者のそれぞれが働いている場合について、「何歳まで働きつづけたいと考えているか」という質問をしている。それに対する回答を退職予定年齢とした。退職予定年齢が現在の年齢よりも低い場合はサンプルから落とした。

た値とした¹⁷。

高山他(1992b)では、割引率は賃金のベースアップ率に等しいと仮定しているが、ここでは、製造業の実質賃金指数伸び率の調査年を含む過去10年間の平均をベースアップ率とした¹⁸。

世帯主と配偶者の賃金プロファイルは、世帯主と配偶者の年間勤労所得を、それぞれの年齢とその2乗項、性別が男性である場合に1、それ以外は0をとるダミー変数、学歴ダミー変数、学歴ダミー変数と年齢の交差項、就業形態を表すダミー変数、就業形態ダミー変数と年齢の交差項、企業規模ダミー変数、企業規模ダミー変数と年齢の交差項、都市規模ダミー変数で回帰して求めた¹⁹。

賃金関数の被説明変数となる勤労所得は、アンケートの調査項目に世帯主、配偶者のそれぞれについて1年間の「給与収入・事業収益額」を尋ねる部分があるので、その金額を利用した。ここで、「給与収入・事業収益額」は賞与を含み退職金を除いたものである。

3.2 2段階推定量

Carroll & Weil(1994)はAppendixで、1段階目と2段階目で異なるサンプルを利用する2サンプル2段階最小二乗法(TS2SLS)で、一致推定量を得ることを示している。すなわち、<1段階目>第1のサンプルでの賃金関数の推計を最小二乗法(OLS)で行い、<2段階目>1段階目の結果を利用して、第2のサンプルより賃金の推定量を求め、その結果求められる生涯勤労所得を説明変数として消費関数をOLSで推計する、というものである。この推計方法は、Carroll(1994)による消費関数の推計でも用いられている。

ただし、生涯勤労所得を求める際に利用される退職予定年齢は内生変数であることが予想される。例えば、資産の少ない家計は退職時期を遅らせることで生涯勤労所得を増やそうと考えるのであれば、退職予定年齢そのものが、消費関数に現在の

¹⁷ 高山他(1992b)でも、誤差項の半分をパーマネントとする方法をとっている。

¹⁸ 平均賃金ベースアップ率は0.013266999であった。

¹⁹ 学歴ダミー変数としては、大卒・大学院卒をベースに、中卒・高校卒、短大・高専卒の3つのダミー変数を用いた。また、就業形態を表すダミー変数としては、世帯主が、「常勤で(フルタイムで)民間企業に勤務」をベースとし、「常勤で(フルタイムで)官公庁に勤務」、「常勤で(フルタイムで)その他団体に勤務」、「農林漁業に従事」、「個人経営・自営業」、「パート・アルバイトに従事」、「その他」の6つのダミー変数を用いた。企業規模は常勤で民間企業に勤務している場合に回答させており、従業員数500人以上をベースとし、1-4人、5-29人、30-99人、100-499人の4つのダミー変数を用いた。都市規模は東京都をベースとして、11大都市、人口15万人以上都市、人口5万人以上都市、人口5万人未満都市、郡部の5つのダミー変数を用いた。

所得や金融資産の影響を受ける可能性がある。その場合は生涯勤労所得も内生変数となる。そこで、2段階目の消費関数の推計には、操作変数法（IV法）を利用した。

4. データ

4.1 データの内容

データとして利用したのは、郵政省郵政研究所のアンケート調査、『家計における金融資産選択に関する調査』（1996年）の個票である。この調査は、調査地域を全国とし、世帯主が20歳以上の世帯（単身者世帯も含む）を対象に行っている。標本数は6,000世帯である。調査期間は、1996年11月22日から12月6日の15日間であり、回収されたサンプルは3,695サンプル（回収率61.6%）である。

この調査からは、世帯主や配偶者の年齢・就業状態といった現在の属性の他に、世帯主や配偶者がいつまで働く予定であるか、老後の生活費のうち年金で賄えるのはどれくらいかといった、将来に関する情報が得られる。通常のコロスセクションデータでは1時点に関する情報しか得られないが、今回用いたデータでは将来の期待に関する情報が得られることが特徴的である。

賃金関数の推計に用いたサンプルは、世帯主と配偶者のそれぞれについて年齢が20歳以上で²⁰現在働いており、説明変数の作成に必要な情報についてすべて回答が得られた世帯である。サンプル数は、世帯主が2258、配偶者が1190である。

消費関数は、世帯主の年齢が25-34歳、35-44歳、45-54歳、60-69歳の4つの年齢層別に推計し、配偶者のいる家計を対象とした。世帯主や配偶者が就業しているにも関わらず、それぞれの給与収入・事業収入は「無し」と答えているサンプルは除く。さらに、世帯主年齢54歳以下のグループについては、以下の限定を行った。

1) 世帯主がフルタイム労働者（脚注12参照）、2) 世帯主の退職予定年齢が55歳以上、3) 配偶者が働いている場合は、配偶者の年齢がその退職予定年齢未満、4) 世帯主が厚生年金あるいは共済組合の年金（公務員等が加入する年金）に加入しており配偶者も公的年金に加入している。一方、世帯主年齢60-69歳のグループについては、現在年金を受給している家計か、現在年金を受給していない場合は、国民年金の支給が65歳からであることを考慮して、世帯主年齢が65歳以下で国民年金に加

²⁰ 年齢に上限をつけなかったのは、生涯勤労所得を得るには高年齢者の賃金プロファイルも把握する必要があるからである。

入している家計にサンプルを限った。

注意すべき点は、54歳以下の3グループは世帯主がフルタイム労働者のサンプルのみを対象としているのに対して、60-69歳のグループは労働者が働いていないサンプルも含み、全ての就業形態を含んでいることである。

サンプルの限定の結果、消費関数の推計に利用された最終的なサンプル数は、世帯主年齢25-34歳が89、35-44歳が137、45-54歳が142、60-69歳が147である。消費関数の推計に利用した変数の記述統計量を、世帯主年齢25-54歳と60-69歳に分けて表1に示す。

表1 サンプルの記述統計量

25-54歳				
変数	平均	分散	最小値	最大値
生活費	394.6	133.8	120.0	1051.6
世帯主年齢	41.3	7.8	25.0	54.0
世帯主退職予定年齢	62.6	4.1	55.0	80.0
配偶者年齢	38.8	7.7	22.0	55.0
所得	748.2	290.8	290.0	2000.0
世帯主生涯勤労所得	18413.0	9670.3	1011.1	63241.2
金融資産	978.7	1197.6	0.0	12750.0
負債	537.1	890.2	0.0	5000.0
実物資産	2048.8	5767.4	0.0	101000.0
年金受給総額	3379.0	1661.9	113.8	11548.2
家族人数	3.8	1.2	2.0	8.0
サンプル数	368			
配偶者退職予定年齢	56.9	7.4	30.0	80.0
配偶者生涯勤労所得	4151.0	4744.0	0.0	24224.6
サンプル数	188			
60-69歳				
変数	平均	分散	最小値	最大値
生活費	461.9	202.5	156.0	1349.7
世帯主年齢	64.4	2.8	60.0	69.0
配偶者年齢	60.9	4.2	51.0	74.0
所得	262.2	368.0	0.0	1850.0
金融資産	2297.1	2189.6	0.0	12080.0
負債	163.8	542.5	0.0	5000.0
実物資産	4619.7	7586.3	0.0	67000.0
年金受給総額	4341.0	2231.4	246.6	11502.6
家族人数	3.1	1.5	2.0	8.0
サンプル数	147			
世帯主退職予定年齢	68.5	3.4	60.0	79.0
世帯主生涯勤労所得	2000.1	2132.5	0.0	10535.9
サンプル数	70			
配偶者退職予定年齢	64.7	4.4	55.0	75.0
配偶者生涯勤労所得	1039.6	947.6	68.9	4497.0
サンプル数	43			

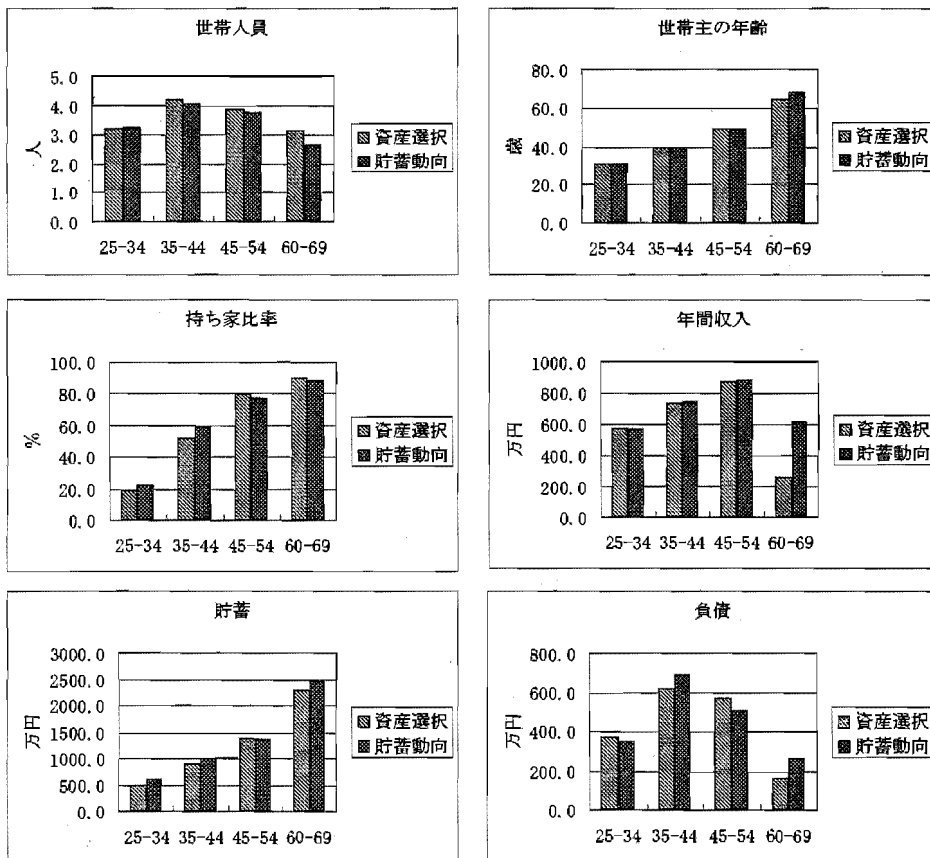
注：金額に関する変数の単位は万円。

4.2 貯蓄動向調査との比較

本研究で利用される資産選択調査のデータが、他の全国レベルの調査と比べて偏りがあるかどうかをみるため、資産選択調査の対象サンプルと総務庁統計局の「貯蓄動向調査」とを比較する。図1では主な変数の平均値を、世帯主の年齢層別に比較している。図中の資産選択調査の平均値は、消費関数の推計に利用されたサンプルを対象としたものである。一方、貯蓄動向調査の平均値は、世帯主年齢 25-54 歳については勤労者世帯平均値、世帯主年齢 60-69 歳については世帯主年齢 60 歳以上の全世帯平均値を利用した。

資産選択調査の年間収入は、世帯主とその配偶者の勤労所得のみを考慮しているが、貯蓄動向調査は世帯員全体での所得を考慮していることから、両者に差が生じることが予想されたが、図からは世帯主年齢 60-69 歳を除いて年間収入に差はみられない。その他の変数についても、両調査にそれほど大きな差がないといえる。

図1 1996 年貯蓄動向調査との比較

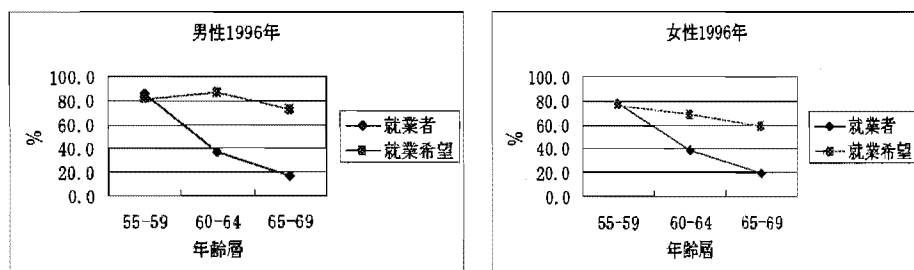


4.3 退職予定年齢

本研究で利用した資産選択調査は、世帯主や配偶者の退職予定年齢についての情報が得られる点がユニークであることを前に述べた。ただし、退職予定年齢は以下のような理由から実際の退職年齢と乖離する可能性がある。例えば、勤務先で定年制を採用している場合、定年後も働くことを予定しているにもかかわらず次の就職口が得られなければ、退職予定年齢と実際の退職年齢は乖離する。あるいは、働き続ける意欲があったにもかかわらず、解雇や病気等により退職せざるをえない状況が生じることもある。

ここで、退職予定年齢と実際の退職年齢とがどれだけ乖離しているのかを検討してみよう。図 2.1 に、労働省の「高齢者就業実態調査」(1996 年)より、55 歳当時雇用者だった者のうち、55-59 歳、60-64 歳、65-69 歳の各年齢層において就業している者の比率と、就業を希望している者の比率を、男女別に示す。

図 2.1 高齢者の就業者比率と就業希望者比率(1996 年)



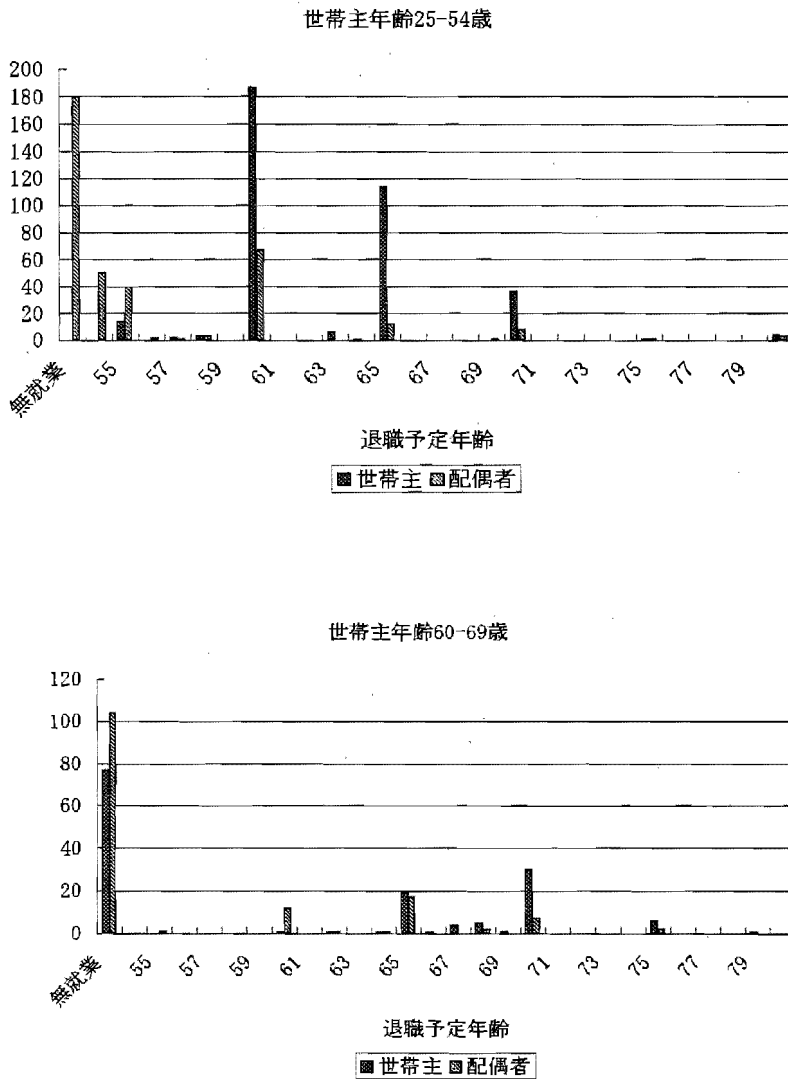
出所)「高齢者就業実態調査」1996 年(労働省)

注)「就業者」比率は、55 歳当時雇用があった者のうち、「定年経験しており、現在も勤務している者」と、「定年経験がなく、現在も勤務中、あるいは現在出向先で勤務している者」の合計が、全体に占める比率である。また、「就業希望」比率は、各年齢層において希望する就業形態が「雇用希望」である者の全体に占める比率である。

男女とも、実際の就業状況と就業希望とが、60-64 歳、65-69 歳で大きくかけ離れていることから、現在働いていないが就業を希望している者が多いことがわかる。

次に、資産選択調査より消費関数の推計に利用したサンプルについて、世帯主と配偶者別に退職予定年齢別構成を示す(図 2.2)。退職予定年齢は 60 歳、65 歳、といった区切りの良い年齢にサンプルが多く分布し、世帯主の方が配偶者よりも退職予定年齢が高い傾向がある。

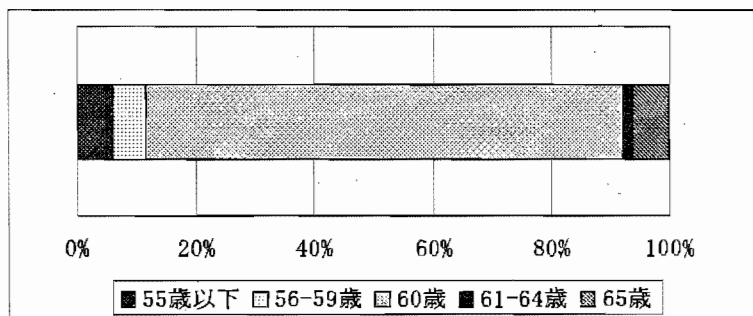
図 2.2 世帯主年齢層別対象サンプルの退職予定年齢構成



退職予定年齢は、区切りの良い年齢に多く分布していることから、勤務先の定年年齢と相関が高いことが予想される。ここで、企業の定年年齢についてみる。一律定年制を定めている企業において、定年年齢を何歳に定めているかを、労働省の「雇用管理調査」(1996年)から図 2.3 に示す。

一律定年制を定めているのは、調査対象全産業のうち 89.9%の企業であった。このうち、80.4%の企業が、定年年齢を 60 歳に定めている。図 2.2 では、65 歳、70 歳を退職予定年齢としているサンプルも多く観察されることから、勤務先の定年年

図 2.3 一律定年制を定めている企業における定年年齢別企業の構成比



出所「雇用管理調査」1996年（労働省）

年齢よりも退職予定年齢が高い世帯主が多いことが予想される。すなわち、定年後も働くことを予定しているサンプルが少なからず存在するといえる。定年後に職を得るのは、困難であると予想されること、また図 2.1 にあるように、高齢者において就業を希望している人と、実際に働いている人の比率が乖離しているという現状から、希望としての退職予定年齢は高く設定していても、実際は予定より早い時点で退職しなければならないかもしれないと予想している者もいるだろう。そのため、退職予定年齢が、生涯勤労所得算出にあたり、信頼性のおける値となっているのかどうかという疑問が生じる。

ただし、1)家計の消費行動は、各家計の現在における将来に対する予想のもとに決定されること、2)将来的には企業が定める定年年齢が現在よりも高くなる可能性が高いこと、から判断して、ここでは、対象サンプルの退職予定年齢が実際の退職年齢と乖離しても、生涯勤労所得算出の際に大きな問題とはならないと仮定することにする。以上の判断に基づき、退職予定年齢から算出した生涯勤労所得を消費関数の説明変数に利用する。

5. 分析結果

5.1 賃金関数の推計結果

表 2 に世帯主と配偶者の賃金関数の推計結果を示す。結果より、世帯主、配偶者ともに、年齢が高いほど、また男性であると賃金が高くなる。世帯主では学歴間賃金格差が顕著であり、学歴が低いほど、初期の賃金水準は高いが、年齢に伴う賃金

表2 賃金関数の推計(OLS)

変数	世帯主		配偶者	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	45.4187	4.1412 ***	7.1055	3.6594 *
年齢 ² 乗	-0.3151	0.0441 ***	-0.0533	0.0361
男性ダミー	136.4724	25.3224 ***	134.4726	38.3836 ***
中卒	343.2622	103.1405 ***	46.9629	99.3816
高卒	245.0406	64.1010 ***	40.5940	76.4975
短大・高専卒	301.4949	101.5661 ***	-89.0553	80.4985
中卒×年齢	-11.7439	1.9589 ***	-2.8744	2.1499
高卒×年齢	-8.1940	1.3898 ***	-2.3525	1.8149
短大・高専卒×年齢	-7.7592	2.2812 ***	1.3209	1.9323
常勤官公庁	-94.5491	126.3908	-82.7409	115.1286
常勤その他団体	28.8934	148.5550	23.7724	132.3517
農林漁業	237.8731	271.5526	-163.6630	197.6886
個人経営・自営業	62.6692	95.7489	-98.8787	95.2384
パート・アルバイト	49.7400	137.5802	-308.0459	83.0811 ***
その他	354.8956	316.8904	-317.4022	96.3450 ***
常勤官公庁×年齢	0.7695	2.8113	4.5149	2.6681 *
常勤その他団体×年齢	-3.9199	3.0834	-2.2419	2.9517
農林漁業×年齢	-10.0272	4.4420 **	-2.3536	3.6269
個人経営・自営業×年齢	-5.1417	2.0041 ***	-1.6609	2.1114
パート・アルバイト×年齢	-10.1154	2.5481 ***	0.5034	1.9248
その他	-15.7891	5.8760 ***	1.1344	2.1400
従業員数4人以下	-136.6077	174.0935	-795.0972	226.1112 ***
従業員数5-29人	86.7559	100.1103	-183.3915	114.0005
従業員数30-99人	25.5483	94.4784	-204.9436	112.3769 *
従業員数100-499人	-24.5127	96.5288	-35.2971	120.9123
従業員数4人以下×年齢	-1.1996	3.6716	16.2666	4.3091 ***
従業員数5-29人×年齢	-7.0027	2.1774 ***	0.9117	2.5552
従業員数30-99人×年齢	-4.6879	2.0656 **	1.5620	2.4936
従業員数100-499人×年齢	-2.3291	2.1608	-1.9177	2.7043
11大都市	-43.8292	25.3575 *	-36.3436	17.2386 **
人口15万人以上	-41.9388	23.3137 *	-21.6717	15.8555
人口5万人以上	-36.6273	25.2156	-9.0419	16.3239
人口5万人以下	-57.5434	34.2422 *	-28.9224	21.2377
都部	-84.1872	25.6865 ***	-6.7104	16.2804
定数項	-648.8039	107.5779 ***	246.2816	112.5644 **
調整済決定係数	0.2848		0.4433	
サンプル数	2258		1190	

****1%水準で有意、***5%水準で有意、**10%水準で有意。

の傾きは小さくなることが示される。また、世帯主では、企業規模と年齢との交差項が有意であり、従業員数4人以下の規模を除けば、企業規模が大きくなるほど、賃金プロファイルの傾きが急になる。配偶者では有意な変数が世帯主に比べて少ない。

ここで求めた賃金関数より各期の予想勤労所得（各期の予測値に誤差項の半分を足した値）を求め、第3.1(2)節で述べたように $t+1$ 期以降、退職予定年齢まで得られる賃金の総和を生涯勤労所得とする。

5.2 消費関数の推計結果

(1) 各年齢層別推計結果

IV法による消費関数の推計結果を示す(表3)。操作変数には賃金関数と消費関数の外生変数を利用した。また、比較のため、世帯主年齢25-34、35-44、45-54歳については、高山他(1992b)の推計と同様に退職年齢を一律60歳²¹と仮定して生涯勤労所得を算出し、消費関数の推計を行った。退職年齢を60歳とした場合の推計は、OLSによる。その結果は右列に示す。

まず、左列のIV法による推計結果からみる。どの年齢層においても、実物資産は消費に対してプラスに有意であり、年金受給総額も世帯主年齢35-44歳を除けば有意にプラスである。年金受給総額の係数値は、世帯主年齢60-69歳で最も高くなり(0.0455)、次に高いのが世帯主年齢45-54歳(0.0281)であることから、世帯主の年齢が高くなるほど、予想される年金受給総額が消費に与える影響が大きくなるといえる。生涯勤労所得に関しては、世帯主生涯勤労所得は、世帯主年齢25-34歳では有意でないが、世帯主年齢35-44歳、45-54歳、60-69歳で有意にプラスであり、係数の値は、世帯主年齢が高いほど大きい。モデルの(2)式より、 $(1-\beta)/(1-\beta^{T+1})$ は余命 T が短くなるほど、すなわち世帯主年齢が高くなるほど大きい値をとるので、世帯主年齢が高くなるほど年金受給額や世帯主生涯勤労所得の係数が高くなるという結果は、モデルと整合的であるといえる。

金融資産は、流動的な資産であることから消費にプラスの影響を与えると予想されたが、推計結果では、世帯主年齢60-69歳を除いて有意でなかった。これは、金融資産が多いとよりたくさんの消費が可能になるという側面と、消費を抑える家計ほど金融資産が高くなるという逆の因果関係とが存在することが影響していると予想される。

世帯主年齢45-54歳で負債がプラスに有意である点については、説明が困難である。高山他(1992a)は、借入金の消費に与えるプラス効果について、以下のように説明している。借入金は住宅・土地購入時に発生し、「住宅の購入時に多くの世帯が耐久消費財の買い換え等を通じて消費支出を増加させていた」。本研究の結果に対してもこの説明が適用できよう。

次に、退職年齢を一律60歳と仮定した場合の、消費関数推計結果についてみる。退職年齢を60歳と仮定した場合は、退職予定年齢を利用して生涯勤労所得を算出し

²¹ 表1で示したように、世帯主年齢25-54歳の対象サンプルについて、世帯主退職予定年齢平均値は62.6

表3 年齢層別消費関数の推計

世帯主年齢		25-34歳			
		退職予定年齢を利用 (IV)		退職年齢60歳と仮定 (OLS)	
変数		係数	標準偏差	係数	標準偏差
年収		0.1591	0.1575	0.2860	0.0807 ***
世帯主生涯勤労所得		0.0008	0.0017	-0.0018	0.0024
配偶者生涯勤労所得		-0.0003	0.0049	-0.0029	0.0023
金融資産		0.0108	0.0353	0.0034	0.0272
負債		-0.0114	0.0159	-0.0126	0.0151
実物資産		0.0242	0.0075 ***	0.0229	0.0073 ***
年金受給総額		0.0196	0.0096 **	0.0128	0.0053 **
世帯主年齢		-1.9119	4.1708	-4.2702	4.3839
家族人数		37.4908	13.2044 ***	34.6204	11.1789 ***
定数項		60.3246	126.8550	169.7547	152.2205
調整済み決定係数		0.2817		0.3040	
サンプル数		89		89	
Hausman Test		採択			
世帯主年齢		35-44歳			
		退職予定年齢を利用 (IV)		退職年齢60歳と仮定 (OLS)	
変数		係数	標準偏差	係数	標準偏差
年収		0.0267	0.0946	0.0094	0.0614
世帯主生涯勤労所得		0.0047	0.0023 **	0.0067	0.0033 **
配偶者生涯勤労所得		-0.0025	0.0042	-0.0024	0.0027
金融資産		0.0093	0.0092	0.0058	0.0087
負債		0.0077	0.0105	0.0046	0.0093
実物資産		0.0232	0.0051 ***	0.0240	0.0048 ***
年金受給総額		0.0190	0.0127	0.0163	0.0047 ***
世帯主年齢		8.8696	4.8147 *	10.5139	4.8740 **
家族人数		13.9149	7.4583 *	15.6599	7.4156 **
定数項		-238.1630	188.4110	-304.0234	218.4399
調整済み決定係数		0.3913		0.4250	
サンプル数		137		137	
Hausman Test		採択			

た推計結果に比べて、世帯主年齢 35-44 歳、45-54 歳において、世帯主生涯勤労所得の係数の値が大きくなっていることが観察される。しかし、ハウスマン検定により、IV 法による推計結果と退職年齢を 60 歳と仮定した OLS による推計結果とを比較したところ、いずれも有意水準 5%で両者に差がないとする帰無仮説は採択された。そのため、高山他(1992b)が行ったような従来の推計方法には問題がないといえる。

ここで、IV 法による分析結果からライフ・サイクル仮説が支持されるかどうかを検討しよう。第 3.2 節で述べたように、ライフ・サイクル仮説が正しければ、(3)

歳、配偶者退職予定年齢平均値は 56.9 歳である。

(続き)

世帯主年齢		45-54歳			
		退職予定年齢を利用 (IV)		退職年齢60歳と仮定 (OLS)	
変数	係数	標準偏差	係数	標準偏差	
年収	0.0216	0.0862	0.0214	0.0588	
世帯主生涯勤労所得	0.0134	0.0054 **	0.0245	0.0074 ***	
配偶者生涯勤労所得	0.0003	0.0061	0.0013	0.0052	
金融資産	-0.0105	0.0078	-0.0112	0.0064 *	
負債	0.0323	0.0120 ***	0.0283	0.0107 ***	
実物資産	0.0068	0.0012 ***	0.0073	0.0011 ***	
年金受給総額	0.0281	0.0132 **	0.0046	0.0063	
世帯主年齢	15.0601	7.1269 **	23.0947	7.8098 ***	
家族人数	16.2290	8.5212 *	7.8616	7.4326	
定数項	-653.4620	363.3510 *	-995.2156	405.8430 **	
調整済み決定係数	0.3605		0.4399		
サンプル数	142		142		

Hausman Test

採択

世帯主年齢		60-69歳	
		退職予定年齢を利用 (IV)	
変数		係数	標準偏差
年収		-0.0512	0.1105
世帯主生涯勤労所得		0.0554	0.0184 ***
配偶者生涯勤労所得		0.0262	0.0241
金融資産		0.0106	0.0057 *
負債		-0.0129	0.0220
実物資産		0.0126	0.0016 ***
年金受給総額		0.0455	0.0101 ***
世帯主年齢		3.1885	5.2313
家族人数		20.8154	7.8207 ***
定数項		-134.2610	355.1210
調整済み決定係数		0.5768	
サンプル数		147	

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...10%水準で有意。

式の消費関数の生涯勤労所得、金融資産、実物資産、年金受給総額の係数は等しくなるはずである ($a_2=a_3=a_4=a_5=a_7=a_8$)。しかし、推計結果では係数の値や有意性に差がある。ここでは各資産の収益率の差を考慮していないため、収益率の差が結果に影響していると思われる。

また、(2)式より余命が短くなるほど係数の値は大きくなる。推計結果では、世帯主生涯勤労所得と年金受給総額で、年齢層が高くなるほど係数の値が大きくなるという結果が得られており、単純なライフ・サイクル仮説に基づくモデルと整合的である。ただ、その他の資産については、年齢層と係数との正の相関が見られない。全体としては、世帯主の年齢層が高くなるほど、消費に対して有意となる変数が増え

ることから、世帯主年齢が高い方がライフ・サイクル仮説に近い消費行動をとるといえる。

以下の第5.2(2)節、第5.2(3)節では、ライフ・サイクル仮説の対立仮説が成立する可能性について検討する。

(2) 遺産動機が消費行動に与える影響

家計の消費行動が王朝仮説に従うのであれば、資産を取り崩して消費に回そうとはせずに、子孫に遺産を残すため、資産の取り崩しを抑えることになる。そのため、家計が遺産に対してどのような考えを持っているかは、家計の消費行動を考える上で重要になる（遺産動機を考慮した貯蓄動機の詳細な研究は、大竹・ホリオカ(1994)参照）。

世帯主年齢層別の遺産に対する家計の考え方を、図3に示す。いずれの年齢層においても、「遺産を積極的に残すつもりはないが、余った場合には残す」が6割程度を占めている。これに「遺産を残す必要はない」を合わせると、積極的な遺産動機のない家計が対象サンプルの約8割を占めていることがわかる。

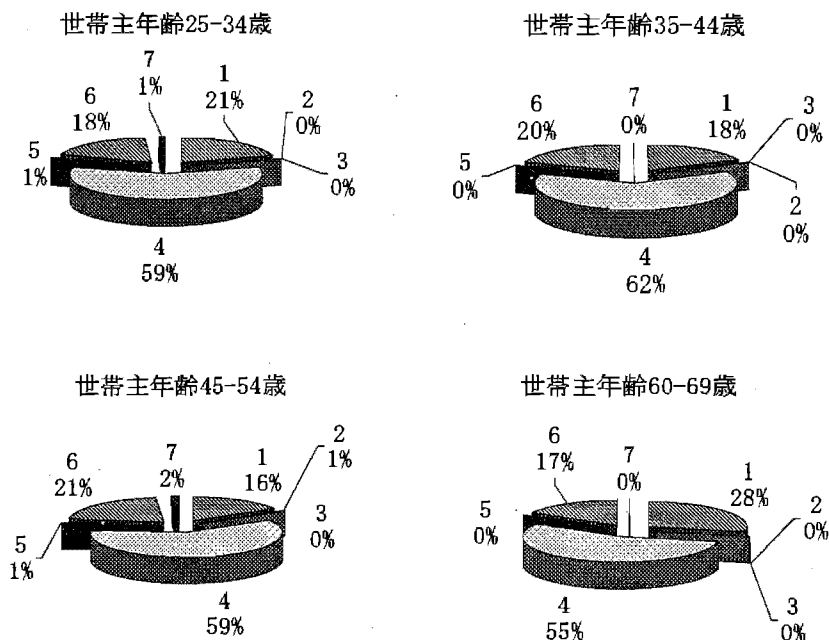
家計が積極的に遺産を残さないのであれば、その家計の消費行動はライフ・サイクル仮説に基づくものであると考えられる。一方、どのような場合においても、遺産を残すと考えている家計の行動は、王朝仮説に基づくものと予想される。

そこで、世帯主夫婦に子供のいる家計で、「遺産を積極的に残すつもりはないが、余った場合には残す」あるいは「遺産を残す必要はない」と回答している家計と、世帯主夫婦の子供のいない家計を『遺産動機のない家計』、「遺産はいかなる場合においても残す」と回答している家計を『遺産動機のある家計』と定義した。遺産動機の有無が消費行動に影響を与えるかどうかを調べるため、遺産動機がある家計を1、遺産動機のない家計を0とするダミー変数と、消費関数の各説明変数との交差項（係数ダミー変数）を説明変数に加え、消費関数を推計した。遺産動機がある家計は各資産に対する消費を控えることが予想されるため、各資産の係数ダミー変数がマイナスに有意となることが予想される。

若年層のサンプルでは、将来、遺産に関する意識が変化する可能性が高いことや、現在子供がいなくても、将来子供を持つ可能性が高いことから、世帯主年齢が45-54歳、60-69歳のサンプルについてのみ推計を行った。結果を表4に示す。

対象サンプルは遺産動機についての情報のある世帯に限られるため、サンプル数は若干減少する。世帯主年齢45-54歳では、資産と遺産動機との係数ダミー変数が

図3 年齢層別遺産に対する考え方



凡例：1=遺産はいかなる場合においても残す、2=子供が面倒を見てくれた場合に限り、3=子供が事業を継いでくれた場合に限り、4=積極的に残すつもりはないが、余った場合に残す、5=その他、6=遺産は残す必要はない、7=無回答

有意でないことから、遺産動機の有無は資産と消費行動との関係に影響を与えていないといえる。一方、世帯主年齢がプラスに有意であるのに対して、世帯主年齢と遺産動機との係数ダミー変数がマイナスに有意であることから、この年齢層では世帯主年齢が高くなるほど消費が増えるが、遺産動機がある場合は年齢の上昇に伴い消費が減少することが伺える。

世帯主年齢 60-69 歳では、金融資産の係数ダミー変数が有意であり、遺産動機があると金融資産の消費に与える影響は減少することが示された。遺産動機がない場合の金融資産の係数は 0.0218 であるが、遺産動機がある場合の金融資産の係数は、 $0.0218 - 0.0284 = -0.0066$ となる。遺産動機の有無が高齢者世帯の金融資産に対する消費行動に大きく影響しているといえる。

大竹(1993)や大竹・ホリオカ(1994)では、高齢者世帯²²を対象とした遺産動機が

²² 1986 年の「国民生活基礎調査」(厚生省)より 60 歳以上の高齢者夫婦世帯を対象としている。

表4 年齢層別消費関数の推計(IV)
遺産動機の有無と資産の交差項含む

変数	45-54歳		60-69歳	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
遺産動機ダミー	5216.4100	2718.7400 *	864.6220	1120.2100
年収	-0.1048	0.1689	0.2577	0.1565 *
×遺産動機	0.3691	0.5679	-0.2192	0.2931
世帯主生涯勤労所得	0.0251	0.0124 **	0.0015	0.0246
×遺産動機	-0.0496	0.0333	0.0554	0.0498
配偶者生涯勤労所得	0.0073	0.0110	0.0402	0.0409
×遺産動機	-0.1046	0.0797	-0.0279	0.0665
金融資産	-0.0059	0.0116	0.0218	0.0080 ***
×遺産動機	0.1942	0.1781	-0.0284	0.0143 **
負債	0.0399	0.0187 **	0.0190	0.0420
×遺産動機	0.1067	0.1409	-0.0597	0.0557
実物資産	0.0062	0.0017 ***	0.0093	0.0019 ***
×遺産動機	-0.0115	0.0233	0.0058	0.0049
年金受給総額	0.0435	0.0259 *	0.0608	0.0124 ***
×遺産動機	0.0057	0.0729	0.0233	0.0246
世帯主年齢	33.1812	16.0602 **	12.0865	7.6804
×遺産動機	-97.7357	54.6317 *	-13.0991	16.9037
家族人数	23.5838	16.2309	9.5349	10.3614
×遺産動機	-52.9736	45.6552	-0.6845	18.8768
定数項	-1676.690	869.2590 *	-791.8220	522.0760
調整済み決定係数	0.1659		0.6882	
サンプル数	128		126	

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...10%水準で有意。

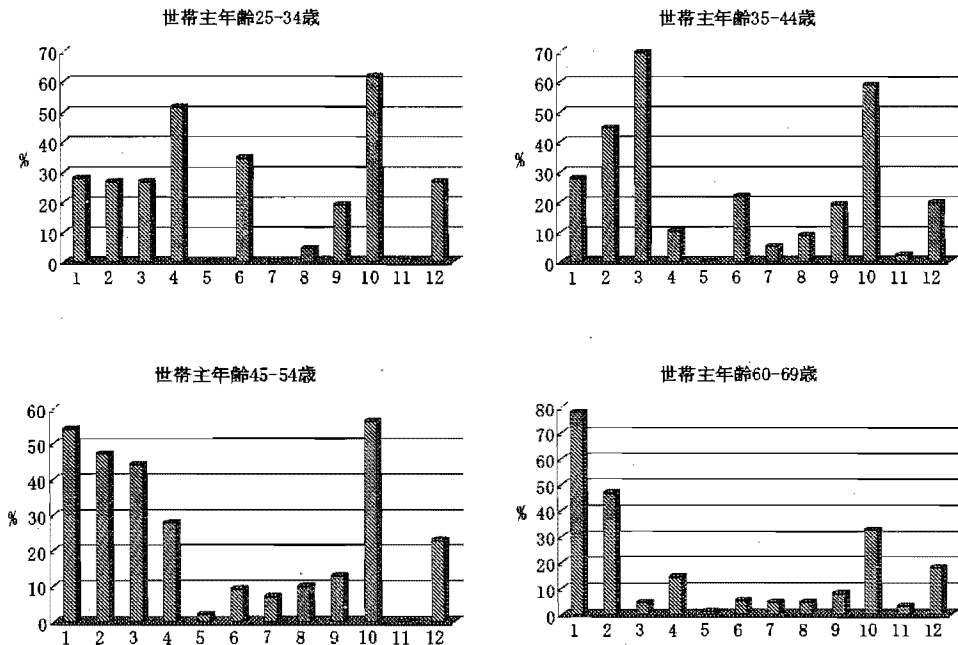
貯蓄行動に与える影響を分析するにあたり、子供の有無を遺産動機の有無の代理変数として利用した。その結果、子供がいる高齢者は住宅資産を遺産として残す傾向が明らかにされた。

家計の消費行動と貯蓄行動とは表裏一体であることから、彼らの研究結果に従うと、遺産動機のある家計では、実物資産は遺産として残すために取り崩されず、実物資産に対する消費は控えられると予想される。しかし、本研究結果では、実物資産と遺産動機ダミー変数のクロス項は有意でなく、金融資産とのクロス項が有意にマイナスとなった。大竹、大竹・ホリオカの研究では、遺産動機を子供の有無で代理している点、対象サンプルの調査年が本研究の約10年前である点が結果の違いに影響していることが予想される。

(3) 予備的貯蓄動機が消費行動に与える影響

遺産動機がない場合でも、将来に対する不安から予備的貯蓄動機が存在すれば、家計は消費を控えることが予想される（予備的貯蓄に関する実証研究には、小川

図4 年齢層別目的別貯蓄の有無



横軸：1=老後に備えて、2=病気、災害、その他不時の出費に備えるため、3=子供の教育費に、4=子供の結婚資金に、5=自分の結婚資金に、6=マイホーム取得、7=マイホームの改増築、8=耐久消費財の購入資金のため、9=レジャー資金に、10=特に目的はないが貯蓄をしていれば安心だから、11=遺産、12=その他

(1991)²³がある)。

図4に、家計がどのような目的で貯蓄を行っているかをみるため、対象サンプルについて、世帯主年齢層別に各目的別貯蓄を行っている家計の比率を示す。

各年齢層によって差があるが、世帯主年齢54歳以下では、「特に目的はないが貯蓄をしていれば安心だから」という目的で貯蓄をしている家計が6割にのぼる。また、世帯主年齢が高くなるほど、「老後に備えて」貯蓄を行っている家計が多くなっている。

ここで、「病気、災害、その他不時の出費に備えるため」あるいは、「特に目的はないが貯蓄をしていれば安心だから」貯蓄を行っている家計を、『予備的貯蓄動

²³ 小川(1991)の研究では、所得リスクの異なると考えられる勤労者家計と農家家計のそれぞれについて、時系列データを利用し、所得リスクに起因する予備的貯蓄の大きさを分析した。結果より、農家家計では所得リスクが大きく、総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合が大きい、日本の家計所得の大部分が勤労者世帯によって生み出されていることから、マクロレベルでの予備的貯蓄は決して多くないと結論付けている。本研究では、勤労者世帯を対象としており、所得リスクは求めていないが、ミクロレベルの家計の予備的貯蓄の有無についての情報を利用して分析を行う点で小川の研究とは異なる。

機のある家計』とする。予備的貯蓄動機がある場合は、ライフ・サイクル仮説と異なる消費行動をとることが予想される。予備的貯蓄動機の有無が消費行動に与える影響を調べるため、『予備的貯蓄動機のある家計』を1、『予備的貯蓄動機のない家計』を0とするダミー変数と説明変数との交差項（係数ダミー変数）を説明変数に加えて消費関数の推計を行った。予備的貯蓄動機の有無についての情報が得られるサンプルに限っているため、サンプル数は若干減少する。その結果を表5に示す。

結果より、係数ダミー変数を加えたことにより、世帯主生涯勤労所得や実物資産、年金受給総額で有意なものが減少した。特に、世帯主年齢 25-34 歳、35-44 歳では係数ダミー変数は有意であるものが少なく、有意である場合も有意性は低い。一方、世帯主年齢 45-54 歳では、実物資産がプラスに有意であるのに対して、実物資産の係数ダミー変数がマイナスに有意である。この年齢層では、予備的貯蓄動機が存在する家計では、実物資産が高くても、予備的貯蓄動機が存在する家計では消費が控えられることがわかる。

世帯主年齢 60-69 歳では、家族人数の係数ダミー変数がマイナスに有意となる。世帯主年齢が高い家計では、2 世帯以上の同居などで家族人数が多い場合に、消費が増えるが、予備的貯蓄動機がある場合は、家族人数の増加に伴う消費の増加は抑制されることがわかる。また、この年齢層では、年金受給総額は消費に対して有意ではないが、予備的貯蓄動機がある家計では、年金受給総額がプラスに有意である。予備的貯蓄動機がある家計は、実物資産や金融資産などの資産はできる限り貯蓄に回すことにより、必然的に生活費を年金で賄おうとする傾向が強まることが予想される。

6. むすび

本研究では、消費に現在の勤労所得や将来の生涯勤労所得、資産などがどのような影響を与えるのかを分析し、遺産動機や予備的貯蓄動機を対立仮説として、ライフ・サイクル仮説の検証を行った。主な分析結果は以下の通りである。(1)生涯勤労所得や年金受給総額は、ライフ・サイクル仮説と整合的で、年齢層が高くなるほど、これらの資産が消費に与える影響は大きくなる。(2)退職年齢を 60 歳と仮定した場合の推計結果と退職予定年齢を利用した推計結果とでは差がない。(3)遺産動機や予備的貯蓄動機のある家計では、これらの動機がない家計と比べて、一部の資産が消費に与える影響は減少する。

表5 年齢層別消費関数の推計(IV)

予備的貯蓄動機の有無と資産の交差項含む

変数	25-34歳		35-44歳	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
予備的貯蓄動機ダミー	-294.6300	571.8850	1165.6100	818.7760
年収	0.2298	0.2900	-0.0302	0.1591
×予備的貯蓄動機	0.1191	0.3382	0.0077	0.2490
世帯主生涯勤労所得	0.0057	0.0038	0.0112	0.0045 **
×予備的貯蓄動機	-0.0105	0.0059 *	-0.0074	0.0057
配偶者生涯勤労所得	-0.0003	0.0089	-0.0052	0.0077
×予備的貯蓄動機	-0.0077	0.0089	0.0066	0.0129
金融資産	-0.0052	0.0712	-0.0286	0.0484
×予備的貯蓄動機	0.0152	0.0831	0.0385	0.0503
負債	0.0223	0.0421	-0.0223	0.0236
×予備的貯蓄動機	-0.0526	0.0486	0.0356	0.0279
実物資産	0.0163	0.0219	0.0445	0.0161 ***
×予備的貯蓄動機	0.0012	0.0237	-0.0197	0.0168
年金受給総額	-0.0186	0.0234	0.0014	0.0289
×予備的貯蓄動機	0.0477	0.0276 *	0.0389	0.0325
世帯主年齢	-25.9038	19.9163	32.0008	16.7934 *
×予備的貯蓄動機	19.7856	21.3739	-29.5327	20.8002
家族人数	91.0220	44.0408 **	12.5020	27.0080
×予備的貯蓄動機	-59.9316	47.7863	2.9646	29.8963
定数項	550.0450	488.0810	-1173.8400	674.5530 *
調整済み決定係数	0.1743		0.3385	
サンプル数	88		134	

変数	45-54歳		60-69歳	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
予備的貯蓄動機ダミー	1695.6000	1412.9500	2389.9300	1536.2800
年収	0.0775	0.2317	0.2258	0.1534
×予備的貯蓄動機	-0.0456	0.2420	-0.2041	0.1744
世帯主生涯勤労所得	0.0205	0.0126	0.0097	0.0292
×予備的貯蓄動機	-0.0101	0.0137	0.0396	0.0340
配偶者生涯勤労所得	-0.0183	0.0233	-0.0595	0.0747
×予備的貯蓄動機	0.0236	0.0276	0.0727	0.0978
金融資産	-0.0405	0.0333	0.0224	0.0136 *
×予備的貯蓄動機	0.0299	0.0348	-0.0138	0.0161
負債	0.0405	0.0329	0.0040	0.0421
×予備的貯蓄動機	-0.0274	0.0383	-0.0279	0.0593
実物資産	0.0253	0.0091 ***	0.0116	0.0048 **
×予備的貯蓄動機	-0.0195	0.0093 **	0.0024	0.0058
年金受給総額	0.0375	0.0379	-0.0044	0.0191
×予備的貯蓄動機	0.0078	0.0404	0.0667	0.0277 **
世帯主年齢	35.4779	22.7732	23.2200	15.2804
×予備的貯蓄動機	-29.0321	26.5873	-38.5602	23.3057 *
家族人数	38.4339	36.5430	59.2950	16.9798 ***
×予備的貯蓄動機	-27.2154	38.9095	-54.5137	21.0837 ***
定数項	-1928.510	1192.1600	-1353.8300	997.6400
調整済み決定係数	0.3166		0.5597	
サンプル数	137		139	

...1%水準で有意、5%水準で有意、*...10%水準で有意。

これらの結果から、家計の消費行動は基本的にはライフ・サイクル仮説に基づくが、家計によっては遺産動機や予備的貯蓄動機が存在すること、あるいは、Carroll(1994)²⁴や Davies(1981)が指摘するように所得や寿命に不確実性が存在することから、ライフ・サイクル仮説から乖離した消費行動がとられるという可能性が示唆される。

ここで、高齢化に伴う資産の取り崩しを検討する。世帯主年齢を65歳、世帯主の寿命を80歳とすると、世帯主の余命は15年となる。この時、主観的割引率を0.01とすると、簡単なライフ・サイクルモデルから導き出される資産の係数は、0.0673となる。一方、世帯主年齢60-69歳において、遺産動機の存在しない場合の金融資産の係数は、0.0218であり(表4)、モデルによる値よりも小さい。したがって、遺産動機が存在しない高齢者家計においても、金融資産の取り崩しのスピードは予想されるほど急なものではない。これは、石川(1987)や Hayashi, Ando and Ferris(1988)らの主張と同様である。

石川(1987)は、日本の貯蓄が高いことについて、将来の不安の増大に対する家計の適応的反応であることを指摘する。そして、将来の不安を高める事情としては、①平均余命の急速な増加、②実質所得成長率・労働生産性上昇率の傾向的低下、③高齢者労働市場の買手市場化、④年金制度の収支悪化の予測等がある、としている。これらの事情は、現在においても当てはまるものである。ただ、予備的貯蓄動機が消費に与える影響は、本研究ではそれほど顕著ではなかった。

本研究の分析結果には、問題点がいくつか残される。一つ目は、将来の勤労所得を算出するにあたり、今後他の仕事に転職することはないという仮定をおいていることである。二つ目は、サンプル数が、消費関数を推計した先行研究(高山他(1992a)、高山他(1992b)など)に比べてかなり少ないことである。三つ目として、生涯勤労所得の中には、年金の保険料が含まれているため本来ならばそれを取り除く必要がある。四つ目には、ここではコーホート効果が考慮されていないため、本研究で得られた高齢者の消費行動が高齢者に普遍的なものであるのか、コーホートの影響によるものかが明らかにならない点である。このような問題点は残されるものの、将来の退職予定年齢についての情報は非常に貴重であり、この情報を利用している点で興味深い研究と思われる。

²⁴ Carroll はパネルデータから将来の勤労所得の推計値と実際の値との乖離を求めて、その2乗等を所得の不確実性の代理変数としている。結果より、所得の不確実性が消費にマイナスの影響を与えることが示された。

また、本研究では、世帯主年齢が54歳以下の年金受給総額の算出方法として、各家計が予想する老後の生活費に、老後の生活費のうち公的年金で賄える比率を掛け合わせ、年金受給期間をかけて求めた。家計の消費行動は主観的な判断に基づくため、このようにして求めた年金受給額は家計が予想する年金額として適当である²⁵。

さらに、借入制約の有無や²⁶、高齢者の就業行動²⁷は、本研究と非常に関係が深い。これらを考慮にいたった分析が今後の課題として残される。

参考文献

- 安部由起子（1998）「1980～1990年代の男性高齢者の労働供給と在職年金制度」『日本経済研究』第36号,50-82
- 大石亜希子・小塩隆士（2000）「高齢者の引退行動と社会保障資産」『季刊・社会保障研究』第35巻第4号,405-419
- 大竹文雄（1993）「高齢者の遺産動機と貯蓄」高山憲之・原田泰編『高齢化の中の金融と貯蓄』第3章、日本評論社
- ・チャールズ=ユウジ=ホリオカ（1994）「貯蓄動機」石川経夫編『日本の所得と富の分配』第7章、東京大学出版会
- 石川経夫（1988）「高齢者世帯の就業構造と貯蓄構造」岩田規久男・石川経夫編『日本経済研究』181-200東京大学出版会
- （1987）「貯蓄：家計貯蓄の構造要因と金融税制」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』第7章、東京大学出版会

²⁵ 一方で、個人の標準報酬と年金加入年数に応じて厚生年金の受給額を計算することができる。そこで、データから得られる情報を利用して所得と年金加入年数から年金額を概算し、家計が予想する年金額と比較した。詳細については割愛するが、結果より、世帯主の年齢層がいずれの場合においても、年金額概算値の方が家計の年金額予想値よりも高めに算出された。この理由として、1)年金額概算値算出の際、被保険者期間を一律に設定していること、2)将来得られる年金額に対する家計の不安が大きいこと、の2つが考えられる。

²⁶ Carroll(1994)は、持ち家のある家計や、所得の4分の1以上の資産のある家計では借入制約がないと仮定し、借入制約が消費に影響するかについても研究している。その他にも、ミクロレベルのデータを利用し、Hayashi(1997)や、小原・ホリオカ(1999)が借入制約に関する実証分析を行っている。小川・北坂(1998)はマクロレベルのデータを利用して、ライフ・サイクル仮説と流動資産仮説のいずれが説得的かを実証分析した。

²⁷ 本研究の調査を利用して、退職予定年齢の決定要因を推計した研究に、Horioka, Kono and Okui(1999)がある。この研究では、老後のための貯蓄予定額が、退職予定年齢を高めるという結果を得ている。その他、最近の高齢者の就業に関する研究として、安部(1998)、小川(1998)、大石・小塩(2000)の研究、女性の就業行動と年金に関しては永瀬(1997)の研究があげられる。また、石川(1988)は、高齢者の就業決定が貯蓄に与える影響を分析し、高齢者の就業は貯蓄の目標水準を達成するために選択されるものであることを示唆している。

- 小川一夫 (1991) 「所得リスクと予備的貯蓄」『経済研究』第42巻第2号, 139-152
- ・北坂真一 (1998) 「家計行動と資産効果」『試算市場と景気変動—現代日本経済の実証分析』第13章、日本経済新聞社
- 小川浩 (1998) 「年金・雇用保険改正と男性高齢者の就業行動の変化」『日本労働研究雑誌』第461号, 52-64
- 小原美紀・チャールズ=ユウジ=ホリオカ (1999) 「消費と借入れ制約：誰が借入れ制約に直面しているか」ファイナンス・フォーラム (1月11日報告論文)
- 永瀬伸子 (1997) 「高齢女性の就業行動と年金受給——家族構成、就業履歴から見た実証分析——」『季刊社会保障研究』第33巻第3号, 272-285
- 野村淳一 (1999) 「恒常所得仮説の共和分検定による検証」『経済科学』第46巻第4号, 73-87
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・有田富美子・上野大・久保克行 (1992a) 「消費・貯蓄行動の要因分析」高山憲之編『ストック・エコノミー』第5章、東洋経済新報社
- (1992b) 「公的年金と消費・貯蓄」高山憲之編『ストック・エコノミー』第6章、東洋経済新報社
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・渋谷時幸 (1989) 「日本の家計資産と貯蓄率」『経済分析』第116号。
- 竹澤康子・松浦克己 (1998) 「我が国家計の消費関数の実証分析：マイクロデータによる分析」『国民経済雑誌』第178巻第5号, 79-97
- 橋本俊詔・八木匡 (1994) 「所得分配の現状と最近の推移—帰属家賃と株式のキャピタルゲイン—」石川経夫編『日本の所得と富の分配』第1章、京大学出版会
- 八代尚宏・前田芳昭 (1994) 「日本における貯蓄のライフ・サイクル仮説の妥当性」『日本経済研究』第27号, 57-76
- Carroll, Christopher D. (1994) "How Does Future Income Affect Current Consumption?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, February, 111-147.
- Carroll, Christopher D. and Weil, David N (1994) "Saving and Growth: A Reinterpretation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.40, 133-192.
- Davies, James B (1981) "Uncertain Lifetime, Consumption, And Dissaving in Retirement," *Journal of Political Economy*, Vol.89, No.3, 561-577.
- Dekle, Robert (1990) "Do the Japanese Elderly Reduce Their Total Wealth? A New Look with Different Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 309-317.
- Hayashi, Fumio (1997) "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-

Sectional Analysis", *Understanding Saving*, Part I, The MIT Press.

Hayashi, Fumio; Ando, Albert; Ferris, Richard (1988) "Life Cycle and Bequest Saving- A Study of Japanese and U.S. Households Based on Data from the 1984 NSFIE and the 1983 Survey of Consumer Finances -," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2, 450-491.

Horioka, Charles Yuji (1990) "Why is Japan's Household Saving Rate So High? A Literature Survey," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 49-92.

Horioka, Yuji Charles and Kono Takatsugu and Okui Megumi (1999) "Retirement Saving and Retirement Behavior in Japan," 日本経済学会秋季大会報告論文

Hurd, Michael D. (1999) "Mortality Risk and Consumption by Couples," *NBER Working Paper*, No.7048.

Levhari, David and Mirman, Leonard J (1977) "Savings and Consumption with an Uncertain Horizon," *Journal of Political Economy*, Vol.85, No.2, 265-281.

資料

厚生省編 (1996) 『平成8年版 厚生白書』