

ディスカッションペーパー・シリーズ 1999-01

労働所得は消費を高めるか？
高齢化に伴う家計の消費と労働所得に関する分析

奥井めぐみ*

1999.5.10

* 郵政研究所リサーチ・アソシエート

労働所得は消費を高めるか？

高齢化に伴う家計の消費と労働所得に関する分析

郵政研究所リサーチ・アソシエート

奥井めぐみ

[要約]

- 1 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、現在の消費には、現在の所得と将来得られると予想される所得が同じ影響を与えることになる。本研究では、現在の労働所得や生涯所得が、消費にどのような影響を与えるのかを調べ、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。
- 2 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（平成8年度）』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、年金に加入しているか、といった、将来の所得に関する情報が得られる。
- 3 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、賃金関数を推計することで得られる賃金プロファイルを利用して求めた。家計によって、世帯主が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も異なってくる。今回は、退職予定年齢がわかるデータを利用して世帯主や配偶者が退職予定年齢まで働くと仮定し、各家計の生涯勤労所得を算出した。こうして求めた生涯勤労所得や現在の所得、金融資産等で家計の生活費を回帰し、消費関数を求めた。消費関数は、世帯主年齢が25-34歳、35-44歳、45-54歳の世帯と、60-69歳の高齢者世帯とでそれぞれ推計した。
- 4 分析結果より、1) 世帯主の現在の勤労所得が消費に有意な影響を与える、2) 世帯主年齢が25歳以上54歳以下では、生涯勤労所得が消費に与える影響は観察されないが、退職予定年齢は消費にプラスの影響を与える、3) 世帯主が高齢者の世帯では、金融資産が消費に与えるプラスの効果が大きい、この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、現在の消費には、現在の所得と将来得られると予想される所得が同じ影響を与えることになる。本研究では、現在の労働所得や生涯所得が、消費にどのような影響を与えるのかを調べ、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。

今後日本では急速に高齢化が進むと予想される。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。急速な高齢化が、経済行動にどのような変化を与えるのかは非常に興味深い。ライフ・サイクル仮説に従えば、高齢化に伴い貯蓄の取り崩しが進むことになる。しかし、将来の所得や寿命に関する不確実な要因が存在することで、加齢に伴い消費を抑えることが示されれば、貯蓄の取り崩しが急速には進まないことも予想される。

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、賃金関数を推計することで得られる賃金プロファイルを利用して求めた。本稿は、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特徴的である。家計によって、世帯主が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も異なってくる。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) 世帯主の現在の勤労所得が消費に有意な影響を与える、2) 世帯主年齢が25歳以上54歳以下では、生涯勤労所得が消費に与える影響は観察されないが、退職予定年齢は消費にプラスの影響を与える、3) 世帯主が高齢者の世帯では、金融資産が消費に与えるプラスの効果が大きい、この3点が示された。

本稿の構成は以下の通りである。2節で消費に関する先行研究の説明を行う。3節では、理論モデルと分析方法について説明し、4節では、分析に用いたデータについての説明を行う。5節に分析結果を示す。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、盛んに行われてきた¹。消費は貯蓄と密接な関わりを持つために、消費に関する分析も家計レベ

¹ 貯蓄に関する先行研究では、高齢化が進む日本の今後の貯蓄率の変化を予測するために、高齢者の貯蓄と取崩しとの関係に着目したものが多い。そして、日本の高齢者は貯蓄を取崩さず、むしろ貯蓄し続けているとする結果を得ている。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主要な原因として、遺産動機¹の存在を挙げている。それに対し、八代・前田(1994)は、勤労者世帯と無職世帯を統合し、世帯形成における高齢者同居世帯のバイアスを取り除いて高齢者の貯蓄に関する分析を行い、高齢者世帯では

ルのデータを利用していくつか行われている。例えば、高山他(1992)は、全国消費実態調査のデータを利用して、家計の消費と貯蓄行動の関係を推計している。その際、消費と所得との関係が線型ではないことに着目し、所得階層ダミーを加えた分析を行っている。分析結果より、高い所得階層になるほど所得が消費に与える影響が逓減しており、所得と消費との非線型な関係が示された。

また、高山他(b)(1992.b)は、単純なライフ・サイクルモデルを想定し、同じく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。その中で、生涯勤労所得の現在価値を消費関数の変数に加えている。その算出方法は、「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」を求めるといったものである。本研究では、世帯主や配偶者の退職予定年齢が分かるので、退職予定年齢まで稼ぐと仮定して、生涯勤労所得を求めている。

同様に、生涯勤労所得を説明変数に加えて消費関数を推計した海外の研究に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、予想される将来所得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控えることを示した。

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、数値の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、より消費を控えて勤労所得を貯蓄にまわす傾向が示される。

それより先に、Levhari and Mirman(1977)も、寿命の不確実性のもとの貯蓄と消費に関する研究を行っている。彼らはコブ=ダグラス型の消費関数を仮定してモデルを解いた結果、以下のことを示した。1) 相対的リスク回避度が大きいほど消費は縮小する。2) 死亡確率が幾何級数的な分布に従う場合は、死亡確率が大きいほど初期の消費は拡大する。3) 相対的リスク回避度が1よりも大きい場合は、死亡確率が高くなるほど消費は減少するが、相対的リスク回避度が0から1の間の値を取る場合は、死亡確率が高くなるほど、消費は増加するという興味深い結果を示している。Daviesの結果もLevhari and Mirmanをだいたい支持するものとなった。

これらの先行研究より、ライフ・サイクル仮説では生涯勤労所得や寿命の予定が消費に少なからず影響を与えることが示される。将来の所得や寿命に対する不確実性が大きい場

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。

合は、家計は不確実性が存在しない場合と比較して消費抑制行動をとることが予想される。

本研究では、不確実性を直接扱ってはいないが、生涯勤労所得が消費に与える影響から、所得の不確実性が与える影響については若干言及できる。生涯勤労所得の不確実性が小さい場合は、生涯勤労所得は現在の消費にプラスの影響を与えるはずである。生涯勤労所得が現在の消費にプラスの影響を与えないのであれば、所得に対する不確実性が存在することによる予備的貯蓄が生じていることが予想される。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

高山他(b)(1992.b)は、消費関数の推計にあたって、単純なライフ・サイクルモデルを示している。寿命を T 、 b 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、

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

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。

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

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。その結果、今期の消費 c_t は、

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

となる。

上述したモデルに基づき、本研究では以下の消費関数を推計する。なお、本稿では、利子率、インフレ率、主体的割引率を考慮しない。

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & a_1 + a_2 \ln Y_{it} + a_3 \ln HH_{it} + a_4 \ln SH_{it} \\ & + a_5 \ln Kinyu_{it} + a_6 \ln Debt_{it} + a_7 Fam_{it} + a_8 House_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

(1)

ただし、 C_{it} は世帯 i の t 期における生活費、 Y_{it} はそれぞれ世帯 i の t 期における世帯主と

配偶者の勤労所得合計、 HH_{it} と SH_{it} はそれぞれ世帯 i の t 期における $t+1$ 期から退職までの世帯主と配偶者の生涯勤労所得、 $Kinyu_{it}$ は世帯 i の t 期における金融資産総額、 $Debt_{it}$ は世帯 i の t 期における負債総額、 Fam_{it} は世帯 i の t 期における家族人数、 $House_{it}$ は世帯 i の t 期における持ち家の有無を示すダミー変数、 u_{it} は誤差項である。配偶者が働いていない場合は、配偶者の生涯勤労所得は 0 とした²。理論仮説が成立すれば、 $a_2=a_3=a_4=a_5$ 、 $a_1=0$ となる。また、負債は消費に対してマイナス、持ち家は実物資産なので持ち家ダミー変数の係数はプラスになると予想される。

ここで、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、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。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ため、累積する際には割引率を考慮していない。

世帯主の賃金プロファイルは、世帯 i の世帯主の t 期の勤労所得を、世帯主の年齢とその 2 乗項、世帯主の学歴ダミー変数、仕事の種類を表すダミー変数、企業規模ダミー変数で回帰して求めた。配偶者の賃金プロファイルは、世帯 i の配偶者の t 期の勤労所得を配偶者の年齢とその 2 乗項、配偶者の学歴ダミー変数、仕事の種類を表すダミー変数、企業規模ダミー変数で回帰して求めた³。

3.2 2 段階推定量

1 段階目で賃金プロファイルを推計し、その結果を利用して求める消費関数を推計する方法により得られる推定量は、2 段階推定量 (2SEs) である。2SEs の有効性については、Mckenzie & McAleer(1994)が解説している。最終的に推計したい推計式(A) (消費関数) (A)式の説明変数となる内生変数を被説明変数とする回帰式(B) (賃金関数) とする。一般的な 2SEs では、(B)式の OLS 推定量を利用して(A)式の OLS 推定量を求める。(A)式において、内生変数の推定量と誤差項との相関がない場合は 2SEs は一致推定量となる。しかし、通常は内生変数の推定量と誤差項とに相関が生じる。

Carroll & Weil(1994)の研究の Appendix では、1 段階目と 2 段階目で異なるサンプルを利用する場合に、一致推定量を得る推計方法として 2 サンプル 2 段階最小自乗法(TS2SLS)の説明を行っている。最初のサンプルでの賃金関数の推計は 2SLS による。その結果を利用して、第 2 のサンプルより内生変数の推定量を求め、2 番目の式を OLS で推計する。2

² この場合、現在働いていない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。

³ 学歴ダミー変数として、中学卒をベースに、高校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒の 3 つのダミー変数を用いた。また、仕事の種類を表すダミー変数としては、常勤で民間企業に勤務をベースとし、常勤で官公庁に勤務、常勤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 1-4 人をベースとし、5-29 人、30-99 人、100-499 人、500 人以上の 4 つのダミー変数を用いた。

段階目で得られる推定量は一致推定量となる。

本研究では、世帯主の賃金関数の推計に関しては、Carroll & Weil の推計方法に従って、2SLS を利用した。一方、配偶者の賃金関数の推計では、配偶者は働いていないサンプルも含まれるために、Tobit モデルにより推計を行った。

3.3 退職予定年齢が消費に与える影響

以上の方法で求めた生涯勤労所得が、消費に与える影響を分析する場合、世帯主や配偶者は生涯に渡って、労働市場から引退するまで職業を変えないという強い仮定をおくことになる。労働省の雇用管理調査より、1996 年における一律定年制を定めている企業の 80.4% が 60 歳を定年年齢としている。公務員の定年年齢も一般に 60 歳である。常勤労働者では、現在勤務している企業が一律定年制を定めているのであれば、退職予定年齢が勤務先の定年年齢を超える場合は、他の企業への転職も考慮していることになる。また、ここでの生涯勤労所得には退職金が含まれていない。

このような点を考慮すると、本研究で求めた生涯勤労所得はやや不正確といわざるをえない。そこで、世帯主や配偶者の生涯勤労所得のかわりに、世帯主や配偶者の退職予定年齢を変数とした式も推計した。

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & a_1 + a_2 \ln Y_{it} + a_3 HRET_{it} + a_4 SRET_{it} \\ & + a_5 \ln Kinyu_{it} + a_6 \ln Debt_{it} + a_7 Fam_{it} + a_8 House_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $HRET_{it}$ は世帯主の退職予定年齢、 $SRET_{it}$ は配偶者の退職予定年齢である。 e_{it} は誤差項である。配偶者が働いていない場合は、 $SRET_{it}$ をゼロとした。(2)式の推計は OLS による。

退職予定年齢を加えた理由は、退職予定年齢が高いほど、就業期間が長くなるので、早期に退職する場合よりも期待される生涯勤労所得が大きくなるという仮定による。退職予定年齢は消費に対してプラスの影響があると予想される。

4 データ

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（平成 8 年度）』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。回収されたサンプルは 3,695 サンプル(回収率 61.6%)である。アンケートの調査期間は 1996 年 11 月 22 日から 12 月 6 日の 15 日間である。

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、年金に加入しているか、といった、将来の所得に関する情報が得られる。すなわち、通常のク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も得られる。

消費関数は年齢層別に推計した。世帯主年齢が25歳以上54歳以下のサンプルを、世帯主年齢が25歳以上34歳以下、35歳以上44歳以下、45歳以上54歳以下の3つの年齢層に分けた。また、1996年において一律定年制を定めている企業の8割が定年年齢を60歳としていること、国民年金は60歳から支給されることから、世帯主が高齢者のサンプルとして、世帯主の年齢が60歳以上69歳以下の年齢層の消費関数も推計した。

世帯主の賃金関数の推計に用いたサンプルは、世帯主の勤労所得が正で、世帯主の年齢、学歴、仕事の種類についてすべて回答が得られた世帯である。配偶者の賃金関数の推計に用いたサンプルは、世帯主の賃金関数で用いたサンプルのうち、さらに、配偶者の年齢、学歴、仕事の種類（未就業者の場合は、「働いていない」を選択）について回答が得られており、かつ、配偶者が働いている場合はその勤労所得について回答されている世帯である。世帯主の賃金関数の推計に用いたサンプルは1387、配偶者の賃金関数に用いたサンプルは1275である。

消費関数の分析対象としたサンプルは、配偶者のいる家計である。このうち、世帯主の年齢が25歳以上54歳以下のサンプルは、1)世帯主が働いている、2)世帯主の退職予定年齢が55歳以上、3)世帯主の年間勤労所得が100万円以上、の3つの条件を満たす家計である。世帯主の年齢が60歳以上69歳以下の年齢層のサンプルは、世帯主が働いていない家計も含んでおり、年間勤労所得についての下限も設けていない。

消費関数の推計に利用したサンプルの記述統計量を、表1.1、表1.2に示す。表1.1は世帯主の年齢が25歳以上54歳以下のサンプルの記述統計量、表1.2は60歳以上69歳以下のサンプルの記述統計量である。世帯主の年齢が25歳以上54歳以下のサンプル数は798、60歳以上69歳以下のサンプル数は179となった。

次に消費関数の分析対象サンプルについて、世帯主と配偶者の職業別世帯構成を示す。表1.3は、世帯主年齢が25歳以上54歳以下のサンプル、表1.4は60歳以上69歳以下のサンプルでのクロス表である。世帯主年齢が25歳以上54歳以下では、対象としたサンプルの世帯主はすべて働いている。このうち、配偶者も勤労者である世帯は798世帯中427世帯であり、サンプルの半数を超える世帯で配偶者が働いていることがわかる。世帯主年齢が60歳以上69歳以下では、世帯主、配偶者が共に働いていない世帯は、179世帯中61世帯である。いずれのサンプルにおいても、世帯主が常勤民間企業勤務である場合に、配偶者は働いていない世帯が多い傾向がある。

5 分析結果

5.1 賃金関数の推計結果

表 2.1 に世帯主の賃金関数の推計結果を示した。世帯主の賃金関数は、2SLS により推計した。変数は有意なものが多く、年齢が高いほど、学歴が高いほど、企業規模が大きいほど賃金が高いという結果は過去の実証研究による賃金関数の推計結果と整合的である。

表 2.2 には、配偶者の賃金関数の推計結果を示す。配偶者が働いていないサンプルも含まれるので、配偶者の賃金関数の推計には Tobit モデルを用いた。配偶者の賃金関数の推計に用いたサンプル世帯数は 1275 世帯であるが、そのうち 718 世帯で配偶者が働いており、勤労所得を得ている。配偶者の賃金関数の推計結果でも、年齢や学歴、企業規模について男性と同様に整合的な結果が得られ、有意なものも多く観察されている。以上の賃金関数の分析結果を利用して、世帯主と配偶者の今後の生涯勤労所得を求めた。

5.2 消費関数の推計結果

表 3.1 は、世帯主年齢が 25 歳以上 54 歳以下のサンプルについて各年齢層別に消費関数を推計した結果である。どの年齢層でも、世帯の勤労所得は消費に有意にプラスの影響を与える。その値は 0.3 から 0.4 の間であり、年齢層による差は観察されない。生涯勤労所得は、世帯主年齢が 35-44 歳の年齢層において配偶者の生涯勤労所得が消費に対してプラスに有意であるがそれ以外では有意ではない。一方、生涯勤労所得の変わりに、退職予定年齢を加えたモデルでは、世帯主年齢が 25-34 歳と 45-54 歳の世帯で、世帯主の退職予定年齢がプラスに有意であることが観察された。これらの世帯では、係数の値より、退職予定年齢が 1 年長くなることで、消費は 1%上昇することになる。

金融資産は 25-34 歳、35-44 歳では、有意でなかったりマイナスとなり、理論と整合的ではないが、45-54 歳では、有意にプラスであった。負債や持ち家ダミー変数は有意ではなく、予想されるような結果は得られていない。

世帯主年齢が 60 歳以上 69 歳以下の高齢者世帯の消費関数推計結果を、表 3.2 に示す。この年齢層でも勤労所得が消費に対して有意にプラスの影響を与えている。また、金融資産はプラスに有意で、54 歳以下のサンプルと比べて有意性が高く係数の値も大きい。

しかし、生涯勤労所得と退職予定年齢は有意ではなく、将来得られると予想される勤労所得の影響は世帯主が高齢者の世帯では観察されなかった。

以上の結果をまとめると、次のことがいえる。1) 世帯主の現在の勤労所得が消費に有意なプラスの影響を与える。2) 世帯主年齢が 25 歳以上 54 歳以下では、生涯勤労所得が消費に与える影響は観察されないが、退職予定年齢が遅くなると消費が増える。3) 世帯主が高齢者の世帯では、金融資産が消費に与えるプラスの効果が大きい。

5.3 所得の不確実性

Carroll(1994)は、パネルデータを利用して、所得の不確実性が消費に与える影響を分析した。本研究ではパネルデータを用いていないので、不確実性を示す値を求めることはできない。しかし、自営業者と常勤勤務の労働者とでは、後者の方が将来得られる所得の不確実性が低いと予想される。民間企業従業員や公務員であれば、勤労所得のうち年功的に決まる部分が比較的大きく、年齢に伴う賃金変化を大体予想することができるからである。そこで、世帯主が常勤勤務である世帯と自営業者である世帯に分けて、消費関数を推計した。対象としたのは、世帯主の年齢が 25 歳以上 54 歳以下の世帯で、世帯主が常勤民間企業、常勤官公庁、常勤その他団体に勤務している場合を常勤勤務としている。

表 3.3 に推計結果を示す。消費関数には、年齢とその 2 乗項も加えた。結果より、世帯主が自営業者のサンプルでは、世帯主生涯勤労所得はプラスに有意であった。しかし退職予定年齢はいずれにおいても有意でない。ここでは、年齢層別にサンプルを分けていないので、5-2 節とは異なる結果を得ている。自営業者で世帯主の生涯勤労所得が有意にプラスであることは、自営業者では将来の所得に対する不確実性が常勤勤務の場合よりも高いという予想に反する。

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がどのような影響を与えるのかを分析し、ライフ・サイクル仮説の検証を行った。分析には、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個票レベルのデータを利用しているため、個々人の退職予定年齢の違いを考慮した将来の生涯勤労所得の予想額が得られる。分析結果では、世帯主の現在の勤労所得が消費にプラスの影響を与えるが、生涯勤労所得は有意な影響を与えなかった。一方で世帯主の年齢が 25-54 歳のサンプルでは、世帯主の退職予定年齢が高くなると、消費は増えるという結果を得た。

理論仮説によれば、現在の勤労所得と生涯勤労所得は消費に対して同様の効果を持つはずであるが、本研究結果は生涯勤労所得はほとんど有意でなかった。かわりに、退職予定年齢の与える影響が観察された。退職予定年齢と生涯勤労所得の期待値との相関が高いと考えると、世帯主年齢が 54 歳以下の世帯では将来の所得も現在の消費に影響を与えると解釈できるので、ライフ・サイクル仮説を支持する結果といえる。一方、60 歳以上の世帯では退職予定年齢は有意ではなく、金融資産が消費にプラスの影響を与えていることから、将来の就業に対する不確実性の高さが影響していると予想される。

本研究は、Carroll(1994)⁴や Davies(1981)が指摘する所得や寿命の不確実性が与える影響を把握するには不十分であり、今後はこれらの不確実性をより考慮した分析が必要とな

⁴ 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。

る。また、他の先行研究で指摘されるように借入制約の存在を考慮する必要もあろう⁵。

本研究の分析結果には、問題点がいくつか残される。まず、3.3 節でも述べたように、将来の勤労所得を算出するにあたり、将来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。被雇用者の場合は企業の定年が決まっており、それ以降も働きたい場合は仕事が変わる可能性が高いので、この仮定はかなり強い。サンプル数も、消費関数を推計した先行研究（高山他(1992)、高山他(b)(1992)など）に比べて少なくなる。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ユニークであり、この情報を利用して点で本研究は興味深いものである。

同様の推計を行った Carroll(1994)の研究では、年齢層別に消費関数を推計しているが、将来の勤労所得が若年層（25-34 歳）で有意にプラスであった。本研究では、残念ながらいずれの所得階級においても生涯勤労所得が消費に対してプラスの影響を与えるという結果は得られていない。

高齢者については、勤労所得が消費を高めるという効果だけでなく、消費水準の維持のために就業し続けるということも生じうる。この点を考慮すると、高齢者のサンプルを対象にして、就業行動と消費との関係を調べることも今後の課題として残される⁶。

【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*, No. 36, pp50-82.

Carroll[1994] “How Does Future Income Affect Current Consumption?”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, February, pp111-147.

Carroll, Christopher D. and Weil, David N.[1994] “Saving and growth: a reinterpretation”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.40, pp133-192.

Davies, James B.[1981] “Uncertain Lifetime, Consumption, And Dissaving in Retirement”, *Journal of Political Economy*, Vol.89, No.3, pp561-577.

⁵ 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、Hayashi(1997)や、小原・ホリオカ(1999)で、借入制約に関する実証分析が行われている。

⁶ 高齢者の就業行動に関する先行研究では、特に年金の就業抑制効果に着目したものが多い。最近では、安部(1998)、小川(1998)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。

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, pp309-317.

Hayashi, Fumio[1997]”The Effect of Liquidity Constraints on Consumption : A Cross-Sectional Analysis”,*Understanding Saving*, Part , 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 the1983 Survey of Consumer Finances – “, *Journal of the Japanese and International Economies*, 2 ,pp450-491.

Horioka, Charles Yuji[1990] “Why is Japan’s Household Saving Rate So High? A Literaire Survey”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, pp49-92.

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日発表論文）

Levhari, David and Mirman, Leonard J. [1977] “Savings and Consumption with an Uncertain Horizon”, *Journal of Political Economy*, Vol.85, No.2, pp265-281.

McKenzie, C. R. and McAleer, Michael[1994] “On Efficient Estimation and Correct Inference in Models with Generated Regressors : A General Approach”, Discussion Paper No.94-12, Osaka University.

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 Vol.33, No.3, pp272-285.

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 No.461, November, pp52-64.

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。

高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・有田富美子・大野大・久保克行[1992]「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。

高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・有田富美子・大野大・久保克行[1992.b]「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。

八代尚弘・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*,No.27,pp.57-76.

【資料】

厚生省編[1996]『平成8年版 厚生白書』。

表1.1 消費関数推計に用いたサンプルの記述統計量 (25-54歳)

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
家計の年間生活費(万円)	798	360.51	128.95	72	1560
世帯主年齢	798	41.51	7.89	25	54
配偶者年齢	798	38.94	7.66	21	58
家計の年間勤労所得(万円)	798	710.23	301.60	100	2459
世帯主の年間勤労所得(万円)	798	615.61	249.41	100	1916
世帯主の生涯勤労所得(万円)	798	451.66	244.59	0.00	886.57
世帯主の退職予定年齢	798	62.97	4.20	55	80
金融資産(万円)	798	926.81	1083.16	0	12750
負債(万円)	798	549.35	920.70	0	5700
家族人数(人)	798	3.99	1.17	2	9
持ち家ダミー	798	0.608	0.489	0	1
世帯主厚生年金加入ダミー	798	0.695	0.460	0	1
世帯主共済組合金加入ダミー	798	0.159	0.366	0	1
世帯主国民年金のみ加入ダミー	798	0.137	0.344	0	1
世帯主年金未加入ダミー	798	0.009	0.093	0	1
配偶者厚生年金加入ダミー	798	0.221	0.415	0	1
配偶者共済組合金加入ダミー	798	0.066	0.249	0	1
配偶者国民年金のみ加入ダミー	798	0.669	0.471	0	1
配偶者年金未加入ダミー	798	0.044	0.205	0	1
配偶者が就業者					
配偶者の年間勤労所得(万円)	427	176.83	166.13	0	900
配偶者の生涯勤労所得(万円)	427	84.69	112.03	0	591.56
配偶者の退職予定年齢	427	57.58	7.51	30	80

表1.2 消費関数推計に用いたサンプルの記述統計量 (60-69歳)

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
家計の年間生活費(万円)	179	371.53	140.26	120	960
世帯主の年齢	179	64.25	2.94	60	69
配偶者の年齢	179	60.58	4.14	51	74
世帯主の年間公的年金受給額(万円)	179	186.48	136.62	0	540
配偶者の年間公的年金受給額(万円)	179	35.50	70.26	0	310
金融資産(万円)	179	2127.45	1905.28	0	12080
負債(万円)	179	171.07	547.60	0	3650
家族人数	179	3.05	1.32	2	8
持ち家ダミー	179	0.911	0.286	0	1
世帯主厚生年金加入ダミー	179	0.536	0.500	0	1
世帯主共済組合年金加入ダミー	179	0.190	0.393	0	1
世帯主国民年金のみ加入ダミー	179	0.140	0.348	0	1
世帯主年金未加入ダミー	179	0.134	0.342	0	1
配偶者厚生年金加入ダミー	179	0.173	0.379	0	1
配偶者共済組合年金加入ダミー	179	0.061	0.241	0	1
配偶者国民年金のみ加入ダミー	179	0.648	0.479	0	1
配偶者年金未加入ダミー	179	0.117	0.323	0	1
世帯主が就業者					
世帯主の生涯勤労所得(万円)	108	415.15	250.19	0	886.01
世帯主の退職予定年齢	108	68.79	3.89	63	80
世帯主の年間勤労所得(万円)	108	437.01	430.16	0	3000
配偶者が就業者					
配偶者の生涯勤労所得(万円)	65	96.71	128.63	0	528.62
配偶者の退職予定年齢	65	65.71	4.90	57	77
配偶者の年間勤労所得(万円)	65	148.05	165.45	0	1000
世帯主が非就業者					
世帯主の退職後の年数	71	4.27	2.89	0	11
配偶者が非就業者					
配偶者の退職後の年数	114	8.89	11.97	0	42
勤労所得のある世帯					
家計の年間勤労所得(万円)	118	486.93	469.46	0	3500

表1.3 世帯主と配偶者の職業(25-54歳)

世帯主の職業	配偶者の職業							無職	合計
	1	2	3	4	5	6	7		
1.常勤民間企業	58	11	5	2	11	163	4	275	529
2.常勤官公庁	6	17	2	0	4	25	2	49	105
3.常勤その他団体	4	1	2	0	1	15	1	19	43
4.農林漁業	1	0	0	3	0	1	0	0	5
5.個人経営・自営業	8	2	0	0	35	18	22	25	110
6.パート・アルバイト	0	0	0	1	0	2	0	2	5
7.その他(家族従業者等)	0	0	0	0	0	0	0	1	1
合計	77	31	9	6	51	224	29	371	798

表1.4 世帯主と配偶者の職業(60-69歳)

世帯主の職業	配偶者の職業							8	合計
	1	2	3	4	5	6	7		
1.常勤民間企業	7	0	1	0	0	11	0	24	43
2.常勤官公庁	0	0	0	0	0	0	0	1	1
3.常勤その他団体	1	0	0	0	0	1	0	8	10
4.農林漁業	0	0	0	3	0	1	0	3	7
5.個人経営・自営業	0	0	0	0	10	4	9	5	28
6.パート・アルバイト	0	0	0	0	1	6	0	12	19
7.その他(家族従業者等)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
8.働いていない	2	1	0	0	2	5	0	61	71
合計	10	1	1	3	13	28	9	114	179

表2.1 世帯主の賃金関数(2SLS)

変数	係数	標準誤差	
C	2.58667	0.24269	***
HAGE	0.13095	0.00847	***
HAGE2	-0.00134	0.00009	***
HSEX	0.26061	0.13254	**
HEDU2	0.20154	0.03997	***
HEDU3	0.36696	0.06398	***
HEDU4	0.38276	0.04382	***
HJOB2	0.29787	0.09763	***
HJOB3	0.07909	0.103902	
HJOB4	0.08579	0.13019	
HJOB5	0.05289	0.09342	
HJOB6	-0.78153	0.11838	***
HJOB7	-0.90760	0.20020	***
HKIBO2	0.03450	0.09669	
HKIBO3	0.11433	0.09588	
HKIBO4	0.18821	0.09514	**
HKIBO5	0.36655	0.09298	***
adjR2	0.37117		
n	1387		

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

注：C は定数項、HAGE、HAGE2 は世帯主年齢とその 2 乗項、HSEX は世帯主男性ダミー変数、HEDU2-HEDU4 は世帯主の学歴ダミー変数(ベースを中卒とし、2.高卒、3.短大・高専卒、4.大学・大学院卒)、HJOB2-HJOB7 は世帯主の仕事の種類をあらわすダミー変数(常勤民間企業勤務をベースとし、2.常勤官公庁勤務、3.常勤その他団体勤務、4.農林漁業、5.個人経営・自営業、6.パート・アルバイト、7.その他)、HKIBO2-HKIBO5 は世帯主が常勤民間企業に勤務している場合の企業規模を表す変数(1-4 人をベースとし、2. 5-29 人、3. 30-99 人、4. 100-499 人、5. 500 人以上)である。

表2.2 配偶者の賃金関数(Tobit)

変数	係数	標準誤差	
C	-2.49650	0.45045	***
SAGE	0.04084	0.02004	**
SAGE2	-0.00037	0.00022	*
SSEX	0.73481	0.27793	***
SEDU2	0.03830	0.08172	
SEDU3	0.03915	0.09745	
SEDU4	0.15510	0.12269	
SJOB2	7.60868	0.15288	***
SJOB3	6.87664	0.18617	***
SJOB4	5.74433	0.32232	***
SJOB5	6.47202	0.12354	***
SJOB6	5.78923	0.10577	***
SJOB7	6.20909	0.14023	***
SKIBO2	6.75732	0.15547	***
SKIBO3	6.76876	0.16003	***
SKIBO4	6.97226	0.19387	***
SKIBO5	7.21423	0.15933	***
SIGMA	0.74280	0.02006	***
ML	-855.693		
n	1275		
positive obs	718		

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

注：C は定数項、SAGE、SAGE2 は配偶者年齢とその 2 乗項、SSEX は配偶者男性ダミー変数、SEDU2-SEDU4 は配偶者の学歴ダミー変数(ベースを中卒とし、2.高卒、3.短大・高専卒、4.大学・大学院卒)、SJOB2-SJOB7 は配偶者の仕事の種類をあらわすダミー変数(常勤民間企業勤務をベースとし、2.常勤官公庁勤務、3.常勤その他団体勤務、4.農林漁業、5.個人経営・自営業、6.パート・アルバイト、7.その他)、SKIBO2-SKIBO5 は配偶者が常勤民間企業に勤務している場合の企業規模を表す変数(1-4 人をベースとし、2. 5-29 人、3. 30-99 人、4. 100-499 人、5. 500 人以上)である。

表3.1 消費関数の推計 (世帯主の年齢層別)

25-34歳				
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
LNINC	0.38461	0.07104 ***	0.38909	0.07291 ***
LH_HHAT	0.00208	0.01055		
LS_HHAT	0.01935	0.01243		
HRET			0.00952	0.00546 *
SRET			0.00088	0.00091
LNKINYU	-0.00342	0.01892	-0.00529	0.01893
LNDBT	-0.01155	0.00971	-0.01037	0.00959
FAMILY	0.14238	0.02366 ***	0.13777	0.02331 ***
HOUSE	-0.10452	0.07018	-0.10760	0.06992
C	2.79178	0.43892 ***	2.20546	0.56659 ***
adjR2	0.2312		0.2388	
n	193		193	

35-44歳				
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
LNINC	0.31141	0.04876 ***	0.30985	0.05007 ***
LH_HHAT	0.00368	0.00754		
LS_HHAT	0.01388	0.00793 *		
HRET			0.00199	0.00398
SRET			0.00025	0.00058
LNKINYU	-0.02733	0.01622 *	-0.02693	0.01634 *
LNDBT	0.00570	0.00565	0.00579	0.00567
FAMILY	0.03129	0.01496 **	0.02989	0.01510 **
HOUSE	0.01075	0.04037	0.01041	0.04060
C	3.80341	0.30990 ***	3.72042	0.40323 ***
adjR2	0.1547		0.1447	
n	287		287	

45-54歳				
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
LNINC	0.34143	0.04794 ***	0.34480	0.04735 ***
LH_HHAT	-0.00130	0.00865		
LS_HHAT	-0.00021	0.00722		
HRET			0.01065	0.00400 ***
SRET			-0.00104	0.00060 *
LNKINYU	0.02528	0.01493 *	0.02715	0.01468 *
LNDBT	0.00552	0.00562	0.00621	0.00554
FAMILY	0.03521	0.01391 **	0.03482	0.01369 **
HOUSE	-0.06817	0.04922	-0.06643	0.04869
C	3.39805	0.29761 ***	2.71920	0.40044 ***
adjR2	0.1967		0.2199	
n	318		318	

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

注：LNINC は世帯の年間勤労所得対数、LH_HHAT は世帯主生涯勤労所得対数、LS_HHAT は配偶者の生涯勤労所得対数、HRET は世帯主の退職予定年齢、SRET は配偶者の退職予定年齢、LNKINYU は家計の金融資産総額対数、LNDBT は家計の負債総額対数、FAMILY は家族人数、HOUSE は持ち家ダミー変数、C は定数項である。

表3.2 高齢者の消費関数推計結果(60-69歳)

変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
LNINC	0.02555	0.01240 **	0.03059	0.01454 **
LH_HHAT	-0.00901	0.01144		
LS_HHAT	-0.00204	0.01394		
HRET			-0.00092	0.00117
SRET			-0.00074	0.00096
LHPGAKU	-0.00582	0.01361	-0.00426	0.01346
LSPGAKU	0.00832	0.01353	0.00718	0.01350
LNKINYU	0.09203	0.01947 ***	0.09188	0.01950 ***
LNDEBT	0.02508	0.01066 **	0.02717	0.01087 **
FAMILY	0.02208	0.02031	0.02411	0.02040
HOUSE	0.05543	0.09618	0.04756	0.09629
C	4.98881	0.16769 ***	4.99100	0.16764 ***
adjR2	0.1464		0.1495	
n	179		179	

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

注：表 3.1 に同じ。

表3.3 消費関数の推計結果(常勤勤務 / 自営業者)

常勤勤務				
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
HAGE	0.02640	0.01625	0.02646	0.01626
HAGE2	-0.00024	0.00020	-0.00023	0.00020
LNINC	0.35153	0.03708 ***	0.35745	0.03723 ***
LH_HHAT	-0.00228	0.00515		
LS_HHAT	0.00182	0.00527		
HRET			0.00438	0.00281
SRET			-0.00049	0.00040
LNKINYU	-0.00762	0.01019	-0.00731	0.01017
LNDBT	0.00183	0.00399	0.00207	0.00398
FAMILY	0.04595	0.01009 ***	0.04583	0.01005 ***
HOUSE	-0.02510	0.03089	-0.02051	0.03082
C	2.73662	0.36921 ***	2.41949	0.39972 ***
adjR2	0.2609		0.2649	
n	677		677	

自営業者				
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
HAGE	0.04215	0.04820	0.05107	0.04850
HAGE2	-0.00047	0.00057	-0.00058	0.00058
LNINC	0.31200	0.07053 ***	0.36512	0.07163 ***
LH_HHAT	0.03463	0.01924 *		
LS_HHAT	0.01068	0.01361		
HRET			0.01083	0.00685
SRET			-0.00140	0.00129
LNKINYU	0.05082	0.03092	0.04382	0.03109
LNDBT	0.00820	0.01070	0.00850	0.01074
FAMILY	0.04347	0.03010	0.03032	0.03035
HOUSE	-0.19333	0.08015 **	-0.21591	0.08235 ***
C	2.42135	1.02013 **	1.58990	1.16600
adjR2	0.3142		0.3059	
n	110		110	

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

注：HAGE は世帯主年齢、HAGE2 は世帯主年齢 2 乗項、他の変数は表 3.1 に同じ。