

日本人の遺産動機の重要度・性質・影響について

前特別研究官（大阪大学社会経済研究所教授） チャールズ・ユウジ・ホリオカ
第二経営経済研究部研究官 山下 耕治
前第二経営経済研究部研究官（埼玉大学経済学部専任講師） 西川 雅史
元第二経営経済研究部 岩本 志保

キーワード

遺産動機、貯蓄の取り崩し率、ライフサイクルモデル、利他主義モデル、王朝モデル

[要約]

本稿では、総務省郵政研究所が実施しているアンケート調査からの個票データを用いて、日本（アメリカ）における遺産動機の重要度、性質および親子の行動に与える影響について吟味する。本稿の主な結論を述べると、日本では遺産動機は絶対的にもアメリカに比べても弱く、遺産の大半は死亡時期の不確実性から来る意図せざる遺産であるか、老後における子の世話・介護や子からの経済的援助に対する見返りである。また、日本では高齢者のかなりの割合は貯蓄を取り崩しており、取り崩し率はライフ・サイクル・モデルとほぼ整合的であり、遺産の予定額は高齢者の貯蓄の取り崩し率を引き下げる方向に働く。さらに、親の遺産動機・遺産の分配方法は子の同居・介護・援助行動に影響し、親と同様、子も利己的であるようである。したがって、われわれの分析結果は、ライフ・サイクル・モデルの適合度が日本で極めて高く、その適合度がアメリカの場合よりも日本の場合のほうがはるかに高いことを示唆する。

はじめに

人々は遺産動機を持っているのか。また、遺産動機を持っているとしたら、どのような遺産動機を持っており、それが彼ら自身及び彼らの子の行動にどう影響するのか。これらの質問はいずれも重要な質問であり、答えを示すことによって(1)現実にどの家計行動のモデルが成り立っているのか、(2)減税政策が有効なのか否か、(3)資産格差がどの程度代々引き継がれるのかを明らかにすることが

できる。

本稿では、総務省郵政研究所が実施しているアンケート調査からの個票データを用いて、日本（アメリカ）における遺産動機の重要度、性質および親子の行動に与える影響について吟味する。遺産動機に関する先行研究はいくつかあるが、ほとんどの場合、遺産動機に関する直接的な情報がないため、何らかの代理変数を用いている。例えば、Hurd（1987）は健在な子の有無、Dekle（1990）は健在な子の数を遺産動機の代理変数と

して用いている。幸い、本稿で用いている調査では、相続経験・予定の有無、受け取った遺産の額、受け取る予定の遺産の額、遺産動機の有無・性質、遺産の分配方法、遺産の予定額などについて直接聞いているので、代理変数を用いる必要はない。

本稿の構成は以下のとおりである。第1節では、3つの家計行動の理論モデルについて概観し、それぞれのモデルの遺産動機および遺産の分配方法に対するインプリケーションを示す。第2節では、本稿で用いたデータについて述べ、第3節では、遺産動機の強さに関する様々なデータを示し、第4節では遺産動機および遺産の分配方法に対する考え方に関するデータを示し、第5節では、遺産動機の高齢者の貯蓄の取り崩し行動に与える影響について吟味し、第6節では遺産動機の子の同居、介護、援助行動に与える影響について吟味する。最後に、第7節で結論を述べる。

本稿の主な結論のみを先に述べると、日本では遺産動機が、絶対的にもまたアメリカに比べても弱く、遺産の大半は死亡時期の不確実性から来る意図せざる遺産であるか、老後における子の世話・介護や子からの経済的援助に対する見返りである。また、日本では高齢者のかなりの割合は貯蓄を取り崩しており、取り崩し率はライフ・サイクル・モデルとほぼ整合的であり、遺産の予定額は高齢者の貯蓄の取り崩し率を有意に引き下げる。さらに、親の遺産動機・遺産の分配方法は子の同居・介護・援助行動に影響し、親と同様、子も利己的であるようである。したがって、われわれの分析結果は、利己主義を前提とするライフ・サイクル・モデルの適合度が日本で極めて高く、その適合度はアメリカの場合よりも日本の場合のほうがはるかに高いことを示唆する。

1 理論的考察

本節では、各家計行動の理論モデルについて概観し、これらのモデルが遺産動機および遺産の分配方法について異なったインプリケーションを持つことを示す（詳細については、Horioka (2002)、ホリオカ (2002) 参照）。

家計行動を捉えようとする理論モデルは少なくとも三つある。

- (1) ライフ・サイクル・モデル (life cycle model)。Modigliani and Brumberg (1954) などが提唱したライフ・サイクル・モデルは人々が利己的であり、子に対する愛情は抱いていないと仮定している。したがって、ライフ・サイクル・モデルが成り立っていれば、人々は遺産をまったく残さないか、死亡時期の不確実性から生じる意図せざる遺産（つまり、予想以上に早く亡くなったときに残る遺産）のみを残すか、利己的な遺産動機（たとえば、老後の面倒をみてもらった見返りとして遺産を残す Bernheim, Shleifer, and Summers (1985) 流の「戦略的遺産動機」または老後の生活費に対する援助の見返りとして遺産を残す Kotlikoff and Spivak (1981) 流の「家族内の暗黙的年金契約」）から生じる遺産のみを残すはずである。また、遺産の分配方法についていえば、老後の面倒をみてくれた子または老後の生活費に対する援助をしてくれた子にすべての財産を残すはずである。
- (2) 利他主義モデル (altruism model)。Barro (1974) および Becker (1974, 1981) が提唱した利他主義モデルによれば、人々は自分の子に対して（世代間の）利他主義（愛情）を抱いており、その世代間の利他主義から子に遺産を残す。したがって、利他主義モデルが成り立っていれば、人々は何の見返りもなくとも遺産を残すはずであり、所得獲得能力の少ない子、病弱な子により多く残すはずである。

(3) 王朝モデル (dynasty model)。王朝モデルによれば、人々は家または家業の存続を望んでおり、その目的を達成するために遺産を残す。したがって、王朝モデルが成り立っていれば、人々は遺産を残すはずであり、家または家業を継いでくれた子にすべての財産を残すはずである¹⁾。

したがって、それぞれの家計行動のモデルは、遺産動機および遺産の分配方法について異なったインプリケーションを持っており、人々の遺産動機および遺産の分配方法についてみることによって、どの家計行動のモデルが成り立っているかがわかる。

Barro (1974)、Becker (1974, 1981)、Weil (1989) などが指摘しているとおり、各家計行動のモデルは相反する政策的インプリケーションを持つ (詳細については、Horioka (2002)、ホリオカ (2002) 参照)。たとえば、ライフ・サイクル・モデルまたは王朝モデルが成り立っていれば、減税政策は景気刺激策として有効なはずであるのに対し、利他主義モデルが成り立っていれば、減税政策は全く無効なはずである。また、ライフ・サイクル・モデルが成り立っており、遺産が全く残されなかったり、老後の世話・援助に対する見返りとして残されていれば、資産格差が代々引き継がれる恐れはそれほどないが、利他主義モデルが成り立っており、遺産が見返りもなく残されているのであれば、資産格差が代々引き継がれる恐れがある。したがって、経済学者のみならず、政策担当者もわれわれの分析に興味を持つべきである。

2 データの出所について

本節では、本稿で用いたデータについて述べる。本稿で用いたのは、総務省 (旧郵政省) 郵政研究所が1996年に実施した「貯蓄に関する日米比較調査」(以下、「日米調査」と略す) と同機関が1988年以来2年に1回実施している「家計における金融資産選択に関する調査」からの個票データである。前者は、ほぼ同時期にアメリカおよび日本で実施され、両国で全く同じ調査票が用いられた。しかも、調査項目は多岐にわたり、人々の貯蓄、遺産などに関する行動および意識について調査している。したがって、いくつかの意味で大変ユニークな調査である。両国とも、標本世帯数は約2,000世帯であり、調査対象は世帯主が20歳以上の世帯 (単身世帯を含む) であった。

アメリカの調査はNational Family Opinionという民間の調査会社に委託され、1996年2月9日と3月6日の間に実施された。調査地域は、アラスカとハワイを除く全米48州およびワシントンD.C.の都市であり、2200の標本世帯は、上述の調査会社のNational Household Panelと題する既存のパネルにすでに参加している4万世帯のなかから全人口を代表するサンプルになるよう抽出された。調査方法は郵送法であり、催促は1回行なわれた。1508サンプルが回収され、回収率は68.5%であった。

日本の調査は社団法人日本リサーチ総合研究所に委託され、1996年1月31日から2月16日の間に実施された。調査地域は、全国の人口100万人以上の大都市3都市、人口50万人から60万人の中都市5都市、人口20万人以下の小都市4都市であり、1800の標本世帯は、これらの都市から層化多段無作為抽出法によって抽出された。調査方法は訪問

1) ちなみに、王朝モデルはWeil (1989) が提唱したモデルの一つの変形である。Weil (1989) のモデルは、世代間移転を通じて既存の王朝とつながっていない新しい王朝が継続的に出現すると仮定しているが、王朝モデルでは、家または家業を継がず、遺産をいっさいもらわない子とその役割を果たしている。

留置、訪問回収法であった。1243サンプルが回収され、回収率は69.1%であった。

「家計における金融資産選択に関する調査」は、1988年以来、2年に1回、総務省（旧郵政省）郵政研究所が実施しており、本稿では1996年調査と1998年調査からのデータを用いた。いずれの調査の場合も調査地域は全国、標本抽出法は層化多段無作為抽出法、調査法は留置面接法であった。この調査は、金融資産選択・保有、実物資産の保有、マイホーム取得、借入金の保有、老後の生活、遺産相続などに関する意識と現状について調査している。遺産動機、遺産の分配方法に対する考え方、予定遺産額などについて調査している点でユニークかつ遺産動機の分析に非常に適した調査である。

1996年調査は1996年11月22日から12月6日の間（株）日本リサーチセンターに委託されて実施された。調査対象は世帯主が20歳以上の世帯（単身世帯を含む）、面接対象は世帯主またはその配偶者であった。標本世帯数は6,000世帯（高齢者の加重サンプルを含めば6,500世帯）、回収世帯数は3,695世帯（同3,942世帯）、回収率は61.6%（同60.6%）であった。

1998年調査は1998年11月24日から12月7日の間新情報センターに委託されて実施された。調査対象は世帯主が20歳以上80歳未満である世帯（単身世帯を含む）、面接対象は世帯主またはその配偶者であった。標本世帯数は6,000世帯、回収世帯数は3,754世帯、回収率は62.6%であった。

3 遺産動機の強さに関するデータ

本節では、遺産動機の強さに関する様々なデータを示す。まず第3.1節では、遺産を貰った人の割合に関するデータ、第3.2節では、遺産を残す予定のある人の割合に関するデータ、第3.3節では、遺産額の家計資産に占める割合に関するデータを示す。

3.1 遺産を受け取ったまたは将来貰えると思っている人の割合に関するデータ

本節では、遺産を受け取ったまたは将来貰えると思っている人の割合に関するデータを示す。表1からわかるように、アメリカでは回答者の28.67%が過去に親から遺産を受け取っており、28.40%が将来親から遺産を貰えると思っており、48.88%が過去に親から遺産を受け取ったか、将来親から遺産を貰えると思っているのに対し、これらの割合は、日本ではそれぞれ22.35%から25.36%、14.35%から22.10%、37.63%から40.18%であり、アメリカよりもかなり低い。従って、これらのデータから判断する限り、日本では遺産動機はアメリカよりもかなり弱く、過去に親から遺産を受け取ったまたは将来親から遺産を貰えると思っている人の割合は4割に過ぎない。

表1：遺産を受け取った回答者、遺産を貰えると思っている回答者の割合

	貯蓄に関する日米比較調査 (1996年)		家計における金融資産選択に 関するアンケート調査(日本)	
	アメリカ	日本	1996年	1998年
過去に親から遺産を受け取った回答者の割合	28.67	22.35	24.16	25.36
将来親から遺産が貰えると思っている回答者の割合	28.40	22.10	15.98	14.35
過去に遺産を受け取ったか、将来親から遺産を貰えると思っている回答者の割合	48.88	40.18	40.14	37.63
標本数	1,479	1,217	2,646	3,367

3.2 遺産を残す予定のある人の割合に関するデータ

本節では、遺産を残す予定のある人の割合に関するデータを示す。表2からわかるように、アメリカでは子のいる回答者の45.92%が遺産を残す努力をしたいと考えているのに対し、日本ではこの割合は25.72%から28.18%であり、アメリカ

の半分強に過ぎない。一方、アメリカでは、子のいる回答者のわずか29.4%しか遺産を残す必要がないと考えているのに対し、日本では、この割合は4.18%から24.93%にも及ぶ²⁾。従って、これらのデータから判断する限り、日本では、遺産動機はアメリカよりもはるかに弱い。

表2：遺産を残す予定のある回答者の割合

	貯蓄に関する日米比較調査 (1996年)		家計における金融資産選択に 関するアンケート調査(日本)	
	アメリカ	日本	1996年	1998年
遺産を残す予定	45.92	25.72	28.18	26.19
遺産を積極的に残すつもりはないが、あまった場合には残す	51.14	70.10	50.64	47.29
その他			1.89	1.58
遺産は残す必要はない	2.94	4.18	19.29	24.93
合計	100.00	100.00	100.00	100.00
標本数	1,054	933	3,126	3,157

備考：分母は子のいる回答者。

2) 「日米調査」の日本に関する結果と「家計における金融資産選択に関する調査」の結果との間の違いの理由については、Horioka (2002)、ホリオカ (2002) 参照。

3.3 遺産額の家計資産に占める割合に関するデータ

第3.1節、第3.2節では、過去に遺産を受け取った、将来貰えると思っているまたは残す予定のある人の割合に関するデータを吟味したが、過去に遺産を受け取った、将来貰えると思っているまたは残す予定のある人の割合は遺産の重要度の尺度としては不完全である。なぜならば、遺産を過去に受け取った、将来貰えると思っているまたは残す予定のある人の割合が高くて、遺産額が小さければ、遺産が重要であるとは言えず、逆に、遺産を過去に受け取った、将来貰えると思っているまたは残す予定のある人の割合が低くても、遺産額が大きければ、遺産が重要ではないとは言えない。そこで、本節では、日本人の遺産の量的重要度について吟味する。まず、第3.3.1節では過去に受け取った遺産の家計資産に占める割合に関するデータを示し、次いで第3.3.2節では残す予定の遺産の家計資産に占める割合に関するデータを示す。回答者が過去に受け取った遺産、残す予定の遺産の金額について直接聞いている調査はほとんどないため、先行研究は様々な工夫を凝らしている。例えば、Hayashi (1986)、Dekle (1989) と Campbell (1997) はライフ・サイクル資産を推計し、家計資産からライフ・サイクル資産を差し引くことによって遺産額を推計しており、Barthold and Ito (1992) は相続税統計から課税対象となっている遺産の額を逆算しており、下野 (1991) はシミュレーション分析を行っており、Shimono, Otsuki, and Ishikawa (1999) は、50歳以上の男性が直ちに死亡すると仮定して遺産割合

を推計している³⁾。これらの方法を用いるためには多くの仮定を置くことが必要であり、遺産額に関する直接的な情報があった方が正確な推計ができる。幸い、ここで用いた調査では、回答者が過去に受け取った遺産の額についても残す予定の遺産の額についても直接聞いている。

3.3.1 過去に受け取った(将来受け取る予定の)遺産の金額と家計資産に占める割合に関するデータ

まず、過去に受け取った遺産および将来受け取る予定の遺産の金額と正味資産に占める割合に関するデータを示す。表3-1からわかるように、1996年の「家計における金融資産選択に関する調査」によると、日本では過去に遺産を受け取った人の平均遺産額は4234.5万円、全世帯の平均遺産額は912.7万円、(全世帯の平均正味資産は3819.5万円であるため)過去に受け取った遺産の正味資産に占める割合は23.89%である。なお、将来、遺産を受け取る予定の人の平均遺産額は3211.4万円、全世帯の平均遺産額は633.8万円、将来受け取る予定の遺産額の正味資産に占める割合は16.59%である。最後に、過去に受け取った遺産と将来受け取る予定の遺産の合計は1546.5万円であり、その正味資産に占める割合は40.49%である。

調査票では受け取った遺産の現在価値を書くよう指示しており、回答者がこの指示に従って回答していれば問題はないが、誤って遺産を受け取った時の価値を書いている場合は、遺産額および遺産割合が過小に評価されてしまう。

3) 高山・有田(1996)はわれわれと同じ「家計における金融資産選択に関する調査」からのデータを用いて遺産割合を推計しているが、より古い1992年調査からのデータを用いている。

表3-1：受け取った遺産、受け取る予定の遺産の額

	遺産額（万円）	遺産額の正味資産に占める割合
遺産を受け取った回答者の受け取った遺産の平均値	4,234.47	
遺産を受け取った回答者の割合	21.55	
全回答者の受け取った遺産の平均値	912.67	23.89
遺産を受け取る予定の回答者の受け取る予定の遺産の平均値	3,211.39	
遺産を受け取る予定の回答者の割合	19.74	
全回答者の受け取る予定の遺産の平均値	633.83	16.59
全回答者の受け取った遺産と受け取る予定の遺産の合計額	1,546.49	40.49
正味資産（期首）	3,819.50	

3.3.2 残す予定の遺産の家計資産に占める割合に関するデータ

次に、残す予定の遺産の家計資産に占める割合に関するデータを示す。同じ1996年の「金融資産選択に関する調査」では、子に残す予定の遺産の金額について聞いているが、回答者は死亡時の価値を記入していると考えられ、家計資産に占める割合を計算する前に現在価値に変換する必要がある。人々が将来の利子率についてどう考えているかはわからないので、5つのケース（すなわち、利子率が0%、0.5%、1%、2%、3%である

と仮定したケース）について推計を行った。結果は表3-2に示されているが、この表からわかるように、利子率に対する仮定が結果を大きく左右させる。利子率が0%だと仮定したケースでは、残す予定の遺産額の全世帯平均は3298.8万円、正味資産に占める割合は86.37%にも上る。ところが、利子率が2%だと仮定したケースでは、残す予定の遺産額の全世帯平均は2187.4万円、正味資産に占める割合は44.73%にしかならず、過去に受け取った遺産の割合と驚くほど整合的である。

表3-2：遺産予定額

	利子率				
	0%	0.5%	1%	2%	3%
(1) 遺産を残す予定の回答者の平均遺産予定額(万円)	4223.95	3560.61	3014.38	2187.37	1612.21
(2) (1)の正味資産に占める割合	110.59	93.22	78.92	57.27	42.21
(3) 遺産を残す予定の回答者の割合	78.10	78.10	78.10	78.10	78.10
(4) 全回答者の平均遺産予定額(万円)	3298.81	2780.76	2354.16	1708.29	1259.10
(5) (4)の正味資産に占める割合	86.37	72.80	61.64	44.73	32.97
(6) 正味資産	3819.50	3819.50	3819.50	3819.50	3819.50

3.3.3 遺産割合に関する結論

日本では過去に受け取った遺産額が家計資産の2割強を占めているという結果は、先行研究とおおむね整合的である（文献サーベイについては、Horioka（1990）参照）。Hayashi（1986）の9.6%以上、Campbell（1997）のほぼゼロよりは高く、Dekle（1989）の「遺産動機方式」による48.7%以下、下野（1991）の71.3%、Shimono, Otsuki, and Ishikawa（1999）の41.6%から57.4%よりは低いが、Dekle（1989）の「ライフサイクル貯蓄方式」による3%から27%、Barthold and Ito（1992）の27.8%から41.4%以上、高山・有田（1996）の32.7%とほぼ同程度である。

Kotlikoff and Summers（1981）を除けば、アメリカにおける過去に受け取った遺産の割合を推計した研究者はその割合が20%以下であるという結果を得ており、アメリカにおける遺産割合は日本のそれと同程度であるようである（文献サーベイについては、Horioka（1993）参照）。つまり、日本では遺産を過去に受け取った、将来貰えると思っているまたは残す予定のある人の割合はアメリカよりも低い、遺産割合はアメリカと同程度である。それは、平均遺産額が日本の場合のほうが高いからであると考えられる。

ただ、どの家計行動のモデルが現実に最も適合しているかを明らかにするためには、遺産の量的重要度よりは遺産動機および遺産の分配方法に対する考え方のほうが重要であり、次節ではこれらに関するデータを示す。

4 遺産動機及び遺産の分配方法に対する考え方

本節では、人々の遺産動機及び遺産の分配方法に対する考え方に関するデータを示す。

4.1 遺産動機

「日米調査」および「家計における金融資産選

択に関する調査」では回答者の遺産動機について調査している。一つの質問では、遺産についてどういった考え方を持っているかを聞いており、回答者は以下の6つの考え方から1つだけ選択することになっている：考え方1「遺産はいかなる場合においても残す予定」、考え方2「遺産は子が面倒を見てくれた場合に限って残す予定」、考え方3「遺産は子が事業を継いでくれた場合に限って残す予定」、考え方4「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」、考え方5「その他」、考え方6「遺産は残す必要はない」。考え方2、4および6はライフ・サイクル・モデルと整合的、考え方1は利他主義モデルと整合的、考え方3は王朝モデルと整合的であり、考え方5は分類不可能である。したがって、これらの考え方のうち、どの考え方が最も支配的であるかをみることによって、どの家計行動のモデルがもっとも支配的であるかがわかる。

結果は表4-1に示されているが、この表からわかるように、両国においてライフ・サイクル・モデルと整合的である意図せざる遺産のみを残すという考え方が支配的であり、アメリカでは回答者の51.14%がこの考え方を持っているのに対し、日本では回答者の47.29%から70.10%がこの考え方を持っている。アメリカでは利他的な遺産動機もほとんど同じくらい重要であり、回答者の42.60%がこの考え方を持っているのに対し、日本ではこの考え方の重要度はアメリカよりもはるかに低く、この考え方を持っている回答者の割合は19.29%から19.89%に過ぎない。それに対し、遺産動機を全く持っていない回答者の割合は日本では4.18%から24.93%であり⁴⁾、アメリカの場合の値(2.94%)よりもはるかに高く、同様に、利己的な遺産動機を持っている回答者の割合は日本では5.00%から6.78%であり、アメリカの場合の値(3.32%)よりも高い。また、王朝的な遺産

動機を持っている回答者の割合は、日本では1.30%から1.73%に過ぎないのに対し、アメリカでは不明である。

つまり、ライフ・サイクル・モデル、利他主義モデル、王朝モデルと整合的な遺産動機を持っている回答者の割合は、日本ではそれぞれ76.71%から80.71%、19.29%から19.89%、1.30%から1.73%であるのに対し、アメリカではそれぞれ57.40%、42.60%、不明である。したがって、ライフ・サイクル・モデルが両国において支配的であるが、その適合度はアメリカの場合よりも日本の場合のほうがはるかに高く、逆に利他主義モデルの適合度は日本の場合よりもアメリカの場合のほうがはるかに高いようである⁵⁾。

ただし、上述の結果はすべて回答者の割合に関する結果であり、遺産額を一切考慮していない。そこで、表4-2の右端の列には各遺産動機別のための遺産予定額の遺産予定額の総額に占める割

合が示されている。この表から分かるように、結果は回答者の割合に関する結果とおおむね整合的であるが、2つ大きな違いがある。第1に、ライフ・サイクル・モデルと整合的な考え方6（遺産は残す必要はない）の場合は遺産予定額がゼロであるため、この考え方のウエイトがゼロになる。第2に、利他主義モデルと整合的な考え方1（遺産はいかなる場合においても残す予定）、王朝モデルと整合的な考え方3（遺産は子が事業を継いでくれた場合に限って残す予定）の場合の遺産予定額が最も大きいため、これらの考え方のウエイトが大幅に増える。その結果、ライフ・サイクル・モデルと整合的な考え方のウエイトは60.40%に減少し、利他主義モデル、王朝モデルと整合的な考え方のウエイトはそれぞれ35.39%と2.85%に増加する。しかし、それでもライフ・サイクル・モデルが支配的であるという結論は変わらない。

表4-1：遺産動機

遺産動機	貯蓄に関する日米比較調査 (1996年)		家計における金融資産選択に関するアンケート調査(日本)	
	アメリカ	日本	1996年	1998年
1. いかなる場合でも	42.60	19.29	19.67	19.89
2. 面倒を見てくれた場合	3.32	6.43	6.78	5.00
3. 事業を継いでくれた場合	na	na	1.73	1.30
4. 意図せざる遺産のみ	51.14	70.10	50.64	47.29
5. その他	na	na	1.89	1.58
6. 遺産動機なし	2.94	4.18	19.29	24.93
合計	100.00	100.00	100.00	100.00
標本数	1054	933	3126	3157

備考：分母は子のいる回答者。

4) 「日米調査」の日本に関する結果と「家計における金融資産選択に関する調査」の結果との間の違いの理由については、Horioka (2002)、ホリオカ(2002)参照。

5) 同じデータを用いて遺産動機がどのように形成されるかを吟味した例として松浦・滋野(2001)がある。

表4-2：遺産動機

遺産動機	遺産予定額 (万円)	回答者の割合	遺産予定額 (万円)	遺産予定額の総 額に占める割合
1. いかなる場合でも	6670.30	17.10	1140.82	35.39
2. 面倒を見てくれた場合	3147.25	6.63	208.72	6.47
3. 事業を継いでくれた場合	7516.67	1.22	91.83	2.85
4. 意図せざる遺産のみ	3399.59	51.13	1738.36	53.92
5. その他	2200.00	2.01	44.15	1.37
6. 遺産動機なし	0.00	21.90	0.00	0.00
ライフ・サイクル関係		79.67		60.40
合計		99.99	3223.88	100.00

備考：分母は子のいる回答者。

4.2 遺産の分配方法に対する考え方

「日米調査」および「家計における金融資産選択に関する調査」では、回答者の遺産の分配方法に対する考え方についても調査しており、回答者は以下の6つの考え方から1つだけ選択することになっている。考え方1「均等に分ける」は厳密に言えばどの家計行動のモデルとも整合的ではないが、子の所得獲得能力および消費のニーズがほぼ同じであると仮定すれば、この考え方は利他主義モデルと整合的である。また、考え方2「所得の低い子に多く、もしくは全部残す」も利他主義モデルと整合的である⁶⁾。一方、考え方3「面倒をみてくれた子に多く、もしくは全部残す」はライフ・サイクル・モデルと整合的であり⁷⁾、考え方4「事業を継いでくれた子に多く、もしくは全部残す」および考え方5「自分の面倒をみてくれなかったとしても、長男・長女に多く、もしくは全部残す」は王朝モデルと整合的である(考え方6「その他」はどのモデルと整合的であるかは判別できない。)したがって、これらの考え方の方

ち、どの考え方が最も重要であるかを見ることによって、両国においてどの家計行動のモデルが成り立っているかに関する新たな証拠が得られる。

結果は表5に示されているが、この表から分かるように、どちらかといえば利他主義モデルと整合的な考え方1は日本においてもアメリカにおいても最も支配的な考え方であるが、日本の場合よりもアメリカの場合のほうがはるかに重要である(アメリカではこの考え方を持っている回答者の割合は96.28%であるのに対し、日本ではその割合は48.74%から56.72%(アメリカの約半分)に過ぎない)。ただし、利他主義モデルと最も整合的な考え方2はいずれの国においても全く重要ではなく、その考え方を持っている回答者の割合は、アメリカでは0.55%、日本では1.02%から2.36%に過ぎない。一方、ライフ・サイクル・モデルと整合的な考え方3は、アメリカではほとんど重要ではなく、その考え方を持っている回答者の割合は3.32%に過ぎないが、日本ではかなり重要であり、その考え方を持っている回答者の割合

6) ただし、所得の最も低い子が親の面倒を見た場合はこの考え方はライフ・サイクル・モデルとも整合的である。

7) ただし、親の面倒を見た子が所得の最も低い子でもあれば、この考え方は利他主義モデルとも整合的である。

表5：遺産の分配方法に対する考え方

遺産の分配方法に対する考え方	貯蓄に関する日米比較調査 (1996年)		家計における金融資産選択に 関するアンケート調査(日本)	
	アメリカ	日本	1996年	1998年
1. 均等に	96.28	48.74	50.93	56.72
2. 所得の低い子に多く	0.55	2.36	1.08	1.02
3. 面倒を見てくれた子に多く	2.48	32.38	33.72	29.04
4. 事業を継いでくれた子に多く	0.00	6.91	5.52	3.84
5. 長男・長女に多く	0.41	7.59	5.77	4.63
6. その他	0.28	2.02	2.98	4.75
合計	100.00	100.00	100.00	100.00
標本数	725	593	2046	1770

備考：分母は子が二人以上いる回答者。

は29.04%から33.72%にも及ぶ。同様に、王朝モデルと整合的な考え方4および考え方5はアメリカでは全く重要ではなく、それらの考え方を持っている回答者の割合はそれぞれ0.00%と0.41%に過ぎないが、日本ではある程度重要であり、それらの考え方を持っている回答者の割合はそれぞれ3.84%から6.91%、4.63%から7.49%にも及ぶ。

したがって、遺産の分配方法に対する考え方に関する結果は遺産動機に関する結果とおおむね整合的であり、利他主義モデルが日本の場合よりもアメリカの場合のほうがはるかに重要であり、逆にライフ・サイクル・モデルと王朝モデル(特に前者)はアメリカの場合よりも日本の場合のほうがはるかに重要であるということを示唆する。

5 遺産動機の高齢者の貯蓄取り崩し行動に与える影響の分析

本節では、日本における高齢者の貯蓄取り崩し行動について分析し、特に遺産動機の影響に焦点を当てる。

5.1 データ

この分析では、以下の貯蓄の概念を用いる。

- (1) FINA = 金融資産
- (2) FINNW = 金融正味資産 = FINA - L
- (3) REALA = 実物資産
- (4) W = 富(正味資産) = FINNW + REALA
= FINA + REALA - L

ただし、L = 負債

表6に、これらの貯蓄の概念の過去一年間の増減額、取り崩し率などが示されているが、この表から分かるように、就業状態を問わず、日本の高齢者の実物資産の純購入以外のすべての概念の貯蓄の平均増減額は負であり、しかも、負債の純増および実物資産の純購入以外の概念の貯蓄を取り崩している高齢者の割合はかなり高く、常に3分の1を上回っている。

例えば、金融資産についてみると、有職世帯、無職世帯、全世帯の平均取り崩し額はそれぞれ27.99万円、69.19万円、46.71万円であり、取り崩し率はそれぞれ1.24%、3.22%、2.11%であ

表 6 : 高齢者世帯の貯蓄行動 (1996)

貯蓄の概念	有職世帯				無職世帯				全世帯			
	フロー	負の割合	ストック	取り崩し率	フロー	負の割合	残高	取り崩し率	フロー	負の割合	残高	取り崩し率
CHFINA	-27.99	36.02	2,260.84	-1.24	-69.19	48.51	2,149.68	-3.22	-46.71	41.69	2,210.35	-2.11
CHL	11.87	8.70	245.39	4.84	25.60	4.48	132.22	19.36	18.11	6.78	193.98	9.33
CHFNNW	-39.86	34.16	2,015.45	-1.98	-94.79	50.00	2,017.46	-4.70	-64.81	41.36	2,016.37	-3.21
CHREALA1	31.99	1.24	5,106.92	0.63	80.46	0.00	4,577.80	1.76	54.01	0.68	4,866.58	1.11
DEPN	75.32	90.68	5,106.92	1.47	72.59	86.57	4,577.80	1.59	74.08	88.81	4,866.58	1.52
CHREALA2	-43.33	88.20	5,106.92	-0.85	7.88	84.33	4,577.80	0.17	-20.07	86.44	4,866.58	-0.41
CHA	-71.32	55.90	7,367.76	-0.97	-61.32	76.87	6,727.48	-0.91	-66.78	65.42	7,076.92	-0.94
CHNW	-83.19	54.66	7,122.38	-1.17	-86.91	75.37	6,595.27	-1.32	-84.88	64.07	6,882.94	-1.23
標本数	161				134				295			

備考：単位は万円。CHLおよびDEPNの場合は正の割合を示す。

CHFINA = 金融資産の増減額、CHL = 負債の増減額、CHFNNW = 金融正味資産の増減額、CHREALA1 = 実物資産の純購入
DEPN = 実物資産に対する減価償却、CHREALA2 = 実物資産の増減額、CHA = 総資産の増減額、CHNW = 正味資産の増減額。

り、取り崩している世帯の割合はそれぞれ 36.02%、48.51%、41.69%である。また、金融正味資産についてみると、有職世帯、無職世帯、全世帯の平均取り崩し額はそれぞれ 39.86万円、94.79万円、64.81万円であり、取り崩し率はそれぞれ1.98%、4.70%、3.21%であり、取り崩している世帯の割合はそれぞれ 34.16%、50.00%、41.36%である。最後に、貯蓄の最も広い概念である正味資産についてみると、有職世帯、無職世帯、全世帯の平均取り崩し額はそれぞれ 83.19万円、86.92万円、84.88万円であり、取り崩し率はそれぞれ1.17%、1.32%、1.23%であり、取り崩している世帯の割合はそれぞれ 54.66%、75.37%、64.07%である。いずれの場合も、取り崩し額も、取り崩し率も、取り崩している世帯

の割合も、予想通り、有職世帯の場合よりも無職世帯の場合のほうが高い。

これらの分析結果は、日本の高齢者（特に退職後の高齢者）は過去に蓄積した貯蓄を取り崩すことによって生活費を賄うと予想するライフ・サイクル・モデルと整合的である。日本の高齢者は実物資産を取り崩さないという結果は、一般常識と整合的であり、3つの要因によるものであると考えられる。すなわち、(1)住宅は高価で、切り売りするとその資産価値が著しく低下する財であり、(2)日本人は死ぬまで自分の家に住み続けたいという願望が強い、(3)日本では実物資産（土地）が相続税制において優遇されているからだと考えられる。

5.2 推定モデル

5.2.1 基本モデル

死亡時期に対する不確実性が存在しなければ、遺産動機を持っていない人は死ぬまでにすべての資産を使い切ろうとするはずである。したがって、遺産動機を持っていない退職後の高齢者の貯蓄取り崩し関数は以下のとおりとなるはずである（数学を簡単にするために利子率がゼロであると仮定する）。

$$DS = (1 / LE) * W$$

ただし、DS = 貯蓄の取り崩し額

W = 資産（正味資産）

LE = 平均余命

この式をWで割ると以下の式が得られる。

$$DS / W = (1 / LE)$$

5.2.2 子ダミーを導入した推定モデル

次に、人々が遺産動機を持っている場合について考えてみたい。Hurd（1987）を初めとする先行研究では、遺産動機に関する情報がないため、子ダミーを遺産動機の代理変数として使っている。そこで、われわれはまず、先行研究に見習って、子ダミーを説明変数に加えてみる。すなわち、

$$DS = (1 / LE) * W * (1 - a * CHILD)$$

ただし、CHILD = 子ダミー（健在な子がいる場合は1の値を取り、いない場合は0の値を取るダミー変数）

この式をWで割ると以下の式が得られる。

$$DS / W = (1 / LE) - a * (1 / LE) * CHILD$$

LEに関する実際のデータを用い、DS/Wを1/LEと(1/LE)*CHILDに対して回帰する方法と、DS/Wを定数項とCHILDに対して回帰し、回帰分析によって1/LEの値を推定する方法を両方試みる。子ダミーが遺産動機の代理変数であれば、aは正となり、子の存在は取り崩し率を引き下げる方向に働くはずである。

5.2.3 遺産動機ダミーを導入した推定モデル

上述のとおり、本稿で用いた調査では、遺産動機についても調査しており、子ダミーを遺産動機の代理変数として用いる必要はない。次に、子ダミーの代わりに遺産動機に関するダミー変数を導入することを試みる。すなわち、

$$DS = (1 / LE) * W * (1 - b(i) * BEQ(i))$$

ただし、BEQ(i) = i個目の遺産動機ダミー（i個目の遺産動機が当てはまる場合は1の値を取り、当てはまらない場合は0の値を取るダミー変数）

この式をWで割ると以下の式が得られる。

$$DS / W = (1 / LE) - (1 / LE) * b(i) * BEQ(i)$$

まず、BEQ(i)の具体的な変数として表4に挙げられている6つの遺産動機のうち、最初の5つに該当する遺産動機ダミーを導入し、6つ目の遺産動機（遺産動機なし）を基準とした。しかし、自由度が不十分であるため、良好な結果は得られ

なかった。したがって、最終的には以下の2つの
 ダミーを導入し、遺産動機なしを基準とした。

INTBEQ = 意図的遺産動機ダミー (遺産をい
 かなる場合においても残す予定、遺産は子が面倒
 を見てくれた場合に限って残す予定、遺産は子が
 事業を継いでくれた場合に限って残す予定、およ
 びそれ以外の遺産動機を持っている場合は1の値
 を取り、それ以外の場合は0の値を取るダミー変
 数)

ACCBEQ = 意図せざる遺産動機ダミー (遺産
 を積極的に残すつもりはないが、余ったら残す予
 定の場合は1の値を取り、それ以外の場合は0の
 値を取るダミー変数)
 (基準は遺産動機なしの回答者)

DS / W を 1 / LE、(1 / LE) * INTBEQ、
 (1 / LE) * ACCBEQ に対して回帰する方法と、
 DS / W を定数項、INTBEQ、ACCBEQ に対
 して回帰し、回帰分析によって 1 / LE の値を推
 定する方法を両方試みる。INTBEQ の場合の b
 (i) はいずれも正であり、遺産動機の存在が取り
 崩し率を引き下げる方向に働くはずである。

5 2 4 予定遺産額を導入した推定モデル

遺産動機を持っているか否かのみを考慮するよ
 りは予定遺産額を考慮したほうがはるかに望まし
 く、次に予定遺産額を考慮したモデルを推定する。
 死亡時期に対する不確実性が存在しなければ、B
 円の遺産の残す予定の人は、死ぬまでに W では
 なく、W と B の差額のみを取り崩すはずである。
 したがって、その人の貯蓄取り崩し関数は以下の
 とおりとなるはずである。

$$DS = (1 / LE) * (W - B)$$

この式を W で割ると以下の式が得られる。

$$DS / W = (1 / LE) - (1 / LE) * B / W$$

DS / W を 1 / LE と (1 / LE) * B / W に対
 して回帰する方法と、DS / W を定数項と B / W
 に対して回帰し、回帰分析によって 1 / LE の値
 を推定する方法を両方試みる。DS / W を 1 /
 LE と (1 / LE) * B / W に対して回帰すれば、
 1 / LE の係数は 1 に等しくなり、(1 / LE) *
 B / W の係数は - 1 に等しくなるはずであり、
 DS / W を定数項と B / W に対して回帰すれば、
 定数項は 1 / LE に等しくなり、B / W の係数
 は - 1 / LE に等しくなるはずである。つまり、
 遺産動機ありの人の取り崩し率は遺産動機なしの
 人のそれよりも (1 / LE) * B / W だけ低いほ
 ずであり、予定遺産額が大きければ大きいほど、
 取り崩し率が低くなるはずである。

5 2 5 遺産動機ダミーおよび予定遺産額を同時 に導入した推定モデル

最後に、遺産動機によって取り崩し率または予
 定遺産額の取り崩し率に与える影響が異なる可
 能性があるため、遺産動機ダミーと予定遺産額を同
 時に導入したモデルを推定してみた。

すなわち、

$$DS = (1 / LE) * (W - B) * (1 - c(i) * BEQ(i))$$

この式を W で割ると以下の式が得られる。

$$DS / W = (1 / LE) - (1 / LE) * (c(i) * BEQ(i)) - (1 / LE) * (B / W) * (d(i) * BEQ(i))$$

(基準は遺産動機なしの回答者)

遺産動機なしの回答者の場合は、予定遺産額は必然的にゼロであるため、 $(1/LE) * (B/W)$ の項は不必要である。

遺産動機ダミーのみを導入した推定モデルの場合と同様、2個の遺産動機ダミー（INTBEQおよびACCBEQ）を用いた。

DS/Wを $1/LE$ 、 $(1/LE) * INTBEQ$ 、 $(1/LE) * ACCBEQ$ 、 $(1/LE) * (B/W) * INTBEQ$ 、 $(1/LE) * (B/W) * ACCBEQ$ に対して回帰する方法と、DS/Wを定数項、INTBEQ、ACCBEQ、 $(B/W) * INTBEQ$ 、 $(B/W) * ACCBEQ$ に対して回帰し、回帰分析によって $1/LE$ を推定する方法を試みる。

5.3 被説明変数

われわれは被説明変数として正味資産の取り崩し率のみならず、金融資産の取り崩し率（DSFA/FA）をも試みた。なぜならば、表6から分かるように、日本人は実物資産をほとんど取り崩しておらず、主に金融資産を取り崩しているようであるからである。金融正味資産の取り崩し率も試みたが、紙面の制約のため、結果を割愛する。

5.4 サンプル

高齢者の全サンプルのみならず、無職の高齢者のサンプルをも用いる。ライフ・サイクル仮説によると、貯蓄を取り崩すのは退職後の高齢者であり、無職のサンプルの場合の結果が最も良好であるはずであるからである。

5.5 変数の定義・加工

幸い、上述の回帰分析を行うために必要なすべ

てのデータは調査されているかまたは計算可能である。DS、DSFA、W、FA、CHILD、遺産動機およびBに関するデータは直接得られているデータから計算でき、LEは世帯主の現在の年齢と（世帯主が既婚である場合は）世帯主の配偶者の年齢から計算できる。具体的には、LEを世帯主の平均余命と世帯主の配偶者の平均余命のうち、より長いほうに設定した。すなわち、

$$LE = \max (LEHEAD, LESPOUSE)$$

ただし、LEHEAD = 世帯主の平均余命、LESPOUSE = 世帯主の配偶者の平均余命

5.6 推定結果

5.6.1 子ダミーを導入した推定モデル

推定結果は表7-1に示されているが、この表から分かるように、全世界帯の場合と無職世帯と正味資産を用いた場合は、どの係数も有意ではないが、無職世帯と金融資産を用いた場合は、すべての係数が有意であり、符号条件を満たしており、規模もほぼ妥当である。子の影響についてみると、子のいる高齢者の貯蓄の取り崩し率は子のいない高齢者のそれよりも有意に低い。これは、子のいる高齢者は遺産を子に残すため、子のいない高齢者よりも緩やかに貯蓄を取り崩しているからであると考えられる。しかし、子なしの高齢者の取り崩し率に関する係数（ $1/LE$ の係数および定数項）の規模は理論値の+1と0.0500（無職サンプルにおける $1/LE$ の平均値）よりもはるかに高い。しかも、4つのケースのうち、3つのケースにおいて子ダミーは有意ではなく、子ダミーは遺産動機の代理変数として適切ではないという可能性がある。

表 7 - 1 : 高齢者の貯蓄取り崩し行動に関する回帰分析の推定結果 (子ダミーを含む)

	全世帯		無職世帯	
	DSFA/FA	DS/W	DSFA/FA	DS/W
1/LE	1.1064	0.2728	3.2963 **	2.2243
	1.8884	1.9340	1.5148	1.8144
(1/LE)CHILD	-0.9262	0.1257	-2.7831 *	-2.2858
	1.9273	1.9738	1.5616	1.8704
F-値	0.2810	0.1450	3.2830 **	0.7990
R-squared	0.0019	0.0010	0.0474	0.0120
Adjusted R-squared	-0.0049	-0.0058	0.0330	-0.0030
標本数	295	295	134	134
定数項	0.0622	0.0191	0.1690 **	0.1112
	0.0853	0.0873	0.0696	0.0836
CHILD	-0.0593	0.0009	-0.1431 **	-0.1183
	0.0872	0.0893	0.0723	0.0869
F-値	0.4620	0.0000	3.9140 **	1.8540
R-squared	0.0016	0.0000	0.0288	0.0139
Adjusted R-squared	-0.0018	-0.0034	0.0214	0.0064
標本数	295	295	134	134

備考：1 段目の値は係数であり、2 段目の値は標準誤差である。

DSFA = 金融資産の取り崩し額、DS = 正味資産の取り崩し額、FA = 金融資産残高、W = 正味資産残高、LE = 余命、CHILD = 子ダミー、* 10% 水準で有意、** 5% 水準で有意、*** 1% 水準で有意。

5.6.2 遺産動機ダミーを導入した推定モデル

推定結果は表 7 - 2 に示されているが、この表からわかるように、無職世帯と正味資産を用いたケースを除けば、意図せざる遺産動機に関する変数以外の係数はいずれも有意であり、符号条件を満たしており、規模もほぼ妥当である。意図的遺産動機の影響についてみると、意図的遺産動機を持っている人々のほうが遺産動機を全く持ってい

ない人々よりも取り崩し率が有意に低く、むしろ資産を積み増している。遺産を積極的に残すつもりはないが、余ったら残すと考えている人が遺産を残す予定のない人よりも取り崩し率が低くなくともおかしくはなく、意図せざる遺産動機に関する変数の係数が有意ではないことは予想通りである。

表7-2：高齢者の貯蓄取り崩しに関する回帰分析の推定結果（遺産動機ダミーを含む）

	全世帯		無職世帯	
	DSFA/FA	DS/W	DSFA/FA	DS/W
1/LE	1.7556 ** 0.8548	1.7060 * 0.8809	2.2713 *** 0.7846	0.7537 0.9579
(1/LE)*INTBEQ	-2.6122 ** 1.0342	-1.8944 * 1.0657	-2.8361 *** 0.9976	-1.3644 1.2180
(1/LE)*ACCBEQ	-1.1631 1.0410	-1.3405 1.0727	-1.3908 0.9557	-0.4730 1.1668
F-値	2.4590 *	1.4020	3.9410 ***	0.4850
R-squared	0.0246	0.0142	0.0828	0.0110
Adjusted R-squared	0.0146	0.0041	0.0618	-0.0117
標本数	295	295	134	134
定数項	0.0871** 0.0403	0.0845 ** 0.0415	0.1070 *** 0.0375	0.0337 0.0455
INTBEQ	-0.1352 *** 0.0488	-0.0912 * 0.0503	-0.1289 ** 0.0499	-0.0708 0.0606
ACCBEQ	-0.0651 0.0492	-0.0684 0.0507	-0.0672 0.0475	-0.0209 0.0577
F-値	4.1230 **	1.6580	3.3460 **	0.7660
R-squared	0.0275	0.0112	0.0486	0.0116
Adjusted R-squared	0.0208	0.0045	0.0341	-0.0035
標本数	295	295	134	134

備考：1段目の値は係数であり、2段目の値は標準誤差である。

DSFA = 金融資産の貯蓄取り崩し額、DS = 正味資産の貯蓄取り崩し額、FA = 金融資産残高、W = 正味資産残高、LE = 余命、INTBEQ = 意図的遺産動機ダミー、ACCBEQ = 意図せざる遺産動機ダミー、* 10%水準で有意、** 5%水準で有意、*** 1%水準で有意。

5.6.3 予定遺産額を導入した推定モデル

推定結果は表7-3に示されているが、この表から分かるように、サンプルによって結果がかなり異なる。いずれのサンプルの場合も予定遺産額に関する変数の係数は常に有意に負であり、予想通り、予定遺産額が大きければ大きいほど、取り崩し率が減少する。しかし、全世帯の場合は、結果は若干弱く、ほとんどの係数の規模が小さすぎ、1/LEの係数および定数項は有意ではなく、

(1/LE)*B/WおよびB/Wの係数は10%水準でしか有意ではない。一方、無職世帯の場合は結果は極めて良好であり、すべての係数が有意で符号条件を満たしている。しかも、係数の規模もほぼ妥当である。例えば、DS/Wを1/LEと(1/LE)*B/Wに対して回帰したモデルでは、1/LEの係数は理論値の+1から有意に乖離しておらず、(1/LE)*B/Wの係数は理論値の-1から有意に乖離していない。また、

表 7 - 3 : 高齢者の貯蓄取り崩し行動に関する回帰分析の推定結果 (遺産予定額を含む)

	全世帯		無職世帯	
	DSFA/FA	DS/W	DSFA/FA	DS/W
1/LE	0.4591 0.4027	0.6529 0.4120	1.3137 *** 0.4344	0.8983 * 0.5145
(1/LE)B/W	-0.4057 * 0.2420	-0.4352 * 0.2476	-0.9769 *** 0.3671	-1.2666 0.4348
F-値	1.5730	2.0680	5.2850 ***	4.2580 **
R-squared	0.0106	0.0139	0.0741	0.0606
Adjusted R-squared	0.0039	0.0072	0.0601	0.0464
標本数	295	295	134	134
定数項	0.0136 0.0186	0.0295 0.0190	0.0722 *** 0.0223	0.0543 0.0261
B/W	-0.0148 0.0094	-0.0174 * 0.0096	-0.0557 *** 0.0190	-0.0822 *** 0.0222
F-値	2.4910	3.3210 *	8.6480 ***	13.7310 ***
R-squared	0.0084	0.0112	0.0615	0.0942
Adjusted R-squared	0.0050	0.0078	0.0544	0.0874
標本数	295	295	134	134

備考：1 段目の値は係数であり、2 段目の値は標準誤差である。

DSFA = 金融資産の取り崩し額、DS = 正味資産の取り崩し額、FA = 金融資産残高、W = 正味資産残高、LE = 余命、B = 遺産予定額、* 10% 水準で有意、** 5% 水準で有意、*** 1% 水準で有意。

DS / W を定数項と B / W に対して回帰したモデルでは、定数項も B / W の係数の絶対値も無職サンプルの 1 / LE の平均値 (0.0500) からは有意に乖離していない。

5.6.4 遺産動機ダミーおよび予定遺産額を同時に導入した推定モデル

推定結果は表 7 - 4 に示されているが、この表から分かるように、意図せざる遺産動機に関する変数の係数はいずれも有意ではないが、(B / W) と INTBEQ との間の交差項はほとんどの場合有意に負であり、これらの結果は、意図的遺産動機の場合にのみ予定遺産額が取り崩し率を引き下げる方向に働くということを示唆する。

表7-4：高齢者の貯蓄取り崩し行動に関する回帰分析の推定結果（遺産動機ダミー、遺産額を含む）

	全世帯		無職世帯	
	DSFA/FA	DS/W	DSFA/FA	DS/W
1/LE	1.7556 ** 0.8552	1.7060 * 0.8775	2.2713 *** 0.7741	0.7537 0.8145
(1/LE)INTBEQ	-2.3771 ** 1.0538	-1.5025 1.0813	-1.6001 1.1369	2.9114 ** 1.1964
(1/LE)ACCBEQ	-0.8829 1.1399	-1.7105 1.1696	-1.0353 1.0177	-0.9120 1.0709
(1/LE)(B/W)INTBEQ	-0.3115 0.2650	-0.5194 * 0.2719	-1.4654 ** 0.6747	-5.0696 *** 0.7100
(1/LE)(B/W)ACCBEQ	-0.3895 0.6442	0.5144 0.6610	-0.4358 0.4694	0.5380 0.4940
F-値	1.8240	1.6990	3.5450 ***	10.8370 ***
R-squared	0.0305	0.0285	0.1208	0.2958
Adjusted R-squared	0.0138	0.0117	0.0867	0.2685
標本数	295	295	134	134
定数項	0.0871 ** 0.0403	0.0845 ** 0.0414	0.1070 *** 0.0370	0.0337 0.0391
INTBEQ	-0.1275 *** 0.0492	-0.0786 0.0506	-0.0658 0.0569	0.1374 ** 0.0602
ACCBEQ	-0.0493 0.0551	-0.0873 0.0567	-0.0473 0.0517	-0.0446 0.0547
(B/W)INTBEQ	-0.0112 0.0097	-0.0183 * 0.0100	-0.0661 ** 0.0299	-0.2180 *** 0.0316
(B/W)ACCBEQ	-0.0237 0.0374	0.0284 0.0385	-0.0255 0.0281	0.0305 0.0297
F-値	2.4930 **	1.8150	3.1490 **	12.6800 ***
R-squared	0.0332	0.0244	0.0889	0.2822
Adjusted R-squared	0.0199	0.0110	0.0607	0.2600
標本数	295	295	134	134

備考：1 段目の値は係数であり、2 段目の値は標準誤差である。

DSFA = 金融資産の取り崩し額、DS = 正味資産の取り崩し額、FA = 金融資産残高、W = 正味資産残高、LE = 余命、
B = 遺産予定額、INTBEQ = 意図的遺産動機ダミー、ACCBEQ = 意図せざる遺産動機ダミー、* 10% 水準で有意、
** 5% 水準で有意、*** 1% 水準で有意。

5.7 推定結果の頑健性の検証

様々な特定化を試みることによって推定結果の頑健性を検証した。まず、貯蓄の取り崩し率が世帯主・配偶者の健康状態の関数であると仮定したモデルも推定したが、推定結果はほとんど変わらず、健康状態の影響は有意ではなかった。

また、片方の配偶者がなくなった後は生活費が少なくなると仮定したモデルも推定したが、結果はほとんど変わらなかった。

5.8 結論

高齢者（特に退職後の高齢者）が実物資産以外の資産をライフ・サイクル・モデルが予測しているとおり取り崩しており、取り崩し率はライフ・サイクル・モデルとほぼ整合的であり、予定遺産額は貯蓄の取り崩し率を有意に引き下げる方向に働く。

6 遺産動機・遺産の分配方法に対する考え方の子の行動に与える影響

今までは、遺産を残す側（親）の意識と行動に焦点を当てたが、この節では遺産をもらう側（子）の行動に焦点を当てる。子が利他的であれば、子が親から遺産を受け取る見込みがあるか否か、親の老後の面倒を見ることが親から遺産を受け取る条件になっているか否かは子が親の老後の面倒を見るか否かの意思決定に大きい影響を及ぼさないとはいえずであるのに対し、子が利己的であれば、親から遺産を受け取る見込みのない子よりも親から遺産を受け取る見込みのある子（とくに親の老後の面倒を見ることが遺産を受け取る条件になっている子）のほうが親の老後の面倒を見る傾向が強いはずである。したがって、親の遺産動機の有無または性質が、子が親の面倒を見るか否かの意思決定に影響を及ぼすか否かについてみることによって、子が利他的であるか、利己的である

かが分かる。

「家計における金融資産選択に関する調査」は回答者が現在、独立した子と同居しているか否か、将来、独立した子と同居する予定であるか否か、現在、子に介護してもらっているか否か、将来、介護してもらう予定があるか否か、現在、子から経済的援助をもらっているか否か、将来、子から経済的援助をもらう予定があるか否かについて調査しているため、これらをどの程度子が親の面倒を見ているかの尺度として用いた。（同居したほうが経済的援助、世話、介護などが受けやすいため、同居はどの程度子が親の面倒を見ているかの代理変数として有効であると考えられる。）

まず、表8には、遺産動機別の現在又は将来の親子の同居率が示されているが、この表から分かるように、遺産は子が面倒を見てくれた場合に限って残す予定の回答者の場合の同居率が2番目に高い。

次に、表9には、遺産分配に対する考え方別の現在及び将来の親子の同居率が示されているが、この表から分かるように、面倒を見てくれた子に多く、もしくは全部残すと考えている回答者の場合の同居率が最も高い。

次に、表10及び表11には、遺産動機別（表10）及び遺産の分配方法に対する考え方別（表11）の現在及び将来の介護率が示されているが、これらの表から分かるように、遺産は子が面倒を見てくれた場合に限って残す予定の回答者、面倒を見てくれた子に多く、もしくは全部残すと考えている回答者の場合の介護率が予想どおり最も高く、遺産は残す必要はないと考えている回答者の場合の介護率が最も低い。

最後に、表12及び表13には、遺産動機別（表12）及び遺産の分配方法に対する考え方別（表13）の現在及び将来の援助率が示されているが、これらの表から分かるように、遺産は子が面倒を見てく

れた場合に限って残す予定の回答者、面倒を見てくれた子に多く、もしくは全部残すと考えている回答者の場合の介護率が2番目に高い。

表8：遺産動機別同居率（1996年）

遺産動機	独立した子との同居率	標本数
いかなる場合でも	45.69	615
面倒を見てくれた場合	54.72	212
事業を継いでくれた場合	59.26	54
意図せざる遺産のみ	39.86	1583
その他	40.68	59
遺産動機なし	36.82	603
無回答	36.00	75
合計	41.64	3201

遺産動機	将来子と同居する確率	標本数
いかなる場合でも	36.94	268
面倒を見てくれた場合	34.56	136
事業を継いでくれた場合	30.30	33
意図せざる遺産のみ	26.51	596
その他	21.43	28
遺産動機なし	18.55	275
無回答	33.33	27
合計	27.88	1363

備考：上段では、子のいるサンプル、下段では、子があり、独立した子と別居しているサンプルを用いている。

表9：遺産の分配方法に対する考え方別の同居率（1996年）

遺産の分配方法に対する考え方	独立した子との同居率	標本数
均等に	36.76	1042
面倒を見てくれた子に多く	51.45	690
事業を継いでくれた子に多く	63.72	113
所得の低い子に多く	50.00	22
長男・長女に多く	52.54	118
その他	44.26	61
無回答	46.67	60
合計	44.54	2106

遺産の分配方法に対する考え方	将来子と同居する確率	標本数
均等に	24.56	395
面倒を見てくれた子に多く	35.42	384
事業を継いでくれた子に多く	27.69	65
所得の低い子に多く	18.18	11
長男・長女に多く	34.78	69
その他	39.47	38
無回答	19.05	21
合計	30.11	983

備考：上段では、子が二人以上いるサンプル、下段では、子が二人以上おり、独立した子と別居しているサンプルを用いている。

表10：遺産動機別介護率（1996年）

遺産動機	子に介護してもらう予定のある回答者の割合	標本数
いかなる場合でも	25.51	486
面倒を見てくれた場合	28.33	180
事業を継いでくれた場合	18.60	43
意図せざる遺産のみ	16.04	1253
その他	13.16	38
遺産動機なし	12.94	425
無回答	28.95	38
合計	18.47	2463

備考：子があり、世帯主が公的年金をまだ受給していないサンプルを用いている。

表11：遺産の分配方法に対する考え方別の介護率（1996年）

遺産の分配方法に対する考え方	子に介護してもらおう予定 のある回答者の割合	標本数
均等に	15.87	819
面倒を見てくれた子に多く	25.00	580
事業を継いでくれた子に多く	24.18	91
所得の低い子に多く	20.00	15
長男・長女に多く	21.15	104
その他	21.28	47
無回答	9.52	42
合計	19.79	1698

備考：子が二人以上おり、世帯主が公的年金をまだ受給していないサンプルを用いている。

表12a：遺産動機別援助率（現在）（1998年）

遺産動機	子に援助してもらっている 回答者の割合	標本数
いかなる場合でも	10.04	269
面倒を見てくれた場合	13.75	80
事業を継いでくれた場合	9.09	22
意図せざる遺産のみ	9.80	490
その他	26.67	15
遺産動機なし	11.41	263
無回答	10.91	55
合計	10.72	1,194

備考：子があり、世帯主が公的年金を既に受給しているサンプルを用いている。

表12b：遺産動機別援助率(将来)（1998年）

遺産動機	子に援助してもらおう予定 のある回答者の割合	標本数
いかなる場合でも	10.13	454
面倒を見てくれた場合	18.63	102
事業を継いでくれた場合	21.43	28
意図せざる遺産のみ	6.03	1,161
その他	13.51	37
遺産動機なし	8.45	592
無回答	13.16	76
合計	8.41	2,450

備考：子があり、世帯主が公的年金をまだ受給していないサンプルを用いている。

表13a：遺産の分配方法に対する考え方別の援助率（1998年）

遺産の分配方法に対する考え方	子に援助してもらっている回答者の割合	標本数
均等に	8.36	311
面倒を見てくれた子に多く	13.53	207
事業を継いでくれた子に多く	7.50	40
所得の低い子に多く	0.00	12
長男・長女に多く	11.90	42
その他	15.38	26
無回答	11.85	211
合計	10.72	849

備考：子が二人以上あり、世帯主が公的年金を既に受給しているサンプルを用いている。

表13b：遺産の分配方法に対する考え方別の援助率（将来）（1998年）

遺産の分配方法に対する考え方	子に援助してもらおう予定のある回答者の割合	標本数
均等に	6.67	809
面倒を見てくれた子に多く	11.38	369
事業を継いでくれた子に多く	7.84	51
所得の低い子に多く	9.09	11
長男・長女に多く	14.81	54
その他	9.68	62
無回答	8.76	491
合計	8.55	1,847

備考：子が二人以上あり、世帯主が公的年金をまだ受給していないサンプルを用いている。

7 まとめ

本稿では、総務省郵政研究所が実施しているアンケート調査からの個票データを用いて、日本（アメリカ）における遺産動機の重要度、性質および親子の行動に与える影響について吟味した。本稿の主な結論を要約すると、日本では遺産動機は絶対的にもアメリカに比べても弱く、遺産の大半は死亡時期の不確実性から来る意図せざる遺産であるか、老後における子の世話・介護や子から

の経済的援助に対する見返りである。また、日本では高齢者のかなりの割合は貯蓄を取り崩しており、取り崩し率はライフ・サイクル・モデルとほぼ整合的であり、遺産の予定額は高齢者の貯蓄の取り崩し率を有意に引き下げる。さらに、親の遺産動機・遺産の分配方法は子の同居・介護・援助行動に影響し、親と同様、子も利己的であるようである。したがって、われわれの分析結果は、ライフ・サイクル・モデルの適合度が日本で極めて高く、その適合度がアメリカの場合よりも日本の

場合のほうがはるかに高いことを示唆する。

幸い、われわれの分析結果は両国における先行研究の結果とほぼ整合的である。Ohtake (1991)、大竹・ホリオカ (1994)、Hayashi (1995)などは、日本では、ライフ・サイクル・モデルが該当し、利他主義モデルが該当しないといった結果を得ているが、この結果はわれわれの結果と完全に整合的である。

最後に、政策的インプリケーションについて考えてみたい。(1)減税政策：政府が景気刺激策として減税を実施し、財源として赤字国債を発行したとしよう。政府はいずれは増税によってその赤字国債を償還しなければならないが、人々が利他的であれば、例えその増税が彼らが亡くなった後に実施されたとしても子孫のことを気に掛けてその分だけ遺産を増やす。従って、人々は減税による可処分所得の増加分を全額貯蓄し、減税政策は景気刺激策として全く無効である。一方、人々が利己的であれば、子孫が負担しなければならない増税は気にしないため、減税による可処分所得の増加分のかなりの割合を消費に回す。従って、日本のようにライフ・サイクル・モデルが成り立っている国では、減税政策は景気刺激策として有効であるはずである。(2)資産格差：日本ではライフ・サイクル・モデルが成り立っており、人々は遺産を残さないか、死亡時期の不確実性から来る意図せざる遺産のみを残すか、老後の世話・介護・援助に対する見返りとして遺産を残す。従って、親から子へのネットの世代間移転はそれほど多くなく、資産格差が代々引き継がれる心配はそれほどないはずである。

謝辞

本稿の執筆に際し、アルバート安藤教授（ペンシルバニア大学）、有賀健教授（京都大学）、芦谷政浩助教授（名古屋市立大学）、John Flemming

教授（Oxford University）、藤井千賀教授（梅花女子大学）、福重元嗣助教授（神戸大学）、浜田宏一教授（エール大学）、林文夫教授（東京大学）、平山健二郎教授（関西学院大学教授）、細野薫助教授（名古屋市立大学）、岩本康志助教授（京都大学）、岩佐代市教授（関西大学）、Michael Knetter教授（Dartmouth College）、Annamaria Lusardi教授（Dartmouth College）、Colin McKenzie教授（大阪大学）、Franco Modigliani名誉教授（Massachusetts Institute of Technology）、大野早苗講師（高千穂商科大学）、大竹文雄教授（大阪大学）、櫻川昌哉教授（名古屋市立大学）、橋木俊詔教授（京都大学）、外谷英樹助教授（名古屋市立大学）、Steven Venti教授（Dartmouth College）、米澤康博教授（横浜国立大学）、周燕飛さん、櫻川幸恵さん、鈴木亘氏、とりわけKeunkwan Ryu助教授（Seoul National University）、若林緑さんと山田憲さん、郵政研究所第二経営経済研究部の鷓瀨由己元部長、浅野文昭前部長、金子優子部長、春日教測元主任研究官、西牧重次朗前主任研究官、一木美穂主任研究官、浜本浩幸元研究官、町田七重研究官、加藤美和さん、河合亮宗さん、全米経済研究所のジャパン・プロジェクトの会合（ボストン）、総務省郵政研究所研究発表会、Conference on Saving, Intergenerational Transfers and the Distribution of Wealth（Jerome Levy Economics Institute, Bard Collegeにて開催）、日本経済学会秋期大会、Recent Economic Issues in Japan and Europe：A Conference of the European Network on the Japanese Economy（Oxford Universityにて開催）、日本の金融システムに関する研究会、Dartmouth College、京都大学、名古屋市立大学、東京大学でのセミナーの参加者、とりわけ予定討論者の松浦克己教授（横浜市立大学）、Mark Rhodes氏（Financial Services Authority, London）、奥井め

ぐみ助教授 (金沢学院大学) Lars Osberg教授 (Dalhousie University) 下野恵子教授 (名古屋市立大学) Martin Weale氏 (National Institute of Economic and Social Research) から有益なコメントを頂いた。ここで記して感謝の意を表したい。

参考文献

- Altonji, Joseph G.; Hayashi, Fumio; and Kotlikoff, Laurence J. (1992) "Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro Data," *American Economic Review*, vol. 82, no. 5 (December) pp. 1177 - 1198.
- Barro, Robert J. (1974) "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy*, vol. 82, no. 6 (November / December) pp. 1095 - 1117.
- Barthold, Thomas A., and Ito, Takatoshi (1992) "Bequest Taxes and Accumulation of Household Wealth: U.S.-Japan Comparison," in Takatoshi Ito and Anne O. Krueger, eds., *The Political Economy of Tax Reform* (Chicago: University of Chicago Press) pp. 235 - 290.
- Becker, Gary S. (1974) "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, vol. 82, no. 6 (November/December) pp. 1063 - 1093.
- Becker, Gary S. (1981) *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA, USA: Harvard University Press.
- Bernheim, B. Douglas; Shleifer, Andrei; and Summers, Lawrence H. (1985) "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy*, vol. 93, no. 6 (December) pp. 1045 - 1076.
- Boskin, Michael J., and Kotlikoff, Laurence J. (1985) "Public Debt and United States Saving: A New Test of the Neutrality Hypothesis," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 23 (Autumn) pp. 55 - 86.
- Campbell, David W. (1997) "Transfer and Life Cycle Wealth in Japan, 1974 - 1984," *Japanese Economic Review*, vol. 48, no. 4 (December) pp. 410 - 423.
- Cox, Donald (1987) "Motives for Private Income Transfers," *Journal of Political Economy*, vol. 95, no. 3 (June) pp. 508 - 546.
- Dekle, Robert (1989) "The Unimportance of Intergenerational Transfers in Japan," *Japan and the World Economy*, vol. 1, no. 4 (November) pp. 403 - 413.
- Dekle, Robert (1990) "Do the Japanese Elderly Reduce Their Total Wealth? A New Look with Different Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 4, no. 3 (September) pp. 209 - 317.
- Dunn, Thomas A., and Phillips, John W. (1997) "The Timing and Division of Parental Transfers to Children," *Economics Letters*, vol. 54, no. 2 (February) pp. 135 - 137.
- Feldstein, Martin (1974) "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, vol. 82, no. 5 (September/October) pp. 905 - 926.
- Hayashi, Fumio (1986) "Why Is Japan's Saving Rate So Apparently High?" in Stanley Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual 1986*, vol. 1 (Cambridge: MIT Press) pp. 147 - 210.

- Hayashi, Fumio (1995) "Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test based on Engel Curves," *Journal of Political Economy*, vol. 103, no. 3 (June) pp. 661 - 674.
- Horioka, Charles Yuji (1993) "Saving in Japan," in Arnold Heertje, ed., *World Savings: An International Survey* (Oxford, England: Blackwell Publishers) pp. 238 - 278.
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ (1996) 「貯蓄と遺産・相続の経済学」、高山憲之、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、太田清編著、『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』(郵政研究所研究叢書)(日本評論社) 2-8頁。
- Horioka, Charles Yuji (2002) "Are the Japanese Selfish, Altruistic or Dynastic?" *Japanese Economic Review*, vol. 53, no. 1 (March) forthcoming.
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ (2002) 「日本人は利己的か、利他的か、王朝的か?」、『現代経済学の潮流2002』(東洋経済新報社) 近刊。
- Horioka, Charles Yuji (forthcoming) *Household Saving in Japan: The Importance of Saving for Specific Motives* (Amsterdam: North-Holland/Elsevier Science Publishers)
- Horioka, Charles Yuji; Fujisaki, Hideki; Watanabe, Wako; and Kouno, Takatsugu (2000) "Are Americans More Altruistic than the Japanese? A U.S.-Japan Comparison of Saving and Bequest Motives," *International Economic Journal*, vol. 14, no. 1 (Spring) pp. 1 - 31.
- Horioka, Charles Yuji; Kasuga, Norihiro; Yamazaki, Katsuyo; and Watanabe, Wako (1996) "Do the Aged Dissave in Japan? Evidence from Micro Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 10, no. 3 (September) pp. 295 - 311.
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ、春日教測、山崎勝代、渡部和孝 (1996) 「高齢者の貯蓄行動」、高山憲之、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、太田清編著、『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』(郵政研究所研究叢書)(日本評論社) 55 - 111頁。
- Horioka, Charles Yuji, and Okui, Megumi (1999) "A U.S.-Japan Comparison of the Importance and Determinants of Retirement Saving," *Economics Letters*, vol. 65, no. 3(December) pp. 365 - 371.
- Horioka, Charles Yuji, and Watanabe, Wako (1997) "Why Do People Save? A Micro-Analysis of Motives for Household Saving in Japan," *Economic Journal*, vol. 107, no. 442(May) pp. 537 - 552.
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ、渡部和孝 (1998) 「日本人の目的別貯蓄額」、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、浜田浩児編著、『日米家計の貯蓄行動』(郵政研究所研究叢書)(日本評論社) 29 - 69頁。
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ、横田直人、宮地俊行、春日教測 (1996) 「日本人の貯蓄目的」、高山憲之、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、太田清編著、『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』(郵政研究所研究叢書)(日本評論社) 9 - 53頁。
- Hurd, Michael D. (1987) "Savings of the Elderly and Desired Bequests," *American Economic Review*, vol. 77, no. 3 (June) pp. 298 - 312.
- Iwamoto, Yasushi (1993) "Does the Dynasty View Help to Explain Japan's High Saving Rate?" mimeo., Kyoto Institute of Economic Research, Kyoto University, Kyoto, Japan.

- Kessler, Denis, and Masson, Andre (1989) "Bequest and Wealth Accumulation: Are Some Pieces of the Puzzle Missing?" *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, no. 3 (Summer) pp. 141 - 152.
- Kotlikoff, Laurence J. (1988) "Intergenerational Transfers and Savings," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, no. 2 (Spring) pp. 41 - 58.
- Kotlikoff, Laurence J., and Spivak, Avia (1981) "The Family as an Incomplete Annuities Market," *Journal of Political Economy*, vol. 89, no. 2 (April) pp. 372 - 391.
- Kotlikoff, Laurence J., and Summers, Lawrence H. (1981) "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, vol. 89, no. 4 (August) pp. 706 - 732.
- 松浦克己、滋野由紀子 (2001) 「遺産動機はどのように形成されるか:利他的遺産動機、戦略的遺産動機、遺産動機なしの比較」、『季刊家計経済研究』、第49号 (2001年冬) pp. 76 - 84.
- Modigliani, Franco (1988) "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, no. 2 (Spring) pp. 15 - 40.
- Modigliani, Franco, and Brumberg, Richard (1954) "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," in Kenneth K. Kurihara, ed., *Post-Keynesian Economics* (New Brunswick, N.J., USA: Rutgers University Press) pp. 388 - 436.
- Ohtake, Fumio (1991) "Bequest Motives of Aged Households in Japan," *Ricerche Economiche*, vol. 45, no. 2 - 3 (April-September) pp. 283 - 306.
- 大竹文雄、ホリオカ、チャールズ・ユウジ (1994) 「貯蓄動機」、石川経夫編、『日本の所得と富の分配』 (東京大学出版会) pp. 211 - 244.
- 下野恵子 (1991) 『資産格差の経済分析』 (名古屋大学出版会)
- Shimono, Keiko; Otsuki, Hideaki; and Ishikawa, Miho (1999) "Estimating the Size and Distribution of Bequests in Japan," mimeo., Institute of Economic Research, Nagoya City University, Nagoya, Japan.
- 高山憲之、有田富美子 (1996) 『貯蓄と資産形成』 (岩波書店)
- 高山憲之、麻生良文、宮地俊行、神谷佳孝 (1996) 「家計資産の蓄積と遺産・相続の実態」、高山憲之、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、太田清編著、『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』 (郵政研究所研究叢書) (日本評論社) 134 - 173 頁。
- Weil, Philippe (1989) "Overlapping Families of Infinitely-Lived Agents," *Journal of Public Economics*, vol. 38, no. 2 (March) pp. 183 - 198.