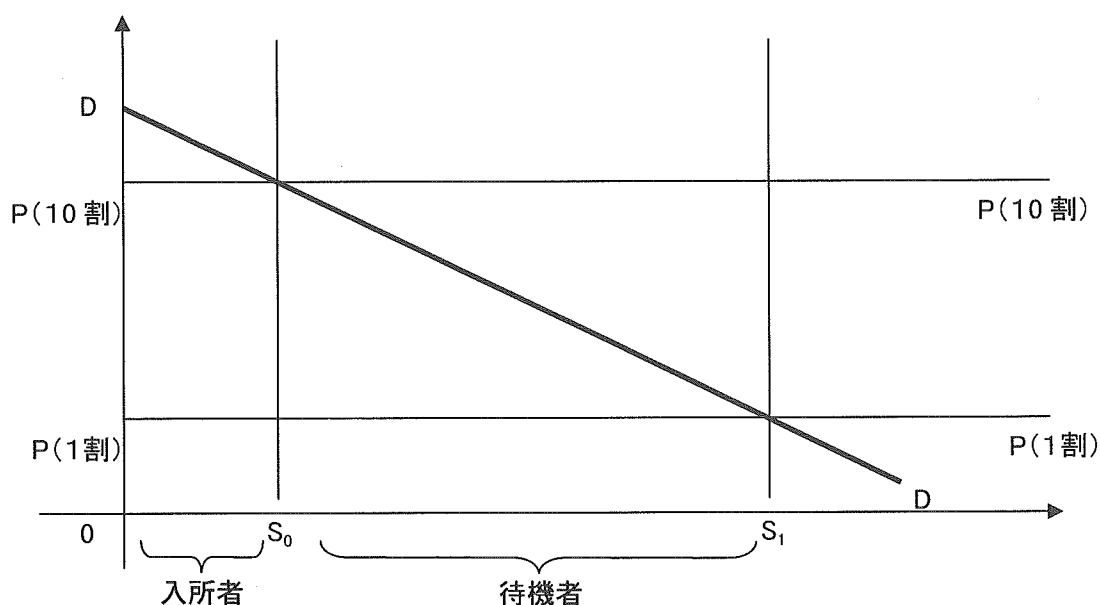


用者の自己負担率は1割となっているため、生産者が直面している価格（介護報酬単価）と需要者が直面する価格は異なっている。需要者にとっての価格は、実際の価格の10分の1であるから、需要者の需要量は $P(1割) - P(1割)$ と需要曲線 DD の交点である S_1 まで発生していると考えられる。一方、供給量は S_0 で規制されているため、需要量は $0 - S_0$ までの範囲の人数でしか満たされず、 $S_0 - S_1$ の需要量が需要超過となっている。言い換えると、 $0 - S_0$ までが特養入所者であり、 $S_0 - S_1$ までが入所待機者となっているものと考えられる。したがって、 $S_0 - S_1$ の人数に、 $P(10割)$ の価格をかけたものが、入所待機者解消による市場拡大効果である。

図 17-2 特養ホーム入所待機者発生仕組み



注) 内閣府(2003)による

しかしながら、特養ホーム市場が拡大する一方で、今まで入所待機者が利用していた在宅介護サービスの市場が縮小することを考慮しなければならない。この分の市場規模を差し引いたものが、最終的な規制緩和による市場拡大規模と言える。

3. 2 市場拡大規模の計算

次に、具体的な統計数値を利用して、市場拡大規模の試算を行う。

まず、規制緩和による特養ホーム市場自体の拡大効果（グロス効果）を計算するためには、価格 $P(10割)$ に当たる1人当たりの平均費用額と需要拡大人数 ($S_0 - S_1$) を具体的な数値として得る必要がある。まず、1人当たり平均費用額は、厚生労働省が毎月公表している「介護給付費実態調査月報」の中から現在入手し得る最新月（平成15年10月審査分）を取り出し、それを12倍して年額とした。

表 17-1 介護サービス別の1人当たり費用額とその内訳

単位:千円

	計	要支援等	要介護1	要介護2	要介護3	要介護4	要介護5
在宅介護	1,073	355	757	1,138	1,621	1,918	2,203
介護老人福祉施設	3,785	3,193	3,182	3,480	3,626	3,934	4,020
介護老人保健施設	3,950		3,523	3,739	3,936	4,114	4,252
介護療養型医療施設	5,221		3,565	4,030	4,831	5,237	5,552

(注) 厚生労働省「介護給付費実態調査月報(平成15年10月審査分)」を年額換算

次に需要拡大人数については、2003年に日本共産党によって行われた最新版の待機者数調査を用いる(表2)。これは、日本共産党の児玉健次議員が各都道府県に電話で問い合わせ集計したデータである。

それによると特養ホーム待機者数は合計で約23万9000人、そのうちの在宅介護需要者が約7万8000人である。もっとも、在宅介護需要者は未調査の県が多いため、調査県の平均割合(在宅/待機者数比率、55%)を使って未調査県データを補填すると、約11万3000人となった。

したがって、この23万9000人に年額378万5000円を乗じて9046億円が単純な市場拡大規模となる。しかしながら、前節で論じたように、現在待機者となっている人々は既に在宅介護を受けていると考えられることから、待機者の需要が顕現化した場合は、それまで在宅介護で代替していた在宅費用が市場から消失する。したがって、この分の市場規模を差し引かなければならない。その需要減少人数は待機者数に等しいが、その待機者が使っていた在宅介護費用の正確な統計はどこにも存在しない。そこで、次のような方法で推測することにした。まず、待機者は現在の施設入居者と同様の要介護度の構成であると仮定して、表1で計算した在宅の要介護度別費用を、この構成比のウエイト(表17-3)を用いて足し挙げる。今、その金額を計算すると、175万7000円となった。したがって、在宅市場の減少効果は、待機者数にこの費用額を乗じればよい。金額は、1985億円である。したがって、ネットの市場拡大効果は $9046 - 1985 = 7061$ 億円と算出される。

表 17-2 各県別 特養ホーム待機者数

	待機者	うち在宅者		待機者	うち在宅者
北海道	15,269	5,175	滋賀	3,940	1,649
青森	2,945	1,387	京都	3,640	未調査
岩手	1,745	1,745	大阪	7,200	未調査
宮城	5,678	2,528	兵庫	3,368	40%と推定
秋田	2,194	2,194	奈良	2,382	1,036
山形	4,680	1,900	和歌山	1,399	1,399
福島	8,284	3,573	鳥取	474	474
茨城	5,122	1,936	島根	3,838	1,419
栃木	1,910	745	岡山	2,000	2,000
群馬	5,000	未調査	広島	2,093	未調査
埼玉	5,800	未調査	山口	7,016	2,729
千葉	13,270	5,242	徳島	708	未調査
東京	25,495	11,651	香川	1,853	未調査
神奈川	18,375	未調査	愛媛	回答なし	不明
新潟	8,072	3,284	高知	2,119	656
富山	831	未調査	福岡	11,043	3,767
石川	2,800	1,200	佐賀	343	343
福井	2,600	1,200	長崎	5,084	1,895
山梨	3,037	未調査	熊本	5,500	1,750
長野	2,890	2,890	大分	5,026	2,856
岐阜	3,344	未調査	宮崎	2,114	1,246
静岡	7,623	2,820	鹿児島	1,448	未調査
愛知	7,740	未調査	沖縄	4,528	不明
三重	6,859	3,696	合計	238,679	77,732

注) 赤旗新聞 2003 年 2 月 18 日版、共産党児玉健次氏による各都道府県電話ヒアリングの結果。
出所)

表 17-3 在宅介護費用の算出

	要支援等	要介護1	要介護2	要介護3	要介護4	要介護5
在宅介護費用	355	757	1,138	1,621	1,918	2,203
介護老人福祉施設人数構成比	0%	8%	13%	18%	29%	31%

(注) 厚生労働省「介護給付費実態調査月報(平成 15 年 10 月審査分)」を年額換算

ただし、この試算には若干の留意点が存在する。まず、待機者のうち、在宅介護を需要している人以外の中には、長期入院をするなどの社会的入院が含まれているはずである。ここでは、その規模が不明であるために考慮されていない。したがって、試算値は過大となっている可能性がある。一方、過少となっている可能性も存在する。ここでは、待機者として実際に申請を出している申請数のみをカウントしているが、申請しても仕方がないとしてあきらめている「潜在的待機者数」は含まれていない。第 18 章の保育市場の例でもわかるように、潜在的待機者数は、実際の待機数を大幅に上回るのが常であるから、むしろ過少な推定と見るほうが現実的であるかもしれない。今、仮に要介護 5 および 4 に分類される全ての人々が本来施設に入所すべき人々だと想定して、潜在的待機者数を計算してみよう。平成 15 年 10 月末時点で、要介護 4 の総数は 40.6 万人、要介護 5 は 38.1 万人、

合計 78.7 万人いるが、そのうち、施設に入所できている人々は 43.7 万人に過ぎないから、差し引きは 35.0 万人である。これに対応する市場規模を計算しなおすと、ネットの市場拡大効果は 1 兆 1262 億円となる。

表 17-4 将来の介護費予測 (鈴木 2002 より再掲載)

(単位: 億円, 2001 年価格)

	介護費予測			
	2001年8月 (年換算)	2010年	2015年	2025年
合計	43,242	86,518	103,276	131,678
居宅サービス計	14,412	32,062	38,117	48,301
訪問通所小計	12,375	27,514	32,692	41,392
訪問介護	3,790	8,431	10,017	12,686
訪問入浴介護	459	1,033	1,239	1,592
訪問看護	1,048	2,345	2,800	3,572
訪問リハビリテーション	42	93	112	142
通所介護	3,728	8,268	9,805	12,378
通所リハビリテーション	2,701	5,991	7,107	8,973
福祉用具貸与	607	1,353	1,612	2,049
短期入所小計	1,279	2,868	3,427	4,376
短期入所生活介護	960	2,149	2,569	3,281
短期入所療養介護(老健)	281	630	753	960
短期入所療養介護(病院等)	39	88	106	135
居宅療養管理指導	175	391	466	593
痴呆対応型共同生活介護	325	721	856	1,081
特定施設入所者生活介護	258	568	677	860
居宅介護支援	1,259	2,797	3,310	4,166
施設サービス計	27,571	54,456	65,159	83,377
介護福祉施設サービス	12,077	23,857	28,546	36,530
介護保健施設サービス	9,668	19,060	22,778	29,080
介護療養施設サービス	5,826	11,539	13,835	17,767

注) 介護従事者数は常勤換算値。介護従事者数予測の()内は、介護職員(ヘルパー)数。

ところで、介護市場の特徴は高齢化によって急速に拡大することである。現在の規制緩和の効果はそれほど大きくないとしても、将来的に大きな市場が期待できる。表 17-4 は、鈴木(2002)によって行われた施設需要の予測値であるが、2010 年には現在の 1.98 倍、2015 年には 2.36 倍、2025 年には 3.02 倍に達する見込みである。この倍率で、7006 億円を拡大させれば、それぞれ 2010 年 1 兆 3838 億、2015 年 1 兆 6557 億、2025 年 2 兆 1187 億になることも考え得る。

<参考文献>

厚生労働省老健局(2003)『施設サービスの見直し特別養護老人ホームについて』平成 15 年 4 月 3 日

鈴木亘(2002a)「非営利訪問介護事業者は有利か?」『季刊社会保障研究』第 38 巻 1 号
国立社会保障・人口問題研究所。

鈴木亘(2002b)「公的介護保険で訪問介護市場はどう変わったか」八代尚宏編『21 世

紀の社会保障の展望と政策』東洋経済新報社所収論文(7章)

- 鈴木亘(2002)「介護サービス需要増加の要因分析－介護サービス需要と介護マンパワーの長期推計に向けて－」『日本労働研究雑誌』(日本労働研究機構) No. 502
- 全国老人福祉施設協議会・制度政策委員会(2003)『特別養護老人ホーム(介護老人福祉施設)入所希望者数等に関する調査報告書』平成15年3月
- 内閣府国民生活局物価政策課(2002)「介護サービス市場の一層の効率化のために－「介護サービス価格に関する研究会」報告書」
- 内閣府(2003)『医療・介護・保育等における規制改革の経済効果－株式会社等の参入に関する検討のための試算』内閣府政策効果分析レポート No. 16
- 南部鶴彦(2000)「介護サービス産業への公的介護保険導入の経済的帰結」国立社会保障・人口問題研究所『医療・介護の産業分析』東京大学出版会
- 八代尚宏(2000)「福祉の規制改革－高齢者介護と保育サービスの充実のために－」八代尚宏編『シリーズ現代経済研究 18|社会的規制の経済分析』日本経済新聞社

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「包括的社会保障財政予測モデルの構築とそれを用いた医療・年金・介護保険改革の評価
研究」

（分担）研究報告書

高齢者におけるリバース・モーゲージ活用額と
その所得分布に与える影響の試算

鈴木亘 東京学芸大学教育学部助教授

/（社）日本経済研究センター副主任研究員

研究要旨

本稿は、社会保障のスリム化改革が続く中で、最近再び脚光を浴びているリバース・モーゲージについて、その活用が進んだ場合の効果を分析した。具体的には、日本郵政公社郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が実施している平成12年「家計と貯蓄に関する調査」の家計個票データを用いることにより、リバース・モーゲージを活用した場合のマイクロシミュレーションを行い、各世帯への所得増加額を計算し、属性別の効果や所得分配に対する影響を見た。まず、リバース・モーゲージの即時の活用により、不動産資産を4000万円程度保有している高齢者世帯で平均約80万円程度の年収増となるが、これは年収の1/8程度を補うに過ぎない。また、低所得の第1分位では年間14万円と所得の1割にも満たないことから、社会保障改革の救世主となるほどのインパクトではなく、過度な期待はするべきではないとの結論を得た。ただし、公的年金受給額とリバース・モーゲージ活用による年間受給額の間に関連は低いことから、低年金者に対する支援という要素は見出すことができる。また、所得や金融資産とリバース・モーゲージ活用による年間受給額の間に関連も分散が大きいことから、ある程度、所得分配を平準化する機能を持っていることがわかった。

A.研究目的

平成16年改正により将来の年金給付水準は名目金額は据え置かれるものの代替率としては減少してゆくことになった。また、医療についても近年自己負担率が引き上げられたり、介護についても食事負担が自己負担化するなど、社会保障に関する給付の引き下げと負担増が徐々に進んでいる。こうした中、公的な社会保障を補う意味で、高齢者がもつ試算をリバース・モーゲージにより活用して行

くことが検討されている。そこで、リバース・モーゲージにどれほどの期待が可能かどうか、個票データを用いて検証することにした。

B.研究方法

日本郵政公社郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が実施している平成12年「家計と貯蓄に関する調査」の家計個票データを用いることにより、リバース・モーゲージを活用した場合のマイクロシミュレーションを行い、

各世帯への所得増加額を計算し、属性別の効果や所得分配に対する影響を見た。リバース・モーゲージによるフロー所得の計算には、野口・吉田・田村(1993)の手法を用いた。

C.研究結果

まず、リバース・モーゲージの即時の活用により、不動産資産を4000万円程度保有している高齢者世帯で平均約80万円程度の年収増となるが、これは年収の1/8程度を補うに過ぎない。また、低所得の第1分位では年間14万円と所得の1割にも満たない。

D.考察

したがって、リバース・モーゲージには、社会保障改革の救世主となるほどのインパクトではなく、過度な期待はするべきではないと思われる。

E.結論

ただし、公的年金受給額とリバース・モーゲージ活用による年間受給額の間に関連は低いことから、低年金者に対する支援という要素は見出すことができる。また、所得や金融資産とリバース・モーゲージ活用による年間受給額の間も分散が大きいことから、ある程度、所得分配を平準化する機能を持っていることがわかった。

F.研究発表

特になし。

G.知的所有権の取得状況

特になし。

高齢者におけるリバース・モーゲージ活用額と その所得分布に与える影響の試算

1.はじめに

近年、矢継ぎ早に行われている社会保障改革では、保険料引き上げに代わり、給付削減が一つ共通の方向性となっている。例えば、一昨年から昨年にかけて行われた医療制度改革においては、本人自己負担率の引き上げや老健の対象年齢の引き上げなど、実質的な保険給付費のカットが行われた。また、今年度成立した年金改革法案では、これまで予定されていた代替率が 59.4%から 50.2%まで引き下げられ、今後もマクロ経済調整の行方によってはさらに引き下げられる可能性がある。さらに、現在、議論されている介護保険改革についても、要支援や要介護度の低い要介護者の給付費カットが検討されている。こうした背景にあるのは、これまで引き上げられてきた保険料給付が、現役世代の耐えられる限界水準に達しつつあるという危機感であり、個別分野の改革に加えて、社会保障費全体としても限界を定めて改革すべきと言う総合的社会保障改革論も急速に支持を集めている。

こうした中、今後の高齢者は、公的な社会保障に加えて、自分自身でも費用を払って自己保障を行ってゆく必要がある。そのため、自己保障の原資として、近年、リバース・モーゲージ制度が再び注目を集めており、政府でも「今後の経済財政運営および経済社会の構造改革に関する基本指針」（2001/06/26 閣議決定）で、「高齢者の有する資産を活用して老後の生活資金をまかなう方法（リバース・モーゲージなど）について環境整備を促進する」としているほか、厚生労働省も 2003 年 3 月から、「長期生活支援資金」として、65 歳以上で自宅や土地はあるが現金による収入が少ない高齢者に、土地評価額の 70%を上限として月々 30 万円を融資するというリバース・モーゲージ制度を開始した。

リバース・モーゲージの基本的な考え方は逆住宅ローンであり、所有する住宅を担保に生活資金の借り入れる制度である。これに加えて、終身年金と同様、住宅の担保割れ後も一定額の収入を確保する仕組みも併せ持っている。わが国では、1981 年に武蔵野市が導入して以降、特に自治体や信託銀行等でリバース・モーゲージ制度を採用する動きがみられた。特にバブル期に持ち家の価格が高騰したことから、巨額の譲渡税を避け、しかも住み続けたまま資金化する方法として信託銀行が商品化したものの、バブル崩壊後は担保にする不動産価格が下落したことから活用は下火になり、近年は契約件数が停滞状態にある。また、研究面においても、バブル期には数多くの研究が行われたが、近年はあまり行われていないのが実情である。

そこで、本稿では、現在リバース・モーゲージの活用はどの程度期待ができるのかという点について家計個票データを用いた試算を行い、その所得分配上の効果について議論を行う。本稿で用いるデータは日本郵政公社郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が実施している「家計と貯蓄に関する調査」の平成 12 年調査であるが、このデータには実物資産の時価評価がたずねられており、リバース・モーゲージを導入した際の所得額を計算することができる。

以下、本稿の構成は以下の通りである。2 節ではデータを解説する。3 節は、計算方法を議論し、4 節では計算の結果を所得階級別などに集計した結果を示す。5 節では所得分配面への

効果を議論し、6 節を結語とする。

2. データ

本稿において用いるデータは、日本郵政公社郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が実施している「家計と貯蓄に関する調査」の平成 12 年の個票データである。この調査は、全国の全都道府県から 20 才以上の世帯主がいる世帯を層化多段無作為抽出法でサンプル抽出をして実施しており、平成 12 年の調査対象は 5010 サンプル（回収 3111 サンプル、有効回答率 62.1%）となっている。調査方法は、訪問留置法で行われている。このデータでは、種類別の金融資産や不動産の時価評価額が詳細に尋ねられているほか、所得やその内訳なども把握されている。また、属性についても、世帯主の年齢、性別、持ち家の有無、年齢階級、地域ダミー、都市規模ダミー、世帯員数などがわかり、不動産をリバース・モーゲージによって活用した場合に、いくらぐらいのフロー金額が期待できるのかという試算をおこなうために、非常に適したデータである。

調査に用いるサンプルは、世帯主が 60 歳以上の高齢者であり、所得や実物資産に欠損値が存在しない 697 サンプルとした。記述統計は、表 1 の通りである。不動産時価評価額は平均で約 4000 万円であり、持家率は 80%を超えていることから、政策当局が、リバース・モーゲージの活用に期待するのも理解できないわけではない。

表 1 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
不動産時価評価額	3,934	13,208	0	230,000
金融資産	1,749	2,044	0	13,800
世帯所得	539	529	43	8,100
うち年金所得	194	143	0	720
うち個人年金・企業年金所得	18	56	0	380
世帯人数	2.776184	1.423875	1	9
年齢	67.50789	5.154817	60	79
60-64歳	0.33429	0.47208	0	1
65-69歳	0.318508	0.466232	0	1
70-74歳	0.225251	0.418048	0	1
75-79歳	0.121951	0.327465	0	1
性別	0.855093	0.35226	0	1
持家の有無	0.819225	0.385108	0	1
東京都区部	0.070301	0.255838	0	1
政令指定都市	0.12769	0.333984	0	1
人口15万以上の市	0.304161	0.460381	0	1
人口5万以上の市	0.192253	0.394353	0	1
人口5万未満の市	0.087518	0.282796	0	1
町村	0.218078	0.413237	0	1
北海道・東北	0.149211	0.356552	0	1
関東・東京	0.285509	0.451981	0	1
中部(信越・北陸・東海)・近畿	0.33142	0.471062	0	1
中国・四国	0.13056	0.33716	0	1
九州・沖縄	0.1033	0.304569	0	1

3. リバース・モーゲージ活用のシミュレーション方法

しかしながら、バブル期とは異なり、現在は地価下落局面にあり、バブル期の様にリバース・モーゲージを活用することによる毎年の給付額はそれほど多くはない可能性がある。

そこで、野口・吉田・田村(1993)に習って、次のような手順で簡単な試算を行った¹。

- ① まず、 a 歳の受給者の t 歳における担保不動産価値は次式で表される。

$$(1+g)^{t-a} H_a \quad g \text{ は住宅資産の値上(下)率}$$

- ② 各年で金融機関に弁済される不動産価値は次式の通りである。

$$[(1+g)^{t-a} H_a] d(t,a) \quad d(t,a) \text{ は } t \text{ 歳時死亡確率}$$

- ③ ①と②から担保住宅資産の現在価値額を計算すると、 L となる。

$$L = \sum_{t=a}^A [(1+g)^{t-a} H_a] d(t,a) (1+m)^{-(t-a)} \quad m \text{ は割引利率 (住宅ローン、抵当証券市場利率)}$$

- ④ 一方、毎年の給付額を P とすると、 a 歳から終身給付の必要額の割引現在価値は次式である。

$$\sum_{t=a}^A [P] l(t,a) (1+r)^{-(t-a)} \quad l(t,a) : t \text{ 歳時の生存確率、 } r : \text{個人年金利回り}$$

- ⑤ 保険収支均等の原則により $L = \sum(P)$ 。よって、給付額は次式が成立する。

$$P = \frac{\sum_{t=a}^A [(1+g)^{t-a} H_a] d(t,a) (1+m)^{-(t-a)}}{\sum_{t=a}^A l(t,a) (1+r)^{-(t-a)}}$$

- ⑥ここで、前提数値は次の値を代入する。

- ・ $l(a,t)$ $d(a,t)$ は H14 簡易生命表により計算
- ・ g : -2.5% (96年の景気好転期の値)
- ・ m : 3% (住宅ローン固定10年)
- ・ r : 2%
- ・ 担保掛目5割
- ・ 年間給付は現在の年齢から直ぐに受給とする。

4. 試算結果

4.1 所得階層別の集計結果

こうして計算されたリバース・モーゲージの年間受給額を所得階層別にみたものが、表2

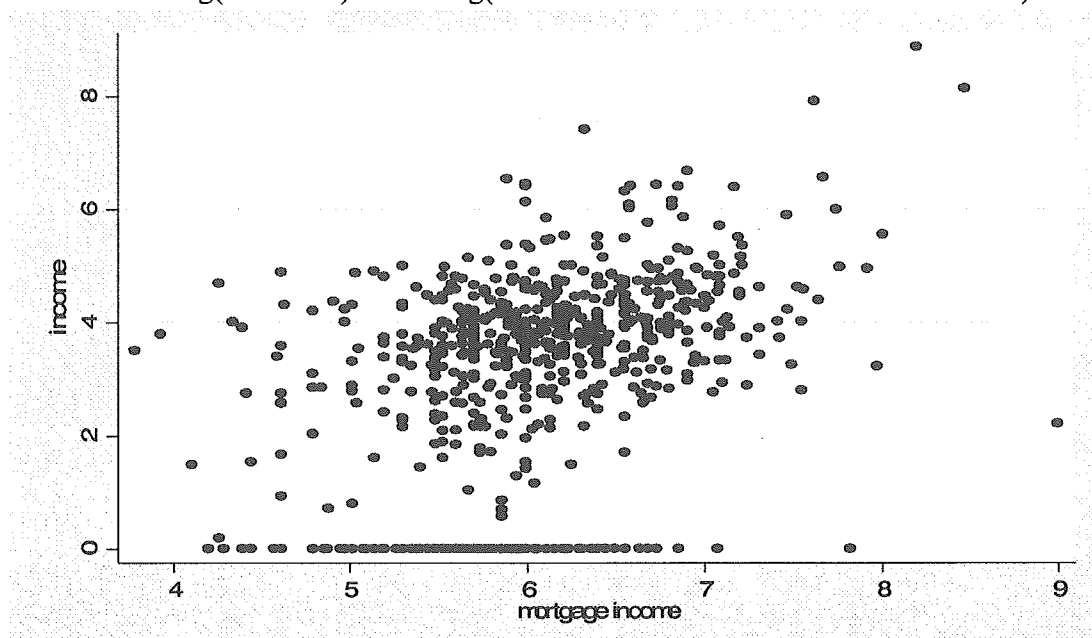
¹野口・吉田・田村(1993)は、全国消費実態調査の集計データを活用することにより計算を行っているのに対して、本稿では、個票データに対して直接計算を行っている点が異なる。

の通りである。リバース・モーゲージによる年間受給額は (b) の欄に示されており、一番下の段が平均値であるが、平均で年間 80 万円程度であり、所得の 1/8 程度を補うに過ぎない。リバース・モーゲージの活用は、主に年金だけでは足りない低所得層に対する支援策であるが、実際には最下層の第 1 階層では年間 14 万円と所得の 1 割にも満たない。また、最も所得が高い第 5 階層は、実物資産（不動産時価評価額）が多いため 212 万円であるが、所得対比では 1/6 程度に過ぎない。したがって、現在行われているリバース・モーゲージの活用も、社会保障改革の救世主となるほどのインパクトではなく、過度な期待はするべきではないのかもしれない。ちなみに、図 1 は所得とリバース・モーゲージによる年間受給額のプロットしたものであるが、やはり、個別のデータで見ても所得と受給額の間には正の相関が見られる。

表 2 リバース・モーゲージ活用による年金受給額（所得階層別）

	(a)世帯所得	うち公的年金額	うち個人・企業年金	(b)リバース・モーゲージ	(c)総所得 (a+b)	(d)金融資産	(e)実物資産	(f)持家の有無
第1階層 平均値	153.3	113.9	7.9	14.4	167.8	498.6	733.4	0.5
標準偏差	(52.1)	(71.8)	(29.6)	(24.0)	(52.1)	(736.9)	(1,228.5)	(0.5)
第2階層 平均値	273.3	199.2	4.9	28.9	302.2	1,078.1	1,454.3	0.8
標準偏差	(35.0)	(97.8)	(21.3)	(30.1)	(30.5)	(1,135.0)	(1,410.7)	(0.4)
第3階層 平均値	369.3	225.8	12.3	39.3	408.6	1,439.4	2,002.4	0.8
標準偏差	(47.8)	(137.6)	(43.5)	(35.4)	(35.3)	(1,300.5)	(1,816.3)	(0.4)
第4階層 平均値	522.4	207.1	23.4	56.7	579.1	1,817.3	3,066.5	0.9
標準偏差	(76.0)	(156.7)	(63.5)	(48.2)	(66.4)	(1,775.2)	(2,380.7)	(0.3)
第5階層 平均値	1,114.6	206.6	33.8	212.5	1,327.1	3,180.8	9,925.6	1.0
標準偏差	(776.2)	(174.4)	(77.6)	(641.0)	(1,164.2)	(2,797.8)	(25,170.7)	(0.2)
平均値	539.2	194.3	18.1	81.0	620.2	1,748.9	3,934.4	0.8
標準偏差	(528.7)	(142.5)	(55.5)	(332.2)	(727.1)	(2,044.3)	(13,207.6)	(0.4)

図 1 世帯所得とリバース・モーゲージによる年間受給額の相関
 (縦軸 log(世帯所得)、横軸 log(リバース・モーゲージによる年間受給額))



4.2 公的年金階層別の集計結果

もっとも、公的年金を補うという意味からは、公的年金の受給額とリバース・モーゲージの年間受給額の相関関係を見ておくことも重要である。図2は、その関係をみたものであるが、正の相関がみられるもののその対応関係は所得のようにはっきりとはしていない。また、表3は公的年金受給額の階層を作り、階層別の集計を行ったものであるが、リバース・モーゲージによる年間受給額は、公的年金が2.3万円しかない（その多くは無年金者）の第1階層で50.5万円となっており、第5階層でも81.2万円に過ぎないことから、公的年金の少ない層に対する支援し、所得分配を平準化する機能がある程度は持っているのかもしれない。

図2 公的年金受給額とリバース・モーゲージによる年間受給額の関係
(縦軸 log(公的年金受給額)、横軸 log(リバース・モーゲージによる年間受給額))

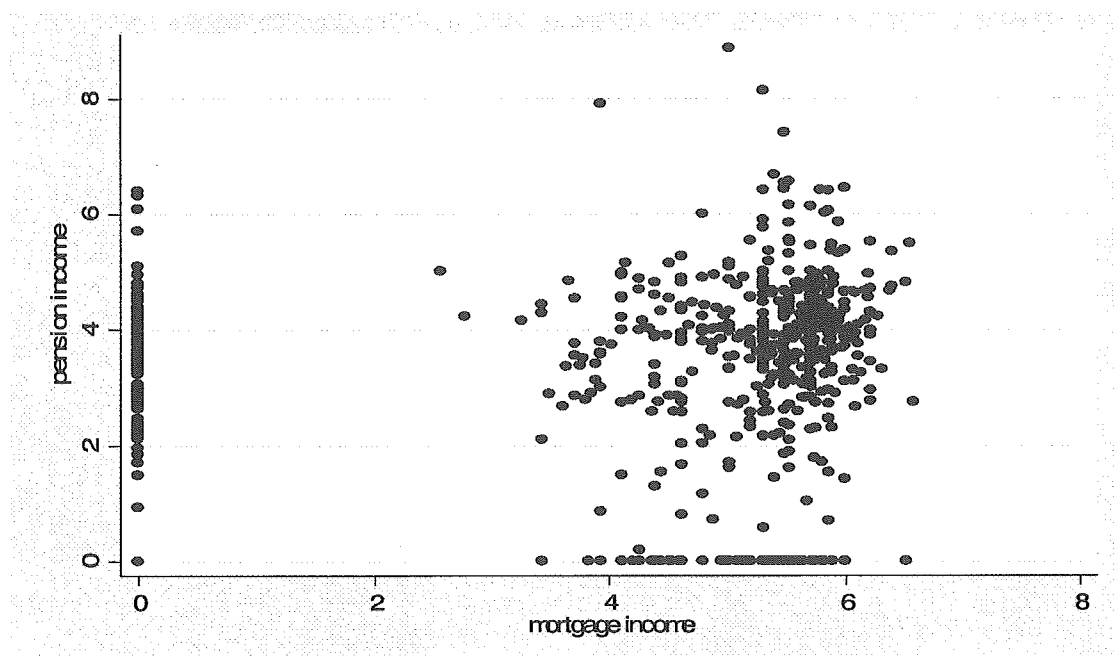


表3 リバース・モーゲージ活用による年金受給額（所得階層別）

	(a)世帯所得	うち公的年金額	うち個人・企業年金	(b)リバース・モーゲージ	(c)総所得(a+b)	(d)金融資産	(e)実物資産	(f)持家の有無
第1階層 平均値	704.7	2.3	37.7	50.5	755.2	1,871.3	3,083.2	0.8
標準偏差	(818.5)	(8.1)	(87.0)	(84.4)	(832.6)	(2,101.7)	(4,928.7)	(0.4)
第2階層 平均値	406.4	90.0	9.4	62.1	468.4	1,071.4	2,840.2	0.8
標準偏差	(396.6)	(30.1)	(37.9)	(243.4)	(556.1)	(1,525.6)	(7,524.7)	(0.4)
第3階層 平均値	497.2	188.6	14.8	135.5	632.7	1,492.1	6,320.5	0.7
標準偏差	(575.3)	(24.1)	(42.2)	(689.2)	(1,183.0)	(2,115.8)	(27,745.3)	(0.4)
第4階層 平均値	503.6	273.4	11.7	77.5	581.1	1,813.2	3,772.0	0.9
標準偏差	(372.6)	(25.0)	(40.4)	(166.5)	(444.6)	(1,928.6)	(6,559.2)	(0.4)
第5階層 平均値	578.2	391.0	17.2	81.2	659.3	2,405.4	3,722.1	0.9
標準偏差	(289.4)	(81.8)	(51.5)	(106.5)	(328.6)	(2,244.4)	(4,622.9)	(0.3)
平均値	539.2	194.3	18.1	81.0	620.2	1,748.9	3,934.4	0.8
標準偏差	(528.7)	(142.5)	(55.5)	(332.2)	(727.1)	(2,044.3)	(13,207.6)	(0.4)

4.3 年齢階層別・地域別の集計結果

次に年齢階層別の集計結果を示したものが、表4である。今回の試算では、現在の年齢から受給を開始するとしたため、年齢が若いほど年間受給額は減少することになる。このため、リバース・モーゲージの年間受給額がもっとも多くなるのは、75-79歳の層であり、年額230万円となる。この層は、実物資産（不動産時価評価額）も7000万円強と多く、公的年金も255.8万円ともっとも多く受給している層である。

表4 リバース・モーゲージ活用による年金受給額（年齢別）

	(a)世帯所得	うち公的年金額	うち個人・企業年金	(b)リバース・モーゲージ	(c)総所得(a+b)	(d)金融資産	(e)実物資産	(f)持家の有無	
60-64歳	平均値	658.1	124.1	22.1	57.7	715.8	1,890.9	3,925.8	0.8
	標準偏差	(715.9)	(126.4)	(56.7)	(233.8)	(838.0)	(2,253.6)	(15,640.6)	(0.4)
65-69歳	平均値	468.3	209.0	18.3	61.8	530.1	1,730.1	3,536.6	0.8
	標準偏差	(341.3)	(127.5)	(55.1)	(98.6)	(400.9)	(1,930.9)	(5,423.2)	(0.4)
70-74歳	平均値	477.9	244.4	17.4	61.7	539.6	1,630.5	2,741.7	0.8
	標準偏差	(337.6)	(136.5)	(63.3)	(61.9)	(378.1)	(1,986.9)	(3,709.8)	(0.4)
75-79歳	平均値	511.6	255.8	7.7	230.7	742.2	1,626.8	7,199.9	0.8
	標準偏差	(568.0)	(155.0)	(32.9)	(836.4)	(1,295.5)	(1,839.5)	(25,552.3)	(0.4)
平均値	平均値	539.2	194.3	18.1	81.0	620.2	1,748.9	3,934.4	0.8
	標準偏差	(528.7)	(142.5)	(55.5)	(332.2)	(727.1)	(2,044.3)	(13,207.6)	(0.4)

次に、地域別に集計を行ったものが表5に示されている。やはり最も高い地域は関東・東京であり、不動産価格が高いことを反映している。ついで、中部・近畿も高くなっている。

表5 リバース・モーゲージ活用による年金受給額（地域別）

	(a)世帯所得	うち公的年金額	うち個人・企業年金	(b)リバース・モーゲージ	(c)総所得(a+b)	(d)金融資産	(e)実物資産	
北海道・東北	平均値	449.6	179.9	12.0	41.3	491.0	1,371.4	2,183.5
	標準偏差	(305.9)	(155.2)	(44.6)	(68.3)	(344.2)	(1,926.3)	(4,169.2)
関東・東京	平均値	598.7	202.4	15.6	109.4	708.1	2,044.7	4,885.2
	標準偏差	(495.1)	(144.9)	(45.5)	(512.0)	(667.1)	(2,439.3)	(16,182.3)
中部(信越・北陸・東海)・近畿	平均値	595.6	200.2	20.7	97.3	692.9	1,915.4	4,942.5
	標準偏差	(714.1)	(137.5)	(61.6)	(317.9)	(890.6)	(2,016.6)	(16,889.2)
中国・四国	平均値	473.5	205.7	18.5	51.7	525.2	1,577.0	2,605.8
	標準偏差	(322.9)	(134.9)	(61.9)	(61.7)	(340.4)	(1,613.5)	(2,432.1)
九州・沖縄	平均値	406.0	159.6	24.8	44.6	450.5	1,178.3	2,280.5
	標準偏差	(285.8)	(139.1)	(65.0)	(61.1)	(306.6)	(1,262.9)	(2,760.0)
平均値	平均値	539.2	194.3	18.1	81.0	620.2	1,748.9	3,934.4
	標準偏差	(528.7)	(142.5)	(55.5)	(332.2)	(727.1)	(2,044.3)	(13,207.6)

5. 所得分配に対する効果

それでは、所得分配に対する効果はどうなっているのでしょうか。図1から、所得とリバース・モーゲージによる年間受給額の間には、完全な正の相関ではないことがわかった。また、図2からは、公的年金受給額とリバース・モーゲージによる年間受給額の間には弱い

正の相関しか存在していないことがわかる。したがって、リバース・モーゲージには高齢者の所得分布をやや平準化する効果があるものと想像される。そこで、表 6,7 は、リバース・モーゲージを活用する前と後で所得階層を作り、所得階層をどのように移動したかという人数を追っている。縦軸がリバース・モーゲージの活用前の所得階層であり、横軸がリバース・モーゲージ活用後となっている。これをみると、大半は活用前後で同じ所得階層にいたものの、3 割程度は隣の階層からひとつの階層にまとめられていることがわかる。例えばリバース・モーゲージ活用後の第 3 階層をみると、当初の第 3 階級 90 人に加えて、当初の第 4 階級から 50 人から構成されていることがわかる。このことから、ある程度の平準化効果を持っているといえる。ただし、その効果は、多くの所得階級をまとめるというほどの効果にはいたらず、せいぜい隣の階級から移る程度に過ぎない。このことは、所得 10 分位をとった表 7 からも確認される。

表 6 リバース・モーゲージ活用前と後の所得分布の変化 1 (5 階層)

		リバースモーゲージを加えた所得階級				
		1	2	3	4	5
当初の所得階級	1	109	0	0	0	0
	2	30	102	0	0	0
	3	0	37	90	0	0
	4	0	0	50	103	0
	5	0	0	0	36	140

表 7 リバース・モーゲージ活用前と後の所得分布の変化 2 (10 階層)

		リバースモーゲージを加えた所得階級									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
当初の所得階級	1	60	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	2	9	40	0	0	0	0	0	0	0	0
	3	0	30	27	0	0	0	0	0	0	0
	4	0	0	41	34	0	0	0	0	0	0
	5	0	0	0	37	12	0	0	0	0	0
	6	0	0	0	0	58	20	0	0	0	0
	7	0	0	0	0	0	50	42	0	0	0
	8	0	0	0	0	0	0	29	36	0	0
	9	0	0	0	0	0	0	0	34	41	0
	10	0	0	0	0	0	0	0	0	29	68

さて、所得分布に加えて高齢者の場合特に重要なのは、資産分布である。リバース・モーゲージは、不動産資産を活用する方法であるから、図 3 のように実物資産とほとんど完全な相関を持っていることは当然としても、金融資産との関係はどうなっているのだろうか。

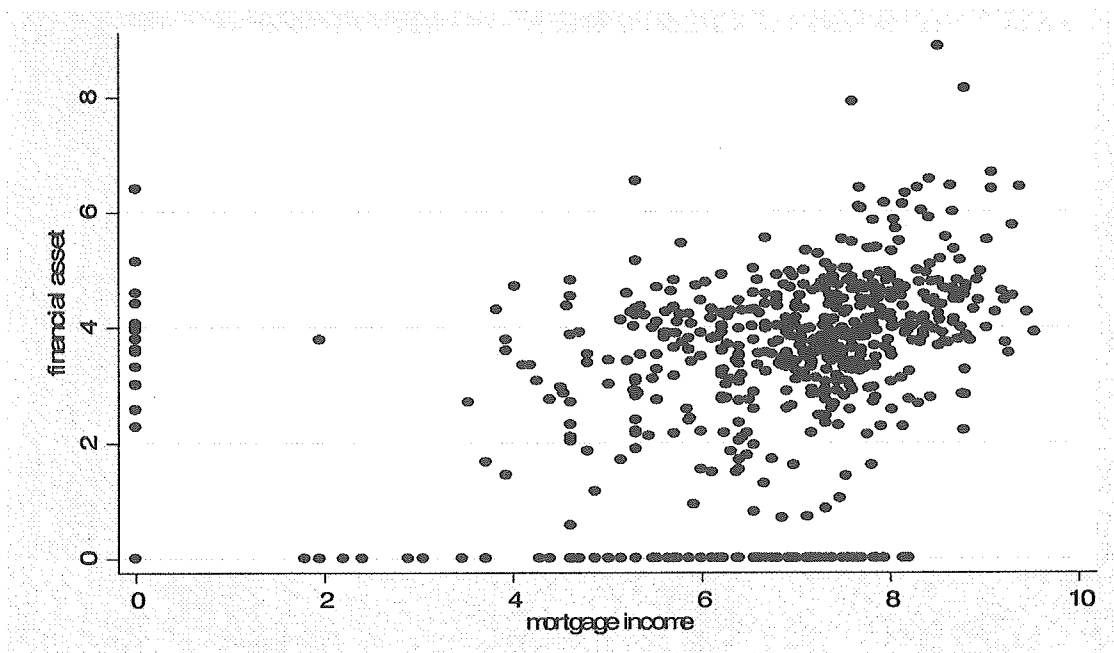
図 4 は金融資産とリバース・モーゲージによる年間受給額の関係を表したグラフであるが、所得同様正の相関を持っているものの、分散もかなり大きいことがわかる。したがって、資

産分布に対しても、リバース・モーゲージはやや平準化する効果を持つだろうということが想像される。

図3 実物資産（不動産時価評価額）とリバース・モーゲージによる年間受給額の関係
(縦軸 $\log(\text{実物資産})$ 、横軸 $\log(\text{リバース・モーゲージによる年間受給額})$)



図4 金融資産とリバース・モーゲージによる年間受給額の関係
(縦軸 $\log(\text{金融資産})$ 、横軸 $\log(\text{リバース・モーゲージによる年間受給額})$)



6. 結語

本稿は、社会保障のスリム化改革が続く中で、最近再び脚光を浴びているリバース・モーゲージについて、その活用が進んだ場合の効果を分析した。具体的には、日本郵政公社郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が実施している平成12年「家計と貯蓄に関する調査」の家計個票データを用いることにより、リバース・モーゲージを活用した場合のマイクロシミュレーションを行い、各世帯への所得増加額を計算し、属性別の効果や所得分配に対する影響を見た。まず、リバース・モーゲージの即時の活用により、不動産資産を4000万円程度保有している高齢者世帯で平均約80万円程度の年収増となるが、これは年収の1/8程度を補うに過ぎない。また、低所得の第1分位では年間14万円と所得の1割にも満たないことから、社会保障改革の救世主となるほどのインパクトではなく、過度な期待はするべきではないとの結論を得た。ただし、公的年金受給額とリバース・モーゲージ活用による年間受給額の間に関連は低いことから、低年金者に対する支援という要素は見出すことができる。また、所得や金融資産とリバース・モーゲージ活用による年間受給額の間に関連も分散が大きいことから、ある程度、所得分配を平準化する機能を持っていることがわかった。

<参考文献>

野口悠紀雄・吉田浩・田村真理子(1993)「居住用資産を活用した高齢者の老後生活保障」『季刊社会保障研究』Vol.29 No.1, pp.46-53

Venti, Steve F., and Wise, David A.(1989)., “Aging and Income Value of Housing Wealth,” *Journal of Public Economics*, Vol.44, No.3, pp.371-397

どのような人々が無貯蓄・無資産世帯化しているか

鈴木 亘 東京学芸大学教育学部助教授

/ (社) 日本経済研究センター副主任研究員

研究要旨

本稿は金融広報中央委員会(2003)「家計の金融資産に関する世論調査」の個票を利用し、近年急増しつつ、平成15年には調査世帯の21.8%にも達した「無貯蓄世帯」の分析を行った。これらの世帯は、リスクに備えるための金融資産を持たないいわば「丸裸」の状況にあるため、社会保障・福祉政策の観点から見て憂慮されるべき可能性がある。また、その意味で、より深刻である「無資産世帯」の分析をあわせて行った。

まず、21.8%という非常に高い無貯蓄世帯率について、他の質問項目からその信頼性を精査した結果、矛盾する可能性がある質問からサンプルを落としていった場合に14.2%、預金口座を持たないという最も厳密な定義を用いた場合に4.5%と、幅があることがわかった。次に、無貯蓄（資産）状態に陥る理由として、合理的な要因、制度的な要因、偶発的な要因等を整理したうえで、クロス表およびlogit推計によって要因を探った。その結果、無貯蓄や無資産の選択には、失業や低所得、低年齢などが深く影響し、また職業についても無貯蓄・無資産に陥りやすい職業があることがわかった。最後に、近年無貯蓄・無資産世帯率が増加している要因について、男女間賃金格差の分解に用いられているBlinder-Oaxacaの方法を拡張した分析を行った結果、1995-1999年の変化には各属性内におけるリスク変化要因が寄与している一方、1999-2003年の変化では全属性に共通するような変動が大きく影響していることがわかった。

A.研究目的

金融広報中央委員会が毎年発表している「家計の金融資産に関する世論調査」によれば、金融資産を保有していないいわゆる無貯蓄世帯は年々増加しており、平成15年には調査世帯の21.8%にも達している。貯蓄は、失業や病気、災害などのリスクに備えるための自己保険あるいはバッファ・ストックとしての機能を持っているが、無貯蓄状態に陥っているということはこうしたリスクに直に晒

されているということであり、危険な状態にいる可能性がある。したがって、このような無貯蓄化している世帯がどのような属性の人々であるのかを特定し、その状態を分析することは社会保障政策の運営上、極めて重要であると考えられる。

B.研究方法

金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」15年調査の個票データを用いて、

一つ一つの仮説を検証するというスタイルの分析を行った。また、logit Model によって、無貯蓄・無資産選択関数を推計し分析を行ったうえで、男女間賃金格差の分析で用いられる Blinder-Oaxaca の方法を拡張した分析を行い、近年の無貯蓄・無資産世帯増加の要因分析を行った。

C.研究結果

はじめに、21.8%という非常に高い無貯蓄世帯率について、他の質問項目からその信頼性を精査した結果、矛盾する可能性がある質問からサンプルを落としていった場合に14.2%、預金口座を持たないという最も厳密な定義を用いた場合に4.5%と、幅があることがわかった。次に、無貯蓄（資産）状態に陥る理由として、合理的な要因、制度的な要因、偶発的な要因等を整理したうえで、クロス表およびlogit推計によって要因を探った。その結果、無貯蓄や無資産の選択には、失業や低所得、低年齢などが深く影響し、また職業についても無貯蓄・無資産に陥りやすい職業があることがわかった。

D.考察

最後に、近年無貯蓄・無資産世帯率が増加している要因について、男女間賃金格差の分解に用いられている Blinder-Oaxaca の方法を拡張した分析を行った結果、1995-1999 年の変化には各属性内におけるリスク変化要因が寄与している一方、1999-2003 年の変化では全属性に共通するような変動が大きく影響していることがわかった。

E.結論

近年の無貯蓄・無資産世帯の増加の要因が、

1995-1999 年の変化には各属性内におけるリスク変化要因が寄与している一方、1999-2003 年の変化では全属性に共通するような変動が大きく影響していることがわかった。1995-99 の変化と、1999-2003 年の変化は本質的に異なる要因でもたらされているという特徴が興味深いが、その理由について更なる精査が必要と思われる。

F.研究発表

鈴木亘「どのような世帯が無貯蓄世帯化、無資産世帯化しているのか」統計研究会・労働市場研究会、2005年4月

鈴木亘「どのような世帯が無貯蓄世帯化、無資産世帯化しているのか」2005年日本経済学会春季大会、2005年4月

G.知的所有権の取得状況

特になし。

どのような人々が無貯蓄・無資産世帯化しているか

1. はじめに

金融広報中央委員会が毎年発表している「家計の金融資産に関する世論調査」(旧貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」「貯蓄に関する世論調査」)によれば、金融資産を保有していないいわゆる「無貯蓄世帯」は年々増加しており、平成15年には調査世帯の21.8%にも達している(図1)。調査世帯は単身者を除く2人以上の同居者が居る世帯であるから、その5分の1が無貯蓄世帯化しているということは実に驚くべき数字であり、新聞など報道にも大きく採り上げられることになった。

貯蓄は、失業や病気、災害などのリスクに備えるための自己保険あるいはバッファ・ストックとしての機能を持っているが、無貯蓄状態に陥っているということはこうしたリスクに直に晒されているということであり、非常に危険な状態にいる可能性がある。また、その意味では、無貯蓄世帯のうち、実物(持家資産)を持っていない無資産世帯の方がより深刻な状況であるが、同データを使って無資産世帯率¹を計算するとやはり、無貯蓄世帯率とほぼ平行に増加していることがわかる。このような無貯蓄世帯、無資産世帯の現状、なぜ近年増加しているのかといったことについて分析することは社会保障・社会福祉政策の運営上、極めて重要であると考えられる。しかしながら、現在、わが国で無貯蓄世帯の分析を行っている研究例は、松浦・白石(2004)を除き存在しておらず、その重要性に鑑みて研究蓄積があまりに少ないと言わざるを得ない。

そこで本稿では、まさに、金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」(平成15年度、11年度、7年度)自体の個票データを直接分析することにより、無貯蓄世帯の状況を明らかにしてゆく。なお、ここで分析している貯蓄や資産はグロスの概念であり、借入金を差し引いたネットの概念ではないことに注意が必要である²。

以下、本稿の構成は次の通りである。2節では、「家計の金融資産に関する世論調査」データの概要について述べる。3節は、2003年度における21.8%の無貯蓄世帯率がどれほど信頼できるのかという点について精査・検討する。4節は、なぜ無貯蓄世帯になるかという点について仮説を採り上げ、無貯蓄世帯・無資産世帯を、諸属性のクロス表から検証する。5節は、4節のクロス表の分析を深め、ロジットモデルにより諸要因を同時に推計して評価を行う。6節は、無貯蓄、無資産世帯率が近年増加している要因について要因分解を行う。7節は結語である。

¹ 無資産世帯率は、実物資産額がわからないため、無貯蓄世帯であり持家資産を持っていない世帯と定義した。

² 借入金を差し引いたネットの資産を分析するほうがより適切な分析である可能性もある。しかしながら、このアンケート調査では実物資産の金額がわからないため、ネットの概念ではなくグロスの概念を分析対象とすることにした。

2. データ

本稿で用いるデータは、金融広報中央委員会が毎年行っている「家計の金融資産に関する世論調査」であり、平成 15 年調査の個票データを中心に分析を進める。この調査は、平成 13 年 4 月に金融広報中央委員会と名称が変わる以前の旧貯蓄広報中央委員会時代から、「貯蓄と消費に関する世論調査」あるいは「貯蓄に関する世論調査」という名称で、昭和 28 年以来連続して調査が行われている。平成 15 年調査は、層化 2 段階無作為抽出法により全国から 400 の調査地点を選び、各調査地点から無作為に 15 の世帯員 2 名以上の世帯を選ぶことによって 6000 の調査世帯を標本抽出し行われており、4158 世帯からの回答を得ている（有効回答率 69.3%）。抽出世帯へは調査員が調査票を持参して調査方法を説明した上で、数日後に再び訪問して調査票を点検・回収するという留置面接回収法を用いている。調査は平成 15 年 6 月 27 日から 7 月 7 日までの期間で行われた。このデータの利点は、毎年サンプルの類似性が保たれるように、サンプリング方法や有効回答数、調査の長さや形式などを統御した調査設計を行っている点である。残念ながら、サンプル自体は毎年違うのでパネルデータではないが、こうした調査設計を行っているため、時系列比較が可能な Repeated Cross-Section Data であるとみなすことができる。

3. 無貯蓄世帯率の精査

無貯蓄世帯率の定義に用いられる質問は、具体的には次のようなものである。

問 2 あなたのご家庭では、現在、貯蓄を保有していますか。（○は 1 つ）

1. 貯蓄を保有している。 2. 貯蓄を保有していない。

この質問の 2 に○をつけたものが無貯蓄世帯となる。この質問に先立つ問 1 には、貯蓄に関して「商・工業や農・林・漁業等事業のための貯蓄や、給与振込み、口座振替など一時的にしか口座にとどまらないような預貯金は含めないでお答えください。以下の質問についても同様です。」という注意書きがあり、厳密に金融資産の口座がゼロであることを要求していない。したがって、定義上、貯蓄動向調査（現在は家計調査）等よりは無貯蓄世帯率が高くなることは当然のことである。しかしながら、やはり 21.8% という数字は驚くべき値であり、無貯蓄世帯率の信頼性、幅をもう少し精査する必要があると思われる。

まず、調査票の他の質問から、無貯蓄世帯の定義として矛盾する可能性がある回答をしているサンプルを取り除いてゆくことにする。

- ① 問 7 「金融商品の中には、株式や外貨預金のように、株価や為替相場の変動によっては元本割れするものがあります。あなたのご家庭では、こういった商品をお持ちですか。（○は一つ）」という質問に対して、元本割資産を「持っている」とした世