

マル優廃止によって家計は証券投資を積極化させたのか？

—家計個票データを用いた1988年マル優改正の分析—

鈴木 亘

要 旨

2006年1月より老人マル優が廃止された。その直接の目的は、税負担の公平確保や課税ベースの拡大等であるが、一部には、個人投資家がこれを機に、証券投資を活発化させるのではないかと期待する見方もある。本稿は、今回の改正効果に対する知見を得るために、1988年に行われた64歳以下のマル優廃止を自然実験(Natural Experiment)として捉え、マル優廃止が家計の資産選択に与えた影響を分析した。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)「家計と貯蓄に関する調査」の個票データを用いて、改正の純粋な効果を得るために、差分の差推定(Difference in Difference Model)による分析を行った。その結果、家計は、①資産に占める株式の割合を有意に高めてはいない、②株式投信・公社債投信(中国ファンドを含む)の割合や一時払い養老保険の割合を有意に高めてはいるが、家計部門全体の影響としては、0.1~0.8%程度のオーダーに過ぎない、ことが分かった。老人マル優廃止の影響は、今後時間が経つにつれ次第に明らかになると思われるが、制度変化の対象者が1988年時よりも小さいこと、当時の高金利と現在の超低金利という環境差、当時の証券市場の活況と現在の違いなどを考えると、1988年時点よりもさらに影響は小さいものと予想される。

目 次

- | | |
|------------------|------------------|
| I. はじめに | 2. 金融資産需要関数の推定結果 |
| II. データ | 3. 今後の保有増の意識 |
| III. 金融資産需要関数の推定 | IV. 考 察 |
| 1. 推定モデル | |

* 本稿は日本郵政公社郵政総合研究所主催の「世帯の金融資産及び金融機関の選択等に関する調査研究」の一環として書かれた原稿である。同研究所のご厚意により、「家計における金融資産選択等に関する調査」の貴重な個票データを用いることができた。また、本稿の研究は、科学研究費補助金・特定領域研究(B)「経済システムの実証分析と設計」の資金援助を受けている。さらに、本誌の匿名のレフェリーからも有益なコメントを頂戴した。併せて感謝を申し上げたい。

I. はじめに

わが国の「マル優制度」(少額貯蓄非課税制度)は、1963年1月に創設され、個人が保有する少額貯蓄に対して資本所得税を非課税とすることで、高度成長期やその後の時期の貯蓄増進や所得再分配に一定の貢献を行ってきた。しかしながら、わが国経済が成熟期に入り、必要性が失われる中で段階的廃止が実施され、ついに本年(2006年)1月からは「老人マル優」が廃止され、ほぼその歴史的使命を終えるに至った¹⁾。

今回の廃止を決めた2002年の税制改正では、その目的として、「税の公平・中立という原則に立ち、『租税特別措置の聖域なき見直し』の観点を踏まえ、貯蓄優遇税制としての政策目的をもって講じられていた租税特別措置である老人等の少額貯蓄非課税制度について、高齢者世帯の所得の分布状況や平均貯蓄残高等の実態等を踏まえ、所要の改正を行った」として、税負担の公平性確保や課税ベースの拡大を挙げている。しかしながら、もう一つの効果として、膨大な高齢者の個人資産を株式投資に向かいやすくすることにより、証券市場の活性化につながることを期待する見方もある²⁾。そこで、本稿ではマル優制度の廃止が、家計の資産選択行動を変化させ、証券市場への投資が促進されるのかどうか、定量的な分析を行うことにする。具体的には、今回の老人マル優廃止の効果を見ることは時期的に困難であるため、1988年のマル優制度改正時の効果を検証し、今回の効果についての知見を得ることにする。

さて、1988年のマル優制度改正では、その年まですべての年齢に適用されていたマル優制度

が、65歳以上の高齢者を対象とする老人マル優制度になり、64歳以下のマル優適用が原則廃止された³⁾。これは、一種の自然実験(Natural Experiment)であり、そのときの64歳以下の人々の行動と65歳以上の人々の行動の変化から、資産選択への効果が分析可能となる。既に20年近くも前の制度変更であるから、現在までの間に、数多くの研究蓄積が行われているようにも思えるが、実は、「マル優制度と資産選択」の問題を扱った研究は非常に少ない⁴⁾。当時は、日米構造協議(SII)が開始されるなど、わが国の対外経常黒字が社会問題化しており、その背景として日本の貯蓄率の高さに関心が集まっていたこともあり、当時行われた研究の殆どは、貯蓄率や預貯金額に与える影響についてのものである(小椋 [1984], 吉野 [1984], 石川 [1987], ホリオカ [1987], 小川 [1989], Ito and Kitamura [1994], 岩本・藤島・秋山 [1995], 滋野 [1997])。わずかに、資産選択への影響を明示的に扱っているのは小川 [1989] が存在するに過ぎず、それ以外は、小椋 [1984], ホリオカ [1987] が、分析結果からの示唆や考察として触れているに過ぎない。また、小川 [1989] が行った分析自体も、SNAのマクロ時系列データを用いて、各資産の需要関数を計測した後に、利子弾力性に対して20%の分離課税が行われた場合の効果をシミュレーションするというものであり、効果があったかどうかを直接検証したものではない。これは、ホリオカが利子弾力性の計測結果から、株式や土地へのシフトが起り得ると予想したことや、小椋 [1984] がやはり理論分析の結果、代替する実物資産へのシフトが起ると考察したことと、基本的には変わらない⁵⁾。

しかしながら、ごく最近になり、1988年のマ

ル優制度改正と資産選択を取り扱った分析が関田 [2004, 2005] によって行われた。まず、関田 [2004] は、金融広報中央委員会（旧貯蓄広報中央委員会）が実施している「貯蓄に関する世論調査」の1988年の家計個票データを用いて、株式や債券、保険などの資産が増加した事実はないという結果を得ている。一方、関田 [2005] は、「貯蓄動向調査」の年齢階級別の集計データを1973年から1998年までプールした資産需要関数を推定しており、シミュレーションとして1988年、1994年、2006年の効果をみている。1988年の効果については、マル優制度対象資産から対象外資産へのシフトをもたらしており、実効税率などの違いから、1988年よりも2006年の方がその影響が小さいと結論付けている。ただし、この分析はあくまで内挿シミュレーションに基づくものであり、直接的に、改正の効果をみているものではないことに注意が必要である。

そこで本稿は、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1988年の個票データを用いて、差分の差推定法（Difference in Difference Model）による直接的な改正効果の分析を行った。以下、本稿の構成は次のとおりである。Ⅱ節では、本稿で用いるデータについて解説する。Ⅲ節は、推定モデルと推定結果を示す。Ⅳ節は考察である。

Ⅱ. 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1988年の第1回調査の個票データである。この調査

は、全国の全都道府県から2人以上の世帯で、20歳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おり、調査対象は6,000サンプル（回収3,899サンプル、有効回答率65.0%）となっている。調査方法は、訪問留置法で行われており、1988年11月28日から12月9日の間に実施されている。

このデータでは、種類別⁶⁾の金融資産額のほかに、過去1年の種類別金融資産の増減額がたずねられており、4月に始まったマル優廃止後の金融資産の構成変化を直接に分析することが可能である。また、マル優廃止によって貯蓄を預け替えしたかどうかということをつねに質問もあり、実際に行動を変化させた個人を特定することも可能である。さらに、今後の金融資産を増やすかどうかという意識もたずねられている。また、個人属性データも豊富に含まれており、さまざまな要因をコントロールすることができる。まず、金融資産別の過去1年の増減額および増減額割合（増減額/1年前の金融資産総額）を、預け替えをした世帯とそれ以外で分けたものが、図表1である。

はじめに、預け替えをした世帯のサンプル数は385サンプルであり、64歳以下の世帯主がいる世帯3,200サンプルの12%程度に過ぎないことに留意する必要がある。この割合の低さの背景には、この質問が1988年の11月末から12月初めにかけて実施されたため、行動変化としてはまだ完全に調整が終わっていない時期であったということもあるだろう。しかしながら、質問の中で「今後、預け替えをしたいと考えている」と答えたサンプルを加えたとしても1,082サンプルであり、64歳以下の世帯主がいる家計3,200サンプルの1/3程度にとどまっている。さて、預け替えをした世帯の増減額をみると、

図表1 金融資産別の増減額と増減額割合

	預け替えを実施した人		それ以外		差(a-b)	
	(a)平均値	標準偏差	(b)平均値	標準偏差		
過 去 1 年 の 増 減 額	都市銀行・長信銀・信託の預金	13.0	113.6	3.4	51.1	9.5
	地方銀行・相互銀行の預金	3.9	46.4	3.4	64.7	0.5
	信金, 信組, 労金, 農・漁協の預金	-0.2	53.1	4.1	51.6	-4.3
	郵便局の預金	5.1	53.9	3.4	37.3	1.7
	その他預金(社内預金など)	2.2	22.6	0.5	21.0	1.7
	生命保険(農協を含む)	5.5	24.5	9.6	114.5	-4.0
	一時払い養老保険	12.4	71.5	2.5	24.7	9.9
	簡易保険	4.0	32.3	2.6	22.7	1.3
	個人年金(郵便年金を含む)	6.1	57.6	1.1	13.2	5.0
	その他保険(積み立て型損害保険, 無尽など)	0.3	2.7	0.4	9.0	-0.2
	株式(時価)	13.5	60.6	4.2	71.6	9.3
	国債等(公社債, 国債組み合わせ商品を含む-額面)	-0.1	20.0	0.6	14.6	-0.6
	金融債(ワイドを含む-額面)	-0.4	15.8	0.3	8.2	-0.7
	株式投資信託・公社債投資信託(中国ファンドを含む-時価)	8.7	69.1	0.5	18.9	8.2
	貸付信託, 金銭信託(ビック, ヒット等)	6.1	69.7	0.7	25.3	5.4
	その他有価証券(抵当証券など)	0.3	5.3	0.2	9.1	0.1
	財形貯蓄のうち一般財形	0.3	9.0	0.7	9.5	-0.5
	財形貯蓄のうち住宅財形	1.2	6.8	0.5	7.3	0.7
	財形貯蓄のうち年金財形	0.3	2.2	0.3	3.6	-0.1
	その他商品(金投資口座など)	0.0	0.5	-0.1	9.0	0.2
過 去 1 年 の 増 減 額 割 合	都市銀行・長信銀・信託の預金	1.8%	10.6%	1.5%	14.3%	0.3%
	地方銀行・相互銀行の預金	0.6%	4.9%	1.2%	10.7%	-0.6%
	信金, 信組, 労金, 農・漁協の預金	0.8%	9.1%	1.2%	10.8%	-0.5%
	郵便局の預金	0.7%	5.4%	1.4%	15.0%	-0.7%
	その他預金(社内預金など)	1.0%	13.3%	1.1%	33.8%	-0.1%
	生命保険(農協を含む)	1.4%	5.9%	4.8%	118.1%	-3.4%
	一時払い養老保険	1.9%	10.2%	0.5%	4.9%	1.4%
	簡易保険	0.4%	2.5%	1.0%	17.7%	-0.5%
	個人年金(郵便年金を含む)	0.6%	3.5%	0.3%	2.9%	0.3%
	その他保険(積み立て型損害保険, 無尽など)	0.1%	0.6%	0.2%	1.8%	-0.1%
	株式(時価)	1.7%	9.3%	0.6%	8.1%	1.1%
	国債等(公社債, 国債組み合わせ商品を含む-額面)	0.2%	3.3%	0.1%	1.4%	0.1%
	金融債(ワイドを含む-額面)	0.0%	1.9%	0.1%	1.3%	-0.1%
	株式投資信託・公社債投資信託(中国ファンドを含む-時価)	1.4%	10.0%	0.1%	2.6%	1.3%
	貸付信託, 金銭信託(ビック, ヒット等)	4.3%	65.4%	1.5%	43.5%	2.8%
	その他有価証券(抵当証券など)	0.2%	2.9%	0.0%	0.1%	0.2%
	財形貯蓄のうち一般財形	0.2%	3.3%	0.3%	4.0%	-0.1%
	財形貯蓄のうち住宅財形	0.3%	2.2%	0.2%	2.1%	0.1%
	財形貯蓄のうち年金財形	0.1%	0.7%	0.1%	1.3%	0.0%
	その他商品(金投資口座など)	0.0%	0.4%	0.0%	0.5%	0.0%

(注) 単位は万円。過去1年間の増減額割合は、増減額を1年前の金融資産総額で割った割合である。「マル優廃止によって預け替えをした」世帯のサンプル数は、385。それ以外の世帯は、3,125である。

減少した金融資産は「信金, 信組, 労金, 農・漁協の預金」, 「国債等(公社債, 国債組合せ商品を含む-額面)」, 「金融債(ワイドを含む-額面)」といったマル優対象資産であり、逆に大きく増えた資産は、株式(時価)、「株式投資信託・公社債投資信託(中国ファンドを含む-時価)」, 貸付信託, 金銭信託(ビック, ヒット等)等の株式関連資産のほか、一時払い養老保

険、「都市銀行・長信銀・信託の預金」となっている。ちなみに、株式投資信託の一部⁷⁾や、公社債投資信託(中国ファンドを含む-時価)、貸付信託, 金銭信託(ビック, ヒット等)もマル優対象資産である。この時期はいわゆるバブル期であり、株価や債券価格が急上昇を続けていた時期であるため、増加した資産についてはそのような時期的な影響も含まれているものと

思われる。したがって、時期的な影響を同じように受けた「預け替えをしていない世帯」との比較（差分の差）で論じられる必要がある。そこで、一番右の欄は、マル優廃止によって預け替えをした世帯の増減額から、預け替えをしなかった世帯の増減額を差し引いた「差額」を示しており、より純粹に預け替えの効果を示しているとみることができると思われる。差額が減少した金融資産は、「信金、信組、労金、農・漁協の預金」、国債等（公社債、国債組合せ商品を含む一額面）、金融債（ワイドを含む一額面）といったマル優対象資産のほか、財形貯蓄のうち一般財形、生命保険（農協を含む）等であり、増加した資産は、一時払い養老保険、「都市銀行・長信銀・信託の預金」、個人年金（郵便年金を含む）、株式（時価）、「株式投資信託・公社債投資信託（中国ファンドを含む一時価）」、「貸付信託、金銭信託（ビック、ヒット等）」といった資産になっている。

増減額の下表に示されているのは、増減額割合であり、増減額を1年前の金融資産総額で除して標準化をしたものである。この割合についてみても、最右欄の「差」は増減額とほぼ同じ傾向であり、「都市銀行・長信銀・信託の預金」以外の預金や、郵便局以外の預金が減少するなど、よりマル優対象資産の減少が際立っている。

次に、図表2は、各金融資産について、今後増やしたいという意向を示した世帯の割合をとったものである。これについても、最右欄の差分の差をみると、「都市銀行・長信銀・信託の預金」以外の預金や、郵便局以外の預金などを減少させ、その代わりに、株式（時価）、「株式投資信託・公社債投資信託（中国ファンドを含む一時価）」、「貸付信託、金銭信託（ビック、ヒット等）」、一時払い養老保険を増やしたいとする意識が目立っている。

そこで、ここでの知見をよりフォーマルに確

図表2 金融資産別の今後増やしたいとする意識

	預け替えを実施した人及び 預け替えを今後したい人		それ以外		差(a-b)
	(a)平均値	標準偏差	(b)平均値	標準偏差	
都市銀行・長信銀・信託の預金	8.3%	27.6%	7.7%	26.6%	0.7%
地方銀行・相互銀行の預金	8.4%	27.8%	10.3%	30.4%	-1.9%
信金、信組、労金、農・漁協の預金	5.0%	21.8%	6.9%	25.4%	-1.9%
郵便局の預金	10.4%	30.6%	12.6%	33.2%	-2.2%
その他預金（社内預金など）	4.3%	20.4%	2.3%	15.0%	2.1%
生命保険（農協を含む）	4.4%	20.6%	4.4%	20.5%	0.0%
一時払い養老保険	10.4%	30.5%	3.5%	18.5%	6.8%
簡易保険	2.4%	15.3%	3.0%	17.1%	-0.6%
個人年金（郵便年金を含む）	5.1%	22.0%	4.0%	19.6%	1.1%
その他保険（積み立て型損害保険、無尽など）	0.9%	9.6%	0.6%	7.5%	0.4%
株式（時価）	12.5%	33.1%	4.8%	21.5%	7.6%
国債等（公社債、国債組み合わせ商品を含む一額面）	4.8%	21.4%	2.1%	14.4%	2.7%
金融債（ワイドを含む一額面）	3.4%	18.2%	0.9%	9.3%	2.6%
株式投資信託・公社債投資信託（中国ファンドを含む一時価）	9.0%	28.6%	2.9%	16.7%	6.1%
貸付信託、金銭信託（ビック、ヒット等）	12.8%	33.4%	4.0%	19.6%	8.8%
その他有価証券（抵当証券など）	0.7%	8.6%	0.4%	6.6%	0.3%
財形貯蓄のうち一般財形	2.5%	15.6%	2.3%	15.1%	0.2%
財形貯蓄のうち住宅財形	4.0%	19.5%	1.3%	11.5%	2.6%
財形貯蓄のうち年金財形	2.6%	15.9%	1.1%	10.3%	1.5%
その他商品（金投資口座など）	0.6%	8.0%	0.1%	2.9%	0.6%

(注)「マル優廃止によって預け替えをした人及び今後したい」世帯のサンプル数は、1,082。それ以外の世帯は、2,311である。

かめるために、次節では金融資産需要関数を推定し、預け替えを行っている世帯がどのような資産を増加させたのかについて検証を行う。主な属性変数は図表3のとおりである。

Ⅲ. 金融資産需要関数の推定

1. 推定モデル

本稿で用いる金融資産需要関数は以下のとおりである。

$$R_{i,t}^l - R_{i,t-1}^l = \alpha_0 + \alpha_A A_{i,t-1}^l + \alpha_I I_i + \alpha_W W_i +$$

図表3 記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
金融資産総額	685.0219	1181.688	0	14800
金融資産総額の1年前からの増減額	43.73846	208.1481	-1800	3130
1年前の金融資産総額	643.6897	1124.203	0	13500
借り入れ返済額	30.07066	98.25958	0	3001
貯蓄額	73.80912	233.1074	-1800	3180
所得	467.7085	422.5048	0	3600
貯蓄率	0.145731	0.521285	-3.55932	9.829268
世帯人数	4.024501	1.323429	1	9
年齢	48.00028	11.69603	19	88
年齢の2乗	2440.785	1181.894	361	7744
職業1 (農林水産業)	0.041026	0.198378	0	1
職業2 (自営・商工サービス)	0.177208	0.381899	0	1
職業3 (勤め人)	0.553561	0.497194	0	1
職業4 (管理職)	0.080342	0.271861	0	1
職業5 (自由業)	0.025356	0.157227	0	1
職業6 (無職)	0.101425	0.301933	0	1
職業7 (その他)	0.101425	0.301933	0	1
持家の有無	0.678348	0.467177	0	1
所得見通し1 (増える)	0.033618	0.180270	0	1
所得見通し2 (やや増える)	0.312821	0.463708	0	1
所得見通し3 (変わらない)	0.418234	0.493339	0	1
所得見通し4 (減る)	0.089459	0.285445	0	1
所得見通し5 (わからない)	0.145869	0.353025	0	1
金利見通し1 (上がる)	0.096581	0.295429	0	1
金利見通し2 (変わらない)	0.420228	0.493666	0	1
金利見通し3 (下がる)	0.163533	0.369904	0	1
金利見通し4 (わからない)	0.319658	0.466411	0	1
借入金額	215.4268	538.3289	0	6300
預け替えをした	0.109687	0.312543	0	1
今後預け替えをしたい	0.198576	0.398985	0	1
今後も預け替えをしない	0.495442	0.500051	0	1
どうしていいかわからない	0.162963	0.369385	0	1
預け替えをした、もしくはしたい	0.308262	0.461841	0	1
安全思考	0.802279	0.398337	0	1
世帯主64歳以下	0.911681	0.283799	0	1
預け替えをした、もしくはしたい、わからない	0.471225	0.499242	0	1
父親同居せず	0.877493	0.327917	0	1
母親同居せず	0.761254	0.426378	0	1

(注) 日本郵政公社郵政総合研究所 (旧郵政省郵政研究所) 「家計と貯蓄に関する調査」の1988年の第1回調査の個票データより筆者計算。

$$\sum_j \alpha_{X_j} X_k + \alpha_D D_i + u_i \quad (1)$$

通常、金融資産需要関数は、当該資産の割合を、所得、総資産、当該資産とそれ以外の資産の収益率、個人属性などの変数で推定をするが、ここでは当該資産の割合の差分 ($R_{i,t} - R_{i,t-1}$) を被説明変数とする。このため、当該資産とそれ以外の資産の税引き前の収益率は、年齢や資産等の個人属性をコントロールした上では、各個人属性ごとに同じものに直面していると考えられるためにキャンセルアウトしている。説明変数は所得 I_i 、総資産 W_i のほか、1年前の当該資産の割合 $A_{i,t-1}$ が加わっている。 D_i は預け替えをした世帯のダミー変数であり、その係数によって預け替えをしなかった世帯とした世帯でどのように金融資産需要が変わったのか、つまりマル優廃止による効果があったのかという点を検証する。これは、プログラム評価でよく用いられる「差分の差推定 (Difference in Difference Model)」になっている。後述するように、預け替えダミーはマル優廃止による効果の対象者としてはかなり限定的であるため、世帯主年齢が64歳以下であるなどのより広範な対象者を操作変数とした推定も合わせて行う。 X_i はさまざまな個人属性であり、年齢、年齢の2乗、職業ダミー、世帯人数、所得見通しダミー、金利見通しダミー、安全思考ダミーなどを変数とした。総資産 W_i については実物資産がわからないために、持ち家の有無という変数を加え、またネットの資産を考慮するために、借入額も加えた。

さらに、「今後増やしたい」とする金融資産についても、同様の説明変数を用いて、次式のようなプロビットモデルで推定を行う。この場合、預け替えダミーの代わりに、預け替えをし

た世帯と今後預け替えをしたい世帯を合計したダミーを用いることとした。

$$M_i^* = \alpha_0 + \alpha_A A_{i,t-1}^l + \alpha_I I_i + \alpha_W W_i + \sum_j \alpha_{X_j} X_k + \alpha_D D_i + u_i$$

$$M_i = \begin{cases} 1 & \text{if } M_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

2. 金融資産需要関数の推定結果

推定結果は、金融資産ごとに存在しているが、まず、注目している株式および株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む) の推定結果を示したものが、図表4、5である。図表4の株式については、預け替えダミーの係数は有意ではなく、預け替えを行った世帯がそれ以外の世帯に比べて、株式の割合を特に増加させていることはない。しかしながら、図表5の株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む) については、有意な結果となっており、預け替えを行った世帯がそれ以外の世帯に比べて株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む) の割合を1.2%ほど有意に増やしたことがわかった。

その他の金融資産については、預け替えダミーの結果のみを示しているが (図表6)、一時払い養老保険の割合が10%基準で有意であり、1.2%ほど増加したことがわかる。また、地方銀行・相互銀行の預金の割合がやはり10%基準で有意に減少している。

さて、上記の推定では預け替えダミーについて外生変数として扱っていた。しかしながら、64歳以下の人々でマル優資産を活用していた人々の中でも、預け替えをした世帯は一部であるから、預け替えダミー変数は選択の結果として内生性が疑われる。この場合、誤差項と預け

図表4 株式需要関数の推定結果1

	係数	標準誤差	p-値
当該資産の1年前の残高割合	0.023773	0.016893	0.159
年齢	-0.0006498	0.000628	0.301
年齢の2乗	0.00000765	6.22E-06	0.219
世帯人数	0.0009246	0.000835	0.268
職業1 (農林水産業)	-0.0092459	0.004428	0.037
職業2 (自営・商工サービス)	-0.0075403	0.004248	0.076
職業3 (勤め人)	-0.0006725	0.004274	0.875
職業4 (管理職)	0.0171287	0.016097	0.287
職業5 (自由業)	-0.0057958	0.007075	0.413
職業6 (無職)	-0.0075916	0.004666	0.104
所得見通し1 (増える)	0.0004232	0.005959	0.943
所得見通し2 (やや増える)	0.0012274	0.003869	0.751
所得見通し3 (変わらない)	0.0037194	0.00266	0.162
所得見通し4 (減る)	0.0020274	0.003163	0.522
金利見通し1 (上がる)	0.0057453	0.004645	0.216
金利見通し2 (変わらない)	0.0042629	0.003946	0.28
金利見通し3 (下がる)	-0.0008755	0.002779	0.753
1年前の金融資産総額	-0.00000013	1.14E-06	0.991
借入金額	5.67E-07	3.08E-06	0.854
持家の有無	0.0023275	0.003276	0.477
世帯所得	0.00000765	3.79E-06	0.044
安全思考	-0.0098301	0.004873	0.044
預け替え	0.0084976	0.00569	0.135
定数項	0.0125023	0.018134	0.491

(注) OLSによる推計。標準誤差はWhite [1980]による修正を行っている。サンプル2,445。

図表5 株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む) 需要関数の推定結果1

	係数	標準誤差	p-値
当該資産の1年前の残高割合	-0.0288905	0.045757	0.528
年齢	-0.0002723	0.000341	0.425
年齢の2乗	0.00000163	3.27E-06	0.618
世帯人数	0.0012698	0.000638	0.047
職業1 (農林水産業)	-0.0127373	0.006534	0.051
職業2 (自営・商工サービス)	-0.0097477	0.0063	0.122
職業3 (勤め人)	-0.0080914	0.006188	0.191
職業4 (管理職)	-0.0017812	0.008659	0.837
職業5 (自由業)	-0.00618	0.007356	0.401
職業6 (無職)	-0.0087323	0.006945	0.209
所得見通し1 (増える)	0.016982	0.014273	0.234
所得見通し2 (やや増える)	-0.0003129	0.002089	0.881
所得見通し3 (変わらない)	0.0025586	0.001388	0.065
所得見通し4 (減る)	0.0049365	0.002782	0.076
金利見通し1 (上がる)	0.0029159	0.004523	0.519
金利見通し2 (変わらない)	-0.0010709	0.001831	0.559
金利見通し3 (下がる)	0.0010139	0.00234	0.665
1年前の金融資産総額	0.000000356	3.94E-07	0.366
借入金額	-3.89E-06	1.55E-06	0.012
持家の有無	0.0054873	0.002201	0.013
世帯所得	-0.0000012	2.16E-06	0.577
安全思考	-0.0043174	0.003449	0.211
預け替え	0.0124772	0.005417	0.021
定数項	0.0122304	0.010746	0.255

(注) OLSによる推計。標準誤差はWhite [1980]による修正を行っている。サンプル2,445。

図表 6 各金融資産需要関数の推定結果抜粋 1 (預け替えダミーのみ)

	係数	標準誤差	p-値
都市銀行・長信銀・信託の預金	0.0053175	0.006473	0.411
地方銀行・相互銀行の預金	-0.006853	0.003827	0.073
信金, 信組, 労金, 農・漁協の預金	-0.0037976	0.005873	0.518
郵便局の預金	-0.0059272	0.004745	0.212
その他預金 (社内預金など)	-0.0022203	0.01072	0.836
生命保険 (農協を含む)	-0.0519164	0.042584	0.223
一時払い養老保険	0.0118674	0.006094	0.052
簡易保険	-0.0037737	0.00324	0.244
個人年金 (郵便年金を含む)	0.0027084	0.002034	0.183
その他保険 (積み立て型損害保険, 無尽など)	-0.0007662	0.000478	0.109
株式 (時価)	0.0084976	0.00569	0.135
国債等 (公社債, 国債組み合わせ商品を含む-額面)	0.0008366	0.001941	0.667
金融債 (ワイドを含む-額面)	-0.000449	0.000925	0.627
株式投資信託・公社債投資信託 (中国ファンドを含む-時価)	0.0124772	0.005417	0.021
貸付信託, 金銭信託 (ビック, ヒット等)	0.0327643	0.03936	0.405
その他有価証券 (抵当証券など)	0.0016628	0.001615	0.303
財形貯蓄のうち一般財形	-0.0005095	0.001924	0.791
財形貯蓄のうち住宅財形	0.0002538	0.00123	0.837
財形貯蓄のうち年金財形	-0.0002022	0.000457	0.658
その他商品 (金投資口座など)	0.0001822	0.000222	0.411

(注) OLS による推計。各関数の預け替えダミーの係数のみを表示している。標準誤差は White [1980] による修正を行っている。

替えダミーが相関するため、一致性が満たされない。本来、Natural Experiment としてマル優改正の効果を計測するためには、対象グループ (Experiment Group) として、「64歳以下の人々でマル優資産を活用していた人々」というように、誤差項と相関しない「資格者」自体を選ぶほうが望ましい。そこで、預け替えダミーに対して、「資格者」に関連するいくつかの操作変数を設定して、操作変数法 (IV) により推定を行うことにする。そのような操作変数としては、①世帯主が64歳以下であるダミー、②父親と同居していないダミー、③母親と同居していないダミー、④「マル優廃止で預け替えをした、もしくは今後預け替えをしたい、もしくはどうしてよいかわからない」を選んだ世帯を1、預け替えをしない世帯を0とするダミーの4つを選んだ。①だけでは世帯主が

64歳以下だとしても配偶者や同居している両親がマル優対象となる可能性があるため、②③のダミーが合わせて必要である。また、④は、マル優廃止の影響を受けた世帯としてより適切な範囲である可能性があるために、操作変数とした。操作変数法で推定した結果は、株式が図表7、株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む) が図表8、それ以外の金融資産も含めた推定結果の抜粋が図表9となっている。

これをみると、OLSと同様、株式に関して預け替えダミーは有意な結果ではないが、株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む) に対しては有意に正の影響となっており、預け替えによって1.7%程度割合を増加させたという結果となっている。その他の金融資産では、一時払い養老保険が2.5%ほど有意に割合を増やしたという結果となった。

図表 7 株式需要関数の推定結果 2

	係数	標準誤差	p-値
当該資産の1年前の残高割合	0.023707	0.0171121	0.166
年齢	-0.0006487	0.0006261	0.3
年齢の2乗	0.00000764	0.00000623	0.22
世帯人数	0.0009245	0.0008356	0.269
職業1 (農林水産業)	-0.0092359	0.004489	0.04
職業2 (自営・商工サービス)	-0.0075294	0.0042917	0.079
職業3 (勤め人)	-0.0006703	0.0042796	0.876
職業4 (管理職)	0.0171317	0.0160578	0.286
職業5 (自由業)	-0.0057889	0.0070727	0.413
職業6 (無職)	-0.0075911	0.0046733	0.104
所得見通し1 (増える)	0.0003982	0.0059809	0.947
所得見通し2 (やや増える)	0.0012118	0.003668	0.741
所得見通し3 (変わらない)	0.0037158	0.0027146	0.171
所得見通し4 (減る)	0.002009	0.0031251	0.52
金利見通し1 (上がる)	0.0057316	0.0046799	0.221
金利見通し2 (変わらない)	0.0042523	0.0039807	0.286
金利見通し3 (下がる)	-0.0008846	0.0027819	0.751
1年前の金融資産総額	-2.45E-08	0.00000114	0.983
借入金額	5.74E-07	0.00000317	0.856
持家の有無	0.0023243	0.0032705	0.477
世帯所得	0.00000764	0.00000381	0.045
安全思考	-0.0098147	0.0047322	0.038
預け替え	0.0089543	0.0127367	0.482
定数項	0.0124328	0.0176344	0.481

(注) IV による推計。標準誤差は White [1980] による修正を行っている。サンプル数2,445。

図表 8 株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む) 需要関数の推定結果 2

	係数	標準誤差	p-値
当該資産の1年前の残高割合	-0.0306033	0.0461309	0.507
年齢	-0.0002642	0.000341	0.439
年齢の2乗	0.00000158	0.00000327	0.63
世帯人数	0.0012664	0.0006368	0.047
職業1 (農林水産業)	-0.0126379	0.0065599	0.054
職業2 (自営・商工サービス)	-0.0096301	0.006323	0.128
職業3 (勤め人)	-0.0080715	0.0062061	0.194
職業4 (管理職)	-0.0017742	0.0086649	0.838
職業5 (自由業)	-0.0060747	0.0073618	0.409
職業6 (無職)	-0.0087333	0.0069703	0.21
所得見通し1 (増える)	0.0166841	0.0142396	0.241
所得見通し2 (やや増える)	-0.0004832	0.0021568	0.823
所得見通し3 (変わらない)	0.0025225	0.0014001	0.072
所得見通し4 (減る)	0.0047277	0.002796	0.091
金利見通し1 (上がる)	0.0027362	0.0045101	0.544
金利見通し2 (変わらない)	-0.0011962	0.0018176	0.511
金利見通し3 (下がる)	0.0009109	0.0023449	0.698
1年前の金融資産総額	0.000000221	3.86E-07	0.567
借入金額	-3.82E-06	0.00000155	0.014
持家の有無	0.0054521	0.0021951	0.013
世帯所得	-0.00000126	0.00000216	0.559
安全思考	-0.0041391	0.0034669	0.233
預け替え	0.0174996	0.0071081	0.014
定数項	0.011583	0.0107533	0.282

(注) IV による推計。標準誤差は White [1980] による修正を行っている。サンプル数2,445。

図表9 各金融資産需要関数の推定結果抜粋2 (預け替えダミーのみ)

	係数	標準誤差	p-値
都市銀行・長信銀・信託の預金	0.0018904	0.024451	0.938
地方銀行・相互銀行の預金	-0.0212171	0.0174847	0.225
信金, 信組, 労金, 農・漁協の預金	0.0180264	0.0172425	0.296
郵便局の預金	0.0255639	0.0222016	0.25
その他預金 (社内預金など)	-0.0701673	0.0612934	0.252
生命保険 (農協を含む)	-0.2828856	0.236907	0.233
一時払い養老保険	0.0252167	0.0093386	0.007
簡易保険	-0.0133974	0.0241223	0.579
個人年金 (郵便年金を含む)	0.010182	0.0067994	0.134
その他保険 (積み立て型損害保険, 無尽など)	0.0037957	0.0026945	0.159
株式 (時価)	0.0089543	0.0127367	0.482
国債等 (公社債, 国債組み合わせ商品を含む-額面)	-0.002244	0.0033376	0.501
金融債 (ワイドを含む-額面)	0.0026377	0.0022471	0.241
株式投資信託・公社債投資信託 (中国ファンドを含む-時価)	0.0174996	0.0071081	0.014
貸付信託, 金銭信託 (ビック, ヒット等)	0.1217885	0.0751683	0.105
その他有価証券 (抵当証券など)	0.0013745	0.0014437	0.341
財形貯蓄のうち一般財形	-0.0069057	0.0049077	0.16
財形貯蓄のうち住宅財形	0.0037065	0.0032726	0.257
財形貯蓄のうち年金財形	-0.0011614	0.0015028	0.44
その他商品 (金投資口座など)	0.0003843	0.0003162	0.224

(注) IV による推計。標準誤差は White [1980] による修正を行っている。各関数の預け替えダミーの係数のみを表示している。

3. 今後の保有増の意識

次に、今後増やしたいとした金融資産について、(2)式に基づいて推定を行った結果の抜粋が、図表10, 11である。

ここでは、預け替えをした、もしくは今後預け替えをしたいとする世帯を1、それ以外を0とするダミーの係数のみを表示している。まず、単純なプロビットの結果を見ると、「信金, 信組, 労金, 農・魚漁協の預金」, 「郵便局の預金」, 「生命保険 (農協を含む)」, 「簡易保険」を有意に減らし、その代わりに一時払い養老保険, その他保険, 株式, 国債等, 金融債, 株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む), 金融債, 「貸付信託, 金銭信託」, 財形貯蓄, 「その他商品 (金投資口座など)」を増やそうとしていることがわかる。ただ、前節同様、このダミー変数には内生性が疑われるために、前節の操作変数を用いた「操作変数法による Probit

推定」(Newey [1987])を行うと、有意に増加させようとしている金融資産は、一時払い養老保険, 株式, 株式投信・公社債投信 (中国ファンドを含む), 金融債, 「国債等 (公社債, 国債組み合わせ商品を含む-額面)」, 「貸付信託, 金銭信託」であることがわかる。すなわち、意識という面では図表4から図表9の推定結果よりもより広範な資産を増加させる意向であったことがわかる。このアンケートの調査時点以降には、これらの資産の割合を増加させた可能性が存在する。

図表10 今後の保有増の意識の推定結果抜粋1 (Probit)

	係数	標準誤差	p-値
都市銀行・長信銀・信託の預金	0.0756039	0.0813101	0.352
地方銀行・相互銀行の預金	-0.0745309	0.0786312	0.343
信金, 信組, 労金, 農・漁協の預金	-0.1961855	0.0954762	0.04
郵便局の預金	-0.1243069	0.0735279	0.091
その他預金 (社内預金など)	0.1927075	0.1175816	0.101
生命保険 (農協を含む)	-0.0885515	0.0958129	0.355
一時払い養老保険	0.4608132	0.0853246	0
簡易保険	-0.0970819	0.1180387	0.411
個人年金 (郵便年金を含む)	0.0837669	0.090453	0.354
その他保険 (積み立て型損害保険, 無尽など)	0.4814768	0.1912802	0.012
株式 (時価)	0.4157788	0.0810004	0
国債等 (公社債, 国債組み合わせ商品を含む-額面)	0.2890269	0.0998249	0.004
金融債 (ワイドを含む-額面)	0.4795791	0.1343518	0
株式投資信託・公社債投資信託 (中国ファンドを含む-時価)	0.3919755	0.0880123	0
貸付信託, 金銭信託 (ビック, ヒット等)	0.5077035	0.0849379	0
その他有価証券 (抵当証券など)	-0.0260294	0.2013759	0.897
財形貯蓄のうち一般財形	-0.0904566	0.1231791	0.463
財形貯蓄のうち住宅財形	0.3609596	0.1234257	0.003
財形貯蓄のうち年金財形	0.3596012	0.1317572	0.006
その他商品 (金投資口座など)	0.4777869	0.2810903	0.089

(注) Probit による推計。標準誤差は White [1980] による修正を行っている。各関数の預け替えおよび今後預け替えしたい人のダミー係数のみを表示している。

図表11 今後の保有増の意識の推定結果抜粋2 (IV Probit)

	係数	標準誤差	p-値
都市銀行・長信銀・信託の預金	0.1191218	0.119343	0.318
地方銀行・相互銀行の預金	-0.0325628	0.1103693	0.768
信金, 信組, 労金, 農・漁協の預金	-0.1451909	0.1292108	0.261
郵便局の預金	-0.1187166	0.1022079	0.245
その他預金 (社内預金など)			サンプルが少ないために推定不能
生命保険 (農協を含む)	-0.1300827	0.1383549	0.347
一時払い養老保険	0.4556351	0.1371173	0.001
簡易保険	-0.3981194	0.1789988	0.026
個人年金 (郵便年金を含む)	0.1099649	0.1351602	0.416
その他保険 (積み立て型損害保険, 無尽など)			サンプルが少ないために推定不能
株式 (時価)	0.4952107	0.1278272	0
国債等 (公社債, 国債組み合わせ商品を含む-額面)	0.2693779	0.162711	0.098
金融債 (ワイドを含む-額面)	0.5220516	0.236304	0.027
株式投資信託・公社債投資信託 (中国ファンドを含む-時価)	0.4232143	0.1419454	0.003
貸付信託, 金銭信託 (ビック, ヒット等)	0.6587177	0.1375898	0
その他有価証券 (抵当証券など)	-0.0320553	0.3021659	0.916
財形貯蓄のうち一般財形			サンプルが少ないために推定不能
財形貯蓄のうち住宅財形			サンプルが少ないために推定不能
財形貯蓄のうち年金財形			サンプルが少ないために推定不能
その他商品 (金投資口座など)	3.373	6.48019	0.603

(注) IV Probit による推計。各関数の預け替えおよび今後預け替えしたい人のダミー係数のみを表示している。

IV. 考 察

以上の結果をどのように解釈すべきであろうか。まず、本稿の分析のメインである図表4から図表9のDifference in Difference 推定からは、1988年のマル優廃止の純粋な効果として、預け替えをした世帯は、①株式の割合を有意に高めてはいない、②株式投信・公社債投信（中国ファンドを含む）の割合を1.2%～1.7%程度有意に高めた、③一時払い養老保険についても1.1%～2.5%程度割合を高めた、ということがいえる。ただし、マル優廃止によって預け替えを行ったサンプルは、全体の11%程度であるから、家計部門全体の効果としては、この率を考慮すると、②株式投信・公社債投信（中国ファンドを含む）の割合で0.13%から0.19%、③一時払い養老保険の割合で0.12%から0.27%、とわずかな効果に過ぎないことがわかる。もちろん、このアンケートが行われた12月前後の時期は過渡期であると考えられるから、それ以降に割合増加が起きた可能性がある。しかしながら、この点を考慮するために、たとえば、預け替えをした世帯に加えて「今後預け替えをしたい」としたサンプルを加え、影響を受ける世帯の割合を30.1%としたとしても、②は0.37%～0.52%、③は0.34%～0.77%と、両者とも1%未満のオーダーに過ぎない。

さて、本稿の目的の一つは、1988年のマル優制度改正の影響に対する知見から、今回の老人マル優廃止が証券市場活性化に効果があるかどうかを判断することにある。老人マル優廃止の影響は、今後時間が経つにつれ次第に明らかになると思われるが、現時点でどのようなことがいえるだろうか⁸⁾。

まず、1988年と2006年では、改正の影響を受ける対象者が異なることに留意しなければならない。2006年の老人マル優廃止の対象者である65歳以上人口は、平成17年度国勢調査で19.5%に過ぎないことから、家計部門全体への影響としてはこの割合を考慮すると、1988年よりもさらに小さくなる可能性がある。また、65歳以上の高齢者は一般的にリスク回避的であることが知られているため、世帯あたりの効果についても、1988年よりも影響が小さい可能性がある⁹⁾。

さらに、1988年と2006年では改正を取り巻く金融環境も大きく異なる。1988年当時の銀行預金金利はアンケートの対象期間（11月下旬から12月初め）において、たとえば定期1年物で3.39%であったが、2006年1月時点では0.027%という超低金利状態にある。すなわち、現在は、そもそも老人マル優の節税効果が非常に小さく、したがって廃止による影響も小さいものと思われる。また、証券市場の状況も、「バブル」と呼ばれていた1988年当時に比べ現在は大きく異なる。この点については、本稿の分析ではDifference in Difference 推定を用いてある程度の対処はしているとはいえ、推定結果において、株式投信・公社債投信や、一時払い養老保険の割合が増加したということは、当事情の特殊な投資環境に深く依存していると思われる¹⁰⁾。こうした点を考慮すると、老人マル優廃止が証券市場を活性化させるという見方については、かなり疑問であると言わざるを得ない。

注

1) 正確には、以下の障害等を持つ人々は2006年1月以降も引き続きマル優が適用される。身体障害者手帳の交付を受けている人、遺族基金年金を受給されている妻、

寡婦年金(母子年金を含む)を受けている妻、遺族厚生年金(遺族年金、特例遺族年金、通算遺族年金を含む)を受給されている妻、遺族共済年金(遺族年金、通算遺族年金、特例遺族年金を含む)を受給されている妻、恩給法に基づく普通扶助料、公共扶助料、増加非公死扶助料、特例扶助料、傷病者遺族特別年金を受給されている妻、戦傷病者戦没者遺族等援護法に基づく遺族年金、遺族給与金を受給されている妻、児童扶養手当を受給されている人、など。

- 2) たとえば、2002年の税制改正に向けた動きの中で、経済財政諮問会議の民間議員提案(牛尾ほか [2001])や、財界の提言(たとえば、経済同友会 [2001])は、株式市場活性化策の一つとして、老人マル優の廃止を提案している。
- 3) 正確には65歳以上の高齢者のほか、障害者、遺族基礎年金を受けている妻、寡婦年金を受けている者等も適用を受けられる。また、財形貯蓄(年金財形と住宅財形)の非課税措置は据え置かれた。
- 4) マル優そのものではないが、米国では利子課税と資産選択に関して数多くの先行研究があり、その殆どはPoterba [2002]、Bernheim [2002]のサーベイによって紹介されている。
- 5) また、岩本・藤島・秋山 [1995]は推定を行っていないものの、株式や株式を除く有価証券が、1988年以降の高齢者世帯で非高齢者世帯よりも増えているとの観察結果を報告している。しかしながら、彼らが考察するように、これはバブル期の株価や債券価格上昇の効果であると考えられる。したがって、マクロデータによる分析では、このような効果が含まれてしまうため、マル優廃止の効果を分析することが難しい。
- 6) 金融資産の種類は、次のとおりである。都市銀行・長信銀・信託の預金、地方銀行・相互銀行の預金、信金、信組、労金、農・漁協の預金、郵便局の預金、その他預金(社内預金など)、生命保険(農協を含む)、一時払い養老保険、簡易保険、個人年金(郵便年金を含む)、その他保険(積立型損害保険、無尽など)、株式(時価)、国債等(公社債、国債組み合わせ商品を含む一額面)、金融債(ワイドを含む一額面)、株式投資信託・公社債投資信託(中国ファンドを含む一時価)、貸付信託、金銭信託(ビック、ヒット等)、その他有価証券(抵当証券など)、財形貯蓄のうち一般財形、財形貯蓄のうち住宅財形、財形貯蓄のうち年金財形、その他商品(金投資口座など)
- 7) この時期、株式投資信託は、株式投資信託に占める株式組み入れ比率が70%未満ではないとマル優資産対象とはならない。
- 8) 以下の考察については、本誌レフェリーから頂いたコメントが大いに参考になった。匿名のレフェリーに感謝を申し上げたい。
- 9) もっとも、安全思考性を変数にすることにより、ある程度この点をコントロールしている。
- 10) 特にマル優適用商品である株式投資信託(一部)や公社債投資信託がマル優廃止で増えたということは、当時の株式・債券市場の活況が影響しているものと思われる。これは、マル優廃止による節税効果の減少があった

としてもなお、こうした資産が高い収益率であり、預金などから高い収益率を求めてシフトしたということであろう。もちろん、注7で指摘したように、株式投資信託の中にはマル優対象資産とならないものが存在するし、限度額以上の株式投資信託についてはマル優廃止による節税効果はないことから、そのような部分についてはマル優対象資産から非対象資産へのシフトという文脈で解釈ができる。

参考文献

- 石川経夫 [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』東京大学出版会, 177-210頁。
- 岩本康志・藤島雄一・秋山典文 [1995], 「利子・配当課税の評価と課題」『フィナンシャル・レビュー』35巻, 大蔵省財政金融研究所, 5月, 27-50頁。
- 牛尾治朗・奥田碩・本間正明・吉川洋 [2001], 「証券税制の何を改革すべきか—新しい時代の株式投資にあった税制を—」
(<http://www.keizai-shimon.go.jp/minutes/2001/0911/item2-3.pdf>), 経済財政諮問会議民間議員提出資料, 9月。
- 小川一夫 [1989], 「家計貯蓄の数量分析—非課税貯蓄制度と貯蓄行動」, 『豊かな時代の暮らしと貯蓄』第6章, 貯蓄経済研究センター。
- 小椋正立 [1984], 「マル優制度の経済効果」『経済セミナー』1984年1月号, 日本評論社, 1月, 30-36頁。
- 経済同友会 [2001], 「活力ある資本市場構築のために」
(http://www.doyukai.or.jp/database/teigen/011002_1.pdf), 10月。
- 滋野由紀子 [1997], 「利子課税制度の政策的転換と家計の反応」『大阪大学経済学』Vol. 46, No 3, 大阪大学経済学部, 1月, 24-45頁。
- 白石小百合・松浦克己 [2002], 「家計の危険資産選択と税制」『証券経済研究』第36号, 日本証券経済研究所, 3月, 129-142頁。

関田静香 [2004], 「マル優制度と家計の資産選択」

『家計の金融資産に関する世論調査の個票データをを用いた研究会報告書』金融広報中央委員会, 『金融経済研究』近刊。

—— [2005], 「マル優制度と家計の資産選択——貯蓄動向調査」年齢階級データによる分析—— Discussion Paper in Economics and business 05-17, 大阪大学国際公共政策研究科。

チャールズ・ユウジ・ホリオカ [1987], 「日本における家計貯蓄の決定要因とマル優廃止の影響について——都道府県庁所在都市別データによる分析を踏まえて——」, 『フィナンシャル・レビュー』4巻, 大蔵省財政金融研究所, 3月, 27-39頁。

吉野直行 [1984], 「日本の貯蓄構造について——マル優の効果をめぐる——」『季刊現代経済』1984年 AUTUMN号, 岩波書店, 8月, 55-68頁。

Bernheim, D. [2002], “Taxation and Saving,” in A.J.Auerbach and M.Feldstien ed. *Handbook*

of Public Economics, Vol.3, pp. 1173-1249.

Ito, T. and Y. Kitamura [1994], “Public Policies and household saving in Japan” in James M.Poterba, ed. *Public Policies and Household Saving*, University of Chicago Press, pp. 105-132.

Newey, W. [1987], “Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables,” *Journal of Econometrics*, Vol.36(3), pp. 231-50.

Poterba, J. [2002], “Taxation, Risk-Taking, and Household Portfolio Behavior” in A.J.Auerbach and M.Feldstien ed. *Handbook of Public Economics*, Vol.3, pp. 1173-1249.

White, H. [1980], “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, Vol.48, pp. 817-838.

(東京学芸大学教育学部人文社会科学系助教授)