

## 家計の危険資産保有における金融知識の効果\*

郡 司 大 志

### 要約

家計の金融資産のポートフォリオ選択において、高学歴の家計ほど危険資産の保有割合が高いという学歴効果が知られており、北村・内野（2011）をはじめとする先行研究で指摘されている。しかし、なぜ学歴が家計の危険資産保有に影響を与えるのか、その原因は明らかになっていない。そこで本稿は、学歴効果が金融知識の有無を代理しているという仮説のもとで回帰分析を行う。推定の結果、家計の金融資産保有に学歴が与える効果は、金融知識を考慮することでほとんど消えてしまうことが明らかとなった。これは、学歴効果の大部分が金融知識の有無であることを示唆している。さらに、金融知識を得た場合ほどの程度危険資産保有確率が高まるのかをプロビットの限界効果および平均処置効果によって推定したところ、最小で7%程度、最大で57%程度危険資産保有を高めることが分かった。

### 1. はじめに

ファイナンスの教科書では分散投資の有効性が強調されるにもかかわらず、一般に家計（特に低所得の家計）はリスク資産をほとんど保有しないことが知られている<sup>(1)</sup>。家計ファイナンスの分野では、この理由が何故なのか研究が続いている。そこで明らかになってきた一つの要因は、学歴である。学歴が低い家計は高い家計に比べてリスク資産をより少な

---

\* 本稿は「金融知識の情報源」というタイトルで書かれた論文の一部である。残りの部分については郡司（2015）として公刊された。初期のバージョンについて、池田剛士氏、祝迫得夫氏、上坂豪氏、角田保氏、顧濤氏、土橋俊寛氏、霧見誠良氏、布袋正樹氏、宮崎憲治氏、廉東浩氏、Yoo Kyeong-Won 氏、Kim Jae-In 氏、Cho Man 氏、および大東文化大学経済研究所セミナー、法政大学比較経済研究所国際コンファランス「アジアの Household Finance」、および日本金融学会 2013 年秋季大会の出席者の方々から数々の有益なコメントをいただいたことに感謝したい。また、本稿は内野泰助氏の研究をきっかけとして始めたものである。幾つもの仕事をともにした同僚でありながら筆者の遅筆から遂にコメントをいただくことは叶わなかったが、内野氏に心から感謝を申し上げる。

(1) Campbell (2006)、Iwaisako (2009)などを参照。

くしか保有していない<sup>(2)</sup>。つまり、学歴は金融知識の代理変数であって、適切な金融知識を身につけていれば、家計もリスク資産を保有するはずである。実際、Van Rooij et al. (2011) はアンケートから金融知識に関する指標を作った上で、その指標が株式保有と相関していることを示した。このことから、家計の金融資産選択には金融教育や情報公開が必要とされることが示唆されている<sup>(3)</sup>。

学歴が高くなることによって何が得られるのであろうか。第1に、金融知識そのものを学ぶ機会が得られる。多くの大学では学部を問わず経済学に関する講義を履修することができる。その中で金融の知識は多かれ少なかれ学ぶはずである。第2に、新聞や経済・金融系の雑誌を読む機会が得られる。講義によっては新聞を読む課題が出されることもあるだろうし、必要に応じて新聞から情報を探ることもあるだろう。さらに、新聞や雑誌が有益であることを知るきっかけを提供しているとも考えられる。第3に、金融関連の機関に就職するものが非大卒よりも多い。一般に、金融機関の賃金は高く、多くの学生が金融機関を志望する。一方、非大卒ではそのような機会は相対的に少ない。第4に、大卒は非大卒よりも金融知識を得る能力が高いかもしれない。大学に行くためには本来高い学力が必要とされるため、それが金融知識を得る能力と結びついているだけかもしれない。

本稿では、学歴の効果のうち金融知識が得られる効果はどの程度を占めているのかを明らかにする。そのために、先行研究でも用いられている危険資産保有の決定式に金融知識の代理変数を用いることで、学歴効果がどの程度低下するのかを検証する。その結果、金融知識の変数は統計的に有意に危険資産保有を高めるが、それと同時に学歴効果を統計的にゼロと異なる程度に押し下げることが分かった。したがって、学歴効果のほとんどは金融知識を得たことによるものだと考えられる。さらに、他の事情を一定として、金融知識を与えられた場合とそうでなかった場合とを比較する反実仮想を行う。マッチング推定によって平均処置効果 (average treatment effect) を推定することにより、この効果がどの程度であるか見たところ、最小で7%程度、最大で57%程度危険資産保有を高めるこ

---

(2) 日本については Iwaisako (2003) および北村・内野 (2012) が家計の危険資産保有における学歴効果を指摘している。

(3) Campbell (2006), Garcia (2013), Lusardi and Mitchell (2014) など。

とが分かった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、日本の家計の金融知識について概観する。第3節では、個票データを用いた回帰分析によって、日本の家計の危険資産保有がどのような要因によって生じているのかを分析する。特に、その中で金融知識がどの程度危険資産保有を説明しうるのかに焦点を当てる。頑健性を確認するために、第4節では傾向スコア・マッチングを用いて同様の検証を行う。最後に、第5節で結論を述べる。

## 2. 日本における家計の金融資産と金融知識

日本の家計の金融資産は2012年12月現在で1,510兆円であったが、そのほとんどは現金あるいは預金（以下、現預金）で保有されていた。表1は日米欧における家計の金融資産保有割合を示している。日本の家計の金融資産が欧米と大きく異なる点は2点ある。1つは、株式の保有割合の低さである。アメリカとユーロ圏の家計は株式をそれぞれ32.9%、14.3%保有しているのに対し、日本の家計は5.8%しか保有していない。もう1つは、現預金比率の高さである。日本の家計は現預金を55.6%保有しているのに対し、ユーロ圏では36.4%、アメリカでは14.3%となっている。しかし、小池（2009）はこの統計が各国における家計の定義の違いを反映していないことを指摘している。日本とフランスでは家計と対家計民間非営利団体を区別しているが、アメリカやイギリス、ドイツなどは区別していない。また、日本では個人企業を家計に含めているが、米欧では含めていない。これらを調整して金融資産の保有比率を求め直すと、アメリカの家計が保有する株式の比率は19%にまで減少する。さらに、不動産保有まで考慮するとアメリカの家計の株式保

表1：家計の資産構成

(単位：%)

資産項目	日本	米国	ユーロエリア
現金・預金	55.6	14.3	36.4
債券	2.2	8.7	7.0
投資信託	3.8	12.3	7.0
株式・出資金	5.8	32.9	14.3
保険・年金準備金	28.2	28.5	31.8
その他計	4.4	3.3	3.4

出所：日本銀行調査統計局「資金循環の日米欧比較」2012年12月21日

有比率は11%となることを示した。しかしながら、それでも日本の家計の株式保有比率は依然として低い。

なぜ日本の家計は株式をほとんど保有しないのであろうか。その一つの要因は、十分に金融知識を身に付けていないためかもしれない。金融広報中央委員会は「金融に関する消費者アンケート調査」を2001年、2003年、および2008年に行った。日本全国267地点から無作為抽出した4,000人を調査対象とし、2,000人以上から回答を得ている。表2はこの2008年調査のうち、金融知識の自己評価についての回答の集計である。預貯金についての知識は、「十分にある」が18.4%なのに対し「ほとんど知識がない」は27.3%であった。日本の家計資産のかなりの額が預貯金であることを考えると、最も保有されている資産でさえあまり知識がないことが分かる。さらに、株式・債券についての知識は、「十分にある」が4.9%なのに対し「ほとんど知識がない」は71.8%であり、ほとんど知識を持っていないことが伺える。したがって、日本の家計が金融知識を身につけることでどの程度株式保有が高まるのかを調べることは十分な意義があると考えられる。

表2：金融知識の自己評価

項目	十分知識があると思う	どちらともいえない	ほとんど知識がないと思う
金融商品について十分知識があると思う	4.7	31.2	63.7
預貯金について十分知識があると思う	18.4	53.9	27.3
株式・債券といった証券投資について十分知識があると思う	4.9	22.9	71.8
保険、年金について十分知識があると思う	13.2	53.3	33.2

出所：金融広報中央委員会「金融に関する消費者アンケート調査」（第3回・平成20年）

### 3. 金融知識の違いは家計の株式取得を説明しうるか

この節では、家計が得た金融知識によって株式取得に違いが現れるかどうかを検証する。金融知識は曖昧な概念であるため、観測は困難である。そこで本稿では、その代理変数を用いて推定を行う。

### 3.1 データ

個人の危険資産保有状況、金融知識、学歴等の情報を得るために、我々は日本経済新聞デジタルメディアの「NEEDS RADAR 首都圏編」09年調査を用いる。これは、東京駅を中心とする首都圏40km圏に居住する25歳～74歳の男女個人を無作為抽出した8,400人を対象者とするアンケート（質問紙留置法）による個票データである。調査期間は、2009年10月16日～同年11月18日である。

まず、このデータベースから金融知識に該当する項目を選ぶ。本稿では以下の項目を金融知識とする。

**Q29** 最近銀行で、従来の預金取引以外に投資信託、外貨建て債券の購入や生命保険、個人年金の加入といった取引ができるようになっていきます。あなたはこのことをご存知でしたか（1つだけ）。

1. 投資信託、外貨建て債券の購入など証券取引ができることだけは知っていた
2. 生命保険、個人年金の加入など保険取引ができることだけは知っていた
3. 両方とも知っていた
4. 両方とも知らなかった

**Q32** 銀行の口座と証券会社の口座間で、株式の購入代金などを自動的に振り替えられるサービスが実施されています。この銀行口座と証券会社の口座が連携するサービスについて、あなたはご存知ですか（1つだけ）。

1. 利用している（していた）
2. 内容について知っている
3. 聞いたことはある
4. 全く知らない

**Q33** 今後、銀行口座と証券口座がひとつとなった「一体口座」が提供されるかもしれませんが。具体的なサービスとしては次のようなものが考えられています。

- ・銀行普通預金と同様の決済性を持ち、株式や投資信託の売買にも利用できる
- ・金利は証券口座のMR Fと同様（銀行普通預金よりも高い）
- ・銀行取引の情報と証券取引の情報が一元的に管理され、よりニーズにあったサービスの提案などが受けられる（銀行取引に関わる個人情報と証券取引に関わる個人情報が共有されることを意味します）

上記のような銀行と証券会社が一体となったサービス提供にむけた動きがあることをご存知ですが（1つだけ）。

1. 内容について知っている
2. 聞いたことはある
3. 全く知らない

**Q29** は、銀行の窓販がどれだけ拡大しているかについての質問である。投資信託は日本版金融ビッグバンの一環として1998年に、個人年金は2002年、外貨建て債券は2004年、生命保険は2007年にそれぞれ銀行窓販が解禁された。**Q32** は、1997年に証券総合口座が解禁になったことにより、銀行口座との間で自動振替ができるようになったことを尋ねる質問である。**Q33** は、2009年4月に銀行と証券会社との一体口座が扱われるようになったことなどについての知識を問うものである<sup>(4)</sup>。

**Q29** ～ **Q33** の項目は回答が知識を獲得している程度の情報がある。しかし、本稿では知識があるかどうかには焦点を当てる。具体的には、**Q29** であれば「両方とも知らなかった」場合には0、その他は1とし、**Q32** と **Q33** であれば「全く知らない」場合には0、そ

---

(4) 本稿のデータは2009年に収集されたものであるが、この前後で販売された一体口座には、例えば、住信SBI銀行+SBI証券「SBIハイブリッド口座（旧イートレ専用預金）」（2007年9月開始）、三菱東京UFJ銀行+カブドットコム証券「スーパー証券口座」（2008年2月開始）、ソニー銀行+ソニーバンク証券（現在はマネックス証券）「金融商品仲介サービス」（2009年8月開始）、楽天銀行+楽天証券「マネーブリッジ」（2011年4月開始）、三井住友銀行+SMBC日興証券「バンク&トレード」（2012年11月開始）などがある。

の他は1とするダミー変数  $d_i$  を用いる。郡司（2015）ではダミー変数ではなく、知識の程度、つまり回答の段階の情報も利用して推定を行っているが、本節の分析ではどちらの変数を用いても結果に影響はない。

表3：基本統計量

	全標本		educ=0		educ=1	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
d29	0.616	0.486	0.552	0.497	0.684	0.465
d32	0.416	0.493	0.360	0.480	0.474	0.500
d33	0.310	0.463	0.258	0.438	0.364	0.481
stock	0.354	0.478	0.255	0.436	0.458	0.498
sex	0.552	0.497	0.487	0.500	0.620	0.486
age	49.576	14.152	51.054	14.279	48.051	13.833
educ	0.493	0.500				
job	0.818	0.386	0.793	0.406	0.845	0.362
income	3.880	0.723	3.663	0.697	4.101	0.682
wealth	3.706	1.632	3.343	1.640	4.071	1.543
life1	0.194	0.395	0.170	0.376	0.224	0.417
life2	0.104	0.306	0.094	0.292	0.118	0.323
life3	0.093	0.290	0.081	0.272	0.109	0.312
life4	0.101	0.301	0.098	0.297	0.104	0.306
life5	0.056	0.230	0.063	0.242	0.047	0.212
life6	0.044	0.205	0.043	0.203	0.044	0.206
life7	0.055	0.228	0.050	0.218	0.062	0.241
life8	0.094	0.292	0.116	0.320	0.066	0.248
life9	0.091	0.287	0.089	0.286	0.093	0.290

基本統計は表3に示されている。株式は35%が所有しているが、標準偏差が非常に大きいことが分かる。大卒未満と大卒とを比較すると、後者の保有割合が高いものの標準偏差が大きいと統計的に有意に異なるとは言えない。性別と大卒比率はほぼ半数である。世帯主が在職している割合は8割と比較的高い。ライフステージの位置は未婚が比較的多く、life2とlife4がそれに次いで多い。life6を除けばすべて5%以上の割合の標本



数である。一方、金融知識の項目は、d29の平均がほぼ0.6となっている。d32は平均が0.4、d33は平均が0.3とそれぞれd29よりも回答の比率が相対的に低い。

表4には金融知識の項目と他の変数との相関係数が示されている。ここでは因果関係は示せないが、金融知識の変数は危険資産保有と0.2～0.3程度の相関がある。一方、大卒ダミーと金融知識との相関はそれよりも低く、0.11～0.14程度の相関となっている。いずれの場合もd29が他の知識と比較して相関が高い。また、金融知識同士では、d32とd33の相関が高い。これは質問項目を見ても直感的な結果である。

表4：金融知識との相関

	d29	d32	d33	stock	educ
d29	1.000				
d32	0.361	1.000			
d33	0.340	0.571	1.000		
stock	0.306	0.272	0.204	1.000	
educ	0.138	0.117	0.112	0.212	1.000

### 3.2 金融知識の株式保有への効果：プロビット推定

金融知識の株式保有への効果を検証するために、以下の式をプロビット推定する。

$$S_i = f(\alpha + \gamma d_i + X_i' \beta)$$

ただし、 $S_i$ は危険資産（株式および投資信託）を保有していれば1、そうでなければ0とするダミー変数、 $X_i$ は以下のコントロール変数からなるベクトルとする。

sex: 性別

age: 年齢

educ: 最終学歴

job: 仕事の有無

income: 年収

wealth: 総資産

life1: 「未婚」の場合は1、そうでなければ0とするダミー変数

life2: 「結婚」の場合は1、そうでなければ0とするダミー変数



life3:「あなたの第一子誕生」の場合は1、そうでなければ0とするダミー変数

life4:「第一子小学校入学」の場合は1、そうでなければ0とするダミー変数

life5:「第一子中学校入学」の場合は1、そうでなければ0とするダミー変数

life6:「第一子高校入学」の場合は1、そうでなければ0とするダミー変数

life7:「第一子大学入学」の場合は1、そうでなければ0とするダミー変数

life8:「あなたの第一子独立（就職・結婚）」の場合は1、そうでなければ0とする  
ダミー変数

life9:「あなたの末子独立（就職・結婚）」の場合は1、そうでなければ0とするダ  
ミー変数

life についてはこの他に「あなたの孫誕生」というライフステージがあるが、完全な多重共線性を避けるために除外する。データは全て「NEEDS RADAR 首都圏編」09年調査から得ている。

プロビット推定の結果は表5に示されている。まず、金融知識の変数を使わずに推定した場合の結果が1列目である。ここでは大卒ダミー（educ）の係数が有意に正の値となっており、大卒は非大卒よりも株式を保有していることが分かる。この結果は、Iwaisako（2003）や北村・内野（2012）など先行研究と同様である。次に、金融知識の変数のうちd29を用いた場合の推定は2列目である。d29の係数は有意に正である一方、大卒ダミーの係数も依然として有意であり、かつ係数の大きさにもあまり影響は見られない。この傾向はd32およびd33を用いた場合でも同様である。この結果だけから考察すると、金融知識と学歴は独立して家計の危険資産保有に影響を与えているように見える。

しかし、株式を保有することによって金融知識を得ようとするインセンティブは高まったり、経験によって金融知識が得られたりすることもあるはずであるから、この式における金融知識の変数には内生性の問題がある可能性がある。そこで、以下の変数を操作変数とするIVプロビット推定を行う。1つは、企業規模ごとのダミー変数である。本稿で用いる金融知識は何らかの情報源がなければ得られないものであるため、より多くの人々と接している回答者ほど金融知識を得る機会に恵まれているはずである。また、企業規模が違っても危険資産保有の意思決定には直接は影響はないと考えられる。よって企業規模のダミー変数は適切な操作変数になり得る。このダミー変数は以下のように定義される。

表5：プロビット推定

Variable	Probit	Probit	Probit	Probit	IV Probit	IV Probit	IV Probit
d29		0.526*** (0.070)			2.271*** (0.046)		
d32			0.552*** (0.063)			2.099*** (0.102)	
d33				0.311*** (0.067)			2.223*** (0.111)
sex	0.189*** (0.063)	0.172*** (0.064)	0.131** (0.065)	0.150** (0.065)	-0.047 (0.058)	-0.137** (0.066)	-0.247*** (0.070)
age	0.011*** (0.004)	0.010** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.010** (0.004)	-0.008** (0.004)	0.005 (0.004)	-0.006 (0.004)
educ	0.318*** (0.066)	0.295*** (0.067)	0.309*** (0.067)	0.301*** (0.067)	-0.097 (0.079)	0.073 (0.081)	-0.029 (0.087)
job	-0.137 (0.103)	-0.138 (0.105)	-0.161 (0.105)	-0.156 (0.104)	-0.010 (0.072)	-0.063 (0.083)	-0.090 (0.081)
income	0.187*** (0.056)	0.193*** (0.057)	0.192*** (0.058)	0.190*** (0.057)	0.011 (0.052)	0.048 (0.056)	0.045 (0.053)
wealth	0.384*** (0.025)	0.345*** (0.026)	0.363*** (0.026)	0.373*** (0.025)	-0.135* (0.077)	0.076 (0.077)	0.069 (0.081)
life1	0.120 (0.140)	0.104 (0.142)	0.113 (0.144)	0.119 (0.142)	-0.071 (0.100)	0.005 (0.114)	-0.050 (0.112)
life2	0.176 (0.138)	0.117 (0.141)	0.181 (0.141)	0.168 (0.141)	-0.244** (0.095)	0.045 (0.115)	-0.065 (0.120)
life3	0.183 (0.160)	0.156 (0.163)	0.171 (0.164)	0.167 (0.162)	-0.138 (0.118)	0.041 (0.129)	-0.073 (0.128)
life4	-0.001 (0.150)	-0.015 (0.152)	0.030 (0.154)	0.002 (0.152)	-0.061 (0.106)	0.057 (0.120)	-0.023 (0.115)
life5	0.128 (0.167)	0.117 (0.170)	0.119 (0.172)	0.125 (0.169)	-0.006 (0.119)	0.042 (0.133)	-0.096 (0.134)
life6	-0.013 (0.174)	-0.006 (0.177)	-0.006 (0.175)	-0.021 (0.175)	0.049 (0.126)	0.011 (0.135)	-0.071 (0.132)
life7	0.229 (0.154)	0.268* (0.155)	0.229 (0.158)	0.237 (0.155)	0.110 (0.128)	0.093 (0.135)	0.038 (0.132)
life8	0.160 (0.126)	0.155 (0.131)	0.140 (0.130)	0.161 (0.129)	0.020 (0.101)	0.004 (0.111)	-0.032 (0.115)
life9	0.073 (0.122)	0.065 (0.125)	0.029 (0.127)	0.048 (0.124)	-0.018 (0.082)	-0.107 (0.099)	-0.161 (0.102)
constant	-3.428*** (0.335)	-3.528*** (0.340)	-3.553*** (0.351)	-3.382*** (0.342)	-0.483 (0.733)	-1.744*** (0.663)	-0.714 (0.724)
Nobs	2195	2168	2171	2169	2168	2171	2169

Robust standard errors in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

size1: 10 人未満

size2: 10 人～ 50 人未満

size3: 50 人～ 100 人未満

size4: 100 人～ 300 人未満

size5: 300 人～ 500 人未満

size6: 500 人～ 1000 人未満

size7: 1000 人～ 3000 人未満

size8: 3000 人～ 5000 人未満

size9: 5000 人～ 10000 人未満

size10: 10000 人以上

もう1つは、勤務先ごとのダミー変数(job1～job8)である。勤務先によっては出会う人(顧客や取引先)の数が大きく異なる。また、勤務先によっては金融知識を多く持つ同僚が平均的に多いかもしれない。よって、これらのダミー変数が金融知識と相関していると考えられる。

job1: 民間企業

job2: 公的機関

job3: 個人経営

job4: 自営業

job5: 自由業

job6: 家事手伝い

job7: 農林漁業

job8: パート・アルバイト・内職

job9: その他

ただし、size10 および job9 は完全な多重共線性を避けるために使用しない。

推定結果は表5の5～7列目に示されている。どの金融知識を用いた推定でも大卒ダミーの係数が小さくなり、かつ統計的に有意でなくなっている。特に、d29、d33を用いた場合には推定された係数の値は負になってしまっている。つまり、金融知識を得た場合には大卒であることの効果が小さくなっていることが分かる。言い換えると、先行研

究で観察されていた危険資産保有における大卒の効果は、金融知識を持っているという要因による可能性が極めて強いと考えられる。このことは、今後の家計ファイナンスでの実証分析において金融知識を用いる必要性があるだけでなく、学歴をその代理変数として用いるのであれば操作変数法などによって内生性の問題を克服する必要があることを示唆している。

## 4. 金融知識の効果の大きさ

ここまでは金融知識の重要性についてプロビットおよびIVプロビットを用いて検証してきた。しかし、その効果の大きさについては議論していなかった。そこでこの節では、金融知識の効果の大きさについて3つの方法で検証を試みる。

### 4.1 プロビット・モデルによる限界効果の推定

前節のプロビットでは非線形の関数内の係数のみを推定し、それが統計的に有意かどうかを見てきた。この手続きでは、各説明変数に説明力があるかどうかは検証できるものの、その変数が限界的に変化した場合にどの程度危険資産保有確率を押し上げるのかについては明らかになっていない。

そこで、IVプロビット・モデルにおいて金融知識の変数の危険資産保有確率への限界効果を推定したのが表6の上段で

ある。d29とd33は50%超、d32は47%危険資産保有確率を統計的に有意に上昇させるという結果が得られた。平均的な値とはいえ、これは非常に大きい効果だと言える。

ただし、IVプロビットでは操作変数が適切かどうかによって結果に大きな違いが生じる可能性があるため、この結果だけをもって

表6：金融知識の危険資産保有への効果

	d29	d32	d33
IVプロビット			
限界効果	0.573 ***	0.465 ***	0.540 ***
s.e.	0.012	0.021	0.043
共変量マッチング（一対一最近傍マッチング）			
ATT	0.187 ***	0.180 ***	0.071 **
s.e.	0.029	0.026	0.030
傾向スコア・マッチング（一対一最近傍マッチング）			
ATT	0.313 ***	0.141 ***	0.111 *
s.e.	0.064	0.064	0.065
Nobs	2168	2171	2169

金融知識の効果を論じるのは問題があるかもしれない。そこで以下では、ある仮定のもとで操作変数を用いずとも説明変数と誤差項との間の相関をなくすことで金融知識の効果を推定したい。

## 4.2 共変量マッチングによる平均処置効果の推定

この節では、ある金融知識を持っている人が仮に情報を持たなかった場合と比較したら平均的にどの程度危険資産保有に差が出たのかという架空の状況を推定する。このような差は平均処置効果 (average treatment effect) と呼ばれ、以下の式で表すことができる。

$$E[S_i (d_i=1)]-E[S_i (d_i=0)]$$

もちろん、そのようなデータは存在しないし、我々のデータでは実験することもできない。そこで、この式の2つの項のうち、一方の条件  $X_i$  に近い条件を持つ組み合わせを選び、それらの差を平均処置効果として推定する<sup>(5)</sup>。

$$E[S_i (d_i=1) | X_i ]-E[S_i (d_i=0) | X_i ]$$

この節では、 $X_i$  は異なるがそれ以外の要因 (本稿では第2節で扱った危険資産保有の説明変数  $X_i$ ) が近い組み合わせを選ぶ方法で推定する。これは共変量マッチング (covariate matching) と呼ばれる。

この方法では、前節のような操作変数を用いる代わりに共変量をマッチさせることにより、政策変数が結果変数と共変量の条件のもとで独立であるとみなす。つまり、条件付き独立の仮定 (CIA) が満たされるとする。CIA のもとで、共変量マッチングによる平均処置効果の推定は因果関係を推定しているとみなすことができる。

推定結果は表6の中段に示されている。マッチングについては最も共変量の近い1つを使う一対一最近傍マッチングで推定した。金融知識 d29 の効果が最も大きく、それが得られなかった場合よりも19% 株式保有を増加させている。最も小さい d33 の効果でも7% の株式保有増加が推定されている。これらの結果はIV プロビットの限界効果をかなり下回るものの、やはり統計的に有意に金融知識が危険資産保有確率を押し上げることが分かる。また、最も効果の大きいのは d29 であるというのはIV プロビットと同様である

(5) Abadie and Imbens (2011) を参照。

が、d32 と d33 の効果は逆転している。この事実については、どちらの推定結果がもっともらしいか判断するのは難しい。

### 4.3 傾向スコア・マッチングによる平均処置効果の推定

$d_i$  を説明する変数がある場合、平均処置効果を別の方法で推定することが可能となる。傾向スコア・マッチング (propensity score matching) と呼ばれる方法では、 $d_i$  を実現する確率である傾向スコアが近い組み合わせを選ぶことで平均処置効果を推定できる<sup>(6)</sup>。

先ず、金融知識のダミー変数  $d_i$  を従属変数としたプロビット推定を行い、そこから  $d_i$  の予測値である傾向スコアを得る。プロビット推定の説明変数に用いるのは、金融知識を得るための情報源とする。ここまでに用いた「NEEDS RADAR 首都圏編」09年調査の回答者が利用している情報源についての質問項目は以下のとおりである。

情報源(Q 37 金融に関する情報収集について、おうかがいします。次の①～③について、あてはまる情報源をお選び下さい (それぞれいくつでも)。

1. 金融機関の窓口
2. 金融機関の外交員
3. 金融機関への電話や電子メールでの問合せ
4. 金融機関からのダイレクトメール
5. 金融機関作成の印刷物 (パンフレットやカタログ)
6. 新聞の記事
7. 新聞の広告
8. マネー雑誌の記事
9. マネー雑誌の広告
10. 一般雑誌の記事
11. 一般雑誌の広告
12. 書籍

---

(6) マッチング推定の詳細については Imbens (2004) を参照。

13. テレビ番組
14. テレビCM
15. 金融機関のホームページ
16. 金融関連の情報サイト
17. ブログやSNSなど消費者発信型サイト（掲示板含む）
18. 中立的な投資信託等の評価機関
19. セミナー・講座
20. メールマガジン
21. ファイナンシャル・プランナー、投資顧問
22. 家族
23. 友人・知人
24. 特にない

この各項目をダミー変数としてプロビット推定に用い、傾向スコアを得る。次に、傾向スコアが近い組み合わせを一对一で選び、その差を平均することで平均処置効果を推定する。この推定でも前節と同様にCIAが満たされると仮定し、平均処置効果が因果関係を表すとみなす。

推定結果は表6の下段に示されている。傾向スコア・マッチング推定では、d29を知ることによって31.3%という大きな効果が見られる。また、最も小さいd33の効果は11.1%であり、やはり株式保有をかなり増加させることが分かる。したがって、金融知識の情報源を用いた傾向スコア・マッチング法からも、金融知識の危険資産保有への効果が大きいことが明らかとなった。この結果は共変量マッチング推定の結果とも整合的であり、金融知識の効果が頑健であることを示している。しかし、効果の大きさについては、d29がIVプロビットと共変量マッチングの間であるのに対し、d32とd33は共変量マッチングにより近い値となっている。金融知識の効果の大きさについてはこれらの結果からは頑健な推定が得られなかったが、いずれにしてもd29がより大きな効果を持つと考えられる。



## 5. 結論

本稿は、日本における家計の危険資産保有に金融知識が及ぼす影響をプロビット・モデルを用いて考察した。金融知識は危険資産を保有する経験からも得られることから、内生性を考慮しなければならない。そこで、操作変数として勤務先規模と職種を用いてIVプロビット推定を行ったところ、先行研究でみられた学歴による効果は金融知識を考慮するとほぼ消失してしまうことが分かった。また、金融知識を得ることによって危険資産保有がどの程度高まるのかを、IVプロビットの限界効果、共変量マッチングおよび傾向スコア・マッチングによる平均処置効果から推定した。推定の結果、金融知識があることにより、家計の危険資産保有確率が7～57%高まることが明らかになった。

これらの結果から、学歴を問わず、金融知識を得ることが危険資産を保有することにつながり、分散投資を促すことになると考えられる。これを政策として行うのであれば、例えば高等学校などで新聞やマネー雑誌から金融知識を得ることや、金融機関のウェブサイトが役立つということを教育することができるだろう。日本政府は既に金融教育に関するウェブページ「知るぽると」を作成している<sup>(7)</sup>。このページは非常に充実したコンテンツが有る一方で国民にはあまり知られていないため、これを中学生・高校生に紹介することも効果的であろう。

## 参考文献

- 北村行伸・内野泰助（2011）「家計の資産選択行動における学歴効果—逐次クロスセクションデータによる実証分析—」『金融経済研究』第33号，2011年10月，pp. 24-45.
- 郡司大志（2014）「金融知識の情報源」『季刊 個人金融』2014年春号，51-62.
- 小池拓自（2009）「家計の保有するリスク資産—「貯蓄から投資へ」再考—」『レファレンス』2009/9，pp. 59-78.

---

(7) <http://www.shiruporuto.jp/>

- Abadie, A., Imbens, G. W., 2011. Bias-corrected matching estimators for average treatment effects. *Journal of Business & Economic Statistics* 29 (1), 1-11.
- Campbell, J. Y., 2006. Household finance. *The Journal of Finance* 61 (4), 1553-1604.
- Dimmock, S. G., Kouwenberg, R., 2010. Loss-aversion and household portfolio choice. *Journal of Empirical Finance* 17 (3), 441-459.
- Fukuda, K., 2011. A cohort analysis of equity shares in japanese household financial assets. *Journal of Financial Econometrics* 9 (2), 409-435.
- Garcia, M. J., 2013. Financial education and behavioral finance: New insights into the role of information in financial decisions. *Journal of Economic Surveys* 27 (2), 297-315.
- Imbens, G. W., 2004. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. *Review of Economics and Statistics* 86 (1), 4-29.
- Iwaisako, T., 2003. Household portfolios in japan. NBER Working Paper 9647.
- Iwaisako, T., 2009. Household portfolios in japan. *Japan and the World Economy* 21 (4), 373-382.
- Lusardi, A., Mitchell, O. S., 2014. The Economic importance of financial literacy: Theory and evidence. *Journal of Economic Literature* 52 (1), 5-44.
- Van Rooij, M., Lusardi, A., Alessie, R., 2011. Financial literacy and stock market participation. *Journal of Financial Economics* 101 (2), 449-472.