

Doshisha University Center for the Study of the Creative Economy

Discussion Paper Series No. 2014-02

日本の危険回避度の長期的変化について

---1965 年から2012 年の相対的危険回避度の推定--

中尾武雄・東良彰



Discussion Paper Series

日本の危険回避度の長期的変化について ---1965年から2012年の相対的危険回避度の推定---

中尾武雄・東良彰

2014年11月5日

1 はじめに

バブルが崩壊して日本全体が冒険心をなくしたことが、1990年代と2000年代の日本経済の停滞の原因ではないかという仮説が、中尾・東(2013)の基本的なテーマであった。これを検証するために、日本企業の相対的危険回避度を算出すると予想通りバブル崩壊後に急上昇していることが確認できた。また、この相対的危険回避度の推定値を用いて経済成長率を対象にグランジャーの因果関係分析を行ったところ、統計的に有意になり、企業の危険回避度の上昇が日本経済が停滞した要因の1つであることも確認できた。この冒険心低下は、企業だけではなく日本全体で生じていた現象であるから、家計の危険回避度もバブル崩壊後には上昇したはずである。ところが、家計の資産保有状況のデータを使った危険回避度に関する先行研究、たとえば下野(1998)、吉川(2003)、(2012)などを調べると、バブル崩壊後も日本家計の危険回避度は上昇していないという結論になっている。これは中尾・東(2013)の発見と矛盾している。そこで、本稿では、新たに家計の相対的危険回避度を推定して、バブル崩壊前後で変化があったかどうかを検証する。

相対的危険回避度を算出するための基本的モデルは、先行研究の下野(1998)、吉川(2003)、(2012)などと同じで、Merton(1969)や Friend and Blume(1975)によって導出された家計の資産保有の最適条件を用いる。先行研究では、その最適条件に表れる危険資産の期待収益率は株価変動率で表されている。これは家計の危険資産保有の目的を投機利益と仮定していることになるが、日本で金融資産を保有している主たる家計は

世帯主がある程度高齢で退職が近いのか退職後の家計である¹。これらの家計にとって金融資産すなわち貯蓄は退職後の収入の貴重な源であるから、これを投機利益を得るために株式投機に使うとは考えにくい²。退職金などの金融資産を保有する高齢な家計の運用計画期間は20年あるいは30年の長期である。したがって、その金融資産の一部で株式を保有するとすれば、その目的は短期的投機ではなく長期的投資のはずである³。そこで、本稿では、家計が考える危険資産の期待収益率は株価変動率ではなく、長期的に期待される配当などの継続的な収益に基づいて算出されると想定する。言い換えれば、家計が株式を保有するのは、企業利益から長期的な配分を受けるためと考える。企業利益は配当と内部留保に配分されるが、前者は株主の直接的な収入となるし、後者は長期的に利益を増加させて配当やキャピタルゲインの形で株主の将来の収入となる。このような家計の投資目的の株式保有の収益率を表すデータとして採用するのが「株式益利回り」である。これは企業の純利益を、その企業の株式を取得するために必要なコストである市場価値で割った値と定義され、株主から見た投資の利回りを表す。

本稿2節では、相対的危険回避度を推定するときに用いる最適条件と実際に算出

1 たとえば、国立国会図書館・財政金融課(2005、p.10)によれば、「家計調査(貯蓄・負債編)調査結果」平成16年版(2004年)のデータでは、日本の貯蓄額の79%、純資産額の97%が世帯主が50歳代以上の世帯によって所有されている。総務省統計局『家計調査報告(貯蓄・負債編)平成23年平均結果速報』の図13(p.27)によれば、50歳代以上世帯の貯蓄のシェアは2002年が79.7%、2011年が82.5%である。

2 短期的な株価変動を予測することは不可能であるから、株式投機を試みたとしても継続的に利益をあげることが出来ず、いずれは長期的投資に方針を変更するか株式から手を引くのが一般的なはずである。

3 金融資産は短期・中期的に流動化する資産と長期的に保有する資産に配分されるであろうが、株式は後者の一部として保有されると仮定している。

するときに用いるさまざまなデータについて説明する。3節では相対的危険回避度の推定値を提示して長期的な変動を分析し、バブル崩壊後に急上昇していたかどうかを検証する。4節では、重要な結論を要約する。

2 相対的危険回避度の算出方法

2.1 相対的危険回避度算出に使う理論モデルと危険回避度の基本式

本稿では、家計の金融資産に占める危険資産の比率を用いて、相対的危険回避度を算出することを目的とするから、家計の金融資産保有行動に関する理論モデルが必要となる。このようなモデルの代表的な研究として Merton(1969)や Friend and Blume (1975)がある。前者では、財の消費から得られる期待効用最大化問題を有限期間と無限期間で解き、危険資産の保有比率 α の最適条件として以下の基本的関係を得ている。

$$\alpha^* = (\gamma - i) / \sigma^2 \cdot (1 / \varepsilon) \quad (1)$$

ただし、 γ は危険資産の期待収益率、 σ はその標準偏差、 i は安全資産の収益率、 ε は相対的危険回避度(以下では単に危険回避度と書くが、これは記述を簡素化するため、正確には相対的危険回避度のことである)で、星印は最適値であることを示す。また、Friend and Blume(1975)では、保有資産から得られる期待効用の超短期の最大化問題を解いて、Merton が得た条件と同じ(1)式を得ている。既述の日本における家計の危険回避度を推定する研究では、この(1)式を変形した式

$$\varepsilon = (\gamma - i) / \sigma^2 \cdot (1 / \alpha^*) \quad (2)$$

を用いており、本稿でもこの関係式を用いて危険回避度を推定するため、これを「危険回避度の基本式」と呼ぶことにする。

2.2 推定に使うデータ

2.2.1 必要なデータと推定期間

危険回避度の算出に必要な統計データは、(2)式より明らかなように、危険資産の期待収益率と分散、安全資産の収益率および危険資産保有比率である。また、本稿の

目的は、日本の家計の危険に対する態度が長期的にどのように変化してきたかを解明することであるから、必要なデータが入手できるかぎりさかのぼって危険回避度を算出する。また、長期的変化の分析が目的であるから、危険回避度の推定は年度で行う。

2.2.2 危険資産の保有比率

家計のさまざまな金融資産の保有金額は、日本銀行の『資金循環統計』のデータをそのホームページである『時系列統計データ検索サイトサイト・資金循環（FF）』
[http://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=\\$nme_a000&lstSelection=11](http://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=$nme_a000&lstSelection=11) から収集できるが、新しい定義によるデータが入手できるのは1979年度以降、旧定義によるデータは1998年度以前である。したがって、1979年度から1998年度の間については新旧データが収集可能である。1979年度以降については新定義データを用いて、家計の投資信託受益証券合計と株式・出資金の合計を資産合計で割った値を算出し、これを家計の危険資産保有率とした。1978年度以前については旧定義データを用いるしかないが、新旧データの継続性で2つの問題がある。その1つは、分類の違いで、新定義データでは「家計」となっている分類が、旧定義では家計と対家計民間非営利団体を合算した「個人」となっている点である。2つ目は出資金の処理で、新定義には家計の株式と出資金を合計したデータがあるが、旧定義データには家計の株式のデータしかないという出資金問題である。

分類の違いについては、対家計民間非営利団体は家計ではないので分離することが望ましいが、内訳データがないため分離できない。そこで、1978年度以前については家計と対家計民間非営利団体を合算したデータをそのまま用いて、個人の投資信託受益証券合計と株式の合計を資産合計で割った値を算出する。継続性の問題は残るが、1979年度から2012年度の新定義データを使った危険資産の保有率を家計のみと家計+対家計民間非営利団体で算出し、それらの差を検定すると t -値が0.27、 p -値が0.78で統計的に有意でない。したがって、対家計民間非営利団体の影響は無視しても深刻な影響はないが、出資金問題を統計的に処理するときにとまどめて対応する。

家計が保有する出資金とは、非上場企業の株式のうち家計が保有する分のことであ

るが⁴、具体的には個人がリスクを取って新規開業するときの元手となる資金で、起業者本人やその協力者の家計が出資する資金である。『資金循環統計』データを用いて、家計の株式・出資金に占める株式と出資金の割合を求めると1979年度から2012年度平均で株式が約59%、出資金が約41%である。したがって、出資金は家計が保有する危険資産として無視できないが、1978年度以前の旧定義ではデータがないため推定して算出するしかない。ところが、1979年度から1998年度の20年間は新旧データが収集可能であるから、旧定義データで株式のみ、新定義データで株式・出資金を使って各年度の危険資産の保有率を算出し、新定義データの比率を旧定義データの比率で割った値を1979年度から1998年度の20年間を平均すると1.439となった。これは出資金の有り無しおよび対家計民間非営利団体の影響を総合した結果の値であるから、旧定義データの1978年度以前の危険資産の保有率を1.439倍することで、対家計民間非営利団体と出資金の問題に対処する。このような調整によって得られる危険資産保有率は推定値でしかないが、ある程度正確に現実を反映していると期待できる。

2.2.3 安全資産の収益率

安全資産として家計に保有されている資産にはいろいろある。したがって、安全資産の収益率は、家計が保有している安全資産の比率をウエイトにしてさまざまな安全資産の利回りの加重平均を算出することが望ましいと思われるが、さまざまな安全資産の収益率に関するデータを1950年代までさかのぼって収集することは困難である。そこで、本稿では、1974年度から2012年度の間は郵便貯金の定額貯金(3年)の金利を用いた。1973年度以前については、データが収集できる貸付信託予想配当率(5

4 資金循環統計における出資金の定義などについては、大和総研のホームページ『なるほど金融：おカネはどこから来てどこに行くのか—資金循環統計の読み方—』http://www.dir.co.jp/research/report/finance/flow/20131211_007996.pdf (2014.1.8.取得)を参照した。

年もの)を用いた。データの出所は、いずれも日本銀行『金融経済統計月報』であるが、実際には日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM 日経マクロデータ』2013年版(以下では簡単に『日経マクロデータ』と呼ぶ)を用いて収集した。また、『日経マクロデータ』を用いてデータを収集した場合には、オリジナルな出典についてはほとんど記載しないので『日経マクロデータ』を参照されたい。

2.2.4 危険資産の収益率と株式益利回り

先行研究では、危険資産の期待収益率は株価の変動率を用いて算出されている。たとえば、下野(1998)、吉川(2003)、(2012)などでは、前年平均株価に月次データから算出した前年の標準偏差の2倍を足した値を今年度の予想株価として、株価の上昇率を算出し、これを危険資産の期待収益率としている。このような方法で、危険資産の期待収益率を算出することは、暗黙の内に家計が保有する主たる危険資産は株式であること、また、株式を保有する目的は株価の上昇から得られる収益、すなわち短期的な投機利益であると仮定していることになる。しかし、既述のように、家計の株式・出資金に占める出資金の割合は過去50年間平均して40%以上で、危険資産としての出資金の存在は重要である。ところが、出資金の収益率が株価変動をどれほど反映しているか明確でないため、危険資産の期待収益率として株価変動率を用いることは、出資金の重要性を考えると最適な選択ではない。

家計が株式を保有するときの目的が短期的な投機利益とする点にも問題がある。多くの家計は、短期的投機利益を得るために毎日朝夕に株価を調べるような時間的余裕がないか、複雑な経済データ・財務データやテクニカル分析を理解する能力がない。また、既述のように日本ではほとんどの金融資産は50歳代以上の高齢者世帯によって保有されているが、これは退職後の生活資金となる虎の子の資産であるから、短期的な投機利益を得るために投機に使われているとは考えにくい。したがって、家計が株式を購入する主たる目的は、株式を長期的に保有して得られる収入と考えるべきであろう。いわゆる投資目的の株式保有である。特に、高齢者世帯の場合には、退職後の20年あるいは30年の間の安定した収入を期待して金融資産が運用されるから、株式

も超長期的に保有されると推察できる⁵。

このような投資目的の長期的株式保有は配当収入が目的とされることがあるが、これは正確ではない。家計が長期的に株式を保有することで得られると期待する収入の源は、その企業の利潤である。利潤の定義はいろいろあるが、株主の立場から見た場合は、営業利益から営業外損益、一時的損益や税金などを差し引いた純利益(当期利益)と呼ばれる利潤が重要である。純利益は企業の所有者である株主のものであるから、すべて配当として株主に分配される可能性もあるが、実際には、純利益の多くの部分は内部留保として企業内にとどめられる⁶。内部留保は、基本的には企業を成長させて将来の利潤・配当を増加させるために投資される。所有と経営の分離というようなエージェンシー問題が存在しなければ、企業は今期配当と将来配当の現在価値の合

5 高齢者世帯が、株式を超長期的に保有すると言っても、同一の株式を超長期的に保有し続けると主張しているのではない。高齢者世帯でも、時代の変化に対応して保有する株式の構成内容を変えてゆくと考えるべきである。想定している高齢者世帯の姿は以下のようなものである。60歳で退職し、金融資産は3000万円のうち400万円が株式である。保有する株式は、少なくとも数年間は高い利益が確実に配当利回りが高い企業、現在であればたとえばトヨタ自動車を中心とした配分となる。数年後にトヨタ自動車の将来が不確実になれば他企業の株式、たとえば三菱商事に、さらに数年後にはみずほ銀行に乗り換える。最後に、退職後20年から30年後に株式を売り払ったときに、運が良ければキャピタルゲインを得る。

6 純利益は、配当・内部留保以外にも配分されるが、占める比率としては重要性はない。配当・内部留保以外の配分先として、たとえば役員賞与や自己株式購入がある。

計が最大化されるように今期の純利益を配分する⁷。したがって、株主の立場から見れば、株式保有から期待される収入の大きさは純利益によって表される⁸。一方、株式を保有するための費用は株式を購入するために必要な金額であるから、企業の純利益のすべてを得るためには全株式取得に必要な金額、すなわち株式数×株価＝市場価値となる。以上の分析より、家計が株式を購入するとき期待する利回りは純利益/市場価値によって表されることが分かる。そこで、本稿では、この比率を危険資産の期待収益率 γ として用いる。株式投資でよく利用される概念である PER(株価収益率)は市場価値を純利益で割った値であるから、本稿で用いる危険資産の期待収益率＝純利益/市場価値は PER の逆数で、一般的には「株式益利回り」と呼ばれている⁹。

7 内部留保は長期的な利潤と配当の増加をもたらすことが期待されるが、短期的には将来利潤増加の期待から理論株価の上昇をもたらす。したがって、株式の保有が無限期間であれば配当収入だけであるが、途中で換金すればキャピタルゲインが得られることになる。

8 株式保有はバブル崩壊のような株価急落で甚大な損失を被る可能性があり、企業の利潤率で危険資産の期待収益率を表す方法では、この影響が無視されているという批判が考えられる。しかし、たとえば退職金で株式を購入し死ぬまで配当を受け取る場合、株価低下は株式の期待収益率になんの影響も与えない。株式を無限期間保有する長期投資家にはキャピタルロスはないのである。また、長期保有後のキャピタルロスは現在価値にすれば小さくなる。たとえば 30 年後の 100 万円の損失は時間割引率が 0.1 の場合は現在価値で約 4 万円でしかない。

9 企業の t 期の市場価値 V_t が将来利潤 $\pi_j(j=t, t+1, \dots)$ の現在価値合計になると仮定し、 δ を割引因子とすると $V_t = \pi_t + \delta \pi_{t+1} + \delta^2 \pi_{t+2} + \dots$ と表せる。この関係を使うと $(V_t - \delta V_{t-1}) / V_{t-1} = \pi_{t-1} / V_{t-1}$ を得られるが、左辺は δ がほぼ 1 であれば市場価値の成長率、右辺は株式益利回りを表すから、株式益利回りは企業の市場価値の成長率を近似的に表すとも考えられる。

既述のように日本では、家計の危険資産に占める出資金の重要性は無視できない。先行研究のように危険資産の期待収益率として株価変動率を用いた場合には、出資金に対する収益率がほぼ完全に無視されることになるが、株式益利回りであれば出資金に対する収益率も相当程度反映される。ある程度の金融資産を保有する家計は、その資産の運用方法として株式に投資するか事業に出資するかを選択するから、危険度が同程度であれば、事業への出資金の利回りと株式益利回りはほぼ同じ水準になるはずだからである。

2.2.5 株式益利回りデータの作成方法

危険回避度の長期的な変化を分析するのが目的であるから、危険資産の期待収益率としての株式益利回りの長期的なデータが必要となる。株式益利回りの分母になる東証1部企業の時価総額データは『日経マクロデータ』で1949年度から取得できる。対応する分子の東証1部企業の純利益データを長期的にさかのぼって入手することはできないが、全法人企業の経常利益であれば『日経マクロデータ』で1955年度から収集できる。これらのデータを用いて、全法人企業の経常利益/東証1部企業の時価総額を算出すれば、株式益利回りに近い値が得られる。しかし、この値には2つの欠陥がある。すなわち、

- (イ)分子の利潤は全法人企業のデータであるが、分母は東証1部企業のデータである。
- (ロ)当期利益は税引きデータであるが、経常利益は税金を含んでいる。

分子と分母でデータの定義範囲が異なるという(イ)の問題に対応するために以下のような手続きをとる。東証1部の株価純資産倍率(以下ではPBRと呼ぶ)のデータは『日経マクロデータ』で1981年度より収集可能である。そこで、1981年度より2012年度の間全法人企業の純資産合計を東証1部企業の時価総額で割った値を算出して、東証1部のPBRと比較すると約0.68倍となっている。言い換えると、1981年度より2012年度の間を平均すれば、純資産で比較すると全法人企業は東証1部企業の1/0.68倍の大きさであったと推測できる。この比率は1981年度より2012年度の平均であるから、次に、この比率にトレンドが存在していたかどうかを調べる必要がある。も

し、トレンドが存在していなければ、全法人企業経常利益・東証1部企業時価総額比率を0.68倍すれば、分子と分母の定義範囲の不整合をある程度調整できるはずである。そこで、全法人企業純資産合計/東証1部企業時価総額を東証1部のPBRで割った値 Z を被説明変数、時間 t を説明変数として回帰分析を行うと $Z=0.64+0.027t$ となった。自由度修正済決定係数は0.02で、時間の p -値は0.22で統計的に有意でない。そこで、以下では、この比率には長期トレンドが存在しないと仮定して分析する。言い換えれば、全法人企業経常利益・東証1部企業時価総額比率に0.68を乗ずれば、上の(イ)の問題にある程度対応できると思われる。

次いで(ロ)の問題については、東証1部企業の租税負担率のデータが1955年程度までさかのぼって利用可能であれば理想的であったが、このデータは収集困難であると判断し、単純に経常利益の40%が法人税として差し引かれると仮定した¹⁰。

以上のような手続きの結果、危険資産の期待収益率としては、全法人企業経常利益・東証1部企業時価総額比率を $(0.68 \times 0.6=)$ 0.408倍して調整した値を暫定的に採

10 東証1部企業の法人税などの負担率のデータは入手できないが、法人税率の推移は、たとえば財務省説明資料『法人課税の在り方』平成25年12月2日 http://www.cao.go.jp/zei-cho/gijiroku/zeicho/2013/_icsFiles/afieldfile/2013/12/02/25zen4kai5_1.pdf(2014.1.8.取得)の図表に記載されている。しかし、株主の立場から見れば、自分が株式を所有する企業の利益に対しては法人税が掛かると同時に、自分が受け取る配当には所得税が掛かる。したがって、株主から見た長期的な税引き後の利益を定義するのは一筋縄では行かない。また、後に述べるように、危険資産の期待収益率は、直近過去の利潤率を3倍あるいは7倍した値を用いるため、税率の数%程度では、危険回避度の算出に深刻な影響は与えないと思われる。

用する。この比率については 1955 年度より 2012 年度の年次データとして算出した¹¹。
また、以下では簡単に「経常利益・時価総額比率」と呼ぶ。

2.2.6 危険資産の期待収益率の分散

危険資産の期待収益率の分散データは、経常利益・時価総額比率の四半期データを用いて年次データに変換し、直近過去 7 年分、したがって直近過去 28 四半期データを使って不偏分散を算出した¹²。危険回避度の算出は年度データであるため、第 1 四半期データを前年の分散とした

2.2.7 危険資産の期待収益率と安全資産の収益率の差

(2)式の分子の括弧内は、危険資産の期待収益率と安全資産の収益率の差でリスクプレミアムと呼ばれ、理論的にはプラスになる。ところが経常利益・時価総額比率＝危険資産の期待収益率と仮定すると、分析期間の多くの年度で危険資産の期待収益率が安全資産の収益率より小さくなる。2.2.10 の第 1 表の⑤に危険資産の期待収益率から安全資産の収益率を差し引いた値が示されているが、分析期間の 1965 年度から 2012 年度の 48 年間で、危険資産の期待収益率が安全資産の収益率より小さくな

11 たとえば、2012 年度のデータは 2012 年 4 月から 2013 年 3 月のデータを用いている。ところが、2013 年 3 月末の時点では、投資家である家計には企業の利潤に関するデータは入手できない。企業の決算発表は 5 月や 6 月になるからである。したがって、個人投資家は年度末には経常利益・時価総額比率の正確な値を算出することはできない。しかしながら、年度末頃には企業利潤予想については信頼度の高い投資情報が利用可能であるため、ほぼ正確に経常利益・時価総額比率を予想できると思われる。

12 不偏分散を用いるのは、家計が株式益利回りのデータから分散を算出するときには偏りのない値を算出していると思われるからである。

る年は15回ある¹³。

危険資産の期待収益率が安全資産の収益率より小さく、リスクプレミアムが負であれば危険資産を保有する家計は存在しないはずであるが、現実には危険資産が保有されている。この謎を解かないと分析を進めることはできない。本稿で危険資産の期待収益率として利用している経常利益・時価総額比率は、社会全体としての危険資産の期待収益率の平均値であって、各家計の危険資産の期待収益率は社会の平均値とは異なることが、この謎を解くための鍵となる¹⁴。以下では、この点を簡単な理論モデルで説明する。

2.2.8 危険資産期待収益率の家計間のばらつき

危険資産の期待収益率の社会的平均値は経常利益・時価総額比率で表されるとしても、すべての家計の危険資産収益率の期待値が社会の平均値と等しくなるわけではない。経常利益・時価総額比率は、直近過去の危険資産の収益率でしかなく、将来の危険資産の収益率の期待値は家計によって異なり、直近過去の収益率より高い家計もあれば低い家計もあるはずである¹⁵。そこで、以下では危険資産期待収益率には家

13 特に1983年度から1993年度の11年間はすべてマイナスとなる。

14 各家計で危険回避度が異なると仮定しても、この謎は解消される。この場合は、日本にはリスクを愛好する投資家が多くいて、宝くじを購入するようにリスクプレミアムが負の株式を大量に保有していることになるが、これは勿論現実的な仮説とは考えられない。また、すべての家計の危険回避度が同じという仮定も現実的ではないが、危険回避度も危険資産期待収益率も家計によって異なるモデルは複雑で分析困難と思われる。

15 家計の危険資産の期待収益率にばらつきが生じる原因の一つは、保有している株式が異なることである。利潤率は企業によってばらつきがあるから、家計が保有している株式が異なれば、経常利益・時価総額比率の期待値も異なるはずである。

計間でばらつきが存在するという仮定のもとで、危険資産の期待収益率の社会的平均値が安全資産の収益率よりも低い場合でも、社会全体として見れば危険資産が保有されることを説明する簡単な理論モデルを考える。

(1)式の i 、 σ 、 ε を一定のパラメータと考え、危険資産保有比率 α を危険資産の期待収益率 γ の関数(以下では「危険資産保有率・収益率関数」と呼ぶ)と考えて、この式を書き直すと

$$\alpha = -i/\sigma^2 \varepsilon + (1/\sigma^2 \varepsilon) \cdot \gamma \quad (3)$$

となるが、これは縦軸切片が $-i/\sigma^2 \varepsilon$ 、傾きが $(1/\sigma^2 \varepsilon)$ の直線(一次方程式)になる。この式は危険資産の期待収益率が家計で異なる場合には、危険資産の保有率も家計によって異なることを表す。安全資産の収益率 i よりも危険資産の期待収益率が小さい悲観的な家計は危険資産の保有率はゼロとなるが、楽観的でその値が i よりも大きい家計は危険資産を保有するし、危険資産の期待収益率が高い家計ほど資産のより大きい割合を危険資産の保有に当てる。最も悲観的な家計の場合の危険資産の期待収益率(最小値)を γ_m 、最も楽観的な家計の場合(最大値)を γ_M とする¹⁶。また、家計が γ_m と γ_M の間に一様に分布されていると仮定すると、危険資産の期待収益率の社会的平均値 γ' は最小値 γ_m と最大値 γ_M の中間値となる¹⁷。この社会的平均値 γ' は、直近過去の危険資産の収益率に等しくなると想定する。

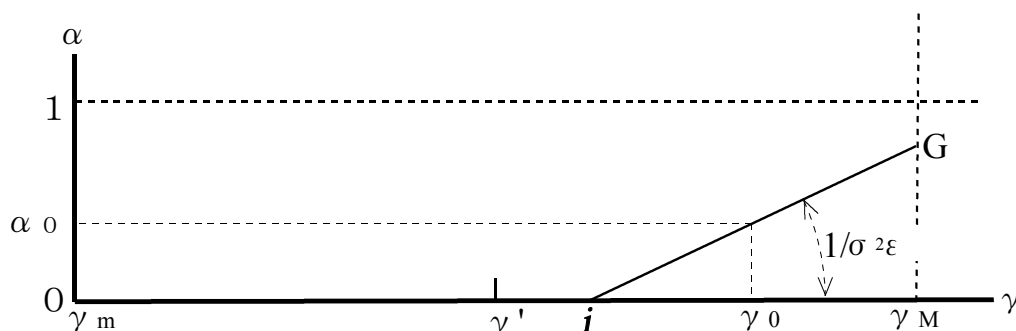
このモデルでは、危険資産の期待収益率の社会的平均値が i より小さい場合でも、 $\gamma_M > i$ であれば、危険資産の期待収益率 γ が安全資産の収益率 i より大きい楽観的

16 危険資産の期待収益率は株式益利回りによって算出されるが、株式益利回りの分子が純利益であるため、純利益がマイナスの場合には危険資産の期待収益率もマイナスになる。最も悲観的な家計は負の純利益を予想するであろうから γ_m はマイナスになる可能性が高い。

17 一様な分布は説明を簡単化するためのもので、実際には正規分布に近い分布をしていると思われる。

な家計は危険資産を保有することになる¹⁸。以上の説明は第1図を見れば理解しやすい。この図では、縦軸は危険資産の保有率、横軸は危険資産の期待収益率で、点*i*と点*G*を結んだ直線が(3)式を表し、危険資産の期待収益率が安全資産の収益率*i*より大きい場合、すなわち横軸の点*i*より右側では危険資産の保有率はプラスとなっている。たとえば、危険資産の期待収益率が γ_0 の家計の危険資産の保有率は α_0 である。

第1図 危険資産の保有率と期待収益率の関係



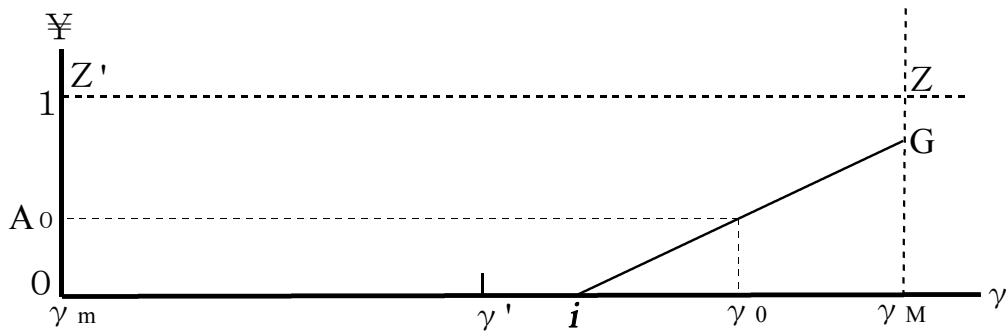
この危険資産保有率・収益率関数を使って、社会全体としての危険資産の期待収益率の平均値が安全資産の収益率よりも低い場合でも、社会全体としての危険資産の保有率がプラスとなる状況が第2図に示されている。この図でも横軸は危険資産の期待収益率である。縦軸は、危険資産期待収益率に対応する家計の資産合計を示して

18 塩路・平形・藤木(2013)によれば、日本の家計で株式を直接保有している比率は1991年から2010年の20年間を通じて約15%であった。

いる。ただし、各危険資産期待収益率に分布している家計の数は、どの危険資産期待収益率でも同一で、かつ、すべての家計が保有する資産額も同一と仮定している。また、図では説明をわかりやすくするため、各危険資産期待収益率に分布している家計数と各家計が保有する資産を乗じると1になると想定している。たとえば、各危険資産期待収益率に n の家計が存在して、各家計は $1/n$ 円の資産を保有していれば、各危険資産期待収益率に対応する社会全体としての資産総額は $n \times 1/n$ 円 = 1円となる。縦軸の1の高さに引かれた直線が、これを表している。したがって、社会全体としての資産総額は長方形 $\gamma_m \gamma_M ZZ'$ で表される。また、全資産が危険資産で保有されたときには縦軸の値は1となり、危険資産が保有されない場合には0となるから、縦軸は危険資産の保有率をも表すことになる。点 i と点 G を結んだ直線は(3)式から導き出されたもので¹⁹、危険資産の期待収益率と保有金額の関係を表す。たとえば危険資産の期待収益率が γ_0 のときの保有率は α_0 であるから、それに保有資産額 = 1 を乗じると保有金額 $A_0 = \alpha_0$ となる。したがって、社会全体としての危険資産の保有額は三角形 $iG \gamma_M$ 、保有率は三角形 $iG \gamma_M$ / 長方形 $\gamma_m \gamma_M ZZ'$ で表される。これは社会全体としての最適な危険資産の保有率であるから(1)式の α^* となる。

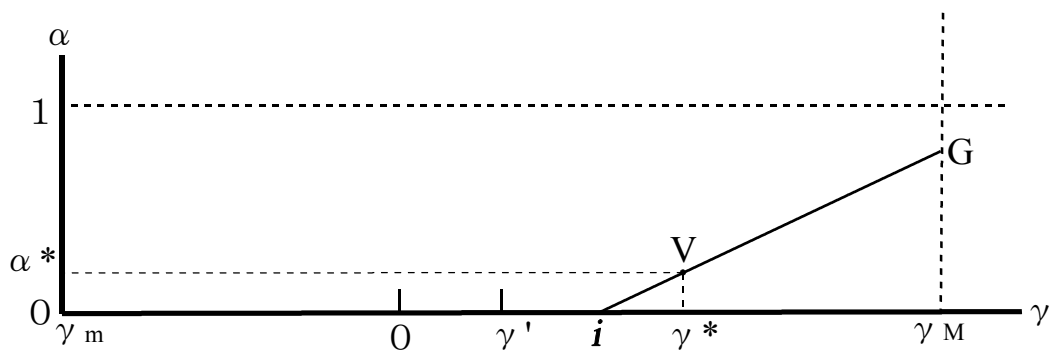
19 (3)式の左辺に、各危険資産の期待収益率に存在する家計数 n と各家計の資産額 $1/n$ を乗じたときの関係を表している。

第2図 社会全体としての危険資産の保有率と期待収益率



危険資産の最適保有率 α^* の高さで点線を第2図に記入したものが第3図で、その危険資産保有率・収益率関数との交点の横軸値 γ^* が、危険回避度 ε を推定するために必要な危険資産の期待収益率を表す。なぜなら、本稿の目的は、家計の危険資産の保有率 α (第2図の縦軸) と危険資産の期待収益率の分散 σ (第2図の危険資産保有率・収益率関数の傾きの決定要因) と危険資産の期待収益率 γ (第2図の横軸) から、家計の危険回避度 ε を推定することで、これを第3図で説明すれば、 σ と α^* と γ^* のデータから危険資産保有率・収益率関数の点 V の高さを調べることで、危険回避度 ε の大きさを算出することと言い表せる。言い換えると、社会全体としての危険資産の期待収益率は α' では、安全資産の収益率より低いため危険資産の保有率が α^* である現実を説明できない。社会の危険資産の期待収益率を γ^* とすれば、危険資産の最適な保有率が α^* となること、あるいは(3)式の右辺の γ に γ^* を代入すれば、左辺の値が α^* になるということを意味している。

第3図 危険資産の保有率 α^* と対応する γ^*



2.2.9 危険資産を保有する家計の期待収益率

本稿の目的は、データを(3)式に代入して危険回避度の大きさ ε を推定することである。利用可能なデータとして、危険資産の保有率 α^* と安全資産の収益率 i および経常利益・時価総額比率で定義されている危険資産期待収益率の社会的平均値 γ' とその分散 σ^2 があるが、以上の分析より明らかなように、これらのデータを(3)式に代入しても実際の危険回避度 ε は得られない。たとえば、 γ' が i より小さい場合には ε は負になってしまうのである。危険資産の期待収益率に必要なデータは γ^* であるが、この値は γ' を参考に推定するしかない。

γ^* の決定で最も重要な条件は γ^* は i よりも大きいことである。第3図で言えば、 γ^* は i の右側に存在することである。そこで、単純にデータが収集できたすべての年度で γ' を2倍すると分析期間のすべての年で安全資産の収益率との差はプラスになるが、その差が最小になる1986年度には安全資産の収益率は4.3%、危険資産の期待収益率は5.3%で、差は約1%でしかない。この年には家計は資産の約22.4%を危険資産で保有していることや、分析期間を通じた危険資産の保有率の平均が約16%であることを考慮すると、リスクプレミアムがもっと大きくなるように設定したほうがよいと思われる。そこで、以下では、直近過去の危険資産の収益率である経常利益・時価総額比率を3倍したケース(3倍モデル)と7倍したケース(7倍モデル)で危険回避度を算出する。リスクプレミアムは最小のケースでも3倍モデルで7.9%、7倍モデルで18.5

%となる。

危険資産の期待収益率を3倍あるいは7倍するとその分散も大きくなる。分散の定義により3倍モデルでは9倍に、7倍モデルでは49倍になる。

2.2.10 算出に使うデータ:まとめ

以上で説明した危険回避度を算出するためのさまざまなデータが第1表の①～⑦に示されている。分散期間中の平均値は、危険資産の期待収益率の現数値が約6%、その分散が2.9%、安全資産の収益率は3.9%、危険資産の保有率は16.0%、3倍モデルの危険資産の期待収益率が18.1%、7倍モデルが42.1%である。

第1表 危険回避度算出に利用するデータ(単位:%)と相対的危険回避度推定値

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦		⑧ ⑨	
	危険資産の 期待収益率	その分 散	安全資産 の収益率	危険資産 の保有率	①-③	3倍モデル 収益率	7倍モデ ル収益率		危険回避度 3倍 モデル	7倍 モデル
1965年	7.1	0.9	7.4	29.9	-0.3	21.2	49.5	1965年	6.0	3.3
1966年	10.1	1.6	7.3	25.8	2.8	30.4	70.9	1966年	6.3	3.2
1967年	13.8	5.1	7.2	21.6	6.5	41.3	96.4	1967年	3.4	1.7
1968年	11.8	6.6	7.3	22.9	4.5	35.4	82.7	1968年	2.1	1.0
1969年	11.2	6.0	7.3	24.0	3.9	33.7	78.5	1969年	2.0	1.0
1970年	11.3	5.9	7.5	20.6	3.8	33.8	78.9	1970年	2.4	1.2
1971年	6.9	6.6	7.4	21.1	-0.4	20.8	48.6	1971年	1.1	0.6
1972年	6.0	7.9	6.9	23.4	-1.0	17.9	41.7	1972年	0.7	0.4
1973年	11.1	7.9	7.7	18.3	3.4	33.4	77.9	1973年	2.0	1.0
1974年	5.7	9.8	7.8	16.9	-2.1	17.0	39.7	1974年	0.6	0.4
1975年	5.5	9.9	7.6	15.7	-2.1	16.5	38.5	1975年	0.6	0.4
1976年	7.2	7.6	7.0	15.1	0.2	21.6	50.4	1976年	1.4	0.8
1977年	7.2	3.6	5.9	14.9	1.4	21.7	50.7	1977年	3.3	1.7
1978年	8.5	3.7	4.8	14.6	3.7	25.4	59.2	1978年	4.3	2.1
1979年	10.8	4.7	6.0	14.9	4.8	32.4	75.6	1979年	4.2	2.0
1980年	9.1	4.4	7.7	14.4	1.4	27.3	63.6	1980年	3.4	1.8
1981年	8.2	3.3	6.4	13.0	1.8	24.7	57.7	1981年	4.8	2.4
1982年	6.5	2.6	6.0	13.2	0.5	19.6	45.8	1982年	4.4	2.4
1983年	5.3	3.0	5.9	16.1	-0.6	16.0	37.2	1983年	2.3	1.3
1984年	5.0	3.8	5.8	16.0	-0.7	15.1	35.2	1984年	1.7	1.0
1985年	3.9	5.2	5.7	18.3	-1.8	11.8	27.5	1985年	0.7	0.5
1986年	2.6	4.9	4.3	22.4	-1.6	7.9	18.5	1986年	0.4	0.3
1987年	2.9	3.4	3.6	26.1	-0.7	8.8	20.6	1987年	0.7	0.4
1988年	3.1	2.6	3.6	27.5	-0.5	9.3	21.6	1988年	0.9	0.5
1989年	3.4	1.9	4.3	24.6	-0.9	10.2	23.7	1989年	1.4	0.9
1990年	3.6	1.1	6.1	20.3	-2.5	10.7	25.0	1990年	2.3	1.8
1991年	4.3	0.4	5.8	15.0	-1.5	12.9	30.1	1991年	11.9	7.5
1992年	3.1	0.2	4.2	13.6	-1.1	9.4	21.8	1992年	20.7	13.0
1993年	2.5	0.3	2.9	13.3	-0.3	7.6	17.8	1993年	14.6	8.4
1994年	3.5	0.3	2.7	11.9	0.8	10.6	24.8	1994年	25.6	13.1
1995年	3.2	0.3	1.3	13.8	1.9	9.7	22.7	1995年	21.6	10.1
1996年	4.5	0.5	1.0	10.4	3.4	13.4	31.2	1996年	29.2	13.1
1997年	4.4	0.5	0.6	8.9	3.8	13.2	30.9	1997年	31.4	13.8
1998年	3.3	0.5	0.3	9.2	3.0	9.9	23.1	1998年	23.5	10.2
1999年	3.0	0.5	0.2	12.2	2.8	9.0	21.0	1999年	16.1	7.0
2000年	4.7	0.5	0.2	10.5	4.5	14.2	33.1	2000年	30.7	13.3
2001年	4.3	0.4	0.1	8.7	4.3	13.0	30.4	2001年	38.4	16.5
2002年	6.1	0.9	0.1	7.5	6.0	18.4	42.8	2002年	28.6	12.3
2003年	4.6	1.0	0.1	10.9	4.6	13.9	32.4	2003年	13.5	5.8
2004年	5.6	1.3	0.1	11.7	5.5	16.7	39.0	2004年	12.2	5.2
2005年	4.0	1.2	0.1	16.4	4.0	12.1	28.2	2005年	6.7	2.9
2006年	4.4	0.8	0.2	17.1	4.2	13.3	31.0	2006年	10.0	4.3
2007年	6.0	0.8	0.4	12.1	5.6	18.1	42.2	2007年	21.6	9.4
2008年	5.7	1.0	0.4	9.2	5.3	17.1	39.8	2008年	21.2	9.2
2009年	4.5	0.8	0.2	10.9	4.3	13.5	31.5	2009年	17.1	7.4
2010年	6.9	1.3	0.1	11.2	6.8	20.6	48.0	2010年	15.5	6.7
2011年	6.5	1.7	0.0	11.1	6.4	19.5	45.4	2011年	11.3	4.8
2012年	5.7	2.0	0.0	12.9	5.7	17.2	40.0	2012年	7.4	3.2

3 相対的危険回避度の推定結果とその長期的変化

3.1 相対的危険回避度の推定結果とその分析

3.1.1 相対的危険回避度の算出

前章で説明されたデータを利用して算出された相対的危険回避度の推定値は第1表の⑧～⑨欄にあるが、第4図でも示されている。これらの表や図から以下のような特徴が観察できる。

(イ)日本の家計の相対的危険回避度は、1960年代からバブルが始まる1980年代前半まではほぼ1から6の間にあったが、

(ロ)バブル期には低下して1以下の小さい水準であった。

(ハ)バブル崩壊後に徐々に上昇し、1990年代中頃から急上昇して30以上の水準までなった。

(ニ)その後も、失われた10年と呼ばれる期間の間は危険回避度は高い水準のままであった。

(ホ)2002年頃から始まった景気回復(いざなぎ景気)とともに低下したが、その水準はほぼ10から30の間で、バブル期以前に比較すると依然として若干であるが高い。

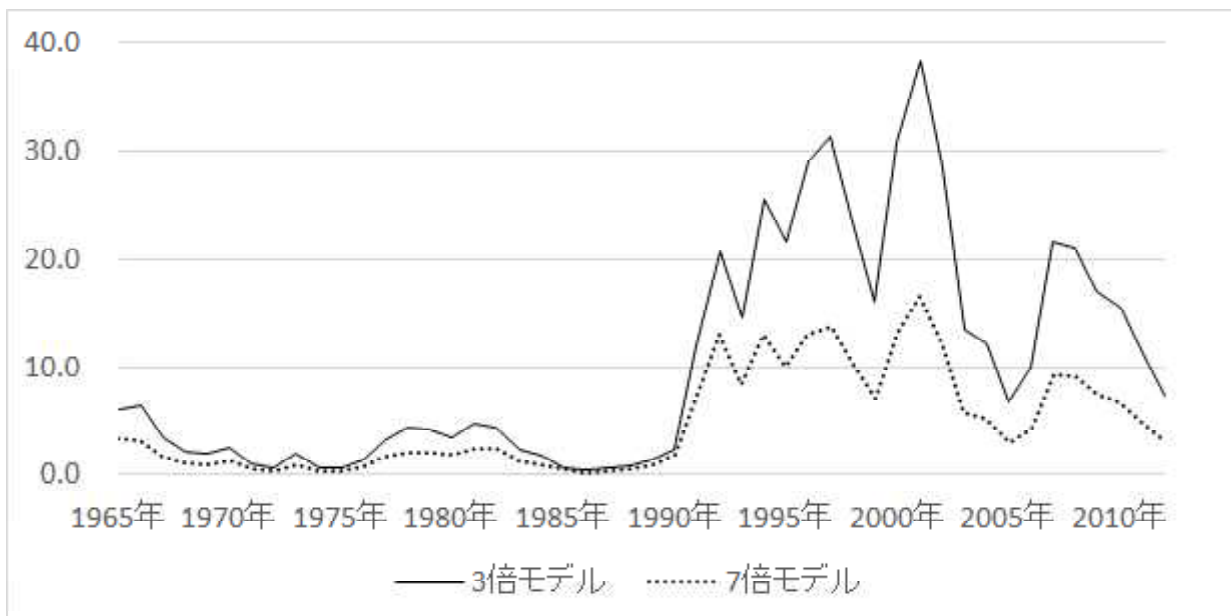
以上のような結論は、日本の家計の相対的危険回避度の大きさを長期的に推定した先行研究とはまったく異なっている。たとえば、最も新しい研究である吉川(2012)では、バブル崩壊後の1990年代はバブル期前の時期より危険回避度が低いという結論である。このように正反対の結論となった理由は、勿論、危険資産の期待収益率と分散の算出方法が異なるからである。日本で危険資産を保有する代表的な家計が、

(イ)短期的な株価変動による投機的利益を目的で行動しているのか、それとも

(ロ)企業の利潤から配分される配当や企業の将来利潤の増加を期待した長期的な投資を目的で行動しているか、

である。どちらのモデルがより現実を把握しているかが問題で、先行研究では(イ)、本稿では(ロ)の仮説を採用した結果、正反対の結論となった。

第4図 相対的危険回避度の推定値：3倍モデルと7倍モデル



3.1.2 危険回避度の長期的変化：バブル崩壊の影響

前節では、図表から家計の危険資産購入時の危険回避度は、バブル崩壊の影響によって高くなり、その後も高い状態が続いている結論したが、この節ではこれを統計的に検証する。バブル崩壊期間と呼ばれるバブル崩壊後の不況は、内閣府景気基準日付によれば1991年3月から1993年10月とされている²⁰。そこで、3倍モデルの危険回避度 ε を被説明変数、時間 t を説明変数として回帰分析を行うと²¹、

$$\varepsilon = -1.25 + 0.47t$$

(0.60) (0.00)

20 内閣府ホームページの『統計情報・調査結果/景気統計/景気動向指数/景気基準日付』<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/140530hiduke.html>(2014.10.10.取得)を参照。

21 推定係数の下の括弧内は p -値で、以下でも同様である。

となって、時間 t の推定係数は 0%水準で統計的に有意であるから、分析期間を通じて上昇トレンドが存在することが分かる。さらに、バブル崩壊前後で構造変化が起こったかどうかを調べるためバブル崩壊直後の 1991 年度を境界年度とする Chow 検定を行うと、 F -値は 26.15 で 0%水準で統計的に有意となる。これはバブル崩壊前後でパラメータ変化があったことを示すから、推定期間を 1965 年度から 1990 年度と 1991 年度から 2012 年度に分けて分析すると、前期では

$$\varepsilon = 3.53 - 0.08t$$

(0.00) (0.07)

後期は、

$$\varepsilon = 37.81 - 0.49t$$

(0.00) (0.09)

となる。したがって、バブル崩壊以前は相対的危険回避度は平均で 4 程度であったが、バブル崩壊後は平均で 40 程度であったと判断できる。

3.1.3 危険回避度上昇をもたらした要因

バブル崩壊後に、危険回避度を上昇させた要因を調べるために、まず、危険回避度と危険資産の期待収益率 γ 、分散 σ^2 および安全資産の収益率 i と 3 倍モデルの危険回避度との相関係数を見ると、それぞれ -0.36、-0.69、-0.74 となっている。いずれも符号が負であるが、これは危険回避度に長期的上昇トレンドがあるのに対して、危険資産の期待収益率、分散、安全資産の収益率には長期的に負のトレンドが存在しているためである。相関係数を見ると安全資産の収益率が危険回避度と最も類似した動きをしていたと思われるが、これらの 3 要因が危険回避度に与えた影響の大きさを調べるために、以下のようなシミュレーションを行う。すなわち、危険回避度が最低の 1986 年度から、 γ 、 σ 、 i の 3 変数いずれか 1 つの変数以外は危険回避度が最大になった 2001 年度までの 16 年間に変化しなかったと想定し、そのときの危険回避度を(2)式を用いて 3 倍モデルで算出する。その計算結果によれば、危険資産の期待収益率 γ のみを変化したときの危険回避度は 2.00、分散 σ^2 のみを変化したときは 9.4、安全資産の収益

率 i のみが変化したときは 1.8 となった。実際には 1986 年度の 0.4 から 2001 年度には 38.4 になったので、 γ のみが変化したときには実際の変化の約 5.2 %、 σ は約 24.5 %、 i は約 4.6 % である。これより危険回避度の上昇は、これら 3 変数の総合的影響であることは明らかであるが、強いて言えば最も大きい影響を与えたのは危険資産の期待収益率の分散と言える。ただし、危険資産の期待収益率の分散の低下が、家計の危険回避度を上昇させた主たる要因と主張しているわけではないことに注意すべきである。この解釈は因果関係が反対で、正確には、危険資産の期待収益率の分散が低下したにもかかわらず、危険資産の保有率が低下したのは、家計の危険回避度が上昇したためと理解すべきである。

3.2 推定値の頑健性のテスト

3.2.1 直近過去 5 年分散と利潤率モデル

この節では、以上のような分析結果の頑健性を調べる。危険回避度の推定で最も重要になるのは危険資産の期待収益率に関するデータである。正確には、危険資産を保有する可能性がある多くの家計が、危険資産を保有している間に得られると予想する収入の大きさに関するデータである。これをどのように設定するかで、危険回避度の推定値は決定的な影響を受ける。本稿では、家計が株式購入や事業への出資の目的は短期的な株価変動から期待されるキャピタルゲインではなく、これらの投資で得られる長期的収入であること、したがって、株式投資や事業出資のような危険資産から予想する長期的収益率は、その源である企業の長期的利潤によって表されるとしてきた。この考え方に基づいて、危険資産の期待収益率と分散を算出したのであるが、この算出方法には当然ながら恣意性がある。たとえば、収益率の分散を算出する期間を 7 年間の 28 四半期としたが、この期間の設定には理論的な根拠がない。これは家計が株式を購入するときに、何年ほどさかのぼって情報を収集するかを推測して決めたものでしかない。また、危険資産の期待収益率は、全法人企業の利潤を東証一部企業の時価総額で割ったデータに対して調整率を乗じた値を用いたが、これにも恣意性がある。したがって、前節で得られた結論が頑健なものであると主張するためには、これまでとは

異なった危険資産の期待収益率に関するデータを用いて危険回避度を推定し直す必要がある。そこで、以下では2種類の異なった危険資産の期待収益率関連のデータを用いて危険回避度を推定する。

1番目のモデルでは分散の算出方法を変更する。これまでの方法では、分散は直近過去7年の28四半期データを用いて算出したが、これを5年の20四半期データに変更する。この変更以外はすべて3倍モデルと同一の条件で危険回避度を算出する。これを5年分散モデルと呼ぶことにする。

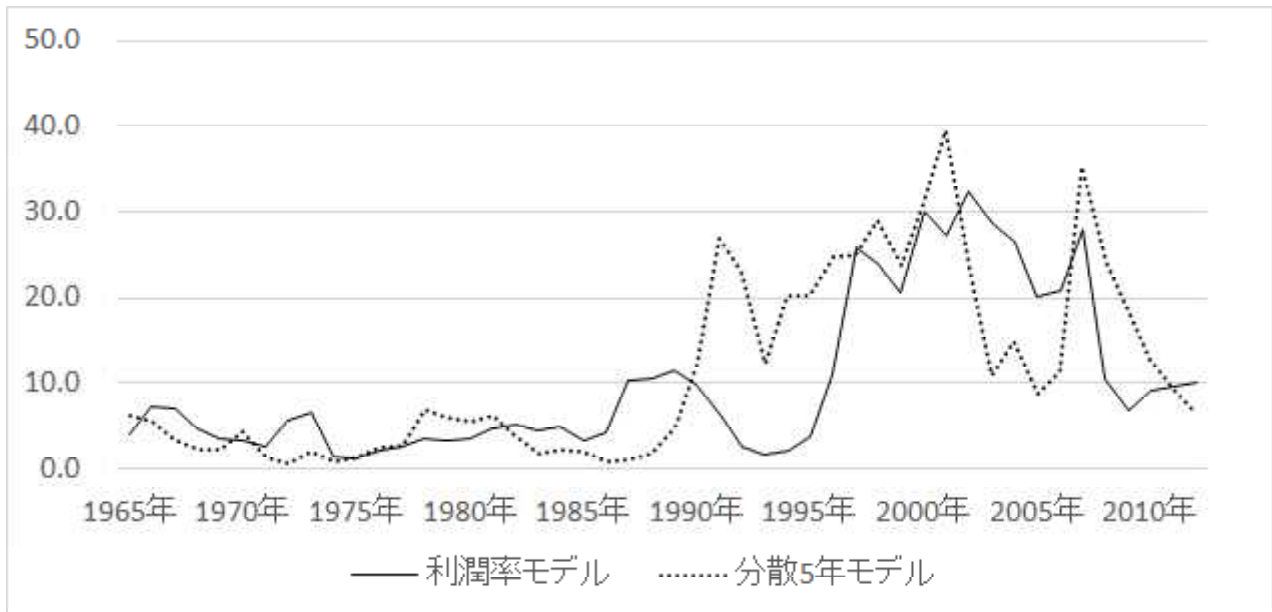
2番目のモデルでは、危険資産の期待収益率として、直近過去の全法人企業の経常利益を全法人企業の純資産で割った値、すなわち経常利益・純資産利潤率を用いる(データの出所は『法人企業統計』)。税引き後のデータにするために0.6倍すると、分析期間中の平均値が9.8%となって安全資産の収益率との差が約1%から1.5%になる年度が3回表れるため、この調整は行わない。分散は直近過去7年の28四半期データを用いて算出する。このモデルは簡単に利潤率モデルと呼ぶ。

以上の2つのモデルで算出した相対的危険回避度の推定値は3倍モデルの推定値とともに第2表の左側の①～③に示されている。また、追加された2モデルの推定値は第5図でも示されている。

第2表 危険回避度と期待収益率

	① 危険回避度			④ 危険資産期待収益率(%)			⑦ 日経平均 株価
	② 3倍 モデル	③ 利潤率 分散5年 モデル	④ 3倍モデ ル	⑤ 利潤率 モデル	⑥ 差		
1965年	6.0	3.9	6.1	21.2	14.2	7.0	1,584.3
1966年	6.3	7.2	5.5	30.4	19.1	11.3	1,455.6
1967年	3.4	7.1	3.3	41.3	23.0	18.3	1,377.6
1968年	2.1	4.6	2.3	35.4	23.7	11.8	1,841.0
1969年	2.0	3.5	2.1	33.7	26.3	7.4	2,523.8
1970年	2.4	3.3	4.4	33.8	23.8	10.0	2,403.3
1971年	1.1	2.7	1.2	20.8	18.9	1.9	3,187.6
1972年	0.7	5.6	0.6	17.9	23.7	-5.8	5,226.0
1973年	2.0	6.6	2.1	33.4	30.4	3.0	4,473.6
1974年	0.6	1.3	0.7	17.0	15.4	1.6	4,485.0
1975年	0.6	1.1	1.3	16.5	15.1	1.4	4,596.5
1976年	1.4	2.2	2.3	21.6	20.9	0.7	5,036.5
1977年	3.3	2.5	2.6	21.7	20.7	1.0	5,447.8
1978年	4.3	3.4	6.8	25.4	25.2	0.2	6,141.3
1979年	4.2	3.3	6.0	32.4	28.8	3.6	6,556.2
1980年	3.4	3.4	5.5	27.3	25.6	1.6	7,334.3
1981年	4.8	4.6	6.2	24.7	21.7	3.1	7,260.5
1982年	4.4	5.1	3.9	19.6	18.6	1.1	8,478.7
1983年	2.3	4.5	1.8	16.0	19.9	-4.0	10,968.4
1984年	1.7	4.9	2.1	15.1	20.7	-5.6	12,590.2
1985年	0.7	3.3	2.1	11.8	18.4	-6.6	15,859.8
1986年	0.4	4.1	0.8	7.9	17.0	-9.1	21,566.7
1987年	0.7	10.4	1.1	8.8	20.1	-11.2	26,260.3
1988年	0.9	10.5	1.8	9.3	21.8	-12.5	32,838.7
1989年	1.4	11.4	4.9	10.2	20.0	-9.9	29,980.5
1990年	2.3	9.9	12.3	10.7	17.7	-7.0	26,292.0
1991年	11.9	6.2	26.7	12.9	14.1	-1.2	19,346.0
1992年	20.7	2.5	23.0	9.4	10.3	-0.9	18,591.5
1993年	14.6	1.6	12.2	7.6	8.9	-1.2	19,111.9
1994年	25.6	2.0	20.2	10.6	9.8	0.8	16,140.0
1995年	21.6	3.6	20.2	9.7	11.2	-1.5	21,406.9
1996年	29.2	11.1	24.7	13.4	13.0	0.4	18,003.4
1997年	31.4	25.7	25.0	13.2	11.8	1.4	16,527.2
1998年	23.5	23.9	28.9	9.9	8.8	1.1	15,836.6
1999年	16.1	20.5	23.8	9.0	10.9	-1.9	20,337.3
2000年	30.7	29.9	31.0	14.2	11.9	2.3	12,999.7
2001年	38.4	27.2	39.6	13.0	9.9	3.1	11,024.9
2002年	28.6	32.4	23.3	18.4	10.1	8.2	7,972.7
2003年	13.5	28.7	10.8	13.9	10.8	3.1	11,715.4
2004年	12.2	26.5	14.8	16.7	12.6	4.1	11,669.0
2005年	6.7	20.2	8.8	12.1	12.7	-0.7	17,059.7
2006年	10.0	20.8	11.5	13.3	12.7	0.5	17,287.7
2007年	21.6	27.9	35.3	18.1	12.3	5.8	12,525.5
2008年	21.2	10.6	24.2	17.1	7.5	9.6	8,109.5
2009年	17.1	6.8	18.6	13.5	7.2	6.3	11,089.9
2010年	15.5	9.1	12.8	20.6	9.6	10.9	9,755.1
2011年	11.3	9.5	9.2	19.5	9.3	10.2	10,083.6
2012年	7.4	10.1	6.5	17.2	9.6	7.5	12,397.9

第5図 危険回避度の長期的変動：利潤率と分散5年



3.2.2 分散5年モデルと7年モデルの比較

第4図と第5図を比較すると分散5年モデルは分散7年モデルとほぼ同様な動きをしているように見える。そこで、7年モデルと同じ時間を説明変数とする回帰分析を行うと、全期間の推定結果は

$$\varepsilon = -0.68 + 0.49t$$

(0.78) (0.00)

となる。バブル崩壊直後の1991年度を境界年度とするChow検定を行うと、 F -値は20.63で0%水準で統計的に有意となる。推定期間を1965年度から1990年度と1991年度から2012年度に分けて分析すると、前期では

$$\varepsilon = 2.78 + 0.05t,$$

(0.02) (0.48)

後期では、

$$\varepsilon = 39.89 - 0.52t$$

(0.00) (0.09)

となる。これらの結果は分散 7 年のモデルとほぼ同一であるから、バブル崩壊後に家計の危険回避度が上昇したという結論に変わりはない。

3.2.3 利潤率モデルと 3 倍モデルの比較

第 5 図を見ると利潤率モデルの危険回避度の動きは、分散 7 年 3 倍モデルとは異なる期間がある。バブル期の 1987 年度から 1990 年度で、利潤率モデルでは危険回避度が高くなっている。これは株価が危険資産購入時の費用に与える影響を利潤率モデルでは無視しているためである。第 2 表の⑦欄にも示されているように、バブル期間は、株価が異常に高くなっていたため、危険資産の代表である株式の購入費用も異常に高くなっていた。したがって、利潤率が高くとも株式購入費用も高いため、株式の期待収益率はそれほど高くなかったはずである。これを確認するために、3 倍モデルの収益率と利潤率モデルの収益率の差を第 2 表の⑥欄で見るとバブル期は負となっている。第 2 表の④欄と⑤欄を見ると、1987 年度から 1989 年度の間は収益率は利潤率モデルは 3 倍モデルのほぼ 2 倍の大きさである。これは高い株価が株式購入費用を高くして、株式の期待収益率を引き下げた結果である。この点を見るために、3 倍モデルと利潤率モデルの収益率の差 gap を被説明変数、日経平均株価 kbk を説明変数として 1975 年度から 1990 年度のデータで回帰分析すると、 $gap = 4.25 - 0.53kbk$ 、 p -値は切片が 0.001、日経平均株価 kbk が 0.00、自由度修正済決定係数は 0.86 となる。したがって、3 倍モデルと利潤率モデルの収益率における差のほとんどは株価変動によって説明される。これらの分析より、利潤率モデルでバブル期の危険回避度が高くなっているのは、利潤率が株価の影響をまったく反映しないため危険資産の期待収益率を正確に反映することができなかつたためと結論できる²²。

22 この結果は、危険資産の期待収益率として「全法人企業経常利益・東証 1 部企業時価総額比率」を採用したことの正しさを示している。

このような欠陥はあるが、利潤率モデルでも危険回避度が長期的に上昇してきたことは確認できる。時間を説明変数とする回帰分析を行うと、全期間の推定結果は

$$\varepsilon = 0.12 + 0.41t \\ (0.95) \quad (0.00)$$

となる。バブル崩壊後の 1994 年度を境界年度とする Chow 検定を行うと、 F -値は 6.20 で 0%水準で統計的に有意となる。推定期間を 1965 年度から 1994 年度と 1995 年度から 2012 年度に分けて分析すると、前期では

$$\varepsilon = 3.84 + 0.06t, \\ (0.00) \quad (0.33)$$

後期では、

$$\varepsilon = 39.17 - 0.51t \\ (0.03) \quad (0.24)$$

となる。これらの結果は 3 倍モデルと基本的には同じパターンであるから、バブル崩壊後に家計の危険回避度は上昇したと結論してよいと思われる²³。

3.3 日本家計の危険回避度とパーセント問題

本稿の分析結果によれば、日本家計の相対的危険回避度は 1965 年度からバブル崩壊の 1990 年度までの平均では 3 倍モデルで約 2.4、バブル崩壊後の 1991 年度から 2012 年度の平均は約 19.5、分析期間 48 年を通算すると約 10.3 となる。7 倍モデルでは 48 年通算で 4.8 となる。たとえば、Guisoa and Sodini(2013, p.1426)の研究によればアメリカの家計の相対的危険回避度は 1.6 から 136 で中央値が 3.5、スウェーデンで 1.6 か

23 中尾・東(2013)では、本稿とほぼ同じ手法で企業の相対的危険回避度が推定されているが、その分析結果によれば、企業の相対的危険回避度もバブル崩壊後に上昇している。バブル崩壊によって日本全体の危険回避度が高くなったと言えそうである。

ら 190 で中央値が 3.1 である²⁴。したがって、本稿の推定結果と大きな違いはないと言える。しかし、アメリカの家計は日本に比べると高い割合で株式を保有していた事実を考えると、この結果は不思議に思える。

これは、危険回避度の算出過程で危険資産の期待収益率と分散および安全資産の収益率のデータをパーセント表示しているためと思われる。(2)式を見ると、分子に収益率、分母に分散であるから、双方を 100 倍してパーセント表示すれば問題がないように見えるが、これは誤りである。分散の算出ではデータが 2 乗されているため、分母は 100 倍ではなく 10000 倍されることになる²⁵。したがって、本稿でこれまで利用してきた相対的危険回避度の値は正確には 100 倍する必要がある、分析期間を通じた相対的危険回避度の平均値は 3 倍モデルでは 10.3 ではなく 1030、7 倍モデルでは 4.8 ではなく 480 なのである。これらの値は異常に大きいように見える。しかし、Mankiw and Zeldes (1991, pp104-109)によれば 1948 年から 1988 年間の相対的危険回避度はアメリカの家計全体で約 89、1970 年から 1984 年の株式非保有家計の場合には 261.9 と推定されているし、Romer(2011, p.389)では 1979 年から 2008 年のデータで約 140 と推定されている。したがって、これらと比較すれば 3 倍モデルの 1030 や 7 倍モデルの 480 という日本家計の推定値も納得できない値ではない。また、たとえば 2002 年度で見ると、危険資産の期待収益率は約 6.1 %で、標準偏差は約 0.95 であるから、正規分布を仮定すると危険資産の収益率が約 2.2 %より低くなる確率は 0.003 %、つまり 10 万回に 3

24 森平・神谷(2005、p.7)によれば、消費や保険に関する多くの分析で家計の相対的危険回避度の推定値は 1 から 10 程度とされているが、谷川(1994、p.331)の消費データを用いた研究では 50 程度と結論されている。

25 たとえば、安全資産の収益率が 0 %、危険資産の期待収益率が 10 %、標準偏差が 5 %、分散が 25 %、危険資産の保有率 10 %と想定し、収益率・分散でパーセントを使って相対的危険回避度を算出すると $10 / (25 \times 0.1) = 4$ となる。一方、比率を用いると、分散は 0.05 の 2 乗で 0.0025 であるから $0.1 / (0.0025 \times 0.1) = 400$ となる。

回しか生じない確率である。この年度の安全資産の収益率は 0.1 % でしかないのに危険資産の保有率は 7.5 % である。このような状況で、このように低い危険資産保有率は合理的とは思えない。これは危険回避度が異常に高いケースでしか生じないと思われる²⁶。

この非合理的と思われる行動の原因は情報の不完全さ、すなわち無知のなせる仕業である可能性が高い。危険資産の収益率や分散に関する情報を収集するのは簡単ではないからである。無知なほど根拠のない不安を抱いて危険回避度が高くなるのである。たとえば、無知と不安故に標準偏差を直近過去の実際の値の 10 倍と思ったとすれば、危険回避度の推定値は 1/100 になって常識的な範囲となる。このような無知故の恐怖が家計の行動に与える影響は本稿では危険回避度に含まれているため、危険回避度の推定値が異常に高くなっていると思われる。以上の分析より、相対的危険回避度が平均で 1000 以上となるような分析結果も現実として受け入れるしかないと思わ

26 森平・神谷(2005)では、相対的危険回避度が限界効用の富に関する弾力性に等しいことから1程度になると主張されている。ところが、たとえば2011年度を見ると、危険資産の保有率が11.1%で(2)式右辺の $(1/\alpha^*)$ は9となるから、危険回避度 ε が1になるためには $(\gamma - i)/\sigma^2$ が $1/9=0.111$ になる必要があるが、危険資産の収益率=6.5%、安全資産=0%であったから、分散 σ^2 は0.585、標準偏差は0.765になる必要がある。しかし、収益率が6.5%で標準偏差が76.5%の場合、危険資産収益率は約47%の確率で負になるし、100万円の資産が1年後に半分以下になる確率は約23%である。このようなリスクがある資産を、日本の家計が貯蓄の11%以上も配分するとは思えないから、危険資産保有の最適条件から見れば日本家計の相対的危険回避度が1程度になるという主張は現実的ではない。ただし、危険資産保有の理論モデルが現実を正確に反映していない可能性もある。

れる²⁷。

(2)式では、収益率はパーセントではなく比率であるから、危険回避度の算出ではパーセントでなく比率を用いるべきであったが、先行研究の分析結果と比較するため、危険回避度の桁を合わせる必要があって、本稿でもパーセントを用いた。

4 おわりに

本稿では、日本の家計の相対的危険回避度を長期的に推定し、バブル崩壊前後で変化が生じたかどうかを分析した。先行研究では、危険資産の期待収益率の算出では直近過去の株価変動率が用いられていたが、本稿では、直近過去の株式益利回りを用いた。ただし、直近過去の株式益利回りをそのまま危険資産の期待収益率とすると、多くの年度で安全資産の収益率を下回る、すなわちリスクプレミアムが負になる。そこで、家計によって危険資産の期待収益率が異なり、株式などの危険資産を保有するのは危険資産の期待収益率が高い家計のみとする理論モデルを構築した。この理論モデルの分析によって、負のリスクプレミアムという問題に対処するためには、危険資産の期待収益率を直近過去の株式益利回りよりも大きくする必要があることが明らかになった。そこで、本稿では、直近過去の株式益利回りを3倍するモデルと7倍するモデルを採用した。これらのモデルを用いて相対的危険回避度を算出すると、日本の家計の相対的危険回避度は、バブル崩壊を境にして急激に上昇していることが明らかになった。その後の好景気で危険回避度は低下してきたが、依然として、バブル崩壊前の水準には戻っていない。

27 池田・筒井(2006)では、アンケート調査では日米で相対的危険回避度はほぼ同じ水準になるが、それでは危険資産の保有率が日米で異なる事実を説明できないとしている。これは日本の家計が危険資産に関する情報が乏しいため危険資産の保有に関しては危険回避度が高くなると考えれば納得できる。

このような結論は、危険資産の期待収益率と分散の算出方法に決定的に依存している。そこで、結論の頑健性を調べるために、分散を算出する期間が異なった5年分散モデルと全法人企業の直近過去の経常利益・純資産利潤率が危険資産の期待収益率になる利潤率モデルを用いて、相対的危険回避度を算出してみた。その結果を見ると、利潤率モデルは株式購入コストを無視しているため、株価が高かったバブル期に異常な値になったが、どちらのモデルでもバブル崩壊後に相対的危険回避度が急上昇していることが確認された。

本稿では、日本での先行研究にならって相対的危険回避度の算出では収益率と分散の単位としてパーセントを用いたが、この計算方法では、相対的危険回避度は比率を用いたケースよりも100倍大きくなる。相対的危険回避度を算出するための基本的な条件式では、収益率も分散も比率が使われているため、理論モデルに忠実に算出すれば日本家計の相対的危険回避度は異常と思われるほど大きくなるが、これは日本の家計が実際に非常に危険回避度が高いことを示唆していると思われる。

【謝辞】

この論文は、著者の一人である中尾武雄の創造経済研究センター嘱託研究員の研究成果の一部として書かれたものである。

【参考文献】

Friend, Irwin, and Marshall E. Blume (1975) "The Demand for Risky Assets," *The American Economic Review*, Vol. 65, No. 5, pp. 900-922.

Guiso, Luigi, and Paolo Sodini (2013) "Household Finance: An Emerging Field," in G. M. Constantinides, M. Harris and R. M. Stulz, *Handbook of the Economics of Finance : Volumes 2B: Corporate Finance and Asset Pricing*, North Holland, pp.1397-1532.

Mankiw, N. Gregory, and Stephen P. Zeldes (1991) "The consumption of stockholders and nonstockholders," *Journal of Financial Economics*, Vol.29, pp.97-111.

Merton, Robert C. (1969) "Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: The

Continuous-Time Case," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 51,
No. 3, pp. 247-257.

Romer, David (2011) *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill.

池田新介・筒井義郎(2006)「アンケート調査と経済実験による危険回避度と時間割
引率の解明」『証券アナリストジャーナル』第44巻第2号, pp.70-81.

吉川 卓也(2003)「日本における家計の相対的危険回避度の推移:1970年～2002年」
『成城大学経済研究』第163号, pp.73-87。

吉川 卓也(2012)「リーマン・ショックと日本の家計の金融資産選択」『中村学園大学
短期大学部研究紀要』第44号, pp.137-149.

国立国会図書館・財政金融課(小池拓自)「家計金融資産1,400兆円の分析—金融資産
の質、量及び分布の状況—」『国立国会図書館 ISSUE BRIEF』NUMBER491、
<http://www.ndl.go.jp/jp/diet/publication/issue/0491.pdf>, 2012.9.24. 取得.

塩路悦朗・平形尚久・藤木裕(2013)「家計の危険資産保有の決定要因について—逐次
クロスセクションデータを用いた分析—」*IMES DISCUSSION PAPER SERIES*(日本
銀行・金融研究所), No. 2013-J-1.

下野恵子(1998)「バブル崩壊以前と以降の金融資産選択行動」村本牧編著『日本人の
金融資産選択:バブルの経験とビッグバンの影響』東洋経済, pp.113-136.

総務省統計局(2013)『家計調査報告(貯蓄・負債編)平成23年平均結果速報』
http://www.stat.go.jp/data/sav/sokuhou/nen/pdf/h23_gai.pdf, 2012.11.4. 取得.

中尾武雄・東良彰(2013)「日本企業の冒険心の低下が経済的停滞の原因か?」『経済
学論叢(同志社大学)』第64巻第4号, pp.923-943.

谷川寧彦(1994)「消費データを用いた資産価格の実証分析」『岡山大学経済学会
雑誌』第25巻第3号, pp.315-332.

森平爽一郎・神谷信一(2005)「日本の家計はバブル崩壊以降危険回避的であった
のか?」慶應義塾大学大学院 政策・メディア研究科『総合政策学ワーキング
ペーパーシリーズ』No.7.