

日本企業の冒険心の低下が経済的停滞の原因か？

中尾武雄・東良彰

1.はじめに

日本経済の過去 50 年間の推移をみると、利潤率や経済成長率が低下し、経済が長期的に停滞するデフレ状態になった。このデフレギャップを埋めるために国は財政赤字を続け、その累積赤字は最近ではほぼ 1,000 兆円となっている。経済が停滞するかぎり、この財政赤字と累積赤字の増加が続くであろうが、いつか破綻することになる。これを避けるための建設的な唯一の方法は、日本経済の長期的トレンドを反転させ、利潤率や経済成長率を高めることであろう。したがって、経済の長期的な停滞を打破し、成長路線に乗ることは、これからの日本にとって非常に重要である。このためには日本経済が長期的に停滞するようになった原因を明らかにする必要がある。これが本稿の目的である。

日本経済が長期的に停滞するようになった原因はいろいろ考えられるが、我々がその一つとして重要視する理論的仮説は、「日本企業が安全・安心指向になって、リスクは高いが利潤率も高い投資機会を見逃してしまうようになったことが、経済成長率と利潤率の低下をもたらした」というものである。簡単に言えば、日本企業の冒険心の低下が日本の経済的沈滞をもたらしたという仮説(以下では企業冒険心仮説と呼ぶ)である。この仮説に対する代替的な仮説として資本蓄積の深化が考えられる。収穫逓減の法則のもとでは資本蓄積は資本の生産性を低下させて利潤率と経済成長率を引き下げることになるが、日本でも経済成長の過程で資本が蓄積され収穫逓減の法則が作用して経済成長率も利潤率も低下したとする考え方である。しかし、この仮説は生産関数が技術革新でシフトす

る可能性を十分に考慮しているとは言えない。技術革新に対する投資の分野で収穫逓減の法則が働かなければ、技術革新によって生産関数は永続的に上方にシフトするはずである。実際に長期的な視点から、産業革命以来の過去約 200 年の資本主義の歴史をみれば、技術革新にはコンドラチェフ循環のような上下波動はあっても、収穫逓減の法則は当てはまらないと思われる。

企業冒険心仮説を検証するために、本稿では、

①日本企業の冒険心の長期的な変化を調べるために、日本企業の危険回避度が 1960 年代半ばから最近までの過去 50 年の間にどのように変化してきたかを分析する。

②この日本企業の危険回避度の変化が日本の経済成長率や利潤率の長期的低下に影響を与えたかどうかを解明する。

これらの分析の結果、過去 50 年間で日本企業の危険回避度が上昇してきたこと、および、この危険回避度の上昇が経済成長率や利潤率の低下に影響を与えてきたことが確認されれば、企業冒険心仮説が誤っていない可能性が高いことになる。

以上の分析で最も困難な課題となるのは企業の危険回避度を推定することである。消費者の危険回避度を推定した研究は、例えば Friend and Blume(1975)、吉川(2003)、伊藤(2008)など数多く存在しているが、企業の危険回避度を推定する研究は、筆者が調べた範囲ではないようである¹。そこで、本稿では、消費者の危険資産選択に関する理論モデルをそのまま生産者の危険資産選択行動に応用して相対的危険回避度を推定する。消費者の危険資産選択行動の理論をそのまま生産者に応用することの妥当性については本文で言及する。

本稿の2章では、日本の経済成長率と利潤率が長期的に低下してきたことを追加的データで確認する。3章では、企業の危険回避度の上昇が、投資を減少させて経済成長率を低下させると同時に、リスクと利潤率の高い投資機会が避けられて利潤率が低下するメカニズムを説明する理論モデルを構築する。4章では、利潤率と利子率の差で表されるリスクプレミアムの長期的な推移を調べる。この分析で、日本のリスクプレミアムは過去 50

1 本稿と同様の問題意識に基づき、上場企業のリスク回避度の変化を示唆する変数として、経営者の属性や役員賞与を説明変数に加えて、設備投資関数の推定を行った研究に福田・粕谷・慶田(2007)がある。

年間で上下に振動はしてきたが長期的なトレンドは存在しなかったことが明らかにされる。5章では、日本企業の過去 50 年間の危険回避度を推定し長期的トレンドがあるかどうかを調べる。6章では、日本企業の危険回避度の変化が経済成長率や利潤率の変化に影響を与えてきたかどうかを、グランジャーの因果関係分析で検証する。7章は、以上の分析の結果得られた結論を要約する。

2. 経済成長率と利潤率の長期的傾向

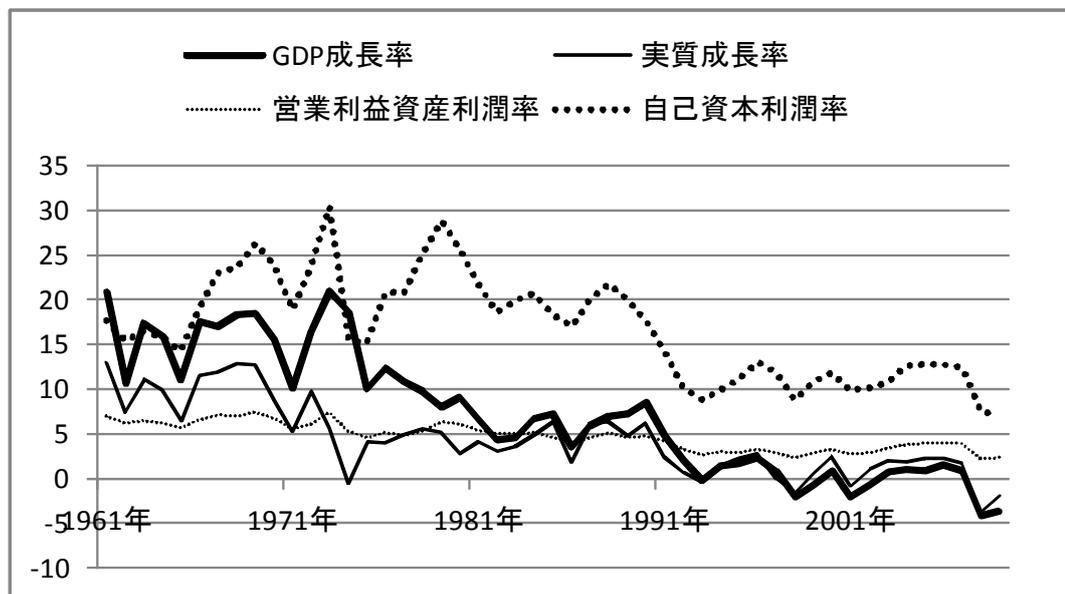
この章では、日本の経済成長率や利潤率が長期的にどのように推移してきたかを分析する。まず、1960 年度から 2009 年度の 50 年間の、GDP 経済成長率、実質 GDP 成長率、総資本営業利益率と自己資本利潤率の推移が第 1 図に示されている。この図は、日本経済新聞社の NEEDS-CD ROM『日経マクロ経済データ Ver 5.0.1』でデータを収集し、算出した値を用いて作成している²。具体的には、GDP 経済成長率は、1981 年以降は 2000 年基準の国民経済計算のデータ、1980 年以前は旧基準・68SNA の国民経済計算のデータを用いて算出した。実質 GDP 成長率は、対応する GDP デフレーターより物価上昇率を算出し、GDP 成長率から差し引いて実質化した。総資本営業利益率は、『法人企業統計』より収集した全産業の営業利益を資産で割って算出した³。自己資本利潤率については、『法人企業統計』には税引後当期利益のデータがないため、経常利益を純資産で割った値で近似した。

2 本稿での実証的分析で用いたデータはほとんどすべて日本経済新聞社の NEEDS-CD ROM『日経マクロ経済データ Ver.5.0.1』を用いているため、以下ではこれを用いてデータを収集している場合には、データの出所を省略する。

3 『法人企業統計』のデータは全産業と製造業があるが、本稿ではすべて全産業データを用いている。

第1図 経済成長率と利潤率の推移

(単位：%)



この第1図をみれば、経済成長率も利潤率も長期的に低下する傾向があると読み取ることができるが、年度を説明変数として最小自乗法で回帰分析を行うと以下のような結果を得る⁴。

経済成長率 = 19.03 - 0.45 年度 (0.00)	AR ² = 0.82
実質経済成長率 = 10.45 - 0.23 年度 (0.00)	AR ² = 0.65
総資本営業利益率 = 7.24 - 0.09 年度 (0.00)	AR ² = 0.79
自己資本利潤率 = 23.48 - 0.26 年度 (0.00)	AR ² = 0.42

ただし、推定係数の下の括弧内の数字は p -値、AR² は自由度修正済決定係数である。

4 年度を説明変数とした回帰分析では、ほとんどのケースでダービンワトソン値が小さく残差項の自己相関の存在を示しているが、これらの回帰分析は被説明変数が決定されるメカニズムを解明しているのではなく、単に被説明変数の長期的なトレンドの傾きを調べているだけである。残差項の自己相関の存在の有無が長期的なトレンドの傾きに影響を与えることはないから、ここでは無視する。

どのケースでも年度の推定係数は負で、長期的傾向として低下していることが確認できる。

3. 企業冒険心仮説の理論的根拠

この章では、企業の危険回避度の増加が、経済成長率と利潤率の低下をもたらすメカニズムを示す簡単な理論的モデルを構築する。

投資を I 、利潤率を ε とし、 t 期の利潤率関数を $\varepsilon_t = \varepsilon_t(I_t)$ 、 $\varepsilon_t' < 0$ と表す。 ϕ_t をリスクプレミアムとすれば、これは以下のように利潤率の関数となり、利潤率が高いほど大きくなる。

$$\phi_t = \phi_t(\varepsilon_t)$$

ここで、 $\phi_t' \geq 0$ と仮定する。これはリスクが高い投資機会ほど利潤率も高くなるという考え方である。例えば、新技術への投資は予想利潤率は高いがリスクプレミアムも大きいのに対して、長期的に安定した需要があるような製品への更新投資は予想利潤率は低いがリスクプレミアムも小さいというような状況を想定している。投資の条件は、予想利潤率からリスクプレミアムを差し引いた値（以下では純利潤率と呼ぶ）が利子率 i より小さくないことであるから

$$\varepsilon_t(I_t) - \phi_t(\varepsilon_t(I_t)) \geq i_t$$

となる。したがって、大きい I に対して $\varepsilon(I) < i$ 、かつ $\varepsilon(0) - \phi(\varepsilon(0)) > i$ であれば、 $\varepsilon(I) - \phi(\varepsilon(I)) = i$ が存在し、投資関数 $I = I(i)$ が得られる。また、

$$dI/di = 1/\varepsilon'(1-\phi')$$

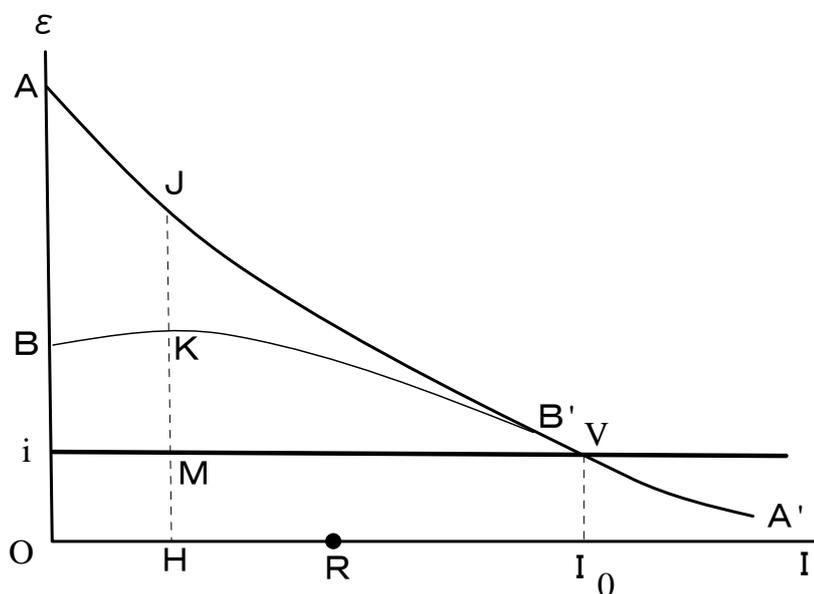
であるから、条件 $d\phi/d\varepsilon < 1$ が満たされれば⁵、 $dI/di < 0$ となって、投資は利子率の減少関数となる。

第2図は危険回避度が小さいケースの投資行動を図で例示したものである。縦軸は利子率と予想利潤率など、横軸は投資量で、縦軸の i が利子率の高さを示し、 AA' 曲線が各投資機会に対する予想利潤率と投資の関係を表す利潤率・投資曲線である。 BB' 曲線

5 利潤率の増加よりもリスクプレミアムの増加の方が大きければ、投資関数の傾きがマイナスになる。

は、各投資機会に対する、利潤率から投資に伴うリスクプレミアムを差し引いた純利潤率と投資の関係を示す。例えば、投資が H のときの予想利潤率は J 、リスクプレミアムが JK で、 KH が純利潤率である⁶。利潤率が高いほどリスクプレミアムが大きいという仮定より、利潤率・投資曲線と純利潤率・投資曲線の間隔は利潤率が高く投資水準が低い左側ほど大きくなっている。新技術関連の投資は利潤率もリスクプレミアムも高いとすれば、図では縦軸に近い部分が、これに対応している。一方、更新投資は予想利潤率もリスクプレミアムも低いとすれば、図の右側部分、例えば点 R より右側が更新投資を表すことになる。企業は純利潤率が利子率を上回るかぎり投資を行うから、投資量は I_0 となるが、このうち新技術関連投資が OR 、更新投資が IR である。ここでの投資の定義には技術革新投資が含まれることを強調しておく。技術革新のための投資は成功すれば高い利潤率が期待できるが、成功するかどうか不確実でリスクが高い投資となるケースが多いから、縦軸に近い投資に含まれることになる。

第2図 危険回避度が低いケースの投資関数



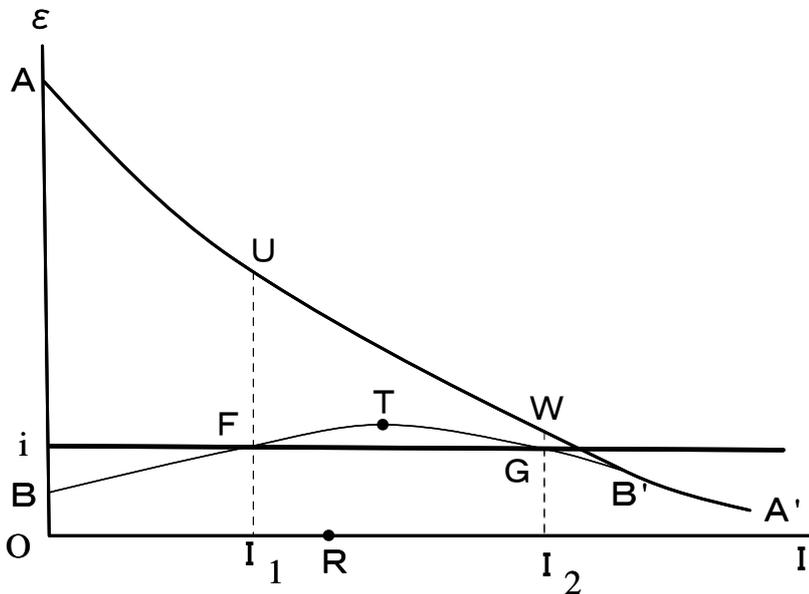
次に、危険回避度が大きいケースでは、予想利潤率が非常に高い新技術投資に対してはリスクプレミアムが非常に大きくなって、以下の条件

6 ここでのリスクプレミアム JK は、企業が危険を避けて確実な利益を得るために支払う最大金額を表しており、企業の主観的な値である。

$$\varepsilon_t(I_t) - \phi_t(\varepsilon_t(I_t)) \leq i_t \quad \text{for 大きい } \varepsilon$$

が成立するため投資されなくなり、安全で利潤率が低い更新投資の占める割合が大きくなる。この状態を図解したのが第3図である。危険回避度の大きい上昇に伴いリスクプレミアムが非常に大きくなった結果、 BB' 曲線が下に大幅にシフトしている。利子率より純利潤率が大きいか等しいという投資基準によれば、投資量は I_1I_2 となる。図では、投資量のうち RI_2 が更新投資で、新技術関連投資は I_1R でしかない。点 I_1 より左側の予想利潤率が高い投資機会はリスクプレミアムが大きすぎるため投資されないことになる。

第3図 危険回避度が高いケースの投資関数



これらの第2図と第3図を比較すれば明らかなように、この仮説によれば、危険回避度の大幅な上昇は、予想利潤率は高いがリスクが高い新技術関連の投資 OI_1 を抑えてしまうため、投資量が減少して経済成長率を低くする。第3図の例では、投資のほとんどが更新投資で経済成長のための新しい投資は I_1R でしかないことになっている。これらの図から危険回避度が利潤率に与える影響も推測することができる。すなわち危険回避度が高いケースでは、利潤率が高い OI_1 の新投資が行われなため経済全体としての平均的利潤率は低下すると推測される。

その一方で、企業の危険回避度の上昇が、(実際に成立する投資の全体に対する)リスクプレミアムの大きさにどのような影響を与えるのかについては、この理論分析で簡単に明

らかにすることはできない。例えば、危険回避度が大きい第2図では経済全体としての投資に対するリスクプレミアムは面積 $BB'A$ で表されるのに対して、危険回避度が小さい第3図では、台形 $FGWU$ から山形の面積 FGT を差し引いた面積 $FTGWU$ で表されるが、どちらが平均的に大きいかは一般的には判断できない。これは以下の理由による。危険回避度が高いケースでは、リスクが低い投資 I_1I_2 に対してもリスクプレミアムが大きくなるが、予想利潤率もリスクプレミアムも高い投資機会 OI_1 を見逃す。前者はリスクプレミアムを高める効果があるが、後者は低める効果があるため、危険回避度の増加が経済全体としての投資に対するリスクプレミアムに与える影響は不明となる。

4. 企業のリスクプレミアムの推移

次章で企業の危険回避度の推定に入る前に、まずは日本経済における企業のリスクプレミアムの推移について実証的に分析する。企業のリスクプレミアムの推移を算出するにあたっては、現実の利潤率と企業のリスクプレミアムとの関係をまず整理しておく必要がある。現実の利潤は正常利潤と超過利潤の合計で、正常利潤は利子率とリスクプレミアムの合計と考えることができる。第2図では現実の利潤は面積 OI_0VA 、第3図では面積 I_1I_2WU で表される。したがって、これらから利息支払いを差し引いた面積 iVA と $FGWU$ は、リスクプレミアムと超過利潤の合計となる。例えば、第2図ではリスクプレミアムは面積 $BB'A$ で、超過利潤は面積 $iVB'B$ で表される。超過利潤が生じる原因としては、市場における供給力不足やイノベーションに伴う創業者利潤などが考えられるが、いずれも長期的には消滅して行くはずである。したがって、利潤率関連のデータからリスクプレミアムを算出するには、利潤率から利子率を引いただけでは不十分で、短期的な超過利潤を差し引く必要がある。

短期的超過利潤は景気変動によって変化すると思われるから⁷、利潤率を被説明変数、景気変動指数を説明変数として回帰分析を行い、利潤率から短期的に変動する超過利潤を差し引いた値をリスクプレミアムの近似値として算出する。また、利潤率として

7 景気と共に変動する利潤を超過利潤と呼んでいるが、景気が悪い時期にはマイナスの値を取る可能性もある。

は、まずは資本量の生産者を反映すると思われる総資本営業利益率を候補として考えた
が、これから利子率を差し引いた値は 1960 年度から 1995 年度の間は 1 年を除いてすべ
て負となるため⁸、自己資本利潤率を用いる。次に自己資本利潤率を被説明変数、景気
変動指数を説明変数とし⁹、最小自乗法で回帰分析を行った結果から短期的超過利潤を
算出し¹⁰、自己資本利潤率から差し引いた値をリスクプレミアムの近似値とする¹¹。このリ
スクプレミアムと利子率、自己資本利潤率の推移が第 4 図に示されている。

8 本稿では、利子率のデータは国内銀行総合の貸出約定金利月平均を用いている。

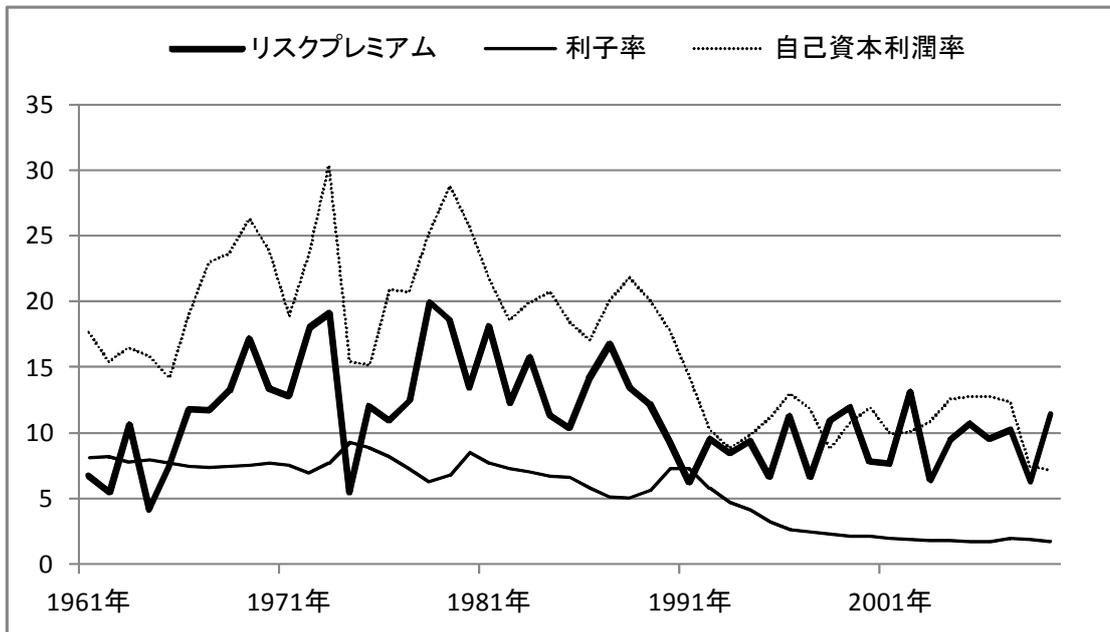
9 景気動向指数と実際の景気の山と谷の間のずれを考慮して、説明変数の景気動向
指数 DI は 1 期遅れを用いている。実際に、自由度修正済決定係数は、遅れ無しのケー
スが 0.11、一期遅れのケースが 0.22 と 1 期遅れの方が高くなる。また、この回帰分析でもダ
ービンワトソン値は小さい。これは重要な説明変数が含まれていないためと思われるが、
利潤率の決定要因について分析することは、本稿の目的を超えているので、これ以上の
分析はおこなわない。

10 具体的には、説明変数である景気変動指数の推定係数に景気変動指数を乗じた
値を算出し、その平均値との差を短期的超過利潤とする。平均値との差を用いるのは、
短期的超過利潤は上下に振動してプラスにもマイナスにもなっていると考えられるからであ
る。

11 本稿で回帰分析に用いられている変数すべてについて Augmented Weighted
Symmetric Tau 検定、Augmented Dicky-Fuller 検定、Phillips-Perron 検定で単位根
検定を行ったが、結果は検定方法などでばらつきがあって、これらの検定結果からは断定
的なことは言えない。しかし、例えば、危険回避度、経済成長率、経済全体の利潤率のよ
うな変数が長期的に無限大に発散するようなことは現実には起こりえないから、ほとん
どの変数が実際には定常的である可能性が高い。

第4図 リスクプレミアムと利子率・利潤率

(単位：%)



リスクプレミアムの長期的トレンドを調べるため、年度を説明変数として最小自乗法で1961年度から2009年度の回帰分析を行うと以下のようなになる¹²。

$$\text{リスクプレミアム} = 5.62 - 0.06 \text{ 年度} \quad AR^2 = 0.02$$

(0.15)

独立変数の年度は10%水準で統計的に有意でなく、リスクプレミアムに長期的な下方トレンドが存在したと結論することは困難である。ところが、第4図をみれば、バブル崩壊後の1990年代・2000年代のリスクプレミアムは1970年代・1980年代と比較すれば一段と低くなっているのは明らかである¹³。前節の理論的分析によれば、これはバブル崩壊後の企業の危険回避度が上昇して、利潤率は高いがリスクも高く、リスクプレミアムが大きい投資を避けた結果ということになる。

12 回帰分析の方法は最小自乗法である。以下でも同様な場合、その旨の表記を省略する。

13 1990年度を境界にChowテストを行うとF-値は10.3で、p-値0%で推定係数に変化があったという結果になる。

第4図より利子率が長期的に低下してきたのは明らかである、また、利潤率はリスクプレミアムと利子率と短期的超過利潤の合計であるから、利潤率の長期的トレンドは利子率と短期的超過利潤の長期的トレンドの合計になる。そこで、年度を説明変数とした回帰分析で利子率と短期的超過利潤のトレンドを調べると

$$\begin{aligned} \text{利子率} &= 9.56 - 0.16 \text{ 年度} & \text{AR}^2 &= 0.80 \\ & (0.00) \\ \text{短期的超過利潤} &= 1.43 - 0.06 \text{ 年} & \text{AR}^2 &= 0.06 \\ & (0.05) \end{aligned}$$

となる。自己資本利潤率の長期的トレンドとしては年 0.26 であったから、自己資本利潤率は利子率と短期的超過利潤の合計と同じようなペースで下落したことが確認できる。

5. 企業の危険回避度の推定

前章で、日本企業のリスクプレミアムには長期的なトレンドが存在しなかったが、バブル崩壊前後をみると、崩壊後に低下した可能性があることが確認された。これらの分析結果は企業の危険回避度が長期的に上昇したという仮説と矛盾するものではないが、これらの結果から日本企業のリスクに対する態度がどのように変化してきたかを知ることはできない。したがって、日本企業のリスクに対する態度が過去 50 年の間にどのように変化してきたかは直接分析する必要がある。この目的のため、消費者の危険資産と安全資産の選択に関する理論モデルをそのまま応用する¹⁴。

生産者と消費者の危険資産に対する行動が完全に同一あるとは考えられないが、まったく異なるわけでもない。例えば、生産者も消費者も自己資本と借入金の合計である総資産を、相対的に安全であるが利回りが低い投資先とリスクは高いが利回りが高い投資先の間で配分している。生産者でも消費者でも安全な資産とは現金・預金や公債などの有価証券を意味している。一方、消費者にとってのリスクが高い投資先は普通は株式投資であるのに対して、生産者にとってのリスクのある資金の配分先は、生産・販売活動や他

14 消費の資本資産価格モデル C-CAPM を使って危険回避度を推定する方法もあるが、この理論モデルは消費者の効用関数が使われているため企業に適用するのは困難である。消費の資本資産価格モデルによる危険回避度の推定については例えば、北村・藤木(1997)を参照。

社の買収であるから相当な差異がある。ただし、純粋持株会社は生産・販売を行わないから、リスクのある資金配分とは株式の保有を意味するから、安全資産と株式の保有の間で選択していることになり、消費者の選択と本質的な差異はない。製造業や小売業の場合には、リスクのある投資先の中心は生産・販売活動であるが、生産・販売活動で得られる利潤は景気変動の影響で上下に振動するから確率変数と考えられる。例えば、利潤率の期待値が安全資産の利回りを下回るような状況になれば、生産・販売への資金の配分は減少し、安全資産の保有や借入金の返済が増加することになる。したがって、生産者が総資産のどれほどの割合をリスクが高い生産・販売活動に配分するかは、生産・販売活動の期待利潤率と分散および比較的安全な資産の利回りなどに依存している。

このような状況は消費者の資産配分問題と本質的な差異はなく¹⁵、消費者の危険資産選択に関する理論モデルを生産者に応用してもある程度、企業の行動を説明できる可能性がある。もし、この消費者の理論モデルの企業行動への応用が間違っただけであれば、その応用で得られる分析結果は現実とまったく合わないであろう。反対に、この応用に妥当性があれば、その分析結果は現実をある程度説明することができるはずである。要するに、消費者の危険資産選択に関する理論モデルを企業に応用することの妥当性は分析結果からある程度判断できると思われる¹⁶。

消費者の危険資産選択モデルによれば相対的危険回避度（以下で単に危険回避度と

15 企業が生産・販売活動から得る利潤の大きさがその企業の株価の高さを決めており、その利潤が変動するため株価も変動する。消費者が株式を購入するのは、企業が生産・販売活動から得る利潤を得るためとも言える。言い換えれば、生産者がリスクを取って生産・販売活動に資産を配分する結果、株式がリスク資産となるのである。したがって、消費者にとっての危険資産の株式に対応する生産者の危険資産は生産・販売活動に配分されている資産と考えることができる。

16 消費者に関する理論モデルの応用によって得られる危険回避度の推定値がまったく無意味なものであれば、統計的分析によって危険回避度が経済成長率に影響を与えるとというような分析結果はえられないはずである。

呼ぶ) ρ は¹⁷

$$\rho = (E\varepsilon - r) / (\sigma \cdot \alpha) \quad (1)$$

と表される。ただし、 $E\varepsilon$ は確率変数である危険資産の利回りの期待値、 r は安全資産の利回り、 σ は危険資産の分散、 α は資産に占める危険資産の比率である。

危険資産の利回りの期待値としては、自己資本利潤率をそのまま用いる¹⁸。リスクプレミアム¹⁹の算出では短期的超過利潤を差し引いたが、危険回避度のケースではこの調整は行わない。短期的超過利潤は、企業の利潤を変動させて、その分散を大きくする重要な構成要素の一つだからである。自己資本利潤率の分散は、直近6年間のデータを用いて算出した¹⁹。データは1960年度から収集しているため危険回避度を算出できる期間は1965年度から2009年度となる。 α については、企業の資産合計に占める現金・預金と公社債など保有有価証券の合計の割合を1から差し引いた値を用いる²⁰。ただし、安全資産に保有株式は含めない。また、これもデータの制約で、保有有価証券については1971年から1974年以前はデータが公表されていないケースがあるが、これらのケースではゼロと置いている²¹。

17 (1)式の推定は Friend and Blume(1975)によるものである。(1)式の理論的導出については Merton(1969)も参照されたい。

18 消費者の危険回避度の推定では、標準偏差の2倍を加えた値を用いることが一般である。例えば吉川(2003)や伊藤(2008)を参照。これは危険資産の利回りの期待値が負になることを避けるための措置のようであるが、理論的な根拠がないと思われる。

19 本稿の自己資本利潤率は経常利益を資産で割っているが、株主からみた利潤率にするためには法人税を差し引く必要がある。もし法人税を差し引けば(1)式の分子の自己資本利潤率は低くなるため、危険回避度も小さくなる可能性があるが、税引き後の利潤を使って自己資本利潤率が小さくなれば、ほぼ比例して分散も小さくなるから、分子と分母で影響が相殺され、危険回避度の推定値はほとんど変化しない可能性もある。

20 具体的には、現金・預金、公社債、有価証券、その他有価証券の合計を安全資産とし、その他すべての資産を危険資産とする。

21 これらのデータがないケースでは、データが入手可能になった初期期間の数値が小さ

以上のようにして算出された相対的危険回避度の平均値は 3.83、標準偏差は 3.68、最小値は 0.21、最大値は 13.78 である。また、その推移は第 5 図に示されている²²。企業の危険回避度における長期的なトレンドの存在をみるために年度を説明変数とした 1965 年度から 2009 年度の間での回帰分析を行うと以下のような結果

$$\text{危険回避度} = -0.03 + 0.14 \text{ 年度} \quad \text{AR}^2 = 0.22 \\ (0.00)$$

となる。第 5 図をみても、回帰分析の結果からも企業の危険回避度には長期的に上昇するトレンドが存在したようであるが²³、バブル崩壊直後の 1991 年度を境界として推定値の変化を調べると、 F -値が 2.87 で 10%水準で統計的に有意となる。そこで、1991 年度からリーマンショック以前の 2007 年度の間でのトレンドを推定すると²⁴

$$\text{危険回避度} = -24.88 + 0.76 \text{ 年} \quad \text{AR}^2 = 0.27$$

く、データ表示以前の値が小さかったことを示唆している。

22 吉川(2003)で公表されている消費者の相対的危険回避度の 1970 年から 2003 年のデータでは、平均値は 4.12、標準偏差は 5.85、最小値は 0.34、最大値は 28.07 であるのに対して、同期間の生産者の危険回避度は平均値は 3.35、標準偏差は 3.26、最小値は 0.21、最大値は 12.2 であった。平均値の差の t -検定を行うと t 値は 0.67 で、 p -値 50%で、消費者と生産者の危険回避度に差があるという帰無仮説は棄却される。ただし、消費者の危険回避度の推定値には相当なバラツキがあり、他の推定結果を用いれば、異なった結果になる。例えば、経済企画庁の平成 11 年の経済白書の付図 3-6-1(<http://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je99/wp-je99-s0071.html>)では、1987 年から 1997 年間の消費者の危険回避度は 0.4 弱から 1.7 の間にある。

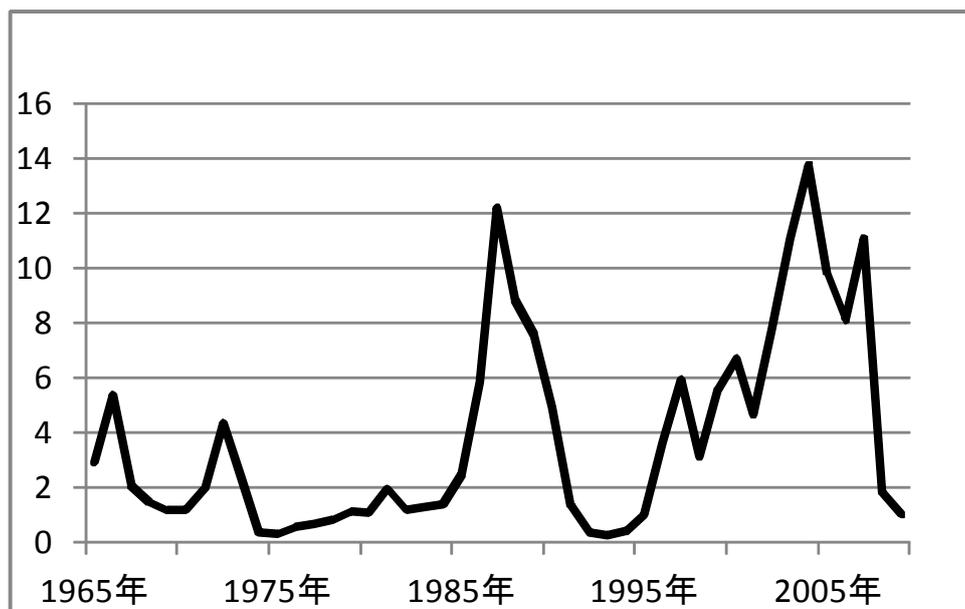
23 吉川(2003)の消費者の危険回避度データを用いて年度で回帰分析しても長期的トレンドの存在は確認できない。したがって、消費者の危険資産に対する行動は長期的には変化していないが、生産者は危険回避的な態度を長期的に強めてきたという結果である。

24 2009 年度のデータをみると、自己資本利潤率が 2006 年度の 12.3%から 7.2%に約 40%低下しているのに対して、分散は 1.1 から 6.2 と 5 倍以上に急増している。(1)式から分かるように、これが 2008 年度と 2009 年度の危険回避度が低くなった理由である。

(0.00)

となり、上昇トレンドは通年の5倍以上になっており、バブル崩壊後に企業の危険回避度が急激に増加したことが確認できる²⁵。

第5図 危険回避度推定値の推移



これまでの分析で、日本では長期的には経済成長率と経済全体としての利潤率は低下したが、企業の危険回避度は上昇してきたことが確認できた。したがって、企業冒険心仮説、すなわち日本企業が安全指向になって危険回避度が上昇した結果、高利潤率の投資機会が見逃されて経済成長率と利潤率の低下を招いたという仮説と整合性があるように見えるが、危険回避度の上昇が経済成長率や利潤率に影響を与えたという因果関係が存在したかどうかは不明である。危険回避度が経済成長率や利潤率に与えた影響を正確に分析するためには、経済成長率や利潤率の決定要因に関する理論的モデルを構築し、この理論モデルから危険回避度を説明変数の一つとするような推定モデルを導出して回帰分析することが望ましい。しかし、これらの理論モデルを構築することは、本稿

25 1965年度からバブル直前の1985年度の間トレンドを調べると-0.08、 p -値が8%で、危険回避度は低下傾向にあったことが分かる。

の目的の範囲を超えている。したがって、本稿では、因果関係の存在を確認する統計的手法に限定して分析する。

6. 危険回避度の影響の分析：グランジャーの因果関係テスト

危険回避度が経済成長率や利潤率に影響を与えたかどうかを検討する手段としてグランジャーの因果関係の存在をテストする方法を用いる²⁶。これは例えば、危険回避度 ρ が経済成長率 g に影響を与えたかどうかを調べる際には以下の2式で表されるモデル

$$\rho_t = a_1 \rho_{t-1} + \dots + a_m \rho_{t-m} + b_1 g_{t-1} + \dots + b_{mg} g_{t-m} + \varepsilon_{gut}$$

$$g_t = b_1 g_{t-1} + \dots + b_{mg} g_{t-m} + \varepsilon_{grt}$$

を推定し、 $a_1 = \dots = a_m = 0$ という帰無仮説を F 検定する。ただし、 $a_1, \dots, a_m, b_1, \dots, b_{mg}$ は推定されるパラメータ、 ε_{gut} と ε_{grt} は攪乱項である。もしこの帰無仮説が棄却出来なければ、危険回避度が経済成長率に影響を与えている可能性が高いと結論できる。ただし、この分析方法の結果はラグ数 m に依存しているため、ラグ数の値として2から9の間の値について分析を試みる²⁷。

因果関係の存在の検証は、企業の危険回避度が経済成長率に与えた影響だけでなく、企業の危険回避度上昇の原因を解明するために、経済成長がもたらした豊かさが危険回避度の上昇を引き起こしたという仮説も検証する。また、利潤率との因果関係の確認では、危険回避度が利潤率に与えた影響だけでなく利潤率が危険回避度に与えた影響についても分析する。これは企業の危険回避度の上昇が招く利潤率の低下が更なる危険回避度の上昇に繋がっていないかを調べるためである。そこで、グランジャーテストでは、

- ① 危険回避度から経済成長率、
- ② 経済成長率から危険回避度、
- ③ GDP から危険回避度、

26 Granger(1969)および Gujarati(2000, pp.620-621)を参照。

27 検証に用いるデータは1965年度から2009年度の45年であるが、ラグ数に応じてサンプル数と自由度は変化することになる。

- ④危険回避度から実質経済成長率、
- ⑤実質経済成長率から危険回避度、
- ⑥実質 GDP から危険回避度、
- ⑦危険回避度から総資本営業利益率、
- ⑧総資本営業利益率から危険回避度、
- ⑨危険回避度から自己資本利潤率、
- ⑩自己資本利潤率から危険回避度、

について因果関係の存在を検証する。これらの F 検定の結果は第1表に示されている²⁸。ただし、この表での矢印→は因果関係の方向を表している。この表の結果から分かるように、10%水準で帰無仮説を棄却できないケースがあるのは、

- ・危険回避度から経済成長率と実質経済成長率、
- ・GDP と実質 GDP から危険回避度、
- ・危険回避度から総資本営業利益率、

の5つであった²⁹。したがって、危険回避度が経済成長率や利潤率に影響を与え、GDP と実質 GDP が危険回避度に影響を与えた可能性が高い。一方、経済成長率は名目でも実質でも企業の危険回避度には影響を与えなかったから、経済成長率から危険回避度への因果関係はなかったと思われる。同様に営業利益資本利潤率や自己資本利潤率から企業の危険回避度への因果関係もないという結果であるから、資本の生産性低下などによる利潤率の低下も企業の危険回避度には影響を与えてこなかったようである。

28 赤池の情報量基準値も Schwarz のベイズ情報量基準値もラグ数が多いほど小さくなる傾向があった。したがって、ラグ数が多い分析結果の方が信頼度が高いと思われる。

29 以前にも述べたが、消費者の危険資産に関する理論モデルを生産者行動に応用することの妥当性を判断する方法として、消費者モデルの応用で得られた危険回避度が経済成長率や利潤率に影響を与えたという統計的分析結果から判断する手法が考えられる。もし消費者モデルの生産者行動への応用がまったく誤ったものであれば、本稿で得られたような危険回避から経済成長率や利潤率への因果関係の存在は確認出来なかったはずである。

周知のようにグランジャーテストは時間的な因果関係の存在を確認するだけであるから、グランジャーテストの結果から本当に因果関係が存在すると確信を持って結論することはできない。例えば、第三の要因が存在して被説明変数と説明変数の双方に影響を与えているようなケースでも、グランジャーテストでは因果関係の存在が確認されるからである。しかし、現在のところ我々は、危険回避度を増加させると同時に経済成長率と利潤率を低下させるような第三の要因を考え出すことができないので、グランジャーテストの結果は真の因果関係を反映している可能性が高いと考えている³⁰。

30 資本の生産性低下は利潤率と経済成長率の低下をもたらすと考えられるから、もしこれが企業の危険回避度を高めるのであれば、第三の要因とみなすことができたであろうが、既述のようにグランジャーテストでは「資本の生産性から企業の危険回避度への因果関係が存在する」という帰無仮説は棄却されている。

第1表 グランジャーテストによる因果関係の検証

ラグ数	自由度	F-値	p-値	ラグ数	自由度	F-値	p-値
危険回避度→経済成長率				実質GDP→危険回避度			
9	18	2.71	0.03	9	18	1.86	0.13
8	21	3.10	0.02	8	21	2.61	0.04
7	24	2.23	0.07	7	24	2.10	0.08
6	27	2.43	0.05	6	27	2.46	0.05
5	30	2.82	0.03	5	30	1.65	0.18
4	33	2.66	0.05	4	33	2.47	0.06
3	36	0.73	0.54	3	36	1.69	0.19
2	39	0.18	0.83	2	39	2.79	0.07
経済成長率→危険回避度				危険回避度→総資本営業利潤率			
9	18	1.40	0.26	9	18	2.28	0.07
8	21	1.81	0.13	8	21	3.52	0.01
7	24	0.97	0.48	7	24	1.99	0.10
6	27	0.38	0.89	6	27	1.89	0.12
5	30	0.47	0.80	5	30	2.21	0.08
4	33	0.90	0.47	4	33	3.44	0.02
3	36	0.65	0.59	3	36	0.51	0.68
2	39	1.42	0.25	2	39	1.10	0.34
GDP→危険回避度				危険回避度→自己資本利潤率			
9	18	2.24	0.07	9	18	0.81	0.61
8	21	2.27	0.06	8	21	1.42	0.24
7	24	1.20	0.34	7	24	0.96	0.48
6	27	1.73	0.15	6	27	1.04	0.42
5	30	1.53	0.21	5	30	1.00	0.44
4	33	2.39	0.07	4	33	1.15	0.35
3	36	1.88	0.15	3	36	0.53	0.67
2	39	3.21	0.05	2	39	1.13	0.33
危険回避度→実質成長率				総資本営業利潤率→危険回避度			
9	18	1.78	0.14	9	18	0.86	0.57
8	21	2.21	0.07	8	21	0.84	0.58
7	24	1.32	0.28	7	24	0.57	0.77
6	27	1.61	0.18	6	27	0.40	0.87
5	30	1.43	0.24	5	30	0.61	0.69
4	33	1.86	0.14	4	33	1.06	0.39
3	36	0.05	0.98	3	36	0.87	0.46
2	39	0.02	0.98	2	39	1.29	0.29
実質成長率→危険回避度				自己資本利潤率→危険回避度			
9	18	0.46	0.88	9	18	0.87	0.57
8	21	0.85	0.57	8	21	1.15	0.37
7	24	0.50	0.83	7	24	0.67	0.70
6	27	0.67	0.68	6	27	0.37	0.89
5	30	0.69	0.64	5	30	0.49	0.78
4	33	0.49	0.74	4	33	0.79	0.54
3	36	0.37	0.78	3	36	0.66	0.58
2	39	0.83	0.44	2	39	0.91	0.41

以上の分析より、経済成長がもたらした豊かさによって引き起こされたと思われる企業の危険回避度の上昇が日本の経済的沈滞を招いて経済成長率と利潤率を低下させる一つの要因となったという仮説にはある程度の妥当性があると思われる。

7.おわりに

本稿における我々の仮説は、「経済の停滞や利潤率の低下をもたらした原因の一つは日本企業が安全指向になったこと」というものであった。この企業冒険心仮説が現実に妥当するかどうかを検討するために、消費者の危険資産選択行動に関する理論モデルを生産者行動に応用し、日本の過去約50年のデータを用いて、企業の相対的危険回避度を推定し、この危険回避度が経済成長率や利潤率に影響を与えてきたかどうかをグランジャーの手法で分析した。その結果、経済の豊かさは企業の危険回避度を高めたこと、企業の危険回避度の上昇は経済成長率と利潤率を低下させたことが確認された。したがって、日本が経済的停滞から脱出するために必要な変革の一つは、現在の日本のような安全安心第一の社会的雰囲気を打破し、冒険的な企業や起業家が自由に活躍できるような社会的環境を作り出すことではないかと思われる。

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.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and
Cross-spectral Methods," *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, pp.424-438.
- Gujarati, Damodar N. (2000), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill.
- Merton, Robert C. (1969), "Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: the
Continuous Time Case," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, pp.
246-257.
- 伊藤伸二(2008)、「相対的リスク回避度の適合性判定への応用」『ファイナン
シャル・プランニング研究』8巻, pp.4-21.
- 北村行伸・藤木裕(1997)、「サプライ・サイド情報を利用した消費に基づく資本
資産価格モデルの推計」『金融研究』第16巻第4号, pp.137-154.
- 経済企画庁(1999)、『平成11年度年次経済報告(経済白書)』
<http://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je99/wp-je99-000i1.html>.
- 福田慎一・粕谷宗久・慶田昌之(2007)「企業家精神と設備投資:デフレ化の
設備投資低迷のもう一つの説明」,『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』
- 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」『成城大學経済研究』163巻, pp.73-87.