

経済成長率予測とインセンティブ

東京大学大学院 芦谷 政浩^{*}
東京大学大学院 土居 丈朗^{**}

1997 年 9 月

要 約

この論文では、エコノミストの経済成長率予測のデータを用いて、日本の労働者の「横並び行動 (herd behavior)」を分析する。

従来の理論研究では、能力への評価が定まっていないエコノミストは横並びの予測をする誘因を持ち、また顧客の注目を集めることが重要なエコノミストは独自の予測をする誘因を持つことが指摘されている。これは、他人と異なる予測をして外れると能力を疑われ、将来の給与が低下する危険があることと、独自の予測が的中すればマスコミや顧客の注目を集めることが出来るためである。アメリカのデータでは、これらの理論を支持する実証結果が得られている。

この論文では上述の 2 つの要因を統合してモデル分析を行い、独自の予測が的中したときのボーナスが少なく、同一企業への勤続確率が高ければ、エコノミストの行動は業種や年齢の影響を受けないことを示す。このことから、日本では業種や年齢の違いが、エコノミストの予測の横並びの度合いに大きな違いをもたらさないことが予想される。実際に日本のデータで回帰分析を行ったところ、この予想を支持する結果が得られた。

* 〒240 横浜市保土ヶ谷区月見台 43-33-101 e-mail: ashiya@grad.e.u-tokyo.ac.jp

** 〒154 世田谷区梅丘 1-20-14-310 e-mail: tdoi@e.u-tokyo.ac.jp

1. はじめに

日本のホワイトカラー労働者の特徴としては、しばしば「横並び行動」が挙げられる。「日本の会社員は同僚（あるいは他企業の同職種の人々）と同じ行動をとる傾向が強く、独自性を発揮することが少ない」というのである。しかし、従来の議論は印象論に終始しているものが多く、現状では理論的・実証的な研究が不十分である。そこでこの論文では、エコノミストの経済成長率予測のデータを用いて、日本の労働者の「横並び行動（herd behavior）」を分析する。具体的には、エコノミストの行動の決定要因について考察した後、「個々のエコノミストの予測値」と「他のエコノミストの予測値の平均」との乖離幅を「横並びの度合い」と考えて実証分析を行う。本稿は、日本のデータで横並び行動に関する実証分析を行う、初めての試みである。但し、予測値の乖離幅の絶対水準について妥当性を議論することは不可能なので、「日本のエコノミストは過度に横並びの行動をとっているのか」「どの程度の乖離幅ならば適切なのか」といった問題は取り上げない。

エコノミストの行動を左右する要因として David S. Scharfstein and Jeremy C. Stein (1990) は、「自己の能力に関する評判（reputation）」を指摘した。エコノミストの間には能力差があるが、経営者もエコノミスト自身も誰が有能かを区別できないとしよう。各エコノミストが個別に景気動向に関して情報収集するとき、有能なエコノミストは他の有能なエコノミストと正の相関を持つ情報を得るが、有能な人と無能な人、あるいは無能な人と別の無能な人の受け取る情報は無相関であるとする。この状況で自分だけが異なる景気予測をし、その予測が外れると、経営者に無能だと思われ、将来の賃金が低下してしまう。これを恐れるエコノミストは、横並びの行動をとるようになる。この点に関して Lamont (1995) は、アメリカのエコノミストの経済成長率予測データを用いて実証分析を行い、「エコノミストは加齢と共に、他者と異なる予測をする傾向が強まる」という結論を得た。この結果を「高齢の（残存勤務期間が短い）エコノミストは将来の賃金額が重要でないので、横並び行動をとって評判を確立する誘因が小さくなる」ためだと解釈すれば、Scharfstein and Stein (1990) の議論を裏付ける結果であると言える。

一方、David Laster, Paul Bennett, and In Sun Geoum (1997) は、「独自の予測が的中したとき得られる報酬」が大きければエコノミストは予測を分散させる、と主張した。他人と異なる予測を的中すれば顧客やマスコミの注目を集めることが出来るが、他人と同じ予測が的中しても注目されることはない。すると、顧客獲得のため世間の注目を集める必要のあるコンサルタントやシンクタンクのアナリストは、他者と大きく異なる予測をする誘因が強くなる。これに対してメーカーや銀行に所属するエコノミストは、マスコミなどの注目を集めても所属機関の利益にならないので、他者と異なった予測をする誘因が小さい。学者は両者の中間に位置すると考えられる。彼らはアメリカのデータで実証分析を行い、「独立系のアナリストはメーカー・銀行のエコノミストより独自の予測をする傾向が強い」という、理論を支持する結果を得ている。

この論文では、年齢と所属企業の差異の影響を同時に分析する理論モデルを構築する。そして、予測的中時のボーナスが少なく、エコノミストの転職確率が低ければ、エコノミストの年齢が上昇しても、横並びの予測を行って能力に関する評判を維持する誘因を持つことを示す。また、業種間で予測的中時のボーナス額に差がなければ、予測の横並びの度合いに差が生じないことを示す。このことから、日本のエコノミストはアメリカとは異なり、年齢や所属業種の差異が横並びの度合いに影響しないことが予想される。

この予想の当否を確認するため、東洋経済新報社「統計月報」掲載の、日本の実質経済成長率についての予測データを回帰分析する。被説明変数である「横並びの度合い」は、「他のエコノミストの予測値の平均と自分の予測値との乖離幅」と定義する。

最初に、エコノミストの所属する企業（機関）を「メーカー・銀行・商社・政府機関」「学者」「シンクタンク」の3つに分類して、所属機関が横並びの度合いに与える影響を回帰分析した。すると、産業間の差異は小さく、統計的にも有意ではなかった。

次に、労働者の年齢の上昇（残存勤務年数の減少）が横並びの度合いに与える影響を分析するため、年齢の変化を説明変数とする回帰分析を行った。各エコノミストの異質性を考慮して「個人ダミー」を加え、年度毎の特殊要因を考

慮して「各エコノミストの乖離幅の当該年度平均値」を説明変数に加えた。すると、年齢の上昇による影響は小さく、統計的にも有意ではなかった。

回帰分析の結果をまとめると、「日本ではエコノミストの所属業種や年齢がエコノミストの予測に大きな影響を与えない」という、理論モデルの予測を裏付ける結果が得られた。

この論文は、次のように構成される。第2節では Scharfstein and Stein (1990) と Laster et al (1997) の議論を踏まえて簡単なモデルを構築し、第3節でエコノミストの行動に影響を与える要因を分析する。この結果をもとに、第4節以降で実証分析を行う。第4節ではデータの出所を説明し、第5節では推計式を構築する。第6節で推計結果を述べ、Laster et al (1997) と Lamont (1995) の結果と対比する。第7節では、結論と今後の課題を述べる。

2. モデル

エコノミストの行動に影響を及ぼす2つの要因、「評判(reputation)」と「予測的中時の報酬」に焦点を当てるために、ここでは Scharfstein and Stein (1990) のモデルに Laster et al (1997) の論点を加えたモデルを用いることにする。

経済には企業が2社存在し、リスク中立的なエコノミストを1人ずつ雇っている。それぞれ、A、Bと呼ぼう。エコノミストが有能である事前確率は q 、無能である事前確率は $1-q$ であるが、企業の経営者もエコノミストも、(自分自身を含め)誰が有能で誰が無能かを判別できない。このため、給与は経営者が主観的に抱く「エコノミストが有能である確率」に応じて調整される。エコノミストは若年期と老年期の2期間雇用され(中途解雇・中途退職はない)、各期において経済が好況(H)になるか不況(L)になるかを予測・公表する。好況になる事前確率は、各期とも0.5であるとする。時間割引率は δ とする。

若年期の期初においては、経営者はエコノミストの能力を判別できないので、同一の賃金を支払う。議論の簡単化のため、若年期の賃金は0であるとする。

若年期の1日目に、Aは景気動向に関する情報を収集し、Aにのみ観察可能なシグナル $S_A \in \{S_H, S_L\}$ を受け取る。もしAが有能ならば、 S_H (S_L)を受け取ったときに好況(不況)が実現する確率は $p(>0.5)$ であり、不況(好況)が実

現する確率は $1-p$ である。しかし、もし A が無能ならば、シグナル s_A は何の情報ももたらさない。即ち、 s_H と s_L のどちらを受け取っても、好況になる確率は 0.5 である。A は s_A を受け取った後、景気予測 $R_A \in \{H, L\}$ を全ての経営者・エコノミストに公表する。

若年期の 2 日目に、B は自分しか観察できないシグナル s_B と、A の予測 R_A を観察する。A の場合と同じく、シグナルが s_H (s_L) であったときに好況 (不況) が実現する確率は、B が有能ならば p 、無能ならば 0.5 である。B は s_B と R_A を受け取った後、全ての経営者・エコノミストに予測 $R_B \in \{H, L\}$ を公表する。

ここで、2 人の受け取るシグナル s_A と s_B に関する仮定を加える。A と B が 2 人とも有能であるときは、 s_A と s_B の相関係数は 1 であり、両者は必ず同じシグナルを受け取る ($s_A = s_B$) もとする。それ以外るとき (A と B の一方または両方が無能なとき) は、 s_A と s_B の相関係数はゼロであり、必ずしも A と B が同じシグナルを受け取るとは限らない。そしてこのことを、エコノミストも経営者も知っているものとする。「有能なエコノミストは同じシグナルを受け取る」という仮定は非常に恣意的に見えるが、「有能ならシグナルが正の相関を持つ」という仮定に置き換えても、モデルの結論は変化しない。¹

若年期の 3 日目に、経済が好況であるか不況であるかが判明する。判明した結果を $O \in \{H, L\}$ と表すことにしよう。経営者は、自社のエコノミストの予測が的中すると、それによって会社が得た便益に応じてボーナスを支給する。予測的中によって企業の得る便益は、業種によって異なる。メーカーや銀行の場合は、「効率的な生産が可能になる」「適切な融資基準を設定できる」といった便益を得るので、他社のエコノミストの予測の当否と便益の大きさは無関係である。一方、シンクタンクやコンサルタントは、自分たちの予測だけが的中するとマスコミの注目度が増し、新規顧客の獲得に有利になるので、的中した予測が少数であるほど大きな便益を得る。エコノミストに支給されるボーナスの額は、企業の得るこの 2 つの便益に依存する。「他社の予測の当否に左右されない便益」に応じて支給されるボーナスの額を U 、「他社の予測の当否に左右

¹ Scharfstein and Stein (1990) によると、将来を左右する要因の中で誰も知らない要因があるならば、エコノミストの受け取るシグナルに正の相関が生じる (p.468)。

される便益」に応じて支給される額を V , 「予測が的中したエコノミストの人数」を n とすれば , 予測が的中したエコノミストのボーナスは $U + V(n)$ となる。ここでは

$$V = \frac{v}{n} \quad (1)$$

と仮定するが , V が n の単調減少関数である限り , モデルの結論は変わらない。予測が外れたエコノミストには、ボーナスは支給されない。エコノミストがボーナスを受け取ると、若年期が終了する。

老年期の期初に、老年期の給与 W が支払われる。企業の経営者は、若年期の予測 R_A と R_B の両方の当否を参考に雇用するエコノミストの能力を判断し、それに応じて W を決定する。即ち、老年期の期初において経営者が主観的に抱く「自社のエコノミストが有能である確率」を \hat{q} とすれば、 $\hat{q} = \hat{q}(R_A, R_B, O)$ であり、 W は \hat{q} の関数となる。ここでは

$$W = w\hat{q} \quad (2)$$

と仮定するが、 W が \hat{q} の単調増加関数である限り、モデルの結論は変わらない。

老年期も若年期と同様に、1日目に A がシグナルをもとに予測を公表し、2日目に B が A の予測と自分の得たシグナルをもとに予測を公表して、3日目に予測の当否が判明する。老年期においても、若年期と同じ体系で予測的中の報酬が支払われる。すなわち、予測が的中したエコノミストは $U + \frac{v}{n}$ だけのボーナスを受け取る（予測が外れたときの収入は 0）。ここでは、 U, v とともに両期を通じて一定とする。すべてのエコノミストが退職して老年期が終了する。

以上をまとめると、時間割引率が d であるとき、エコノミストの受け取る給与総額の割引現在価値は

$$\text{若年期と老年期の予測が当たれば} \quad U + \frac{v}{n} + d(w\hat{q} + U + \frac{v}{n}),$$

$$\text{若年期の予測のみが当たれば} \quad U + \frac{v}{n} + dw\hat{q},$$

$$\text{老年期の予測のみが当たれば} \quad d(w\hat{q} + U + \frac{v}{n}),$$

$$\text{全ての予測が外れれば} \quad dw\hat{q}$$

になる（式中の \hat{q} は、若年期の予測の当否によって変動する）。

3. エコノミストの行動を左右する要因

この節では、賃金体系の違いが A, B の行動にもたらす影響を分析する。A は自分の受け取るシグナル S_A 以外の情報を持たないので、均衡では常に S_A に従った予測をする。このため、論文では B の行動が分析の主眼となる。そして、B は老年期には A の予測 R_A と異なる予測をする誘因を持つが、若年期には A と同じ予測をする誘因を持つことを示す。B は常に R_A と S_B の両方を参考に行動するので、 R_A を「市場全体の予測値の平均」と解釈することも可能である。ゲームを backward induction で解くために、まずは老年期から考察する。

3.1 老年期の行動

老年期のエコノミストの予測が影響を与えるのは、期末に受け取る予測的中時のボーナスだけである。自己の能力についての評判 (reputation) を確立する必要がないので、エコノミストはボーナスの期待値が最大になるように行動する。その結果、「社内の便益」に比例するボーナス U に比べて「対外的に注目される便益」に比例するボーナス v が十分に大きいときは、B が S_B を無視して常に R_A と異なる予測をする均衡が存在する。つまり、老年期のエコノミストは、 v が大きいほど横並びを避ける誘因を持つ。

この理由を直観的に考えてみよう。B が A と同じシグナルを受け取ったとき、A と同じ予測をすれば的中確率が高いが、予測的中時のボーナスは $U + 0.5v$ である。一方 A と異なる予測をすれば、的中確率は低い、的中ボーナスは $U + v$ になる。よって、 v が十分に大きければ、B は自分のシグナルを無視して、A と常に逆の予測をした方が得になる。以下では、このことを厳密に証明する。²

最初に A の予測 R_A を考えると、A は S_A 以外の情報を持たないので、

$$R_A = \begin{cases} H & \text{if } S_A = S_H \\ L & \text{otherwise} \end{cases}$$

となる。このため、B と経営者は R_A から S_A を推察することが出来る。

B は R_A と S_B を観察できるので、ベイズルールを用いて経済が好況 H になる確

² Laster et al (1997) は、全てのエコノミストが経済成長率の確率密度分布を知っているとき、予測的中ボーナスが予測的中人数に反比例するなら、均衡においてエコノミストの予測値が分散することを示している。

率を計算できる。Hが実現するときにA, Bとも s_H を受け取る確率は, A, Bとも無能, 一方が有能, 両方が有能である確率をそれぞれ考慮して,

$$\begin{aligned}\Pr(S_H, S_H|H) &= \{0.5(1-q)\}^2 + 0.5pq(1-q) + 0.5pq(1-q) + pq^2 \\ &= 0.25(1-q)^2 + pq \quad (= \Pr(S_L, S_L|L))\end{aligned}$$

となる。A, Bとも有能なら常に $s_A = s_B$ となるので, 第4項は p^2q^2 ではなく pq^2 になることに注意されたい。

$$\begin{aligned}\text{同様に, } \Pr(S_L, S_L|H) &= \Pr(S_H, S_H|L) \\ &= 0.25(1-q)^2 + q(1-p) ,\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Pr(S_H, S_L|H) &= \Pr(S_L, S_H|H) = \Pr(S_H, S_L|L) = \Pr(S_L, S_H|L) \\ &= \{0.5(1-q)\}^2 + 0.5pq(1-q) + 0.5q(1-p)(1-q) \\ &= 0.25(1+q)(1-q)\end{aligned}$$

であるから,

$$\begin{aligned}\Pr(S_H, S_H) &= \Pr(S_L, S_L) = 0.5(1-q)^2 + q , \\ \Pr(S_H, S_L) &= \Pr(S_L, S_H) = 0.5(1+q)(1-q)\end{aligned}$$

となる。よって, A, Bとも s_H を受け取ったときに好況Hが実現する確率は

$$\Pr(H|S_H, S_H) = \frac{4pq + (1-q)^2}{4q + 2(1-q)^2} \quad (= \Pr(L|S_L, S_L))$$

となり,

$$\begin{aligned}\Pr(H|S_H, S_L) &= \Pr(H|S_L, S_H) = 0.5 , \\ \Pr(H|S_L, S_L) &= \frac{4q(1-p) + (1-q)^2}{4q + 2(1-q)^2}\end{aligned}$$

となる。以上のことから, $R_A = H$ のときのBのボーナスの期待値は

<ul style="list-style-type: none"> • $S_B = S_L$ のとき 	<ul style="list-style-type: none"> $R_B = H$ とすると $R_B = L$ 	<ul style="list-style-type: none"> $0.5U + 0.25v$ $0.5U + 0.5v$
<ul style="list-style-type: none"> • $S_B = S_H$ のとき 	<ul style="list-style-type: none"> $R_B = H$ とすると $R_B = L$ 	<ul style="list-style-type: none"> $(U + 0.5v) \frac{4pq + (1-q)^2}{4q + 2(1-q)^2}$ $(U + v) \frac{4q(1-p) + (1-q)^2}{4q + 2(1-q)^2}$

となる。

$$k \equiv q^2 - 12pq + 6q + 1 \tag{3}$$

と定義してこの結果をまとめると, 定理1になる。

定理 1

老年期において

$$8q(2p-1)U \geq kv \quad (4)$$

が満たされるならば、均衡では A, B とも S_H (S_L) を受け取ったときに H (L) を予測する。(4)式が満たされないときは、B は S_B を無視して、常に A と異なる予測をする。

$p > 0.5$ より、(4)式は $k \leq 0$ のとき必ず成立し、 $k > 0$ ならば U が v と比べて十分に大きいときに成立する。すると、 v があまり大きくない企業では(4)式が満たされ、エコノミストは自分の得たシグナルに従って予測を行ので、ある程度の確率で A と B の予測が一致することになる。

3.2 若年期の行動

若年期の予測の当否は、若年期のボーナスだけでなく老年期の給与も左右するので、若年期のエコノミストは横並びの予測をする誘因を持つ。これは、仮に予測が外れても、周りと同じ予測ならば、自分の能力に関する評判 (reputation) を損なって老年期の給与が低下するおそれが少ないからである。この節では、時間割引率 d 、能力給の大きさを示す w 、「社内の便益」に比例するボーナス U 、「対外的に注目される便益」に比例するボーナス v の大小関係によるエコノミスト B の行動の変化を分析する。³

まず、B が S_B に従って予測をする均衡が存在する条件を調べる。具体的には、全ての R_A について B が

$$R_B = \begin{cases} H & \text{if } S_B = S_H \\ L & \text{otherwise} \end{cases}$$

という行動を取り、経営者が「 $R_B = H$ (L) なら $S_B = S_H$ (S_L)」という信念 (belief) を持つ状態が均衡となる条件を調べる。

³ Scharfstein and Stein (1990) は、 $U = v = 0$ のとき、B が S_B を無視して常に A と同じ予測をする均衡が存在することを示している。ここでは上記論文の議論を、 $U \neq 0$ 、 $v \neq 0$ のケースに拡張して展開している。

上記の信念を経営者が持つとき，経営者の予想する B が有能である確率 $\hat{q} = \hat{q}(R_A, R_B, O)$ は， $R_A = H$ の場合について考えると

$$\begin{aligned}\hat{q}(H, H, H) &= \frac{0.5pq(1-q) + pq^2}{\{0.5(1-q)\}^2 + 0.5pq(1-q) + 0.5pq(1-q) + pq^2} \\ &= \frac{2qp(1+q)}{4qp + (1-q)^2} ,\end{aligned}$$

$$\hat{q}(H, H, L) = \frac{2q(1-p)(1+q)}{4q(1-p) + (1-q)^2} ,$$

$$\begin{aligned}\hat{q}(H, L, H) &= \frac{0.5q(1-p)(1-q)}{\{0.5(1-q)\}^2 + 0.5pq(1-q) + 0.5q(1-p)(1-q)} \\ &= \frac{2q(1-p)}{1+q} ,\end{aligned}$$

$$\hat{q}(H, L, L) = \frac{2qp}{1+q}$$

になる。

ここで，予測の当否が同じならば，A と同じ予測をした方が \hat{q} が大きくなることに注目されたい。つまり，

$$\hat{q}(H, H, H) > \hat{q}(H, L, L) ,$$

$$\hat{q}(H, H, L) > \hat{q}(H, L, H)$$

となる。これには「有能なエコノミストは同一のシグナルを受け取る」という仮定が効いている。経営者から見た B が有能である確率は，A と B の予測が同じ時は

$$\hat{q} = \frac{\text{「B のみ有能 + A, B とも有能」の確率}}{\text{「A, B とも無能 + A のみ有能 + B のみ有能 + A, B とも有能」の確率}}$$

となる。しかし，A と B の予測が異なるときは

$$\hat{q} = \frac{\text{「B のみ有能」の確率}}{\text{「A, B とも無能 + A のみ有能 + B のみ有能」の確率}}$$

になり，「A, B とも有能である可能性」が無くなる分だけ \hat{q} が低くなってしまふのである。

B が若年期に行った予測は，彼の若年期のボーナスと老年期の給与の両方の額に影響する。B が受け取る，若年期のボーナスと老年期の給与の期待値の合計の割引現在価値を $R = R(R_A, S_B, R_B)$ とすると，

$$R(H, S_H, H) \geq R(H, S_H, L) \quad (5)$$

かつ $R(H, S_L, L) \geq R(H, S_L, H) \quad (6)$

ならば、B は受け取ったシグナル S_B に従って予測をする。

$$R(H, S_H, H) = \{U + 0.5v + dw\hat{q}(H, H, H)\} \Pr(H|S_H, S_H) + dw\hat{q}(H, H, L) \Pr(L|S_H, S_H),$$

$$R(H, S_H, L) = \{U + v + dw\hat{q}(H, L, L)\} \Pr(H|S_H, S_H) + dw\hat{q}(H, L, H) \Pr(H|S_H, S_H)$$

より、(5)式を計算すると

$$8q(2p-1)U + 16q^2(1+q)^{-1}\{1-2p(1-p)\}dw \geq kv \quad (7)$$

となる。また、

$$R(H, S_L, H) = \{U + 0.5v + dw\hat{q}(H, H, H)\} \Pr(H|S_H, S_L) + dw\hat{q}(H, H, L) \Pr(L|S_H, S_L),$$

$$R(H, S_L, L) = \{U + v + dw\hat{q}(H, L, L)\} \Pr(L|S_H, S_L) + dw\hat{q}(H, L, H) \Pr(H|S_H, S_L)$$

となるので、(6)式は

$$v \geq \frac{16q^2 p(1-p)(s+t)}{st(1+q)} dw \quad (8)$$

$$(s \equiv 4qp + (1-q)^2 > 0, t \equiv 4q(1-p) + (1-q)^2 > 0)$$

となる。以上をまとめると、次の定理が導かれる。

定理 2

(7)式と(8)式の両方が満たされるときは、均衡では A, B とともに S_H (S_L) を受け取ったときに H (L) を予測する。(7)式と(8)式のどちらかが満たされないときは、均衡において B が自分のシグナルに従うことはない。

次に、B が S_B を無視して常に A と同じ予想をする均衡の存在条件を調べる。経営者は、

• $R_A = R_B$ ならば S_B は不明

• $R_A \neq R_B = H(L)$ ならば $S_B = S_H$ (S_L)

という信念を持つものとしよう。B は

$$R(H, S_H, H) \geq R(H, S_H, L) \quad (9)$$

かつ $R(H, S_L, H) \geq R(H, S_L, L) \quad (10)$

ならば、自分の得たシグナル S_B を無視して常に A と同じ予測をする。

$$R(H, S_H, H) = (U + 0.5v) \Pr(H|S_H, S_H) + dwq,$$

$$\begin{aligned}
R(H, S_H, L) &= \{U + v + dw\hat{q}(H, L, L)\} \Pr(L|S_H, S_H) + dw\hat{q}(H, L, H) \Pr(H|S_H, S_H), \\
R(H, S_L, H) &= (U + 0.5v) \Pr(H|S_H, S_L) + dwq < R(H, S_H, H) , \\
R(H, S_L, L) &= \{U + v + dw\hat{q}(H, L, L)\} \Pr(L|S_H, S_L) + dw\hat{q}(H, L, H) \Pr(H|S_H, S_L) \\
&> R(H, S_H, L)
\end{aligned}$$

であるから，(10)式が成立するときは必ず(9)式が成立する。(10)式を整理すると

$$4q^2(1+q)^{-1}dw \geq v \quad (11)$$

になる。

定理 3

(11)式が満たされるとき，経営者が「 $R_A \neq R_B = H(L)$ ならば $S_B = S_H(S_L)$ 」という信念を持つならば，

- ・ $R_A = H(L)$ if $S_A = S_H(S_L)$
- ・ $R_B = H(L)$ if $R_A = H(L)$
- ・ B の能力についての評価は $\hat{q} = q$ if $R_A = R_B$

が均衡となる。

対外的に注目される便益に比例するボーナス v が給与の割引現在価値 dw に比べて小さければ(11)式が成立するので，このときには B が常に A と横並びの予測をする均衡が存在することが分かる。

3.3 まとめ

能力に関する評判(reputation)を維持する必要のない老年期のエコノミストは，横並びの予測をする誘因を持たない(定理1)。これに対して若年期のエコノミストは，能力に関する評判を損なうと老年期の給与が低下するので，給与の割引現在価値 dw が v と比べて十分に大きければ，自らの得たシグナルを無視して常に他のエコノミストと同じ予測をする(定理3)。

このモデルの結論は，エコノミストが3期間以上勤務する場合にも変化しない。このとき， d は「来期も同一企業に勤める確率」と見なすことが出来る。一般に，勤務年数が増加すると将来の総給与の期待割引現在価値が減少するので，

横並びの予測をして評判を維持する誘因が低下する。しかし転職の可能性の低いエコノミストは、年齢が上昇しても将来の給与の合計の割引現在価値が大きく減らない。このため、横並びの予測をする誘因がある程度維持される。

以上の分析を日本のエコノミストに当てはめると、

- ・ 転職の可能性が低く
- ・ どの業種も予測的中時のボーナスが基本給に比べて少ない

ので、「日本のエコノミストは、所属企業や年齢にあまり関係なく横並びの予測をする」という仮説が導かれる。次節以降では、この仮説を検証する。

4. データ

東洋経済新報社「統計月報」では1987年から、毎年1月号でエコノミストの経済成長率予測に関する特集を行っている。毎年約70人のエコノミストが、日本の実質経済成長率などに関するアンケート調査に回答を寄せている。この論文では、1987年から1996年までの10年間のデータを用いて分析を行った。

アンケートでは当年度と次年度の実質経済成長率について予想がなされているが、当年度についてはアンケート時点で既に半年以上経過していることから、次年度の予測値のみを利用した。すなわち、1987年1月号掲載の1987年度成長率予測から1996年1月号掲載の1996年度成長率予測までのデータを利用した。また、アンケートへの回答が4回以下のエコノミストはサンプルから除いた結果、サンプル数は493になった。63人のエコノミストが登場するので、1人当たりの平均回答数は7.83である。

5. 推計式

まず、被説明変数を定義する。個人 i の予測値を g_i 、 i 以外のエコノミストの予測の平均値を \bar{g}_{-i} と定義すれば、両者の乖離幅 $y_i = |g_i - \bar{g}_{-i}|$ が個人 i の「横並び」の度合いを示す尺度となる。例えば、 y_i が小さいほど周りのエコノミストと似通った予測をしていることになるので、横並びの度合いが強いことになる。この論文では周りの行動と当人の行動の乖離幅に注目しているので、 \bar{g}_{-i} を計算する際に個人 i の予測値を除いている。全てのエコノミストについて y_i を計算し、

これを被説明変数とする。 y_i の平均値は0.46%ポイントである。

最初に、エコノミストの所属業種が横並び行動に与える影響を回帰分析する。所属企業（機関）を「メーカー・銀行・商社・政府機関」「学者」「シンクタンク・証券会社」の3つに分類すると、人数比はそれぞれ21人、29人、13人となった（各個人の分類は付録参照）。ダミー変数 DA, DE を考えて、

- ・「メーカー・銀行」に分類された人は $DA = DE = 0$
- ・「学者」 $DA = 1, DE = 0$
- ・「シンクタンク」 $DA = 0, DE = 1$

とし、年度毎の特殊要因を考慮して年度ダミー $d87 - d95$ を入れると、推計式は

$$y_i = a + a_A DA_i + a_E DE_i + \sum_j b_j d_j \quad (E1)$$

となる。定数項 a は、「メーカー・銀行」のエコノミストの予測値が平均してどの程度「市場全体の予測平均値」 \bar{g}_{-i} と乖離しているかを表す。 $a + a_A$ は学者の予測値と \bar{g}_{-i} の乖離幅の平均値、 $a + a_E$ はシンクタンクのエコノミストの予測値と \bar{g}_{-i} の乖離幅の平均値を表す。第3節の仮説によると、業種間の差異を表す a_A と a_E は、ゼロに近い値になることが予想される。

次に、エコノミストの年齢上昇が横並び行動に及ぼす影響を回帰分析する。「個人 i が初めてアンケートに回答した年からの経過年数」を age_i と定義すると、 age_i が大きいほど年齢が上昇していることになる。年齢上昇が横並び行動に及ぼす影響を調べるには y_i を age_i に回帰すればよいのであるが、各年度固有の要因による影響を除くために、 \bar{y}_{-i} という変数を説明変数に加える。これは、個人 i について、 i 以外のエコノミストの乖離幅 y_i の平均値を考えたものである。 \bar{y}_{-i} が大きくなるほど、 i 以外のエコノミストの予測が平均から乖離していることになる。つまり、他のエコノミストの予測が分散していることになるので、予測が困難な年だといえる。このため、 \bar{y}_{-i} の係数はプラスになることが予想される。また、「万年強気派」などの各個人の属性による差異を考慮して、個人ダミー d_i を加える。⁴

⁴ age_i は毎年1つずつ増加するので、年度ダミーを加えて回帰すると、本来 age_i の係数は有意ではないにも関わらず、一部の年度ダミーと age_i の係数が有意になる可能性がある。例えば、本来の age_i の係数はゼロのときに年度ダミーを加えると、「 age_i の係数は $a > 0$ で

推計式は

$$y_i = \beta_a a g e_i + \beta_y \bar{y}_{-i} + \sum_i \beta_i d_i \quad (E2)$$

となる。 b_a が正ならば、年をとるにつれ自らの予測値と平均値との乖離が大きくなるので、「加齢と共に横並びの度合いが薄れる」ということになる。⁵ 第3節の仮説によると、 b_a はあまり大きな正の値を取らないことが予想される。

6 . 推計結果

回帰式 (E1) (E2) の推計結果はそれぞれ表1・表2にまとめられている(年度ダミーと個人ダミーは省略)。被説明変数の y_i は、0.01%ポイント単位である。()内は White (1980) の一貫性のある分散推定量を用いた t 値を表す。

表1の左側は、日本のデータについての (E1) の推計結果である。「学者」の欄は DA の係数 a_A , 「研究所」の欄は DE の係数 a_E の値を表すが、どちらも有意ではない。 $a = 41.7$ ということから、メーカー・銀行のエコノミストは、他のエコノミストの予測平均値 \bar{g}_{-i} から、平均して 0.417%ポイント離れた予測をしていることになる。また、 $a + a_A = 46.77$ であるから、学者は \bar{g}_{-i} から平均して 0.4677%ポイント離れた予測をしている。 $a + a_E = 46.99$ であるから、シンクタンクのエコノミストは \bar{g}_{-i} から平均して 0.4699%ポイント離れた予測をしている。これらの値を比較すると、エコノミストの所属産業によって、横並びの程度に際立った差異があるとは言えない。

表1の右側は、アメリカのエコノミストの (アメリカの経済成長率を予測した) データについて (E1) を推計した、Laster et al (1997) の結果である。定数項に銀行 (メーカー) の係数を加えると、銀行 (メーカー) のエコノミストは平均して \bar{g}_{-i} から約 0.4%ポイント離れた予測をしていることが分かる。一方、自分でコンサルタント会社を経営しているような独立系のエコノミストは、平

有意、 $d87$ の係数は $b > 0$ で有意、 $d88$ の係数は $b - a$ で有意、 $d89$ の係数は $b - 2a$ で有意ではない . . . $d95$ の係数は $b - 8a$ で大きな負となり有意」となる可能性がある。このため、年度ダミーを加えた分析は行わない。

⁵ 上記の推定式は、各個人で定数項は異なるが係数の値は異なるというパネル分析の固定効果モデルになっている。

均して \bar{g}_{-i} から約 0.8%ポイント離れた予測をしている。産業間の差異は大きく、係数も有意になっている。

日米の推計結果を比較すると、メーカー・銀行のエコノミストの \bar{g}_{-i} からの平均乖離率は、両国で 0.4%ポイントとほぼ等しくなっている。異なるデータを分析対象にしているため数値を単純に比較することは出来ないが、メーカー・銀行のエコノミストについては両国とも似通った誘因に基づいて予測を行っていることが推察される。これに対して、アメリカの独立系エコノミストには、独自の予測をする強い誘因が働いていることが分かる。予測的中時の便益が大きく、しかもそれが予測的中人数に反比例しているのであろう。

表 2 の左側の列は、日本のエコノミストについての (E2) の推計結果である。表中の「平均値」は、 \bar{y}_{-i} を指す。加齢の影響を表す age_i の係数 b_a は、0.769 となっている。これは、エコノミストの年齢が 10 歳高くなると、この個人の成長率予測値と他者の予測平均値との乖離幅が 0.0769%ポイント拡大することを意味する。乖離幅の平均値 0.46%ポイントと比べると b_a の値は小さく、t 値も有意ではない。よって、「日本のエコノミストは、年齢が上昇しても横並び行動がある程度維持される」ということが言える。

表 2 の右側の列は、1971~92 年のアメリカのデータについて (E2) を回帰分析した Lamont (1995) の結果である (一部省略)。これによると、アメリカでは age_i の係数が 1.80 となっていて、日本の 2 倍以上である。t 値も 2.44 と有意であり、エコノミストの年齢が上昇するにつれ、横並びの度合いが低下することが分かる。 \bar{y}_{-i} の係数については、日米ともほぼ同じ値になっている。

アメリカと比べて日本で加齢の影響が弱い理由としては、ボーナスと比べて基本給が大きいことと、来期も同一企業に勤める確率が高いことから勤続年数の長いエコノミストも能力に関する評判を重視することが挙げられる。

7. 結論

従来の研究は、エコノミストの行動が「自己の能力に関する評判」と「独自の予測が的中したときの報酬」に左右されることを指摘している。この論文では、2 つの要因の影響を同時に分析するモデルを構築し、以下の結論を得た。

・他者と異なる予測が的中したときのボーナスが大きい業種のエコノミストほど、横並びの度合いが小さい。

・将来の賃金をより重視する（時間割引率の大きい）エコノミストや、予測的中時のボーナスと比べて能力に比例する給与が相対的に大きい企業のエコノミストは、横並びの予測をする。

この分析によると、業種によらず予測的中時のボーナスが少ない日本では、エコノミストの所属業種が横並びの度合いに与える影響は小さいことが予想される。また、同一企業に勤め続けるエコノミストが多いことから、エコノミストの年齢が上昇しても、ある程度の横並び行動が維持されることが予想される。

この予想の当否を確認するため、日本のエコノミストが行った経済成長率予測のデータによる回帰分析を行ったところ、上記の予想を支持する結果が得られた。即ち、エコノミストの所属業種や年齢上昇の影響は弱く、統計的に有意ではなかった。アメリカのデータによる同様の実証研究では所属企業や年齢上昇の影響が有意であったことから、日米で対照的な結果が得られたことになる。

参考文献

Lamont, Owen (1995) "Macroeconomic Forecasts and Microeconomic Forecasters", *NBER Working Paper*, No.5284.

Laster, David, Paul Bennett, and In Sun Geoum (1997) "Rational Bias in Macroeconomic Forecasts", *Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports*, No 21.

Scharfstein, David S. and Jeremy C. Stein (1990) "Herd Behavior and Investment", *American Economic Review*, Vol 80, pp464-79.

東洋経済新報社「統計月報」

White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity" *Econometrica*, Vol 48, pp817-838.

付録 エコノミスト(計63名)の分類

肩書は「統計月報」記載のもので所属期間の長いもの

・メーカー・銀行・政府機関所属 (DA=DE=0) 21名

赤羽隆夫	経企庁顧問
斉藤 健	富士銀調査部長
木村恒式	三菱信託調査部長
小島正興	セコム副社長
後藤新一	三井銀行常監
斉藤章二	三井銀調査部長
高橋長逸	住友信託調査部長
次田雅俊	新日鐵調査部長
鈴木淑夫	日銀金融研究所所長
高橋道男	日債銀調査部長
成瀬健生	日経連調査部長
新堀 聡	三井物産調査部長
眞野輝彦	東銀調査部長
飯田昭孝	日産調査部長
石山嘉英	日本 IBM 調査部長
山家悠紀夫	一勸調査部長
山中 宏	明治生命会長
水谷研治	東海銀調査部長
井上宗迪	丸紅調査部長補佐
宮本邦男	住友生命総研主席研究員
森岡正憲	伊藤忠経済研究所長

・学者 (DA=1, DE=0) 29名

田原昭四	南山大教授
鶴田俊正	専修大教授
安場保吉	大阪大教授
森口親司	大阪大教授
中嶋嶺雄	東京外語大教授
西嶋周二	新潟大教授
中谷 巖	大阪大教授
中村隆英	お茶の水大教授
新飯田宏	横国大教授
丸茂明則	国際大教授

浜田文雅	慶応大教授
高橋毅夫	新潟大教授
小野 旭	一橋大教授
井上 裕	専修大教授
大石泰彦	日本学術会議副会長
大山道広	慶応大教授
井堀利宏	大阪大教授
井上 基	大妻女子大教授
新開陽一	大阪大教授
嘉治元郎	放送大教授
勝又壽良	東海大教授
菊池英雄	埼玉大教授
石 弘光	一橋大教授
岩田一政	東京大教授
小林 進	東洋学園大教授
斉藤精一郎	立教大教授
佐貫利雄	帝京大教授
穴戸駿太郎	筑波大教授
上野裕也	成蹊大教授

・経済研究所・証券会社所属 (DA=0, DE=1) 13名

山本秀之	第一証券経済研究所長
五十嵐雅郎	長銀投資顧問調査部長
横溝雅夫	日興リサーチ理事
高橋乘宣	三菱総研
室田泰弘	湘南エコノメトリクス代表
松川道哉	日興リサーチ理事長
原田和明	三和総研専務
叶 芳和	国民経済研究協会理事長
菅野 剛	安田総研調査部長
徳田博美	野村総研所長
坪内 建	三井海上投資顧問調査
田谷禎三	大和証券主席エコノミスト
吉野俊彦	山一証券経済研特別顧問

表 1 : 所属業種の影響

被説明変数 : y_i (0.01%pt 単位)

	日本		Lamont
定数項	41.74	定数項	52
(t 値)	(7.42)	(t 値)	(35.71)
学者ダミー	5.03	銀行ダミー	- 12
(t 値)	(1.22)	(t 値)	(-5.14)
研究所ダミー	5.25	メーカーダミー	- 13
(t 値)	(1.01)	(t 値)	(-3.50)
		アナリストダミー	31
		(t 値)	(11.80)
標本数	493		1197
\bar{R}^2	0.036		0.20

表 2 : 年齢上昇の影響

被説明変数 : y_i (0.01%pt 単位)

	日本	Lamont
age	0.769	1.80
(t 値)	(1.280)	(2.44)
\bar{y}_{-i}	0.703	0.77
(t 値)	(3.530)	(7.54)
標本数	493	728
\bar{R}^2	0.281	0.43
y_i の平均値	46.18	73.81