

マクロ経済予測の予測形成における Publicity効果¹

—アメリカ, 欧州における予測集計調査を用いて—



日本大学経済学部教授(ニッセイ基礎研究所 客員研究員) 小巻泰之、経済調査部門 主任研究員 矢嶋康次

komaki.yasuyuki@nihon-u.ac.jp yyajima@nli-research.co.jp

[要旨]

- 1 予測形成の理論に関する議論は、マクロ経済予測の利用者が正確な予測を求めることを前提に、予測者は予測における誤差を最小化させるとの仮定で進められてきたものが多い。しかし、“principal-agent”問題が存在する限り、公刊されているプロの予測者による予測集計調査から期待形成を適切に計測できない、とLamont (1995) は主張している。予測者は、自身の利潤を最大化するために、予測の正確性を犠牲にしてまでも、自らの能力への信頼を操作し、Publicity (評判) を意識した予測を行うインセンティブを有する。特に、加齢とともに予測者の経験、知識が向上し、その傾向は強まるとの指摘である。本論では、アメリカと欧州における集計方法が異なる2種類の予測集計調査をもとに、マクロ経済予測の予測形成におけるPublicity効果の計測を行う。
- 2 Lamont (1995) で主張された「予測者の年齢が増す毎に予測の正確性を犠牲にする」との結果は、本論で用いたデータからは支持されない。この背景には、予測の多くが個人名ではなく予測機関名で公表されていることが影響していると考えられる。アメリカなどでみられる個人経営による予測機関であれば、評判を気にする行動として加齢とともにその効果は現れる可能性はあろうが、一般的には、予測機関での予測の場合技術が未熟な予測者の予測を発表するのではなく、機関としての予測値を発表すると考えられる。
- 3 このように考えれば、当初に発表した予測における他の予測者との格差を維持することが、予測者にとっての評判を維持し、予測における利潤を最大化する行動につながるのではないかと考える。たとえば、次年度の予測の場合、補強する材料が乏しいことから、予測のシナリオが重要であり、そのシナリオ維持が評判を高めることになる。推計結果からも、予測者の格差を意識した予測形成が行われていることが示された。これは、Krane (2003) が指摘するように、予測機関では予測期間が長いほど長期的なトレンド、潜在GDPの成長率及び予測シナリオなどが重要な予測要素となっており、月次に追加される情報は必ずしも有効に利用されていないと考えられる。

¹ 本論の作成にあたっては、データ収集の面で野村由美子さん(ニッセイ基礎研究所)にお手伝いいただいた。記して感謝したい

- 4** ただし、過去の予測の影響についてパラメータの大きさを判断すると、予測者の属性が匿名の調査の方が、予測者の名前や会社名が掲載された調査より小さくなっている。また、補論でおこなったLakonishok, Shleifer and Vishny (1992) による横並び指標での試算結果では、匿名の調査の方が横並び度合いが小さいとの結果がえられた。このことは、Publicity効果以外の要素が匿名の集計調査では存在していることを意味している。
- 5** 今後の課題として、経済主体の横並び行動について定量的に比較検討を行うことが考えられる。一般的に、欧米の労働者、経営者と比較して、日本では他者と同じ行動をとり独自性がないと印象論として主張されることが多い。補論でおこなった横並び度合いの試算について、計測期間、予測集計調査を増やすことにより、頑健な分析を行い、予測集計方法の違いの影響についても検討したい。

目次

1—はじめに.....	58
2—他者と異なる予測を行うインセンティブ.....	59
3—予測におけるPublicity効果のモデル.....	60
1 Publicity効果モデル	60
2 他者との格差を意識した予測形成変数の導入	61
3 データ	62
4—実証分析の結果	63
1 年齢効果	63
2 他者との格差を意識した予測形成	63
5—まとめ	63
補論：予測形成における横並びの計測（試算）	64
（参考文献）	66

1—はじめに

“principal-agent”問題が存在する限り、公刊されているプロの予測者による予測集計調査から期待形成を計測できないとLamont (1995) は分析している。予測者は、自らの能力への信頼を操作するために、予測の正確性を犠牲にしてまでも特徴的な予測を行うインセンティブを有する。特に、予測の熟練者にその傾向は強いとの指摘である。

予測形成の理論に関する議論は、マクロ経済予測の利用者が正確な予測を求めることを前提に、予測者は予測における誤差を最小化させるとの仮定で進められてきたものが多い。その結果、予測の正確性の比較や予測形成における合理性などに関する先行研究が多くみられる。しかしながら、他の予測者とは異なる予測を行うインセンティブも認められるのではないかとして、Lamont (1995) などは予測者のPublicity (評判) が予測形成に影響を与えると指摘している。

本論の目的は、Lamont (1995) で示されたプロの予測者の予測形成における評判の効果 (“Reputation Theory of Forecasting”) について検証することにある。

本論では、Lamont (1995) の分析結果を比較できるように、以下の3点に考慮して分析を進める。

第1に、アメリカ、欧州における集計方法が異なる2種類の予測集計調査を利用して検討する。Stark (1997) は、Philadelphia連銀のSurvey of Professional Forecasters (以下、USA SPF) から、Lamont (1995) と同時期のデータを用いて分析し、評判効果の妥当性を検証している。しかし、Lamont (1995) が用いたデータは予測者の氏名あるいは会社名が公表された予測であり、USA SPFは匿名の予測集計調査データである。この点で、誰の予測か特定できない予測集計調査との比較は必ずしも適切ではない。そこで、予測者の属性が明示的なデータを用いて分析を行い、妥当性を検証する。なお、本論でもLamont (1995) との比較を考慮して、年末(11月ないし12月)に公表される翌年の実質GDP予測値を用いる。

第2にPublicity効果の説明変数の妥当性について検討する。Lamont (1995) では、予測者の年齢の上昇により他の予測者と異なるインセンティブが強まると仮定している。しかし、他者と異なった予測を行う動機には、他者と自身の予測の位置関係を維持しようと努めることも考えられる。つまり、前回の予測水準にしばられた形で今回の予測を行う場合である。この点について検討する。

第3に、横並び度合いの計測である。日本の先行研究(Ashiya and Doi (2001))では予測的中時のボーナスは小さく、ある程度は予測における横並び行動が維持されるとしている。横並びとの指摘は他の先行研究でも示されてきたことである。しかし、そもそも日本の予測は諸外国の予測と比較してどの程度横並びなのであろうか。本論では、Lakonishok, Shleifer and Vishny (1992) により開発された指標をもとに、諸外国と横並びの程度について比較を行う。

本論の構成は以下の通りである。第2節では、他者と異なる予測を行うインセンティブに関する先行研究をもとにLamont (1995) の結果と比較する論点について整理する。第3節では、本論で利用する予測集計調査の特性を整理したうえで、Lamont (1995) で示されたモデル及びその拡張として強固な予測形成モデル(Krane (2003))、及び本論で用いるデータ特性について示す。第4節では実証分析の結果をま

とめて、最後に、第5節で結論と今後の課題を整理する。

2—— 他者と異なる予測を行うインセンティブ

従前の予測形成に関する議論をみると、予測の需要者が正確な予測を求めることを前提に、予測者は予測誤差を最小化させるインセンティブを有するとして、予測精度や予測の合理性に関する研究がなされてきた。他方、予測者が他者と異なった予測を行うインセンティブに関する分析など、予測者の真の期待を歪める予測形成が行われているとの研究もみられる。

予測者が他者と異なった予測を行うインセンティブについて、理論的な枠組みとして用いられているのがScharfstein and Stein (1990)である。Scharfstein and Stein (1990)では、市場での評判を気にする経営者の利潤最大化モデルを展開し、投資の外部機会が魅力的ではない場合ほど、また、パフォーマンスが良くないときほど、群れに埋没しようとする行動 (herd Behavior) を選好することを理論的に示した。

Lamont (1995)はこの考え方を拡張し、他者と異なる予測を行うインセンティブとして、外部の評判の維持が予測者自身の利潤最大化につながると考えた。特に、予測の正確性を犠牲にしてまで、他者と異なる予測を行うインセンティブについて分析している点で、他の予測の異質性に関する先行研究とは異なっていると考えられる。Lamont (1995)では、予測者のライフサイクルを明示的に取り扱い、予測者を初期と経年期の2期間モデルから、報酬の最大化の問題として考えている。若年期には、予測に関する経験不足することからパフォーマンスは良くなく群れに埋没する、すなわち予測者の平均であるコンセンサスに近い予測を行うものの、年を経るにつれて予測に関する経験、知識などが増加し、自身の評判を高めるために、他者と異なる予測を行うインセンティブがより高まると考えて、年齢を説明変数として加えた分析を行っている。

Lamont (1995)は、1971年末から1992年末に公表されたBusiness Weekの予測値(1972年から1993年を対象とする予測値)を基に分析している。なお、予測環境の不確実性が高い時ほど、予測の分散が高まるとの指摘(Zarnowitz and Lambros (1987))を踏まえて、予測者の平均的な乖離も説明変数として用いている。分析結果によれば、実質GDP予測の場合、3.49から1.36の間で統計的に有意な結果となっている。これは予測者の年齢が10歳高くなると0.349%ポイントから0.136%ポイント拡大することを意味している。

Lamont (1995)以降も、Laster, Bennett and Geoum (1997), Hong et.al (2000)で、Lamont (1995)の結果を支持する研究がみられる。Laster, Bennett and Geoum (1997)は、1976年から1995年までのBlue Chip Economic Indicatorsを基に分析し、独自の予測が的中した時に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指摘している。Hong et.al (2000)は、アナリストの予測行動に関して実証分析を行い、経験の浅いアナリストはタイムリーな予測を出し渋り、大方の合意の得られた予測に群がる傾向がある。一方、高齢のアナリストは、すでに獲得した評判によって予測能力を操作している可能性が高いとしている。この他、予測者が他者と異なる予測形成を行うインセンティブについては、予測者

が所属する団体の希望的観測を含む予測 (Wishful Expectation) であることにより、他者とは異なった予測形成となる可能性などが指摘されている (伊藤 (1990))。この点は、金融機関、非金融機関、独立系の調査機関などにより、得られた追加的な情報は同じでも、予測形成が異なる可能性がある。調査機関の属する業態の経済環境により比較的悪化の予測を行い、経済政策などを催促することなどが考えられる。あるいは、各予測機関において主体的に予測を行う予測者個人の属性が影響する可能性も考えられる (浅子, 他 (1989)), Lamontでも所属機関の影響も計測されている。

一方で、Lamontの結果と異なる研究としてStark (1997) がある。Stark (1997) は、Lamont (1995) との比較を行うため、同じ推計期間 (1972年から1993年) についてUSA SPFを利用した分析を行い、評判を高める説明変数として年齢効果は有意ではなく、しかもマイナスになると指摘している。その原因として、USA SPFは匿名で集計された予測であることから、予測者の属性を説明変数に加えられないことも一因として影響しているのではとしている。日本では、Ashiya and Doi (2001) がScharfstein and Stein (1990) 及びLaster, Bennett and Geoum (1997) の議論を踏まえたモデルを構築し、東洋経済統計月報で掲載されている予測者の名前、所属機関が明示された予測集計調査をもとに分析している。ここでは、独自の予測が的中した時のボーナスは少なく、同一企業への勤続確率が高ければ予測の行動は業種や年齢の影響を受けないことを実証的に示している。

3—— 予測におけるPublicity効果のモデル

1 | Publicity効果モデル

Lamont (1995) にしたがって予測者 j は、(1) 式のように、報酬 w_j を最大化させたいと仮定する定式化をおこなう。

$$w_j = R(|y - f_j|, |f_j - f_c|) \quad (1)$$

ただし、 w_j は j 番目の予測者が受け取る賃金、 f_j は予測者 j の予測であり戦略的な要素も含まれていると考える。 y は予測変数の真値、 f_c は予測者 j を除く予測の平均でいわゆるコンセンサス予測と呼ばれるものである。

つまり、(1) 式は予測の正確性を意味する第1項 $|y - f_j|$ (予測値と真値 (実績値) との予測誤差) 及び、コンセンサス予測との予測の分散を示す第2項 $|f_j - f_c|$ (予測者自身の予測と市場の平均予測との乖離) の2つを要因から構成され、これらの要素から評判 R が決定されることを意味している。ここで報酬 w_j は、第2項とは無相関とすれば、予測者 j は自身にとっての真の予測 e_j を公表しようとし、報酬 w_j は予測誤差 $|y - e_j|$ とのみ依存することとなる。しかし、 $R \geq 0$ であれば $|f_j - f_c|$ を増加させれば、 w_j は増加ことになることから、 j は他者と異なる予測を強めるインセンティブが大きくなる。

また、 $|f_j - f_c|$ の決定については予測者のライフサイクルの中で予測初期と経年期の全く異なる予測形成を行うと仮定する。予測初期の経験のない予測者にとっては、予測誤差が大きくなることから評判を気にし

てコンセンサスから自身の予測の乖離は報酬に対してマイナスと考え、他者との予測に合わせる、横並びの予測を行うと仮定する。しかし、時間の経過とともに、一旦、自身の評価が固まり、また予測に関する経験、知識の向上から経年期には、 $|f_j - f_c|$ を大きくするインセンティブが高まると考える。ただし、評判を得るまでには時間を要する。そこで、予測者はライフサイクル全体を通じて評判を築き上げるとして、主要な説明変数として年齢を導入している。つまり、年齢を重ねる毎に、予測に対する経験(熟練度)が向上し、他者と異なるradicalな予測を行うインセンティブが強まると考える。なお、Zarnowitz and Lambros (1987)の指摘、予測者の所属機関の影響を考慮して(2)式で実証分析をおこなう。

$$|f_{j,t} - f_{c(-j),t}| = Age_t + Age_t * Model + AVEDEV_t \quad (2)$$

ただし、 $|f_{j,t} - f_{c(-j),t}|$ はj自身の予測を除くコンセンサス予測との予測の乖離を意味する。Ageは予測集計調査に当該の予測者が初めて登場した年を1として、その後経年とともに1歳ずつ年を重ねるとしている。Age*Modelは予測手法のダミー変数であり、予測者の予測手法がモデルによる予測なのか、モデルではなく人的な予測なのかを区分している。AVEDEV_tは他の予測者iについて、iを除く予測者との予測乖離の平均を示す。これは、他の予測者の分散を意味し、この数値が大きいことは予測者全てにとって不確実性の高い予測時期であることを示している。

なお、従属変数として成長率の大きさや、他の予測者のコンセンサスとの乖離(平均)とも考慮すべきであることから、 $|f_{j,t} - f_{c(-j),t}| / f_{c(-j),t}$ 、 $|f_{j,t} - f_{c(-j),t}| / AVGDEV_{(-j),t}$ についても推計されている。

2 | 他者との格差を意識した予測形成変数の導入

Publicity効果として年齢(Age)のみを説明変数として用いることは妥当であろうか。各機関の予測は、年の経過によりたやすく変更されない強固な予測シナリオを前提とした予測形成が行われている可能性が考えられる(Krane (2003))。

そこで、本論ではLamontモデルの拡張も考える。予測初期の予測においても、既に予測者には経験と知識が備わっており、また過去の予測集計結果などから、他者との予測上の格差(弱気あるいは強気の予測、どの部分の予測に優位性をもつか等)を知っていると仮定する。経年期(次年以降の予測)では、評判を気にする予測者は、初期の予測を急激に変更するのは自身の能力の欠落を示すことであると考え、それから大きく変更することなく、予測者間の格差を維持しようとするインセンティブが働く。つまり、評判を気にして正確な予測を行うより従来のシナリオに固辞した予測を行っているとの仮定である。そこで、被説明変数である他者との予測格差 $|f_{j,t} - f_{c(-j),t}|$ は絶対値を用いず、説明変数にはAgeに代えて昨年1年間の平均した予測格差Prev_{t-1}($f_j - f_c$ の単純平均)を説明変数として用いた(3)式についても推計を行う。

$$(f_{j,t} - f_{c(-j),t}) = Prev_{t-1} + Age_t * Model + AVEDEV_t \quad (3)$$

3 | データ

本論では、欧米の集計方法が異なる2種類の予測集計調査を用いる(概要については図表1を参照)。予測集計調査では、どの予測者もコンスタントに予測を提供しているわけではなく、欠損値も多い。本論では、予測者の予測特性を特性の計測に焦点をあてているので、推計対象期間の45%程度回答している予測者の予測値を用い、アンバランスのパネルデータを構築している。また、(3)式では被説明変数のラグを説明変数に含むため、操作変数を用いて推定する。操作変数には、被説明変数、説明変数全ての1期ラグを用いる。推計期間は原則1999年から2008年の過去10年間であり、それぞれ年末に集計される翌年の実質GDPの伸び率(%ポイント)を用いている。本論で用いる予測者の属性は図表2の通りである。

(1) 欧州中央銀行 (ECB) Survey of Professional Forecasters (Euro SPF)

1999年の通貨統合以降、実施されているサーベイ調査である。USA SPF同様、四半期毎(毎年1, 4, 7, 10月)に集計されたサーベイで予測者は匿名となっている。基本的な設計はUSA SPFと同じであるが、予測値を確率とともにレンジで示す方法も併用されている。予測者の固有情報は全く公開されておらず、予測者を所属の属性で区分することはできない。Euro SPFでは63機関を対象としている。

(2) フィラデルフィア連銀 Survey of Professional Forecasters (USA SPF)

毎年2, 5, 8, 11月の四半期毎に集計された予測集計調査で予測者は匿名となっている。歴史は古く、1968年10-12月期から作成されている。USA SPFは従来、予測者番号により予測が公表されてきたものの、予測者の所属などの属性情報は明らかではなかった。しかし、1990年4-6月期以降の調査では金融関連機関、非金融関連機関、そして属性が明らかでない機関の3種類に区分されており、予測者の属性の違いについても分析することが可能である。この内、USA SPFでは36機関を対象としている。

(3) Consensus Economicsのアメリカ及び欧州の予測 (CE USA, CE Euro)

Consensus Economics社が集計するアメリカ及び欧州の予測である。Consensus Economics社は1989年から予測を集計する調査機関であり、アメリカ、日本、ヨーロッパ各国など種々の地域の予測をその地域を代表する予測作成機関の予測値を集計している。本論では、調査機関の属性は、金融関連会社、一般事業会社、調査機関・大学の3つに分類しCE USAは28機関、CE Euroは33機関を対象としている。

(4) 東洋経済「統計調査月報」での集計(東洋経済)

東洋経済新報社が、予測調査機関の予測値を集計し公表するものである。日本では年末に翌年度、翌々年度の予測を公表する機関が多く、一時は60機関を超える状況にあった。しかし、近年は予測調査機関の統廃合などから30機関強にとどまっている。

4—— 実証分析の結果

1 | 年齢効果

ここでは、(2)式について推計をおこなった。ただし、Euro SPFでは予測者の属性が明らかではないため、他の予測集計調査との比較を行う観点から、*Age* Model*を除いて計測をした。予測値はLamont (1995)との比較のため、各年年末の予測値のみを用いている。推計結果は図表3の通りである。

USA SPFを除き、Euro SPF、EC Euro、EC USAとも*Age*は、符号がマイナスかつ有意ではない。USA SPFは符号こそプラスであるものの、0.007とLamont (1995)の1.80と比較して小さく有意ではない。*Age* Model*を加えた推計を行っても有意とはならなかった。

*AVEDEV_t*については、Euro SPFを除き、USA SPF、EC Euro、EC USAとも符号はプラスでかつ有意である。また、係数の大きさも先行研究(Stark (1997)など)とも同程度であり、予測における不確実性は他者との予測の違いを大きくさせる誘因となっているとみられる。

2 | 他者との格差を意識した予測形成

*Age*に代えて、 $Prev_{t-1}$ を入れた(3)式の推計をおこなった。結果は、全ての予測集計調査でプラスかつ有意な結果が得られた(図表4)。また、係数の大きさを比較すると、アメリカ、欧州とともに匿名の予測集計の法が小さい。このことは過去への固執の程度が小さくなっていることを示唆している。この結果から、予測者は自身のポジションをこれまでの予測集計調査で知っており、そのポジションを落とすことなく、修正をしている状況が窺える。これはKrane (2003)が指摘するように予測期間が長いほど長期的なトレンド、潜在GDPの成長率及び予測シナリオなどが重要な予測要素となっており、月次に追加される情報は必ずしも有効に利用されていないといえる。

5—— まとめ

本論での分析で結論をまとめると、Lamont (1995)で指摘された予測者の加齢とともに、他者と異なる予測をする傾向が強まるとの指摘は支持されなかった。この背景には、予測者の多くが個人名ではなく予測機関名で予測を公表していることが影響しているのではなかろうか。アメリカなどでみられる個人経営による予測機関であれば、評判を気にする行動として加齢とともにその効果が現れる可能性はあるが、一般的には、機関での予測の場合予測技術が未熟な予測者の予測を発表するのではなく、機関としての予測値を発表すると考えられる。

このように考えれば、当初に発表した予測における他者との予測格差を維持することが、予測者にとっての評判を高め、予測における利潤を最大化する行動になると考えられる。これはLamont (1995)などで示された2期間モデルでも説明がつく行動である。当初の予測を維持するのは、当初の予測を変更しないことが予測者の能力を示すことにつながる。

つまり、次年度の予測という予測を補強する材料が乏しい予測では、予測のシナリオが重要であり、そ

のシナリオ維持が評判を維持することになる。

なお、補論での計測を考慮すると、USA SPFでのみ Age が符号プラスであったことを考えると、横並び指標の数値が最も小さい(横並びでない)集計調査であることが影響している可能性も考えられる。

今後の課題であるが、経済主体の横並び行動について定量的に比較検討を行うことである。一般的に、欧米の労働者、経営者と比較して、日本では他者と同じ行動をとり独自性がないと印象論として主張されることが多い。本論では、その程度は国際的にみてどの程度のものであるのかを検証しているわけではない。結果は、日本は数値の大小での比較を行うと、欧米とほぼ同水準の状況にあることが窺われる。ただし、統計的な検定を行った結果ではない。経済予測における横並びに関する計測期間、予測集計調査を増やすことにより、頑健な分析を行うことが必要である。

補論：予測形成における横並びの計測（試算）

日本のマクロ経済予測については、先行研究によって横並びであることが指摘されてきた(Ashiya=Doi (1989)など)。しかしながら、その程度は国際的にみてどの程度のものであるのかを検証しているわけではない。予測の横並びの水準について、Lakonishok, Shleifer and Vishny (1992)によって提唱された横並びの指標(一般的にLSV 指標と呼ばれる)を用いて、アメリカ、欧州及び日本の予測形成の横並び水準を試算してみる。

Lakonishok, Shleifer and Vishny (1992)で示された株式の投資行動での横並びの指標LSVは以下のように定式化されている。

$$LSV_i = |B_i / (B_i + S_i) - p_i| - AF_i \quad (4)$$

ただし、 i はそれぞれの期間及び投資家(t, j) B_i は株式の保有ポジションを増加させた投資家の人数、 S_i は株式の保有ポジションを減少させた投資家の人数、 P_i は t 年に保有ポジションを増加させる投資家の割合の期待値であり、計測期間の $(B_i / (B_i + S_i))$ の標本平均で代理する、 AF_i は調整項目である。

(1) 式の第1項は、 i の行動が平均的な投資行動から偏った投資行動を行っているのかを示しており、平均的な状況より横並びがあると第1項の絶対値は大きくなる一方、横並びでなければその絶対値は小さくなる。また、第1項は横並びはないとしても正となることから、第2項 AF_i で横並びなしの場合にはLSVがゼロとなるように基準化している。

LSV指標を経済予測の行動に適応する場合、多くの予測者はその後の新たな情報から多くの場合同方向への予測の修正を行う。したがって、本論では、オリジナルなLSVを(5)式のように修正して計測する。

$$LSV_i = |X_i / N_i - p_i| \quad (5)$$

ただし、 X_i は当該期における予測修正の平均(絶対値)を上回る予測修正(絶対値)をした予測者の数、 N_i は予測修正を行った予測者の数、 P_i は計測期間全体における X_i/N_i の平均を示す。つまり、予測者の予測修正が他の予測者の平均を超えて実施された割合が平均的な年より大きくなることは横並び的な予測修正が行われていると考えられる。なお、調整項 AF_i は行っていない。適切な AF_i の算出については今後の検討課題である。

本論で用いた予測集計データについてLSV指標をまとめたのが図表5である。意外な結果であるが、日本の横並び水準は他国と比較してほぼ同程度である。また、予測集計の形態でみると、匿名の予測集計調査(USA SPF及びEuro SPF)の方が、予測者の名前や会社名が掲載された調査より、横並びでない予測形成となっている。これは、本論における評判の効果は予測者が匿名ではない予測集計調査の方が大きくなることを示唆している。

【参考文献】

1. 浅子和美・佐野尚史・長尾知幸 (1989), 「経済予測の評価」, 大蔵省財政金融研究所『フィナンシャル・レビュー』, 第13号, pp10-33.
2. Ashiya and Doi (2001), “Herd Behavior of Japanese Economists,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol.46 issue 3, pp.343-346.
3. 芦谷政浩・土居丈朗 (1997)「経済成長率予測とインセンティブ」, 理論・計量経済学会, 1997年度大会報告論文.
4. Banerjee, Abhijit V, (1992), “A Simple Model of Herd Behavior,” *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 107(3), pp. 797-817.
5. Batchelor, Roy (2001), “How useful are the forecasts of intergovernmental agencies? The IMF and OECD versus the consensus,” *Applied Economics*, 33, 225-235.
6. Hong, H., Kubik, J.D. and Solomon, A. (2000), “Security analysts’ Career concerns and herding of earnings forecast,” *The Rand Journal of Economics*, 31, 1 (2003 Spring) pp.121-144.
7. Ito, T (1990), “Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data,” *American Economic Review*, vol. 80, no. 3, pp. 434-449.
8. Krane S., (2003), “An Evaluation of Real GDP forecast: 1996-2001,” *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, pp.1-21.
9. Lamont ,Owen (1995), “Macroeconomics Forecasts and Microeconomic Forecasters,” NBER Working Paper #5284, October 1995.
10. Laster, David, Paul Bennett, and In Sun Geoum. (1999), “Rational Bias in Macroeconomic Forecasts,” *Quarterly Journal of Economics*, February 1999, 114(1), pp.293-318.
11. Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny (1992), “The impact of institutional trading on stock prices,” *Journal of Financial Economics*, 32, pp.23-43.
12. McNees, Stephen K. (1992) “Use and Abuse of ‘Consensus’ Forecasts,” *Journal of Forecasting*. Vol. 11. pp.703-710.
13. Owen Lamont, (1995), “Macroeconomics Forecasts and Microeconomic Forecasters,” National Bureau of Economic Research Working Paper 5284.
14. Scharfstein, D.S. and Stein, J.C. (1990), “Herding Behavior and Investment,” *American Economic Review*, June 1990, 80(3), pp.465-79.
15. Stark, Tom (1997), “Macroeconomic forecasts and microeconomic forecasters in the Survey of Professional Forecasters,” Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Papers, No.97-10.
16. Zarnowitz, Victor and Louis A. Lambros (1987), “Consensus and Uncertainty in Economic Prediction,” *Journal of Political Economy*. Vol. 95. No. 3. pp. 591-621.
17. Zwiebel, J., (1995), “Corporate conservatism and relative compensation,” *Journal of Political Economy* 103, pp.1-25

図表1：予測集計調査の概要

	調査名	調査機関	周期	始期	公表時期	予測時点	予測項目	予測期間	回答者数	公表形式
欧州	the ECB Survey of Professional Forecasters	ECB	四半期	1998年10-12月期調査	2.5.8.11月	1.4.7.10月中旬。回答は調査開始2営業日後に回収	インフレ率、実質GDP、失業率	当年、来年、再来年、1年先、2年先、5年先	概ね90機関。回答者数の変動は非公表のため不明	匿名。予測値を確率とともにレンジで示す方法も併用
	Consensus Economics	Consensus Economics	月次	1970年	対象統計が公表される月初	調査月(2.5.8.11月)の上中旬	実質GDP、個人消費、投資、企業収益、鉱工業生産、CPI、PPI、賃金、自動車販売、住宅着工、失業率、経常収支、財政収支、金利(3カ月物、10年物)、特別調査(通常の質問に付加しても実施されることがある)。	年次予測(当年、来年)	欧州地域の予測調査機関	調査機関名で公表
米国	Survey of Professional Forecasters	The Federal Reserve Bank of Philadelphia	四半期	1968年10-12月期-1989年は米統計協会とNBERにより実施。1990年6月よりフィラデルフィア連銀により実施	公表は調査終了後3~7日後	調査月(2.5.8.11月)の上中旬	名目・実質GDP及び需要項目、CPI等インフレ率。回答項目は25項目前後。特別調査(通常の質問に付加しても実施されることがある)。	5-6四半期先、当年、来年	40機関前後。変動が大きい。90年4-6月期調査は9回答。調査の参加はオープン	匿名。ただし、回答者は一部について名前・機関名を公表。1990年より3区分の所属属性を個別に公表
	Consensus Economics	Consensus Economics	月次	1976年8月調査	公表は調査終了後7-10日後	調査月の当月初	実質GDP、個人消費、投資、企業収益、鉱工業生産、CPI、PPI、賃金、自動車販売、住宅着工、失業率、経常収支、財政収支、金利(3カ月物、10年物)、特別調査(通常の質問に付加しても実施されることがある)。	年次予測(当年、来年)	米国地域の予測調査機関	調査機関名で公表
日本	東洋経済集計	東洋経済新報社	四半期	1970年	対象統計が公表される月初	調査月(2.5.8.11月)の上中旬	名目・実質GDP及び需要項目、CPI等インフレ率。回答項目は20項目前後。	年次予測(当年、来年)	概ね30-40機関。予測機関の統廃合などにより、回答者数も変動	調査機関名で公表

(注)各調査の状況は、2009年1月時点のもの

図表 2：予測集計調査における予測者の属性

	Euro SPF 属性 予測機関	CE Euro 属性 予測機関	USA SPF 属性 ID番号	CE USA 属性 予測機関	東洋経済 属性 予測機関		
予測者	非公表	1 ABN Amro	2 20	1 Bank America Corp	1 岡三経済研究所		
		1 Banca Intesa	2 40	1 Bear Stearns	3 関西社会経済研究所		
		1 Bank Austria	2 65	1 Credit Suisse First Boston	3 国民経済研究協会		
		1 Bank Julius Baer	1 84	2 Daimler Chrysler	1 新光総合研究所		
		1 Bank of America	1 99	2 DuPont	1 住友信託銀行		
		1 BBVA	1 407	2 Eaton Corporation	2 住友生命総合研究所		
		1 BNP-Paribas	2 411	3 Economy.com	2 第一生命経済研究所		
		1 Citigroup	2 420	1 Fannie Mae	2 大和総研		
		1 Commerzbank	1 421	2 Ford Motor Corp	3 電力中央研究所		
		1 Credit Agricole	2 423	2 General Motors	2 ニッセイ基礎研究所		
		1 Deutsche Bank	2 426	3 Georgia State University	3 日通総合研究所		
		1 Dresdner Bank	2 428	2 Goldman Sachs	3 日本経済研究センター		
		3 Econ Intelligence Unit	2 429	3 Inforum - Univ of Maryland	2 日本総合研究所		
		2 ETLA	1 431	1 JP Morgan	2 農林中金総合研究所		
		3 European F'cast Network	2 433	1 Lehman Brothers	1 野村證券		
		2 FAZ Institut	2 446	3 Macroeconomic Advisers	2 浜銀総合研究所		
		1 Fortis Bank	2 448	1 Merrill Lynch	3 日立総合計画研究所		
		3 Global Insight	1 456	1 Morgan Stanley	1 富国生命		
		1 Goldman Sachs	3 463	1 Mortgage Bankers Assoc	3 三井情報開発		
		2 Grupo Santander	2 472	1 Nat. Assn of Home Builders	1 中央三井トラストホールディング		
		1 HSBC	3 483	3 Oxford Economics	1 東京三菱銀行→東京銀行		
		1 ING Financial Markets	2 484	1 Prudential Insurance	3 三菱商事		
		1 JP Morgan	1 497	3 Standard & Poor's	1 三菱信託銀行		
		1 Lehman Brothers	1 498	3 The Conference Board	3 三菱総合研究所		
		1 Lloyds TSB	1 504	1 United States Trust	1 三菱UFJリサーチ&コンサル ルディング		
		1 Merrill Lynch	2 506	3 Univ of Michigan - RSQE	1 明治安田生命		
		1 Morgan Stanley	3 507	1 Wachovia Corp	2 みずほ総合研究所		
		3 Oxford Econ Forecasting	2 508	1 Wells Fargo Bank	1 ドイツ証券		
		3 SEB	2 510		1 BNPパリバ証券		
		1 Societe Generale	2 512		1 モルガンスタンレー証券		
		1 UBS Warburg	1 516		1 UBSウォーバーク証券 ⇒UBS証券		
		1 UniCredit Banca Mobiliare	2 518		1 信金中央金庫		
		1 WestLB	1 519		3 東レ経営研究所		
			2 520		1 JPモルガン証券		
			1 521		1 日興シテイグループ証券		
			2 524				
		推計期間	1999-2008	1999-2007	1999-2007	1999-2007	1999-2008
		予測者数	63	33	36	28	35

(注)

- 推計に用いる予測者は、推計期間中の回答数が45%程度を上回っているととした
- 東洋経済については、予測者の所属する機関の統廃合から、以下のような形でデータの接続を行っている。
 - ・関西社会経済研究所は、1997年12月から2001年12月までは関西経済研究センターの予測
 - ・新光総合研究所は、1997年12月から2001年9月までは和光経済研究所の予測
 - ・三菱UFJリサーチ&コンサルティングは、1997年12月から2001年12月までは三和総研、2002年2月から2006年12月まではUFJ総研の予測
 - ・中央三井トラストホールディングは、中央三井信託銀行、三井トラストホールディングの予測
 - ・日興シテイグループ証券は、日興ソロモンスミスバーニー証券の予測
- 予測者の属性については、会社概要から主要業種で以下の通り、筆者が分類した。ただし、USA SPFについてはPhiladelphia連銀の区分にしたがっている。

(CE Euro) 1: 金融関連会社、2: 一般事業会社、3: 調査機関
 (USA SPF) 1: 金融関連会社、2: 非金融関連会社、3: 分類不明
 (CE USA) 1: 金融関連会社、2: 一般事業会社、3: 調査機関

図表 3：年齢効果の計測結果

Euro SPF					Consensus Economics for Euro				
推計期間：1999～2008年(第4四半期のみ)					推計期間：2003～2008年(第4四半期のみ)				
従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} $					従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} $				
	年齢	他の予測者の乖離平均	観測数	ハウスマン検定		年齢	他の予測者の乖離平均	観測数	ハウスマン検定
Fixe Effects	-0.0105 (0.02)	-0.0381 (0.01)			Fixe Effects	-0.014 (0.48)	0.132 (0.83)		
Random Effects	-0.0094 (0.03)	-0.0355 (0.01)	470	0.371	Random Effects	-0.034 (0.08)	-0.442 (0.45)	115	0.000
従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} / f_{c(-j),t}$					従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} / f_{c(-j),t}$				
Fixe Effects	-0.005 (0.05)	-0.029 (0.00)			Fixe Effects	-0.002 (0.91)	0.627 (0.23)		
Random Effects	-0.005 (0.07)	-0.028 (0.00)	467	0.576	Random Effects	-0.010 (0.57)	0.392 (0.45)	112	0.011
従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} / AVGDEV_{(-j),t}$					従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} / AVGDEV_{(-j),t}$				
Fixe Effects	-0.001 (0.96)	-0.357 (0.00)			Fixe Effects	-0.039 (0.69)	-3.581 (0.23)		
Random Effects	0.002 (0.90)	-0.351 (0.00)	468	0.539	Random Effects	-0.139 (0.14)	-6.403 (0.03)	114	0.000
USA SPF					Consensus Economics for USA				
推計期間：1998～2008年(第4四半期のみ)					推計期間：1998～2008年(第4四半期のみ)				
従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} $					従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} $				
Fixe Effects	0.007 (0.27)	0.822 (0.00)			Fixe Effects	-0.003 (0.76)	0.647 (0.02)		
Random Effects	0.004 (0.49)	0.760 (0.00)	301	0.001	Random Effects	-0.006 (0.49)	0.545 (0.04)	193	0.045
従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} / f_{c(-j),t}$					従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} / f_{c(-j),t}$				
Fixe Effects	-0.197 (0.00)	-3.977 (0.00)			Fixe Effects	0.016 (0.13)	1.947 (0.00)		
Random Effects	-0.189 (0.00)	-3.787 (0.00)	301	0.110	Random Effects	0.005 (0.60)	1.851 (0.00)	187	0.001
従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} / AVGDEV_{(-j),t}$					従属変数 $ f_{j,t} - f_{c(-j),t} / AVGDEV_{(-j),t}$				
Fixe Effects	0.016 (0.30)	-0.318 (0.38)			Fixe Effects	-0.021 (0.46)	-1.307 (0.10)		
Random Effects	0.011 (0.46)	-0.447 (0.22)	301	0.003	Random Effects	-0.028 (0.31)	-1.389 (0.08)	186	0.408

(注)

1. 従属変数は、各年末時点で実施された翌年の実質GDP成長率(例：2008年末に作成された2009年予測)について「自身」と「自身を除く他の予測平均」との差異(絶対値)を用いた。
2. 年齢は、予測者が当該予測集計調査に始めて登場して年を1年とした、以後、1年ずつ加算。
3. 他の予測者の乖離は、「他の予測者I」と「予測者Iを除く予測平均」との乖離で、他の予測者の分散を意味し、この数値が大きいことは予測者全てにとって不確実性の高い予測時期であることを示している。
4. カッコ内の数値はp値を示す。

図表4：他者との格差を意識した予測形成の計測結果

Euro SPF					Consensus Economics for Euro				
推計期間：1999～2008年（第4四半期のみ）					推計期間：2003～2008年（第4四半期のみ）				
従属変数 ($f_{j,t} - f_{c(-j),t}$)					従属変数 ($f_{j,t} - f_{c(-j),t}$)				
	予測者jの1年前の予測	他の予測者の乖離平均	観測数	ハウスマン検定		予測者jの1年前の予測	他の予測者の乖離平均	観測数	ハウスマン検定
Fixe Effects	0.247 (0.00)	0.007 (0.98)	408	0.000	Fixe Effects	0.329 (0.00)	1.558 (0.47)	85	0.000
Random Effects	0.223 (0.00)	-0.007 (0.98)			Random Effects	0.090 (0.33)	1.432 (0.38)		

USA SPF					Consensus Economics for USA				
推計期間：1998～2008年（第4四半期のみ）					推計期間：1998～2008年（第4四半期のみ）				
従属変数 ($f_{j,t} - f_{c(-j),t}$)					従属変数 ($f_{j,t} - f_{c(-j),t}$)				
	予測者jの1年前の予測	他の予測者の乖離平均	観測数	ハウスマン検定		予測者jの1年前の予測	他の予測者の乖離平均	観測数	ハウスマン検定
Fixe Effects	0.175 (0.01)	0.114 (0.65)	265	0.000	Fixe Effects	0.308 (0.00)	-0.127 (0.74)	166	0.000
Random Effects	0.156 (0.01)	0.107 (0.65)			Random Effects	0.308 (0.00)	-0.127 (0.72)		

(注)

1. 従属変数は、各年末時点で実施された翌年の実質GDP成長率（例：2008年末に作成された2009年予測）について「自身」と「自身を除く他者の予測平均」との差異（絶対値）を用いた。
2. 予測者の1年前の予測は、昨年1年間の「自身」と「自身を除く他者の予測平均」との差異を平均したものの。
3. 他の予測者の乖離は、「他の予測者I」と「予測者Iを除く予測平均」との乖離で、他の予測者の分散を意味し、この数値が大きいことは予測者全てにとって不確実性の高い予測時期であることを示している。
4. カッコ内の数値はp値を示す。

図表5：横並び指標（LSV指標）の計測結果

	US SPF	CE USA	Euro SPF	CE Euro	東洋経済
1999	0.0475	0.0099			0.0229
2000	0.0504	0.1284	0.0344		0.0806
2001	0.0212	0.0271	0.1041		0.0913
2002	0.0212	0.1144	0.0773		0.0305
2003	0.0179	0.0112	0.0110		0.0860
2004	0.0051	0.0446	0.0034	0.0621	0.1431
2005	0.0841	0.1267	0.1041	0.1019	0.0756
2006	0.0324	0.0457	0.0039	0.0033	0.0645
2007	0.0396	0.0284	0.0733	0.0364	0.0527
2008	0.0387		0.0840		
2000-07年の平均	0.0340	0.0658	0.0514		0.0781
2004-08年の平均			0.0462	0.0509	

(注)

1. 当年の平均的な予測修正を上回る予測機関の割合から、過去の平均的な予測修正を上回る予測機関の社数の割合を差し引く形で算出したものである。
2. 数値が大きいほど、多くの機関が過去を上回る修正をした機関が多い=同様の行動をとっていると解釈できることから、上表の数値が大きいほど、横並び的な行動にあるとみることができる。