

Working Paper Series

インフレ期待の形成について

中山 興*・大島一朗**

Working Paper 99-7

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱203号

* e-mail: kou.nakayama@boj.or.jp

** e-mail: kazuo.ooshima-1@boj.or.jp

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

インフレ期待の形成について

中山 興・大島一朗

1. 問題意識と本稿の目的

「インフレ期待」は、マーケットで日々形成される（観察可能な）名目金利と経済主体に実質的な影響を及ぼす（観察不可能な）実質金利とを結び付ける重要な概念である。インフレ期待の概念なしに、観察される名目金利の高低だけを以って経済環境への影響を論じることは、誤った判断に陥る危険性が高い。

また、中央銀行が、自らの金融政策の舵取りが名目金利の変化を通じて経済主体にどのような影響を及ぼしてゆくかを理解するためには、経済主体の期待形成のパターンを把握し、期待形成のパターンが経済主体によってどう異なっているのかを把握することが肝要である。これは、経済主体の期待形成パターンが適応的であるか、合理的であるかによって、金融政策の効果浸透のスピードや効率性が異なってくるためである。

このように、インフレ期待という概念は、中央銀行が金融政策を遂行することによって、経済主体がどのような反応を示すかを判断し、その結果、経済主体の期待形成や実際の経済活動にどのように働きかけてゆくべきかを論じる際に非常に重要なポイントである。それにもかかわらず、わが国においては、その定量的な分析が十分なされてきたとは言い難い。

本稿では、以上の問題意識から、(1)家計や企業に対するアンケート調査（「消費動向調査」等）などを用い、主としてカールソン・パーキン法により足許までの期待インフレ率を計測するとともに、(2)Roberts[1998]に従い、「適応的か合理的か¹」という観点から、家計や企業の期待形成パターンを定量的に把握することを試みた。

2. 期待インフレ率の計測結果

まず、短期の期待インフレ率をみると、消費者態度指数とCPI（除く生鮮食品）から計測した家計の（短期）期待インフレ率は、CPI（除く生鮮食品）実績値に対して三四半期先行しており、直近（本稿では99/2Qまで推計）は前年比で依然プラスながら、プラス幅はごく小さなものとなってきている。また、短観製品価格判断DI（製造業）と国内WPI四半期ベースの前期比年率換算値から計測した企業の（短期）期待インフレ率は、国内WPI実績値に対して先行・遅行関係はなく（一致しており）、直近（同）は前期比（年率換算ベース）2～3%と引き続きかなりのマイナスを続けている。

次に、残存期間3年の国債利回りと企業行動に関するアンケート調査報告書の向こう3年間実質

¹ 適応的期待形成とは、ある変数（例えば物価）に関して、過去何年間かの（物価の）傾向を踏まえ、これまでの期待を徐々に修正しながら、現時点の期待を形成すること。合理的期待形成とは、ある変数（例えば物価）に関して、現時点で利用可能な情報（物価以外の情報も含む）をすべて利用して期待を形成すること。

期待成長率から計算した中期の期待インフレ率をみると、CPI（除く生鮮食品）実績値に対して1四半期先行しており、直近（同）は前年比ベースでトレンドとしては若干上向きとなっているものの、依然として小幅ながらマイナスとなっている。

3. インフレ期待形成パターンの分析結果と結論

インフレ期待形成パターンに関する分析結果のポイントを纏めると、次の5点である。

- (1) 家計は、6割前後が合理的な（4割前後が適応的な）期待形成を行っている。
- (2) 企業は、3割～5割が合理的な（7割～5割が適応的な）期待形成を行っている。
- (3) 家計と企業を比較すると、企業の方が適応的期待の割合が高い。
- (4) 企業の期待形成を企業規模別に比較すると、大企業の方が適応的期待の割合が高い。
- (5) 企業や市場参加者が期待形成の主体となっている中期の期待インフレ率では、適応的な期待形成と合理的な期待形成の割合は半々となっており、(4)の大企業の期待形成パターンと似ている。

これを踏まえ、背景およびインプリケーションについて簡単に考察する。まず、企業と個人の期待形成の違い、すなわち、企業のほうが家計よりも適応的期待の割合が高い点については、企業の組織的な意思決定の性質が影響している可能性が指摘できる。つまり、家計は昔も今も「自由」に期待形成を行えるのに対し、企業の場合は組織としての意思決定を行う際、過去の趨勢に合わせて「保守的」な期待形成となりがちであるため、企業の方が適応的な期待形成の割合が高いと考えられる。実際、Roberts[1998]では、リヴィングストン・サーベイをベースとした職業エコノミストの期待形成の割合は約4割が適応的であるのに対し、ミシガン・サーベイをベースとした家計の期待形成の割合は3割弱が適応的であるとの結果を得ている。ここで、「職業エコノミスト」は企業人であると考えると、本稿の結果と整合的である。また、Batchelor and Dua[1989]やKeane and Runkle[1990]等の先行研究においても、定量的な割合比較は行っていないが、職業エコノミストの期待形成は適応的であり、家計の期待形成は合理的であるとの結果を得ている。

次に、企業規模別の期待形成の違い、すなわち、大企業のほうが中小企業よりも適応的な期待形成を行っている割合が高い点を見ると、組織が巨大な大企業における意思決定は「保守的」な傾向が強く、経営者リーダーシップがより強く発揮されると考えられる中小企業は家計の「自由」な期待形成パターンに近いことを示しているものと思われる。

最後に、1983年以降の「物価安定期」における期待形成の比率をみると、家計は6割、企業も5割が合理的な期待形成を行っており、全体としてみれば過半数の経済主体が合理的な期待形成を行っている。仮に、このように、合理的な期待形成が優勢となっているとすれば、人々の中央銀行への信認が十分であり、かつ中央銀行自身が判断の誤りを犯さない限りにおいて、中央銀行は、現時点の経済環境に基づいたメッセージを適切に発信することによって現時点の人々の期待形成にリアルタイムに働きかけることが可能となる。この場合、中央銀行がメッセージを発信した時点の経済環境とその結果が発現してくる時点での経済環境の差異が小さいため、中央銀行が意図した通りの反応がより効率的に得られ、経済全体にとっても政策発動と効果顕現化のタイムラグに起因する社会的損失が少なく済むと思われる。このような状況下では、中央銀行による適切な情報提供が政策効果を高めることにつながり得る。近年議論されている中央銀行の透明性とアカウントビリティの向上は、こうした観点からも重要と言えよう。

以上

1999年12月

インフレ期待の形成について

中山 興 ・ 大島一朗

目 次

1. はじめに
2. 期待インフレ率の計測
3. 期待形成パターンの推計
4. インプリケーション

本論文の作成においては、小川一夫教授（大阪大学）、松林洋一助教授（和歌山大学）から貴重なコメントを頂いた。また、日本銀行の調査統計局員をはじめ行内スタッフとの議論は非常に有益であった。記して感謝の意を表したい。

なお、本論文で示された内容や意見は筆者個人に属するもので、日本銀行の公式見解を示すものではない。

1. はじめに

「インフレ期待」は、マーケットで日々形成される（観察可能な）名目金利と経済主体に実質的な影響を及ぼす（観察不可能な）実質金利とを結び付ける重要な概念である。例えば、観察される名目金利が十分低い状態を考えてみよう。この場合、インフレ期待がプラスであれば、実質金利も十分低い状態にあるといえる。しかしながら、インフレ期待がマイナス（すなわち、デフレ期待）であれば、実質金利はむしろ高い状態にあると考えられる。逆に、名目金利が高くても、インフレ期待が高ければ、実質金利はむしろ十分低い状況もあり得る訳である。このように、名目金利が一定であったとしても、インフレ期待の高低ないしプラス・マイナス如何によって、経済に影響を与える実質金利は左右される。従って、インフレ期待の概念なしに、観察される名目金利の高低だけを以って経済環境への影響を論じることは、誤った判断に陥る危険性が高い。

また、中央銀行が、自らの金融政策の舵取りが名目金利の変化を通じて経済主体にどのような影響を及ぼしてゆくかを理解するためには、経済主体が、過去のインフレ動向に引きずられながら適応的に期待形成しているのか、あるいは利用可能な情報を用いて合理的に期待形成を行っているのか、といった期待形成のパターンを把握し、

期待形成のパターンが経済主体によってどう異なっているのかを把握することが肝要である。適応的な期待形成を行っている経済主体の割合が高ければ、中央銀行は、金融政策の実施の積み重ねにより徐々に人々の期待形成に影響を及ぼしていかざるを得ず、現時点の人々の行動は過去の情報に引きずられているため、中央銀行のメッセージはタイムラグを伴って人々の期待形成に影響を及ぼす。このため、金融政策の発動とその効果の浸透までに時間的なラグが存在し、それ故、中央銀行がメッセージを発信した時点の経済環境とその効果が浸透する時点での経済環境が異なることから、中央銀行が意図した通りの政策反応が得られない可能性が残る。一方、合理的な期待形成を行っている経済主体の割合が高ければ、人々の中央銀行への信認が十分ある状況下では、中央銀行は、現時点の経済環境に基づいたメッセージを適切に発信することによってほぼリアルタイムで人々の期待形成に働きかけることが可能である（現時点の人々は中央銀行が発信したメッセージに対し瞬時に反応し、期待形成に当該メッセージを織り込む）。この場合には、中央銀行がメッセージを発信した時点の経済環境とその効果が発現してくる時点までの経済環境の差異が相対的に小さいため、中央銀行が意図した通りの政策反応が効率的に得られる可能性が高い。

このように、インフレ期待という概念は、中央銀行が金融政策を遂行することによって、経済主体がどのような反応を示すかを判断し、その結果、経済主体の期待形成や実際の経済活動にどのように働きかけてゆくべきかを論じる際に非常に重要なポイントである。それにもかかわらず、わが国においては、その定量的な分析が十分な

されてきたとは言い難い¹。この理由として、わが国では、米国のミシガン・サーベイ(the University of Michigan Survey Research Center surveys of households) やリヴィングストン・サーベイ(Livingston's Philadelphia Inquirer surveys of professional economists)のような期待インフレ率そのものの調査が存在しないこと、

米国や英国で導入されている物価インデックス債(Inflation Index-Linked Gilts)も存在しないこと、といったデータ面の制約が大きいことが挙げられる。また、そもそもインフレ期待とは、各経済主体の「心理」であり、直接観測することが不可能である点も、インフレ期待そのものをイメージしにくくし、ひいては定量的な分析を困難にしている一因であろう²。

本稿では、以上の問題意識から、家計や企業に対するアンケート調査(「消費動向調査」等)などを用いて、足許までの期待インフレ率を計測するとともに、「適応的か合理的か³」という観点から、家計や企業の期待形成パターンを定量的に把握することを試みた。本稿の流れは次の通りである。まず、第2節では、短期および中期の期待インフレ率を計測する。すなわち、2度の石油危機を含み物価変動が大きかった1971年～1982年(「物価変動期」と、相対的に物価が安定している1983年以降(「物価安定期」)に分けて、家計が感じる短期の期待インフレ率と企業が感じる短期の期待インフレ率を計測する他、経済企画庁が発表している期待実質成長率と国債利回りを用いて、中期の期待インフレ率を計測する⁴。次に、第3節では、Roberts[1998]に従い、「物価変動期」と「物価安定期」における期待形成パターン、具体的には、適応的期待形成と合理的期待形成の割合を推計する。この際、家計と企業でどのような期待形成の違いがあるのか、また、企業規模の違いによって期待形成に違いがあるのかどうかについて考察する。最後に、第4節では、時期別および経済主体別に推計された期待形成パターンから観察されるポイントを整理し、その背景およびインプリケーションについて簡単に考察する。

¹ 日本についての先行研究としては、新保[1979]、豊田[1979]等があるが、いずれも石油危機の頃の計測であり、最近の期待インフレ率を計測した研究は見受けられない。このように、わが国において、1980年代以前には「インフレ期待」に関する議論は比較的盛んであったが、その後議論が沈静化しているのは、1980年代以降、現実のインフレ率が極めて安定的に推移していることも理由のひとつであろう。

² 期待形成に関し、「インフレ期待は過去のインフレ動向に引きずられるものである」といった直観的な議論がしばしば見受けられるのは、そうした「イメージのしにくさ」、「捉えどころのなさ」が少なからず影響しているものと思われる。

³ 適応的期待形成とは、ある変数(例えば物価)に関して、過去何年間かの(物価の)傾向を踏まえて、これまでの期待を徐々に修正しながら、現時点の期待を形成すること。合理的期待形成とは、ある変数(例えば物価)に関して、現時点で利用可能な情報(物価以外の情報も含む)をすべて利用して期待を形成すること。

⁴ ここでいう短期とは四半期先～1年先、中期とは3年先の期待を指す。

2. 期待インフレ率の計測

ここでは、期待形成の割合を推計する準備段階として、期待インフレ率を推計する。まず 2-1. で短期の期待インフレ率として家計と企業の期待インフレ率を推計し、短期の期待インフレ率との比較のため、2-2. で中期の期待インフレ率についても計算する。

2-1. 短期の期待インフレ率

まず、短期の期待インフレ率を計測する。対象期間については、2 度の石油危機を含み物価変動が大きかった 1971 年～1982 年（「物価変動期」）と、相対的に物価が安定している 1983 年以降（「物価安定期」）の 2 期間に分割した（図表 1）。

短期の期待インフレ率の計測に当たり、家計の期待インフレ率は、「消費者態度指数⁵」と CPI（除く生鮮食品）前年比⁶を用い（図表 2）、企業の期待インフレ率は、短観製品価格判断 DI（製造業）と国内 WPI 四半期ベースの前期比年率換算値⁷を用い（図表 4）、Carlson-Parkin 法によりそれぞれ計測した⁸。なお、消費税要因（1989 年、1997 年）については、CPI（除く生鮮食品）は調整せず、国内 WPI は調整（消費税による影響分を控除）した。これは、家計は税金の最終負担者であることから値上がりを実感する一方、企業は、原則として、消費税部分は外税として処理されるため、実質的な値上がりは実感しないと想定したためである。

推計された期待インフレ率をみると（図表 3、5）家計の期待インフレ率は、実際の CPI（除く生鮮食品）に先行している一方、企業の期待インフレ率は国内 WPI の動きとほぼ同時であることが分かる。実際、先行性テスト（時差相関テスト）を行ってみると、家計の期待インフレ率は、CPI（除く生鮮食品）に対し 3 四半期先行して

⁵ 経済企画庁「消費動向調査」所収。その中の項目である「物価の上がり方」が、今後半年間（1991 年第 1 四半期以前は 1 年間）に今よりも高くなると思うかという質問に対し、「低くなる」、「やや低くなる」、「変わらない」、「やや高くなる」、「高くなる」という 5 つの回答があり、それぞれ 1、0.75、0.5、0.25、0 のウェイトを乗じ、指数化したもの。

⁶ 正確には、消費者態度指数の期待形成の対象期間（先行き見通し期間）が 1991 年第 1 四半期以前と第 2 四半期以降で変化している（1991 年第 1 四半期以前は「今後 1 年間の物価の上がり方」を尋ねているのに対し、第 2 四半期以降は「今後半年間の物価の上がり方」を尋ねている）ことを鑑み、1991 年第 1 四半期以前は前年比とし、1991 年第 2 四半期以降は半年前対比の年率換算値とした。

⁷ これは、短観製品価格判断 DI の期待形成の対象期間（先行き見通し期間）が向こう 1 四半期であるため。

⁸ Carlson-Parkin 法については、Carlson and Parkin[1975]、小川[1991]、豊田[1979]を参照。なお、本稿では、主体が物価の変動を認識する臨界点（閾値）を OLS により算出し、その推計値で一定とした。従って、ここで求められた期待インフレ率は、特定の期待形成（すなわち、合理的期待形成ないし適応的期待形成）を暗黙には仮定していない。なお、算出方法の詳細については補論参照。

いる一方、企業の期待インフレ率には国内 WPI に対し先行・遅行関係はないことが確認できる⁹。また、足許の期待インフレ率をみると、家計については、前年比で依然プラスながらごく小幅なものとなってきた一方、企業については、前期比（年率換算ベース） 2～3%と引き続きかなりのマイナスを続けている¹⁰。

2-2. 中期の期待インフレ率

中期の期待インフレ率については、残存期間 3 年の国債利回りと経済企画庁「企業行動に関するアンケート調査報告書」から得られる実質期待成長率（向こう 3 年間）を用い（図表 6）¹¹、前者を名目金利、後者を実質金利の代理変数¹²と見做し、両者の差をとるかたちで計算した¹³。ただし、対象期間は、国債利回りデータの制約上、1986 年以降とした。

推計された期待インフレ率をみると（図表 7）、実際の CPI（除く生鮮食品）に若干先行していることが分かる。実際、先行性テスト（時差相関テスト）を行ってみると、向こう 3 年間の期待インフレ率は CPI（除く生鮮食品）に対し 1 四半期先行していることが確認できる。また、足許の期待インフレ率をみると、トレンドとしては若干上向きとなっているものの、依然小幅ながらマイナスとなっている¹⁴。

3. 期待形成パターンの推計

本節では、Roberts[1998]の推計方法に従い、上記 2.で求めた期待インフレ率を用いて、適応的期待形成を行っている主体と合理的期待形成を行っている主体の割合を

⁹ 先行性テストは、サンプル期間を区切らず、全期間のサンプルを用いて行った。

¹⁰ 本稿では、99/2Q まで推計しており、直近の値は、1999 年 6 月の消費動向調査および企業短期経済観測調査（6 月短観）に基づくものである。因みに、99/2Q までのデータから推計された閾値を用い、9 月の消費動向調査および企業短期経済観測調査（9 月短観、12 月短観）から家計については 3Q の、企業については 3Q と 4Q の期待インフレ率を外挿推計してみたが、家計の期待インフレ率は前年比 0.5%（2Q は同 0.4%）、企業の期待インフレ率は 3Q・4Q とともに年率 2.4%（2Q は同 2.6%）と大きな変化はみられなかった。

¹¹ ただし、国債利回りは月平均値を用い、期待実質成長率は月次ベースに線形補完した値を用いた。

¹² これは、中・長期的に限界生産性原理が成立している（実質金利 = 限界生産性）と仮定し、その上で、限界生産性の代理変数として企業の実質期待成長率を用いていることを意味する。

¹³ 厳密には、期待形成主体が、名目金利については市場参加者である一方、実質金利については企業であり、一致していない。

¹⁴ 本稿では、99/2Q まで推計しており、直近の値は、1999 年 4-6 月の国債利回り平均に基づくも

推計する。具体的には、まず、経済は適応的期待形成を行う主体と合理的期待形成を行う主体のみから構成されていると仮定する¹⁵。次に、期待インフレ率が適応的期待形成と合理的期待形成の線形結合となっているモデルを想定し、その係数 (= 割合) を推計するという手順である。

3-1. 推計方法

基本となる推計式は、次の(1)式である。

$$\pi^e_t = \alpha [\pi^{adaptive}_t] + (1 - \alpha) [\pi^{rational}_t] + u_t \dots\dots\dots(1)$$

ここで、適応的期待： $\pi^{adaptive}_t$ は静学的期待を仮定して1期前のインフレ率実績値を用い ($\pi_{t-1} = \pi^{adaptive}_t$)¹⁶、合理的期待： $\pi^{rational}_t$ はn期先のインフレ率実績値に一致すると仮定する ($\pi_{t+n} = \pi^{rational}_t + \pi_{t+n} < \pi_{t+n} \sim IN(0, \sigma^2)$)¹⁷。なお、Roberts[1998]では、期待を含むモデルの先行研究 (例えば、Mankiw[1985]など) に従って、定式上の誤差(u_t)はない (= 残差は合理的期待形成に係るホワイトノイズ (u_t)のみ) と仮定しているが、本稿では、そうした仮定を置いていない。従って、以下(2)式以降、本稿で用いる推計式中の残差 u_t には定式上の誤差とホワイトノイズの双方が含まれており ($u_t = u_t - (1 - \alpha) \pi_{t-1}$)、通常のOLS等ではefficientな推計結果が得られない。このため、本稿では推計手法としてGMM(Generalized Method of Moments)を用い¹⁸、残差項と操作変数が無相関であること (= 直交条件を満たしていること) を

のである。

¹⁵ これは、経済主体を適応的期待形成か合理的期待形成かのどちらかに分け切ることを意味している。しかしながら、こうした仮定が強すぎると違和感を覚える場合は、ここで推計する適応的期待形成の割合と合理的期待形成の割合を「平均的経済主体の抱く期待形成の割合」と解釈しても差し支えない。また、ここでは、期待形成のパターンについて、確率的に完全予見となっているパターンと、確率的に完全1期ラグ (期待調整係数が1) となっているパターンの2つが存在すると仮定しており、前者のForward-lookingなパターンを「合理的期待形成」のパターン、後者のBackward-lookingなパターンを「適応的期待形成」のパターンと想定している。

¹⁶ ここでは、最も極端な期待形成の適応を行うケースとして、「期待形成誤差が1期で修正される (すなわち、期待調整係数が1である) ケース」を以って、適応的期待形成への第1次近似としている。しかしながら、適応的期待とは「過去に形成された期待を実績値と比較し、その誤差に応じて期待を修正していくもの」であるため、厳密には、ここでの静学的期待は適応的期待とは一致しない。適応的期待の過程の拡張・厳密化は、今後の課題としたい。

¹⁷ Muthの合理的期待形成とは、t期に利用可能な情報 I_t を用いてt+n期における (平均) インフレ率 π_{t+n} を予想する場合、 $\pi_{t+n}^e = E[\pi_{t+n} | I_t] \dots (*)$ として与えられるが、この(*)式を線形の形で表現したものが本文中の $\pi_{t+n} = \pi^{rational}_t + u_{t+n}$ である。

¹⁸ GMM推計により期待形成を計測した研究として、Hansen and Singleton[1982]がある。

確認することによって、推計結果の頑健性を検証することにする¹⁹。

まず、家計の期待インフレ率を用いた推計には、消費者態度指数の期待形成の対象期間が1991年第1四半期以前は「今後1年間の物価の上がり方」を尋ねているのに対し、第2四半期以降は「今後半年間の物価の上がり方」を尋ねている点を考慮し、ダミー処理を行った。すなわち、(1)式の π_t^{rational} に $d_{t+2} + (1-d)_{t+4}$ ($d = 0$ [1971/2Q ~ 1991/1Q]、 $d = 1$ [1991/2Q ~ 1999/2Q]) を代入した次の(2)式を用いた。

$$\pi_t^e = \alpha\pi_{t-1} + (1-\alpha)[d\pi_{t+2} + (1-d)\pi_{t+4}] + \eta_t \dots\dots\dots(2)$$

$$d = \begin{cases} 0(1971/2Q \sim 1991/1Q) \\ 1(1991/2Q \sim 1999/2Q) \end{cases}$$

また、企業の期待インフレ率を用いた推計には、短観製品価格判断 DI の期待形成の対象期間が向こう1四半期であることを考慮し、(1)式の π_t^{rational} に π_{t+1} を代入した次の(3)式を用いた。

$$\pi_t^e = \alpha\pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t+1} + \eta_t \dots\dots\dots(3)$$

さらに、中期の期待インフレ率を用いた推計には、次の(4)式を用いた。

$$\pi_t^e = \alpha\pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t+12} + \eta_t \dots\dots\dots(4)$$

推計は前述の理由から GMM を用いて行ったが、操作変数としては、家計・企業の両ケースとも、GDP ギャップ 3 期ラグ、鉱工業生産指数前年比 3 期ラグ、失業率 3 期ラグ、稼働率指数前年比 3 期ラグを用いている。また、家計の期待形成シェアの推計に際し、誤差項の自己相関の次数については、本来であれば、期待形成の期間が1991年第1四半期以前と第2四半期以降とで先行き4期から先行き2期にスイッチしていることに合わせて、1991年第1四半期以前は次数を3、1991年第2四半期以降は次数を1とすべきところであるが、計量プログラム²⁰の制約上、途中で次数をスイッチさせることができなかった。そこで、本稿では、誤差項の自己相関の次数が全

¹⁹ こうすることによって、所与のモデルに対して GMM を適用するに当たり、適切な操作変数が選択されていることが保証され、通常の OLS 等では efficient な推計結果が得られないという問題が回避される。

²⁰ 推計には TSP International Version 4.4 を用いた。

期間通じて3であるケースと1であるケースの両方を試みた。

3-2. 推計結果

推計結果をみると(図表8)まず、家計については、物価変動期、物価安定期を通じて3~4割の経済主体が適応的な期待形成を行っており、6~7割が合理的な期待形成を行っていることが分かる。また、各期における期待形成の比率(下表のと)が有意に異なるかどうかを尤度比型検定により検定すると²¹、誤差項の自己相関の次数が3のケース、1のケースともに5%水準では有意に異なる結果となった。

家計の期待形成比率

	「物価変動期」の比率() 適応的：合理的 ()内は p-value**	「物価安定期」の比率() 適応的：合理的 ()内は p-value**	と が有意に異なるかどうかの検定結果(² 統計量) ()内は p-value***
誤差項の 自己相関 次数：3	35：65 (0.001)	43：57 (0.000)	3.829 (0.050)
誤差項の 自己相関 次数：1	43：57 (0.000)	43：57 (0.000)	0.013 (0.908)

* 比率は推計結果として得られた係数(、1-)を100倍したものの。

** 推計結果として得られた係数 が有意に0と異なるか否かを尤度比型検定により検定($H_0: =0$)したものであり、²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

*** と の推計結果として得られた係数 (便宜上、各々 β_1 、 β_2 とする)が有意に異なるか否かを尤度比型検定により検定($H_0: \beta_1 = \beta_2$)したものであり、²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

企業については、物価変動期には7割強が適応的な期待形成(3割弱が合理的な期待形成)を行っていたのに対し、物価安定期には適応的な期待形成を行う割合と合理的な期待形成を行う割合が半々となっている。もっとも、各期における期待形成の比率(下表のと)が有意に異なるかどうかを尤度比型検定により検定してみると、5%水準で有意に異なる結果となった。

また、各期における期待形成の比率が家計と企業で有意に異なるかどうか(次頁の表中のと、と が有意に異なるかどうか)を尤度比型検定により検定してみると、いずれも企業のほうが家計よりも適応的な期待形成を行う割合が高いことが分かる。

²¹ GMMにおける尤度比型検定については、Ogaki[1993]が詳しい。

企業の期待形成比率

「物価変動期」の比率 ^() 適応的：合理的 ()内は p-value**	「物価安定期」の比率 ^() 適応的：合理的 ()内は p-value**	と が有意に異なるかどうかの検定結果 (² 統計量) ()内は p-value***
74 : 26 (0.000)	53 : 47 (0.000)	2.327 (0.127)

* 比率は推計結果として得られた係数 (β_1 、 β_2) を 100 倍したもの。

** 推計結果として得られた係数 β_1 が有意に 0 と異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta_1 = 0$) したものであり、²統計量の upper tail 5%に入る確率を示す。

*** と の推計結果として得られた係数 (便宜上、各々 β_3 、 β_4 とする) が有意に異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta_3 = \beta_4$) したものであり、²統計量の upper tail 5%に入る確率を示す。

家計と企業の期待形成比率の差異の検定

	「物価変動期」の比率 (と) の差異の検定結果 (² 統計量) ()内は p-value*	「物価安定期」の比率 (と) の差異の検定結果 (² 統計量) ()内は p-value**
家計の期待形成比率算出において誤差項の自己相関の次数を 3 としたケース	7.595 (0.006)	5.355 (0.021)
家計の期待形成比率算出において誤差項の自己相関の次数を 1 としたケース	4.611 (0.032)	5.419 (0.020)

* と の推計結果として得られた係数 (便宜上、各々 β_1 、 β_3 とする) が有意に異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta_1 = \beta_3$) したものであり、²統計量の upper tail 5%に入る確率を示す。

** と の推計結果として得られた係数 (便宜上、各々 β_2 、 β_4 とする) が有意に異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta_2 = \beta_4$) したものであり、²統計量の upper tail 5%に入る確率を示す。

さらに、企業規模別の WPI²²と短観製品価格判断 DI を用いて、Carlson-Parkin 法により企業規模別の期待インフレ率を算出し、企業の期待形成比率を企業規模別に推計した²³。推計方法は、企業の期待形成比率の法法と同様、(3)式をベースとし、GMM を用いているが、操作変数は、GDP ギャップ 3 期ラグ、鉱工業生産指数前年比 3 期ラグ、稼働率指数前年比 3 期ラグを用いた。

推計結果をみると(図表 9) 大企業は 5 割が適応的な期待形成を行っているのに対し、中小企業の適応的期待形成の割合は 3 割強にとどまっている。なお、これらの割合(大企業と中小企業の期待形成の割合)が有意に異なるかどうか(表中のと が有意に異なるかどうか)を尤度比型検定により検定してみると、5%水準で有意に異なるという結果が得られた。

²² 中小企業庁「規模別卸売物価指数」より、「大企業製品」および「中小企業製品」の前期比を用い、年率換算したもの。

²³ ただし、推計期間は、企業規模別の WPI のデータの制約上、物価安定期のみとした。

企業規模別の期待形成比率

	「物価安定期」の比率 [*] 適応的：合理的 ()内は p-value ^{**}	と が有意に異なるか否かの 検定結果(² 統計量) ()内は p-value ^{***}
大企業	53 : 47 (0.025)	5.183 (0.023)
中小企業	34 : 66 (0.006)	

* 比率は推計結果として得られた係数 (β 、 $1-\beta$) を 100 倍したものの。

** 推計結果として得られた係数 β が有意に 0 と異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta=0$) したものであり、²統計量の upper tail 5%に入る確率を示す。

*** と の推計結果として得られた係数 (便宜上、各々 β_5 、 β_6 とする) が有意に異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta_5 = \beta_6$) したものであり、²統計量の upper tail 5%に入る確率を示す。

**** サンプル期間は「物価安定期」の 83/1Q～99/2Q。

また、中期の期待インフレ率についても、同様にして期待形成の比率を推計してみた。この際、合理的期待形成については 12 期先の CPI3 年前比年率換算値を用い、適応的期待形成については、過去 1 年間の価格動向 (= 1 期前の CPI 前年比) を用いた²⁴。推計結果をみると (図表 10)、適応的な期待形成と合理的な期待形成の割合がほぼ半々となっており、企業 (大企業) の期待形成パターンと似通った結果が得られた²⁵。

中期の期待インフレ率

	「物価安定期」の比率 [*] 適応的：合理的 ()内は p-value ^{**}
過去 1 年間の価格動向を 用いるケース	49 : 51 (0.000)

* 比率は推計結果として得られた係数 (β 、 $1-\beta$) を 100 倍したものの。

** 推計結果として得られた係数 β が有意に 0 と異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta=0$) したものであり、²統計量の upper tail 5%に入る確率を示す。

*** サンプル期間は 86/1Q～99/2Q。

²⁴ 前述のとおり、国債利回りデータの制約から、推計期間は 1986 年以降となっている。また、操作変数は、GDP ギャップ 3 期ラグ、鉱工業生産指数前年比 3 期ラグ、失業率 3 期ラグ、稼働率指数前年比 3 期ラグを用いた。

²⁵ なお、適応的期待形成に関し、過去 2 年間の価格動向 (= 1 期前の CPI2 年前対比年率換算値) を用いるケースと過去 3 年間の価格動向 (= 1 期前の CPI3 年前対比年率換算値) を用いるケースも推計してみた。その結果、適応的期待形成に用いる価格動向の情報をより過去に依存したものとするに従って、適応的な期待形成の割合が 35%、22%と減少する結果となった。これは、適応的な期待形成に当たっては足許の情報により強く引きずられていることを示しているものと思われる。

4. インプリケーション

4-1. 分析結果のポイント

以上の推計結果から観察されるポイントを纏めると以下の5点である。

- (1) 家計については、「物価変動期」、「物価安定期」を通じて6割前後が合理的な（4割前後が適応的な）期待形成を行っている。
- (2) 企業については、「物価変動期」、「物価安定期」を通じて3割～5割が合理的な（7割～5割が適応的な）期待形成を行っている。
- (3) 家計と企業を比較すると、「物価変動期」、「物価安定期」を通じて企業の方が適応的期待の割合が高い。
- (4) 企業の期待形成を企業規模別に比較すると、大企業の方が適応的期待の割合が高い。
- (5) 企業や市場参加者が期待形成の主体となっている中期の期待インフレ率をみると、適応的な期待形成と合理的な期待形成の割合は半々となっている。これは、短期の期待インフレ率を用いて推計した企業（大企業）の期待形成パターンと似ている。

4-2. 考察と若干のインプリケーション

（企業と個人の期待形成の違いについて）

企業と家計の期待形成を比較すると、「物価変動期」、「物価安定期」を通じて企業のほうが適応的期待の割合が高い。この点、企業の組織的な意思決定の性質が影響している可能性が指摘できる。すなわち、家計は昔も今も「自由」に期待形成を行えるのに対し、企業の場合は組織としての意思決定を行う際、過去の趨勢に合わせて「保守的」な期待形成となりがちであるため、企業の方が適応的な期待形成の割合が高いと考えられる。

実際、Roberts[1998]では、リヴィングストン・サーベイをベースとした職業エコノミストの期待形成の割合は約4割が適応的であるのに対し、ミシガン・サーベイをベースとした家計の期待形成の割合は3割弱が適応的であるとの結果を得ている。ここで、「職業エコノミスト」は企業人であると考えると、本稿の結果と整合的である。また、Batchelor and Dua[1989]やKeane and Runkle[1990]等の先行研究においても、定量的な割合比較は行っていないが、職業エコノミストの期待形成は適応的であり、家計の期待形成は合理的であるとの結果を得ている。

(企業規模別の期待形成の違いについて)

企業規模別に期待形成比率をみると、大企業のほうが中小企業よりも適応的な期待形成を行っている割合が高かった。これは、組織が巨大な大企業における意思決定は「保守的」な傾向が強い一方、経営者リーダーシップがより強く発揮されると考えられる中小企業は家計の「自由」な期待形成パターンに近いことを示しているものと思われる²⁶。

(インプリケーション)

「物価安定期」の期待形成の比率をみると、家計は6割、企業も5割が合理的な期待形成を行っており、全体としてみれば過半数の経済主体が合理的な期待形成を行っている。仮に、本稿が示すように、合理的な期待形成が優勢となっているとすれば、

人々の中央銀行への信認が十分であり、かつ中央銀行自身が判断の誤りを犯さない限りにおいて、中央銀行は、現時点の経済環境に基づいたメッセージを正確かつ適切に発信することによって現時点の人々の期待形成にリアルタイムに働きかけることが可能となる。すなわち、中央銀行が正確かつ適切なシグナルを経済主体に送ることによって、過半数の経済主体(=合理的な期待形成を行う経済主体)は比較的速やかにそのシグナルを織り込んで期待を修正する。この場合、中央銀行がメッセージを発信した時点の経済環境とその結果が発現してくる時点での経済環境の差異が小さいため、中央銀行が意図した通りの反応がより効率的に得られ、経済全体にとっても政策発動と効果顕現化のタイムラグに起因する社会的損失が少なく済むと思われる。従って、過半数の経済主体が合理的な期待形成を行っている状況下では、中央銀行による適切な情報提供が政策効果を高めることにつながり得る。近年議論されている中央銀行の透明性とアカウンタビリティの向上は、こうした観点からも重要と言えよう。

以上

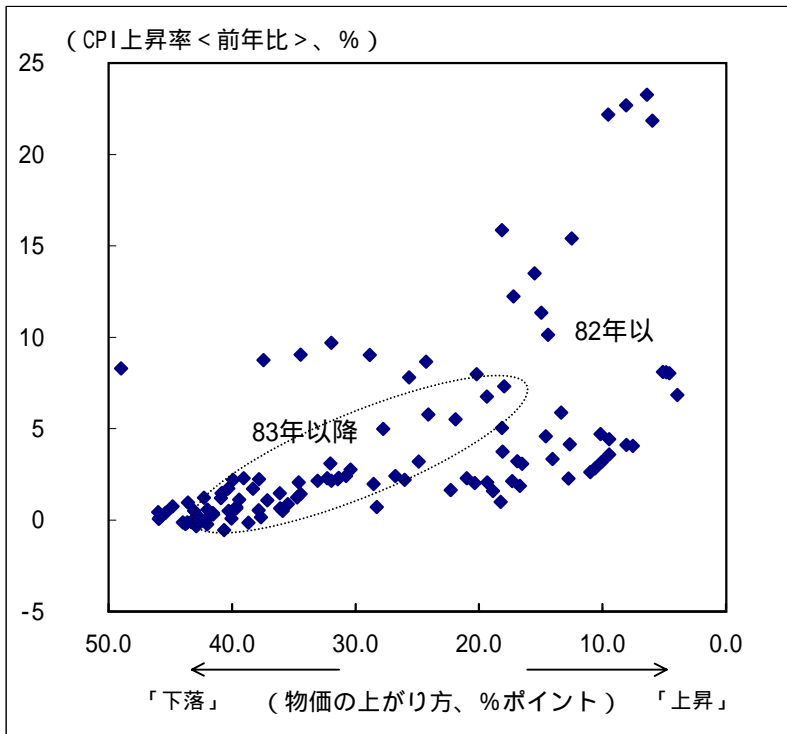
²⁶ 尤度比型検定では有意な差としては認められなかったが、企業の適応的期待形成の割合が「物価変動期」には7割強であったのに対し、「物価安定期」には5割にまで低下したことに鑑みると、こうした組織的な意思決定の「保守的」傾向も、以前と比べると幾分かは解消してきているのかもしれない。

[参考文献]

- Batchelor, R. A. and Dua, P. "Household versus Economist Forecasts of Inflation: A Reassessment," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 21, No. 2, 1989
- Carlson, J. A. and Parkin, M. "Inflation and Expectations," *Economica*, Vol. 42, No. 166, 1975
- Hansen, L. P. and Singleton, K. J. "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, Vol. 50, No. 5, 1982
- Roberts, John M. "Inflation Expectation and the Transmission of Monetary Policy," *FRB Working Paper*, October 1998
- Keane, M. P. and Runkle, D. E. "Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data," *American Economic Review*, Vol. 80, No. 4, 1990
- Mankiw, N. G. "Consumer Durables and the Real Interest Rate," *Review of Economics and Statistics*, 1985
- Ogaki, Masao, "Generalized Method of Moments: Economic Applications," *Handbook of Statistics*, Vol.11, 1993, North-Holland
- 小川一夫、「所得リスクと予備的貯蓄」、『経済研究』、Vol. 42, No. 2、1991年。
- 新保生二、「現代日本経済の解明　スタグフレーションの研究」、『東洋経済新報社』、1979年。
- 豊田利久、「大インフレーション期における期待の形成」、『季刊理論経済学』、第30巻3号、東洋経済新報社、1979年。
- 、「合理的期待形成の検証」、『国民経済雑誌』、第154巻第2号、1986年。

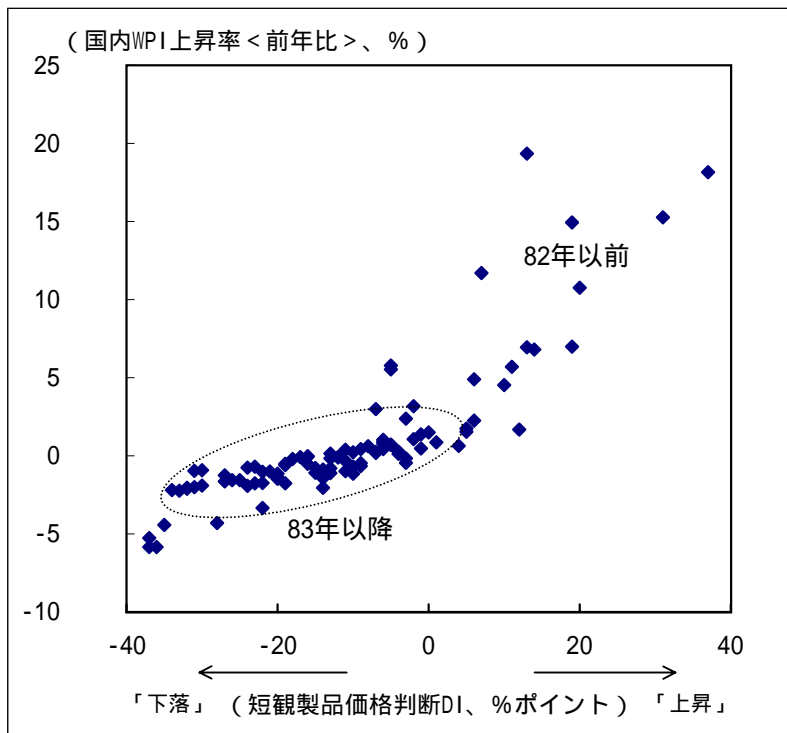
先行き価格見通しと物価指数

(1) 消費者態度指数とCPI除く生鮮食品(サンプル期間:71/2Q~98/4Q)



(注) CPI除く生鮮食品は1年先(91/2Q以降は2期先)の前年比(91/2Q以降は半年前比率換算)の値。

(2) 短観製品価格判断DIと国内WPI(サンプル期間:74/3Q~99/1Q)

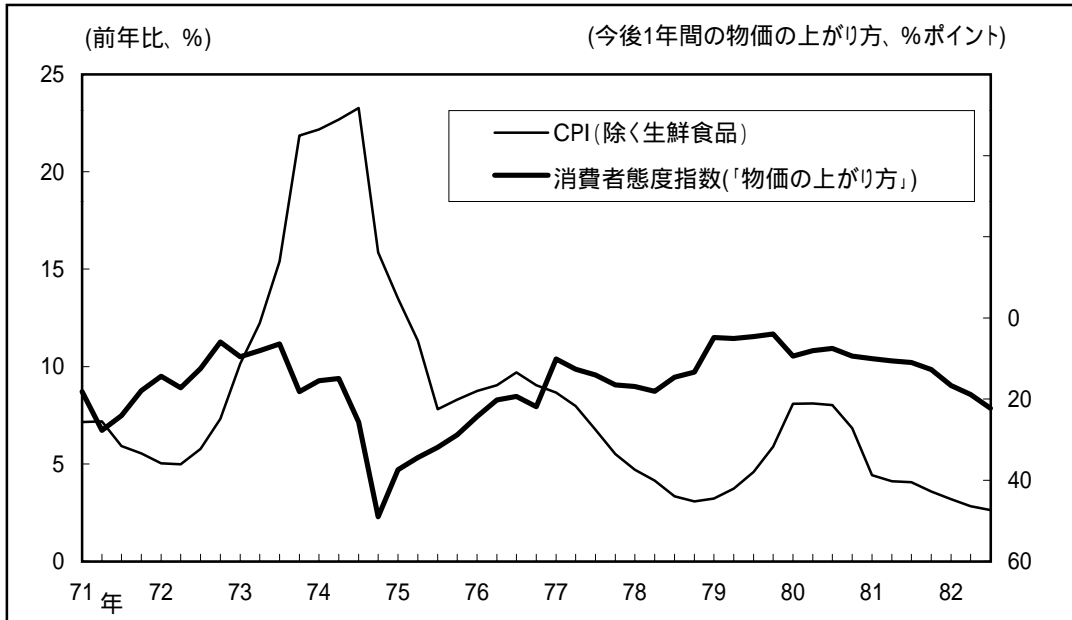


(資料) 経済企画庁「消費動向調査」、総務庁「消費者物価指数」、日本銀行「企業短期経済観測調査」「卸売物価指数」

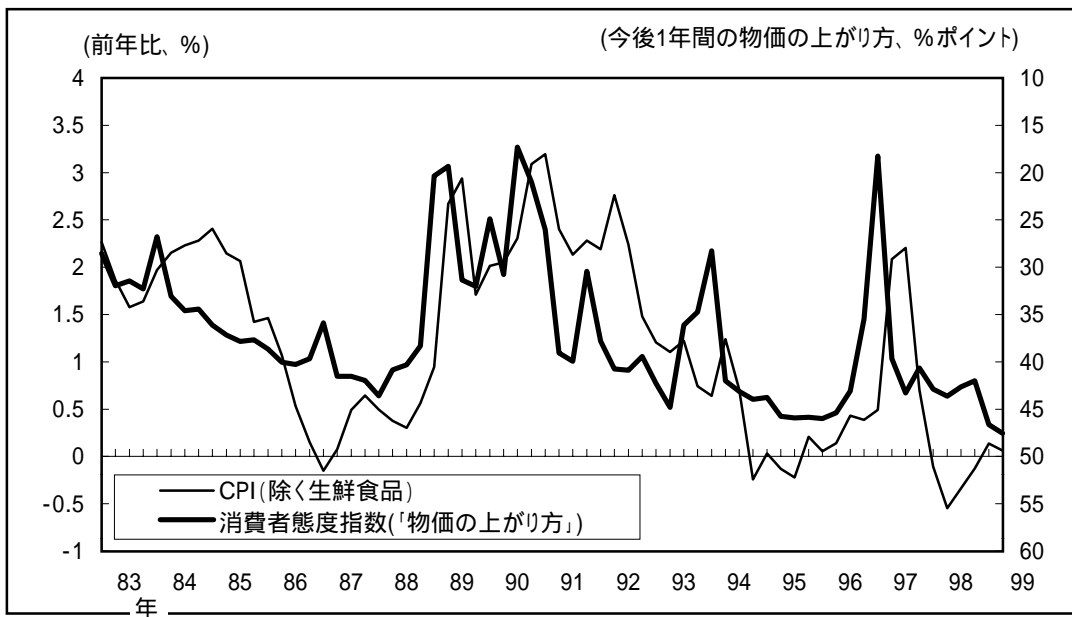
(図表 2)

消費者態度指数とCPI(除く生鮮食品)

(1971/2Q ~ 1982/4Q)



(1983/1Q ~ 1999/2Q)

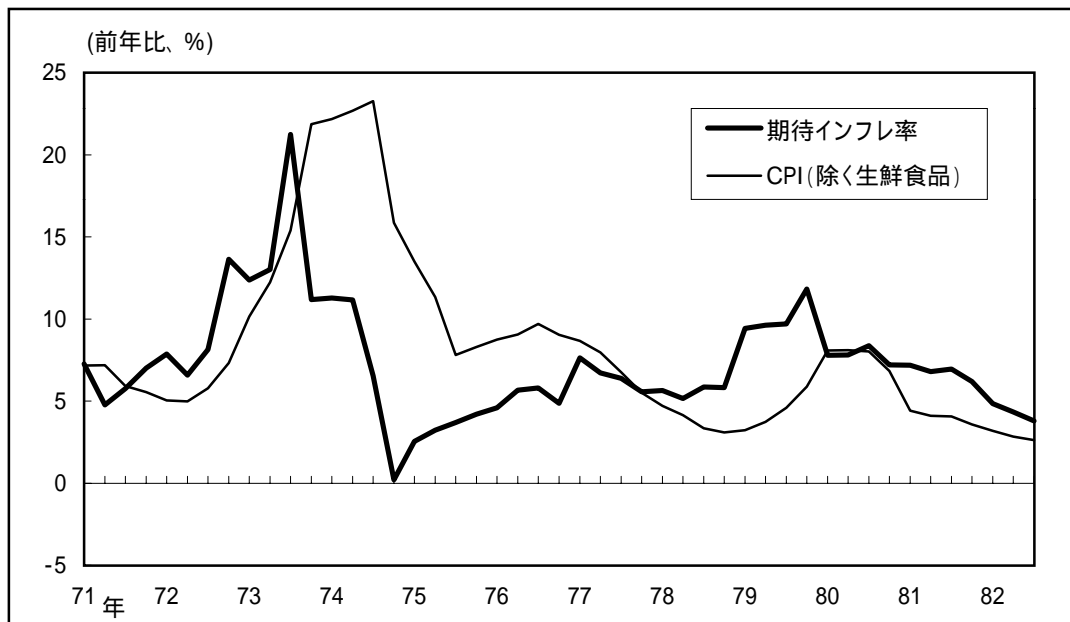


- (注) ・「物価の上がり方」が、今後1年間(91/2Q以降は半年間)に今よりも高くなると思うかという質問に対し、「低くなる」、「やや低くなる」、「変わらない」、「やや高くなる」、「高くなる」という5つの回答があり、それぞれ1、0.75、0.5、0.25、0のウェイトを乗じ、指数化したもの。
・ CPIについては、91/2Q以降は、季調済半年前対比物価上昇率の年率換算値。
・ 消費者態度指数(「物価の上がり方」)、CPI除く生鮮食品ともに消費税要因未調整。

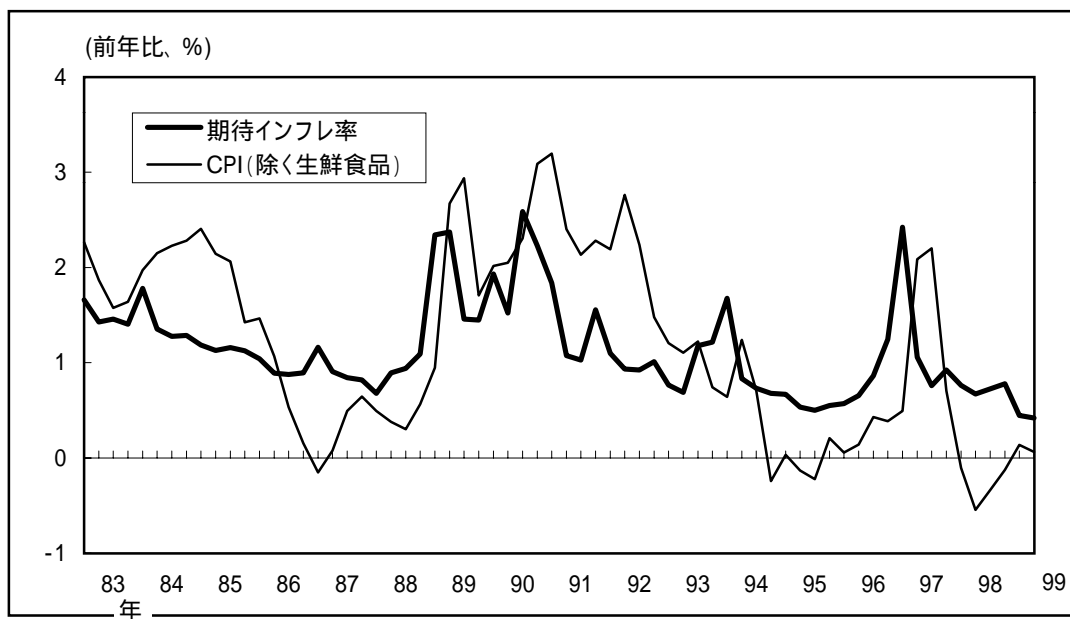
(資料) 経済企画庁「消費動向調査」、総務庁「消費者物価指数」

期待インフレ率とCPI(除く生鮮食品)

(1971/2Q ~ 1982/4Q)



(1983/1Q ~ 1999/2Q)



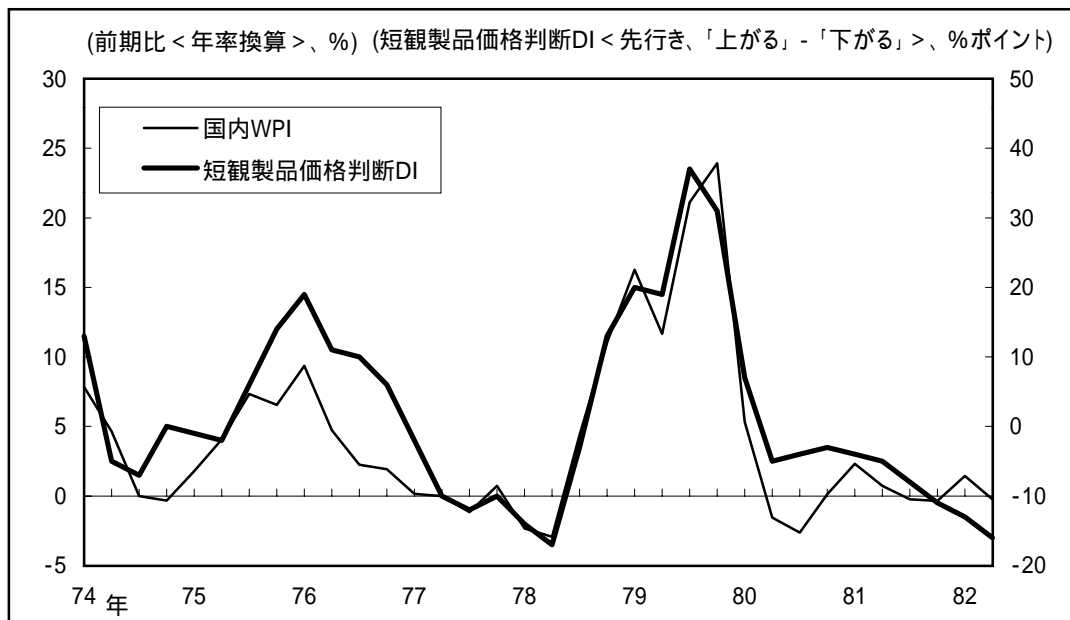
(注) 期待インフレ率、CPI(除く生鮮食品)ともに消費税要因未調整。

(資料) 経済企画庁「消費動向調査」、総務庁「消費者物価指数」

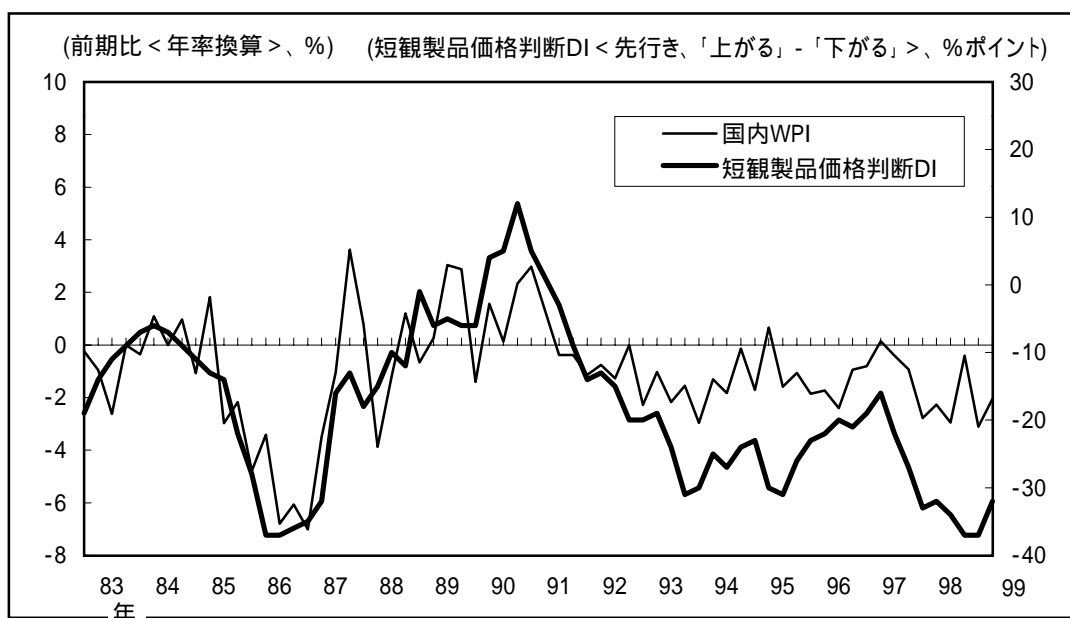
(図表 4)

短観製品価格判断DIと国内WPI

(1974/3Q ~ 1982/4Q)



(1983/1Q ~ 1999/2Q)



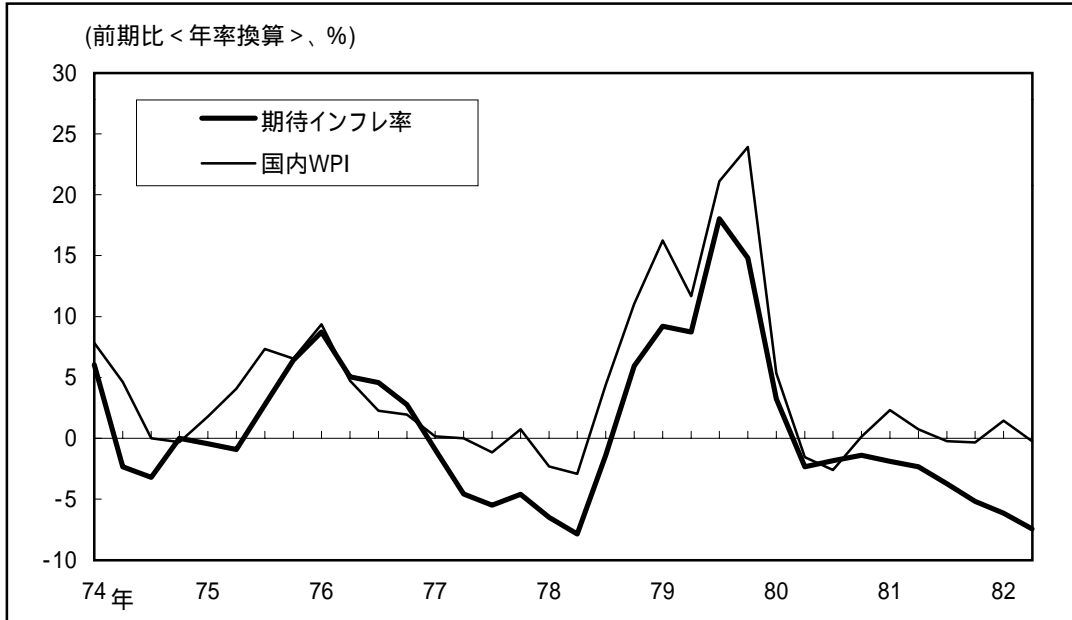
(注) ・短観製品価格判断DIの先行き予測は向こう四半期の見通しであるため、国内WPIも前期比の年率換算値を使用。

・国内WPIは消費税要因調整済み。

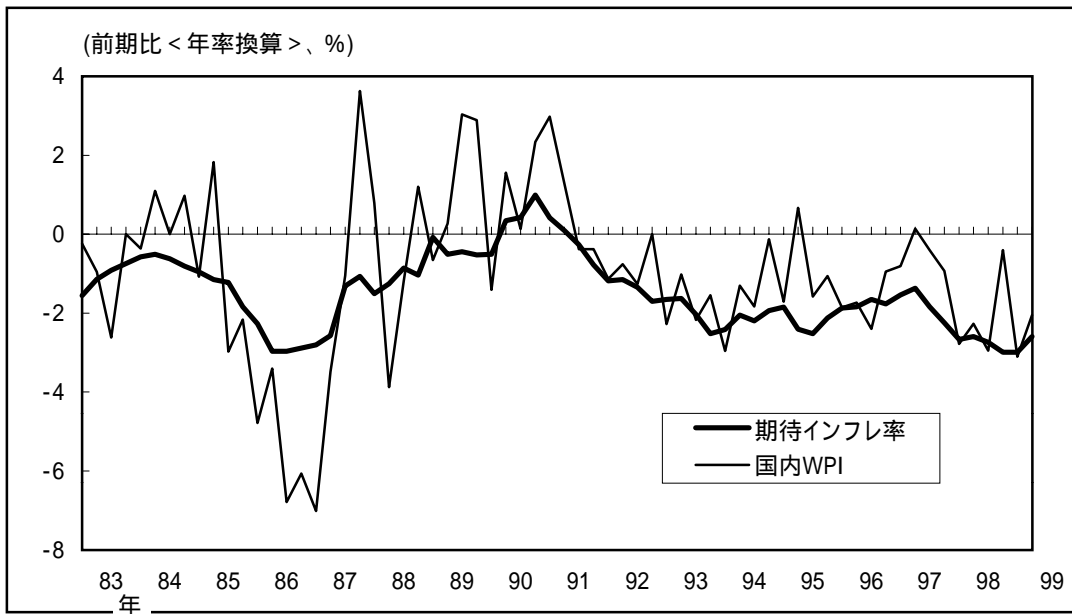
(資料) 日本銀行「企業短期経済観測調査」「卸売物価指数」

期待インフレ率と国内WPI

(1974/3Q ~ 1982/4Q)



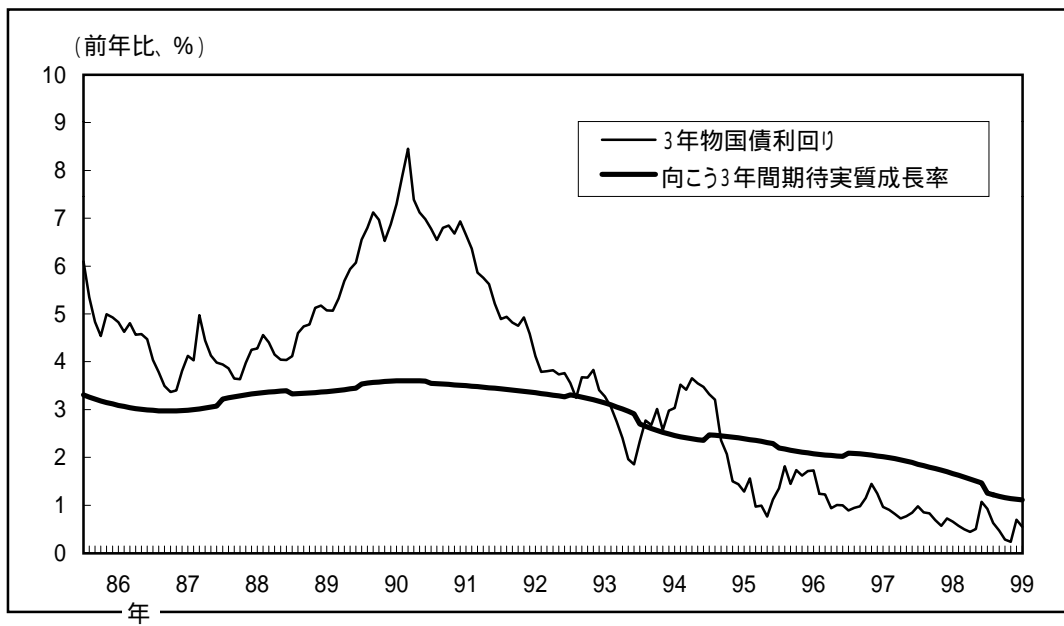
(1983/1Q ~ 1999/2Q)



(注) ・ 短観製品価格判断DIの先行き予測は向こう四半期の見通しであるため、国内WPIも前期比の年率換算値を使用。
・ 国内WPIは消費税要因調整済み。

(資料) 日本銀行「企業短期経済観測調査」「卸売物価指数」

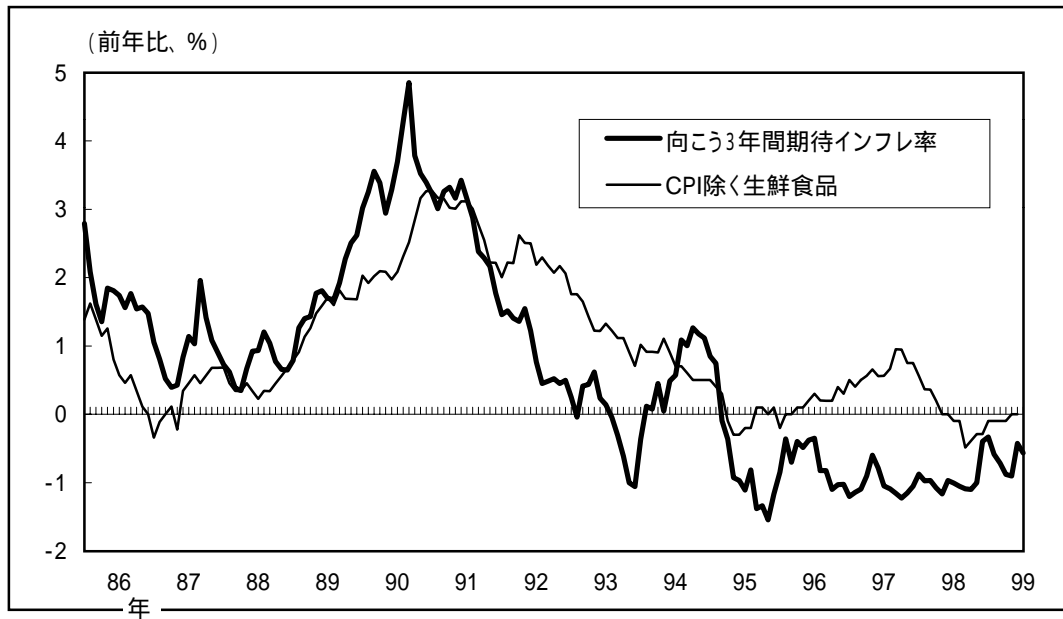
期待実質成長率と国債利回り



(注) 期待実質成長率は月次ベースに線形補完したもの。

(資料) 経済企画庁「企業行動に関するアンケート調査報告書」、日本証券協会

期待インフレ率とCPI(除く生鮮食品)



- (注) ・ 国債利回りから経済企画庁の期待実質成長率を差し引いて算出。
・ 期待実質成長率は月次ベースに線形補完したもの。
・ CPI除く生鮮食品(前年比)は消費税要因調整済み。

(資料) 経済企画庁「企業行動に関するアンケート調査報告書」、日本証券協会
総務庁「消費者物価指数」

期待形成のパターン(短期) 1

(1) 家計の期待形成比率

(誤差項の自己相関次数が3のケース)

計測期間	(適応的期待形成のシェア)	1- (合理的期待形成のシェア)	が有意に0と異なるかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value* < >内は自由度	と が有意に異なるかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value** < >内は自由度	直交条件を満たしているかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value***	(参考) 修正R²
「物価変動期」 (71/2Q ~ 82/4Q)	0.347	0.653	11.091 (0.001) < 12 >	3.829 (0.050) < 12 >	9.460 (0.579)	0.285
「物価安定期」 (83/1Q ~ 99/2Q)	0.434	0.566	96.424 (0.000) < 12 >		8.332 (0.683)	0.430

(誤差項の自己相関次数が1のケース)

計測期間	(適応的期待形成のシェア)	1- (合理的期待形成のシェア)	が有意に0と異なるかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value* < >内は自由度	と が有意に異なるかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value** < >内は自由度	直交条件を満たしているかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value***	(参考) 修正R²
「物価変動期」 (71/2Q ~ 82/4Q)	0.434	0.566	12.643 (0.000) < 12 >	0.013 (0.908) < 12 >	16.480 (0.124)	0.224
「物価安定期」 (83/1Q ~ 99/2Q)	0.428	0.572	65.690 (0.000) < 12 >		11.593 (0.395)	0.432

* 推計結果として得られた係数 が有意に0と異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta = 0$) したものであり、²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

** と の推計結果として得られた係数 (便宜上、各々 β_1 、 β_2 とする) が有意に異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta_1 = \beta_2$) したものであり、²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

*** 過剰識別条件が成立していないかどうかを尤度比型検定により検定 ($H_0: E(\epsilon_t | Z_t) = 0$ < ϵ_t : 残差、 Z_t : 操作変数ベクトル >) したものであり、²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

(注) 操作変数は、いずれの推計においても、GDPギャップ3期ラグ(GAP_{t-2} 、 GAP_{t-3} 、 GAP_{t-4})、鉱工業生産指数前年比3期ラグ(IIP_{t-2} 、 IIP_{t-3} 、 IIP_{t-4})、失業率3期ラグ(UE_{t-2} 、 UE_{t-3} 、 UE_{t-4})、稼働率指数前年比3期ラグ(CU_{t-2} 、 CU_{t-3} 、 CU_{t-4})を用いている。

期待形成のパターン(短期) 2

(2) 企業の期待形成比率

計測期間	(適応的期待形成のシェア)	1- (合理的期待形成のシェア)	が有意に0と異なるかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value* < >内は自由度	と が有意に異なるかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value** < >内は自由度	直交条件を満たしているかどうかの検定結果 ²統計量 ()内はp-value***	(参考) 修正R²
「物価変動期」 (74/3Q ~ 82/4Q)	0.741	0.259	26.931 (0.000) < 11 >	2.327 (0.127) < 11 >	12.184 (0.273)	0.696
「物価安定期」 (83/1Q ~ 99/2Q)	0.526	0.474	13.958 (0.000) < 11 >		11.497 (0.320)	0.523

* 推計結果として得られた係数 が有意に0と異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: =0$) したものであり、
²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

** と の推計結果として得られた係数 (便宜上、各々 β_3 、 β_4 とする) が有意に異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta_3 = \beta_4$) したものであり、
²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

*** 過剰識別条件が成立していないかどうかを尤度比型検定により検定 ($H_0: E(\epsilon_t | Z_t) = 0$ < ϵ_t : 残差、 Z_t : 操作変数ベクトル >) したものであり、
²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

(注) 操作変数は、いずれの推計においても、GDPギャップ3期ラグ(GAP_{t-2} 、 GAP_{t-3} 、 GAP_{t-4})、鉱工業生産指数前年比3期ラグ(IIP_{t-2} 、 IIP_{t-3} 、 IIP_{t-4})、失業率3期ラグ(UE_{t-2} 、 UE_{t-3} 、 UE_{t-4})、稼働率指数前年比3期ラグ(CU_{t-2} 、 CU_{t-3} 、 CU_{t-4})を用いている。

期待形成のパターン(企業規模別)

計測期間： 「物価安定期」 (83/1Q～99/2Q)	(適応的期待形 成のシェア)	1- (合理的期待形 成のシェア)	が有意に0と 異なるかどうか の検定結果 ² 統計量 ()内はp-value* < >内は自由度	と が有意に 異なるかどうか の検定結果 ² 統計量 ()内はp-value** < >内は自由度	直交条件を満た しているかどうか の検定結果 ² 統計量 ()内はp-value***	(参考) 修正R ²
大企業	0.531	0.469	4.998 (0.025) < 8 >	5.183 (0.023) < 8 >	6.856 (0.444)	0.230
中小企業	0.343	0.657	7.606 (0.006) < 8 >		11.929 (0.103)	0.513

* 推計結果として得られた係数 が有意に0と異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta = 0$) したものであり、²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

** と の推計結果として得られた係数 (便宜上、各々 β_5 、 β_6 とする) が有意に異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta_5 = \beta_6$) したものであり、²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

*** 過剰識別条件が成立していないかどうかを尤度比型検定により検定 ($H_0: E(\epsilon_t | Z_t) = 0$ < ϵ_t : 残差、 Z_t : 操作変数ベクトル >) したものであり、²統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

(注) 操作変数は、GDPギャップ3期ラグ(GAP_{t-2} 、 GAP_{t-3} 、 GAP_{t-4})、鉱工業生産指数前年比3期ラグ(IIP_{t-2} 、 IIP_{t-3} 、 IIP_{t-4})、稼働率指数前年比3期ラグ(CU_{t-2} 、 CU_{t-3} 、 CU_{t-4})を用いている。

期待形成のパターン(中期)

計測期間： 86/1Q～99/2Q	(適応的期待形成のシェア)	1- (合理的期待形成のシェア)	が有意に0と異なるかどうかの 検定結果 *統計量 ()内はp-value* < >内は自由度	直交条件を満たしているかどうかの検定結果 *統計量 ()内はp-value**	(参考) 修正R ²
過去1年間の価格動向を用いるケース (1期前のCPI前年比を用いるケース)	0.490	0.510	100.617 (0.000) < 11 >	3.118 (0.979)	0.748
過去2年間の価格動向を用いるケース (1期前のCPI2年前対比年率換算値を用いるケース)	0.355	0.645	28.944 (0.000) < 11 >	3.166 (0.977)	0.694
過去3年間の価格動向を用いるケース (1期前のCPI3年前対比年率換算値を用いるケース)	0.223	0.777	11.349 (0.001) < 11 >	3.348 (0.972)	0.546

* 推計結果として得られた係数 β が有意に0と異なるか否かを尤度比型検定により検定 ($H_0: \beta = 0$) したものであり、
*統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

** 過剰識別条件が成立していないかどうかを尤度比型検定により検定 ($H_0: E(\epsilon_t | Z_t) = 0$ < ϵ_t : 残差、 Z_t : 操作変数ベクトル >) したものであり、
*統計量のupper tail 5%に入る確率を示す。

(注) 操作変数は、GDPギャップ3期ラグ(GAP_{t-2} 、 GAP_{t-3} 、 GAP_{t-4})、鉱工業生産指数前年比3期ラグ(IIP_{t-2} 、 IIP_{t-3} 、 IIP_{t-4})、失業率3期ラグ(UE_{t-2} 、 UE_{t-3} 、 UE_{t-4})、稼働率指数前年比3期ラグ(CU_{t-2} 、 CU_{t-3} 、 CU_{t-4})を用いている。

[補 論]

Carlson-Parkin 法による期待インフレ率の計測方法

Carlson-Parkin 法とは、インフレ率のような経済変数の変化の予想に関して「上がる」とか「下がる」といった質的なサーベイデータと実績値が与えられている場合に、その変数の社会全体としての平均的な予想値を作成する方法である。ここでは、小川[1991]、豊田[1986]等の説明を参考に、本文中で計測した期待インフレ率の具体的な計測手法を説明する。

(1) データセット

本稿では次のデータセットを利用した。

[家計の期待インフレ率の計測]

- ・質的なサーベイデータ：経済企画庁「消費動向調査」所収の「物価の上がり方」¹
- ・インフレ実績値：総務庁「消費者物価指数」所収の「消費者物価指数除く生鮮食品全国平均」

[企業の期待インフレ率の計測]

- ・質的なサーベイデータ：日本銀行「企業短期経済観測調査」所収の「製品価格判断（製造業）」
- ・インフレ実績値：日本銀行「卸売物価指数」所収の「国内卸売物価指数総平均」

(2) 仮定

Carlson-Parkin 法では、以下の2つの仮定をおく²。

[仮定 1] 各主体とも、t 期におけるインフレ率の騰落を感知する一定の臨界点 (δ_t) を有しており、これは各主体間で共通である。

[仮定 2] 期待インフレ率に関して、各主体の主観的確率分布の中央値の全体についての分布は、正規分布 $N(\mu_{p,t}, \sigma_{p,t}^2)$ に従う。

(3) 期待インフレ率の計測

上記(2)の仮定の下で、各主体間の期待インフレ率 $\mu_{p,t}$ は、正規分布関数の性質から、次の式で与えられる。

$$\Phi\left(\frac{p_t + \delta_t - \mu_{p,t}}{\sigma_{p,t}}\right) = 1 - A_t$$

¹ 消費者態度指数の一項目である「物価の上がり方」の DI は、物価の上がり方が今後半年間（1991 年第 1 四半期以前は 1 年間）に今よりも高くなると思うかという質問に対し、「低くなる」、「やや低くなる」、「変わらない」、「やや高くなる」、「高くなる」という 5 つの回答があり、それぞれ 1、0.75、0.5、0.25、0 のウェイトを乗じ、指数化したものであるが、Carlson-Parkin 法では、このようにして集計された DI を単に用いるのではなく、DI の構成要素の変動に着目する。例えば、仮に同じ DI=50 でも、「低くなる：20、やや低くなる：20、変わらない：20、やや高くなる：20、高くなる：20」と「低くなる：5、やや低くなる：10、変わらない：70、やや高くなる：10、高くなる：5」では、期待値は同じであるが、明らかに前者の方がボラティリティーが大きい。同法では、こうした情報を活用するのである。

² 以下、小川[1991]の説明を参考にしている。

$$\Phi\left(\frac{p_t - \delta_t - \mu_{p,t}}{\sigma_{p,t}}\right) = B_t$$

ただし、 p_t : インフレ率実績値

(\cdot) : 累積標準正規分布関数

A_t : 「物価が上がる」と回答した人の割合 (密度関数の右裾領域)

B_t : 「物価が下がる」と回答した人の割合 (密度関数の左裾領域)

、 式を μ_t について解くと、 式が得られる。

$$\mu_{p,t} = p_t - \delta_t \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t}$$

ただし、 $\delta_t = \Phi^{-1}(1 - A_t)$

$\delta_t = \Phi^{-1}(1 - B_t)$

式中、 δ_t 、 δ_t は A_t 、 B_t から計算できる。また、 p_t も分かっている。従って、期待インフレ率 μ_t を計測するためには、あと閾値 δ_t が分かればよい。

閾値 δ_t を求めるには、(イ) Carlson-Parkin 法オリジナルのインフレ率の事後の実現値を用いる方法、(ロ) 合理的期待仮説を仮定する方法、(ハ) 単純に 式に最小二乗法を適用する方法、等が考えられる。しかしながら、本稿では、求めた期待インフレ率を期待形成のパターン (すなわち、適応的期待形成と合理的期待形成の割合) の推計に用いるため、期待インフレ率の期間平均が事後の実現値の期間平均と一致すると仮定する(イ)や合理的期待形成をアприオリに仮定する(ロ)ではなく、(ハ)によって閾値 δ_t を求めることとする。

すなわち、 式を用いて、

$$\sum (p_t - \mu_t)^2 = \sum \left(\delta_t \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t} \right)^2$$

を最小にする

$$\hat{\delta} = \frac{-\sum \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t} p_t}{\sum \left(\frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t} \right)^2}$$

を δ_t の推定値とする。これを 式に代入することによって、期待インフレ率 μ_t が計測できる。