

Working Paper Series

インフレの不確実性とインフレ率水準の関係

木村武*・種村知樹**

Working Paper 00-10

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: takeshi.kimura-1@boj.or.jp

** e-mail: tomoki.tanemura@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。

インフレの不確実性とインフレ率水準の関係

木村武* ・ 種村知樹**

[要旨]

わが国では、デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢にはなお至らない中で、社会にとって望ましいインフレ率（＝中央銀行が目標とすべきインフレ率）とは何％程度なのかについて、関心が高まっている。金利のゼロ制約や賃金の下方硬直性の存在を考慮すると、ゼロインフレよりは、ある程度プラスのインフレの方が望ましく、さらに、そうした制約等を完全に回避しようと思えば、数％以上のインフレが必要と考えることもできよう。また、期待インフレ率を高め、実質金利の低下を促すことにより経済を回復させようとする調整インフレ論者からみれば、やはり、数％以上のインフレが望ましいということになる。しかし、望ましいインフレ率について議論する際には、インフレのコストについても考慮する必要があり、インフレの糊しろをできるだけ多めにとろうという考えは明らかに単純に過ぎる。

本稿の目的は、インフレのコストとして、インフレの不確実性を取り上げ、これが、インフレ率水準とどう関係するのか実証することにある。インフレの不確実性の増大は、所得や富の強制的な再分配を招くほか、リスクプレミアムの上昇による金利の上昇などを通じて、経済主体による消費や貯蓄、投資、借入の意思決定に歪みをもたらすと考えられる。このため、インフレ率水準とインフレの不確実性の間に正の相関があれば、望ましいインフレ率は、インフレの不確実性を抑制するためにできるだけ低い方が望ましいということになる。

* 日本銀行調査統計局 [現：企画室] (e-mail : takeshi.kimura-1@boj.or.jp)

** 日本銀行調査統計局(e-mail : tomoki.tanemura@boj.or.jp)

本稿の作成にあたっては、有永恵美氏（日本銀行調査統計局）の多大な協力を得た。なお、本稿に示した意見は、すべて筆者達個人に属し、日本銀行あるいは調査統計局の公式見解を示すものではない。

本稿の具体的な分析アプローチは、State-Dependent ARCH (SD-ARCH：状態依存・自己回帰型条件付分散不均一モデル) と呼ばれるモデルを、複数のタイプのインフレ関数 (フィリップス曲線型、自己回帰型) に適用し、インフレの不確実性を実際に推計することによって、これとインフレ率水準との関係を定量的に調べようというものである。

本稿の実証分析から得られた主な結論は、以下の通り。

1960 年代、1970 年代以降の長期時系列を用いて分析した結果、インフレ率の上昇 (低下) はインフレ率の不確実性を増加 (減少) させることが確認できた。したがって、インフレの不確実性の観点からすると、インフレ率は低い方が望ましく、金利のゼロ制約や賃金の下方硬直性を完全に回避するために、インフレの糊しるを多めにとることや、調整インフレ政策には、コストが伴うことを十分認識する必要がある。

インフレの不確実性を最小にするという意味での最適インフレ率^(注)は、ゼロ近傍にあるが、必ずしも物価指数上のゼロインフレとは対応していない。GDP デフレーターと CPI に関しては、多少のプラスのインフレ率が望ましいとの推計結果が示された。一方、WPI の最適インフレ率にはかなりの幅があるが、マイナス領域にあることは確からしいと言える。物価指数によって最適インフレ率の符号が異なることに関して、確たる理由を見出すことは困難であるが、仮説としては、指数の計測誤差・上方バイアス (CPI の最適インフレ率がプラスの理由) や技術進歩率の格差 (WPI の最適インフレ率がマイナスの理由) を指摘できよう。なお、いずれの指数の最適インフレ率についても、十分な幅をもってみる必要がある。なぜなら、最適インフレ率をゼロから乖離させる理由が、指数の計測誤差や技術進歩率であるならば、これらの要因が変動し得る以上、最適インフレ率もまた変化し得るためである。

インフレ率が比較的安定的に推移するようになった 1980 年代以降のサンプルに限った場合には、対象とする物価指数や推計モデルによって、インフレ率の水準と不確実性間の相関の有無に関して、異なる結果が得られた (WPI と CPI に対

(注) 本稿では、インフレの不確実性 (予期せざるインフレのコスト) を最小化するインフレ率を、便宜上「最適インフレ率」と呼ぶこととするが、これは、予期されたインフレのコストなどを含む「インフレの全コスト」を最小化するインフレ率や、金利のゼロ制約や名目賃金の下方硬直性を考慮した場合の最適インフレ率を示したものであることに留意。あくまで、インフレの不確実性単体を最小化するという観点から計算したインフレ率を指したものである。

してフィリップス曲線型のインフレ関数を適用した場合、相関は確認できない)。しかし、WPI や CPI に比べより包括的な物価指標である GDP デフレーターについては、推計モデルに拘わらず、インフレ率の水準と不確実性間の相関が確認できるほか、サンプル期間の始期を 1980 年代末期にまでスライドさせていっても、最適インフレ率（1%前後）の存在が統計的に確認できた。こうした点を踏まえると、一部の推計結果において、インフレ率の水準と不確実性間の相関が確認されなかったことをもって、「インフレ率の変動が比較的安定した範囲なら、どのインフレ率水準でも不確実性は同じである」と考えるのは早計であり、むしろ、「インフレが安定化した 80 年代以降においても、両者の間には引続き相関がある」可能性が高いといえよう。

インフレの不確実性とインフレ率水準の関係

1. はじめに

わが国では、デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢にはなお至らない中で、社会にとって望ましいインフレ率（＝中央銀行が目標とすべきインフレ率）とは何％程度なのかについて、関心が高まっている。金利のゼロ制約や賃金の下方硬直性の存在を考慮すると、ゼロインフレよりは、ある程度プラスのインフレの方が望ましく、さらに、そうした制約等を完全に回避しようと思えば、数％以上のインフレが必要と考えることもできよう¹。また、期待インフレ率を高め、実質金利の低下を促すことにより経済を回復させようとする調整インフレ論者からみれば、やはり、数％以上のインフレが望ましいということになる（例えば、米国のポール・クルーグマン教授は 4～5％のインフレ率を目標とし、あらゆる手段を使ってそれを実現すべきだと主張している）。

しかし、望ましいインフレ率について議論する際には、インフレのコストについても考慮する必要があり、インフレの糊しるをできるだけ多めにとろうという考えは明らかに単純に過ぎる。インフレのコスト²としては、「予期されたインフレのコスト（メニューコストや靴コスト³、税制を通ずる貯蓄・投資の歪み⁴など）」

¹ 金利のゼロ制約と目標インフレ率の関係について、Forward-Looking Model を用いて政策シミュレーションを行った木村・種村[2000]を参照。また、わが国における賃金の下方硬直性の検証に関しては、木村[1999]を参照。

² インフレのコストに関するサーベイについては、Briault[1995]、Golob[1994]、Hess and Morris[1996]を参照。

³ メニューコストとは、インフレの過程において、各商品・サービスの価格改定に必要な費用を指す。また、靴コストとは、フィッシャー効果（インフレにより長期的には名目利子率が上昇）に伴い、現金保有の機会費用が上昇する結果、人々が現金保有量を減らすために銀行に頻繁に通うようになり、これまで仕事や余暇に費やすことができた時間の一部が犠牲になるという社会的厚生損失を指す。

⁴ 例えば、インフレは法人企業の利潤に対して課せられる実効税率を高めることによって投資を減少させることが考えられる。その一番大きな理由は、企業の減価償却費が簿価で計算されているために、インフレによって減価償却費が過小評価されてしまう結果、法人税の実効税率が高くなってしまう点である。また、在庫の価格調整が収益として換算されるため課税対象となる企業収益が名目上増加する点など様々な理由を挙げることができる。これらは、税制がインフレ中立的ではないことに起因したコストであり、インフレが完全に予想されていても発生する。

のほかに、インフレの不確実性に起因した「予期せざるインフレのコスト」がある。インフレの不確実性の増大は、所得や富の強制的な再分配をもたらすほか、経済主体による消費や貯蓄、投資、借入の意思決定に歪みをもたらす。物価安定とは「経済主体が意思決定を行う際に、将来の物価変動を考慮する必要が無い状態」と説明されることが多いが⁵、これは、インフレの不確実性によるコストを意識する必要のない状態をインプリシットに指したものである。

インフレ率水準とインフレの不確実性の間に正の相関があれば、望ましいインフレ率は、インフレの不確実性を抑制するためにできるだけ低い方が望ましいということになるし、逆に、両者の間に相関関係が見出せないのであれば、インフレの不確実性を根拠に、ゼロインフレや低インフレが望ましいとは主張できない。

本稿の目的は、わが国のデータを基に、インフレの不確実性を計測し、実際にインフレ率が低い程インフレの不確実性が減少するのかどうかについて分析することにある。従来、インフレの不確実性とインフレ率水準の相関を分析するための手法としては、サーベイデータをベースにしたもの（アンケートによりインフレ予測のばらつき具合を調べるアプローチ）や、インフレ率の事後的な変動性（variability）をベースにしたものが多くみられたが、1990年代入り後は、時系列モデルを応用し、インフレ率とインフレの事前の不確実性の関係についてダイレクトに計測する方法が広く利用されるようになった⁶。本稿の分析も、後者のモデル・アプローチに基づいている。

本稿の構成は以下の通りである。2.では、インフレの不確実性が経済に与える影響について整理する。3.では、インフレの不確実性とインフレ水準の間に何故相関関係があると考えられるのか、その背景について整理する。4.では、State-Dependent ARCH モデルと呼ばれる時系列モデルを用いて、インフレの不確実性を実際に推計し、インフレの不確実性を最小にする最適インフレ率水準について定量的な把握を試みる。最後に5.で、分析結果の考察を行なう。

⁵ グリーンスパン議長講演（96年8月カンザス連銀シンポジウム）；

“How will we central bankers know when we have achieved price stability? Certainly we would deem our policies successful if we removed unproductive price-expectation-driven actions from economic activity, for that is a necessary condition for economic stability and maximum efficiencies. This suggests, from a central banker’s point of reference, an operating definition of price stability: *Price stability obtains when economic agents no longer take account of the prospective change in the general price level in their economic decision making.*”

⁶ インフレの不確実性とインフレ率水準の関係に関するサーベイについては、Crawford and Kasumovich[1996]やGolob[1993]等を参照。

2. インフレの不確実性が経済に与える影響

インフレの不確実性の増大が経済に及ぼす影響を、富の強制的再分配による影響と、経済主体の意思決定に及ぼす影響の2つに分けて説明する。

(富の強制的再分配の影響)

インフレ予測が事後的に実現したインフレ率と異なった場合、例えば、予期せざるインフレが発生した場合、過去に結ばれた契約が物価と完全に連動している訳ではないため、以下のような富の強制的な再分配が発生する。

予期せざるインフレは、債権者から債務者への富の移転をもたらす。また、賃金や地代は名目ベースで固定されていることが多く、予期せざるインフレは、労働者や地主から、雇主や借地人への富の移転を発生させる。

予期せざるインフレは、所得が固定されている人々の経済的状況を悪化させる(例えば年金生活者)。また、預金や債券によって資産運用を行ってきた人々は、実物資産や外国資産などによって資産形成を行ってきた人々に比べ、相対的に経済的状況が悪化する。

予期せざるインフレが発生すると、公債元本償還および利子受け取りから得られる名目収入の実質価値の低下が発生するため、公債の民間保有者から政府への富の移転が発生する(いわゆるインフレ税)。

(経済主体の意思決定にもたらす影響)

インフレの不確実性の増大は、経済主体の意思決定に影響を与え、以下のような資源配分の歪みをもたらす得る。

インフレの不確実性が高いと、長期債のリスクプレミアムが上昇するため、同じ期待インフレ率に対しても実質金利が上昇する。したがって投資も減少する。

インフレの予測が不確実だと、将来の企業収益や家計所得について見通しが立て難くなり、健全な支出活動が阻害される⁷。

インフレの不確実性の増大は、インフレヘッジ手段としての実物資産の相対的な魅力(預金・債券等の金融資産対比)を高めるため、非生産的な実物資産への投資増加をもたらす可能性がある。

⁷ 企業にとってみると、インフレの不確実性の増大は、相対価格変化と一般物価変化の違いを区別し難くするため、企業は需要見通しを立て難くなり、生産・投資活動が阻害されるようになる。

インフレの不確実性増大は、中央銀行の意思決定にも影響を及ぼす。先行きのインフレ予測に基づいた予防的 (preemptive) な金融政策運営において、インフレの不確実性の上昇は、インフレ予測値の信頼区間の拡大をもたらすため、適切な政策変更を困難にすると考えられる。

このように、インフレの不確実性の増大は、経済資源の円滑な再配分を阻害し、経済主体の活動にネガティブな影響を及ぼすことから、経済成長率を低めるものと考えられる。実際、Judson and Orphanides[1996]によるパネル分析(クロスカントリー、年次データ)によれば、インフレの不確実性増大は、経済成長に対して、有意に負の影響を及ぼすことが確認されている⁸。

3. インフレの不確実性とインフレ率水準の関係

インフレ率の水準とインフレの不確実性の間に正の相関があることは、クロスカントリー分析など多くの先行研究によって指摘されてきた事実である(図表1~2参照[ただし、同図ではインフレの不確実性の代理変数として事後的なインフレ率の標準偏差を使用])。こうした相関の背景に関しては、学界でも必ずしも明確なコンセンサスが得られている訳ではないが、しばしば指摘される要因としては、金融政策運営に関する不確実性、インフレ過程(インフレ期待形成)の可変性があげられる。以下、これらの点について説明する。

(金融政策運営に関する不確実性⁹)

インフレ率が低い状態では、中央銀行も社会もそうした状態が維持されることを望むが、インフレ率が高い状態では、中央銀行はディスインフレ政策を採用する可能性が高い。しかし、インフレ率と成長率(失業率)の間には短期的なトレードオフがあるため、ディスインフレ政策は、低成長(高失業)の犠牲を伴う。

⁸ インフレ水準と経済成長率の相関を調べたクロスカントリー分析は、これまで多数報告されてきたが、両者の間に負の相関がみられても、これが、インフレ率の水準自体が経済成長にネガティブな影響を及ぼしているのか、あるいは、インフレ率水準自体は関係なく、(インフレ率とインフレの不確実性の間に正の相関があるため)インフレ率の不確実性が経済成長にネガティブな影響を及ぼしているのか、判別できないという問題点があった。この点を踏まえ、Judson and Orphanides[1996]は、経済成長率のインフレ率水準とインフレ不確実性に対する回帰式を推計し、いずれの変数とも成長率に対して、統計的に負の影響を与えることを明らかにしている。

⁹ ここでの説明は、Ball[1992]に基づいている。

このトレードオフの存在は、民間部門にとって、中央銀行の政策運営スタンスを読みにくくするものと考えられる。例えば、高インフレを強く懸念している中央銀行（インフレ嫌悪感の強い中銀）であれば、デシインフレ政策を積極的に採用するであろうが、あまりインフレ懸念を抱いていない中央銀行（インフレ嫌悪感の弱い中銀）であれば、成長率を犠牲にしてまでも低インフレを達成しようとはしないであろう。つまり、民間部門にとって、中央銀行のインフレに対する選好（嫌悪感）が不確実であれば、中央銀行がどういった政策運営を行なうのか（どのタイミングで、どの程度積極的にデシインフレ政策を遂行するのか）不明であり、したがって、将来のインフレ見通しにも不確実性が発生することになる¹⁰。一方、インフレ率が低い状態では、中央銀行がデシインフレ政策をとる余地は限られているため、民間部門にとって、中銀の政策運営に関する不確実性は減少し、インフレの不確実性もまた減少することとなる。

（インフレ過程の可変性¹¹）

インフレ率の変動は、次のようなフィリップス曲線によって表すのが一般的である。

$$\pi_t = \pi_t^e + \alpha_2 GAP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 π_t は t 期のインフレ率、 π_t^e は期待インフレ率、 GAP_t は需給ギャップを表している（ただし、需給ギャップは 1 期のラグを伴ってインフレ率に影響を与えると仮定）。また、 ε_t はインフレ率に影響を与えるその他の攪乱項である（ ε_t の分散は σ^2 とする）。期待インフレ率は、過去のインフレ率に依存すると仮定し、これを

$$\pi_t^e = \alpha_1 \pi_{t-1} \quad (2)$$

で表そう。ただし、 α_1 は $0 \leq \alpha_1 \leq 1$ を満たす可変パラメータで、過去のインフレ率のうちどの程度の割合が期待インフレ率に反映されるかを表したものである。この可変パラメータ α_1 の分散を v^2 で表すと、インフレ率の不確実性（条件付き分散¹²）

¹⁰ また、仮に、中央銀行の政策スタンスが明確であったとしても、政策効果の long and variable lags から、どの時点で、どの程度のインパクトでインフレ率に影響がでるか不確実であるため、インフレの不確実性はなくならないと考えられる（Holland[1993b]）。

¹¹ ここでの説明は、Evans[1993]とHolland[1993a]を参照。

¹² 条件付き分散とは、t-1 期の情報をもとに、t 期（翌期）のインフレ率の予測をする場合に、その予測値のばらつきがどの程度になるかを表したものである。なお、t-1 期時点においては、 π_{t-1} 、 GAP_{t-1} は既知の情報であるため、これら変数の不確実性はないことに留意

は次式で表せる。

$$\begin{aligned} V[\pi_t] &= V[\alpha_t \pi_{t-1} + \alpha_2 GAP_{t-1} + \varepsilon_t] \\ &= V[\alpha_t] \pi_{t-1}^2 + V[\varepsilon_t] \\ &= v^2 \pi_{t-1}^2 + \sigma^2 \end{aligned} \tag{3}$$

このように、インフレの不確実性は、インフレ率水準の2次関数として表され、インフレ率とその不確実性の間に相関が発生する。

ここでのポイントは、期待インフレ率を規定するパラメータ α_t が可変的、つまりインフレ過程が可変的であるということである。仮に、パラメータ α_t が一定で（分散 $v^2 = 0$ ）、インフレ過程が固定的であれば、インフレの不確実性は σ^2 となり、インフレ率とその不確実性の間に相関は発生しない。したがって、問題は、インフレ過程（パラメータ α_t ）が可変的であると仮定することが現実的か否かということになる。この点は、例えば、先に説明した金融政策運営に関する不確実性が参考になる。中央銀行がディスインフレ政策を採用することをコミットし、それがクレディブルであれば、民間主体の期待インフレ率は低下し、 α_t は1を十分下回るようになるであろうが¹³、クレディブルでない場合には、期待インフレ率は前期のインフレ率水準に比べ低下せず、 α_t は1に近い状態が続くことになろう。しかも、民間主体のうち、どの程度の割合が金融政策をクレディブルと判断するか否かは事前にはわからないので、 α_t は確率的に変動し得ると考えられよう¹⁴。

また、インフレ過程の可変性は、金融政策の不確実性以外に、市場の競争状態や雇用環境の変化にも影響を受けると考えられる。例えば、企業間競争が激しくなった場合、各企業が来期にどの程度のインフレ率を期待するかは、ライバル企業の価格戦略に依存する面があるが、その戦略が事前には未知で、かつ、競合関係にある企業数が変化し得ることを考えると、 α_t は可変的となろう。また、雇用環境の観点では、労働組合が賃金確保と雇用確保のそれぞれにどの程度のウェイトをおいた賃金交渉をするかによっても、 α_t は変化し得る。インフレが蔓延し、実質賃金の確保に重点をおくのであれば、 α_t は1に近くなるだろうが、不況で雇用確保（失業回避）に重点をおくのであれば、実質賃金の低下もやむなしとして交渉

($V[\pi_{t-1}] = V[GAP_{t-1}] = 0$)

¹³ 本来、フィリップス曲線上の期待インフレ率を合理的予想によって表せば、 α_t は不変のまま（1のまま）、インフレの合理的予想のみが低下するはず。しかし、静的期待によって、モデルを表す場合には、 α_t の可変性によって、インフレ過程の可変性を示さざるを得ない。

¹⁴ 先に取り上げた「金融政策運営に関する不確実性」は、もともと、Ball [1992]によるゲーム論的アプローチによって説明されたものである。したがって、金融政策運営に関する不確実性は、ここでのインフレ過程の可変性に基づかなくとも、インフレ率水準とインフレの不確実性の間に相関を発生させ得る。

スタンスを弱め、 α_t は 1 を下回るようになる¹⁵。さらに、賃金交渉形態が、年 1 回の春闘において、まとめて過年度 CPI の上乗せ幅を決定する方式から、企業別に適宜（時期をばらばらに）決定するような方式にシフトするようになると、やはり α_t は変動することになる。

4. 実証分析 SD-ARCH モデルの推計

3. でみたように、金融政策運営の不確実性やインフレ過程（パラメータ α_t ）の可変性が存在する下では、インフレ率水準とインフレの不確実性の間には相関が発生するものと考えられる。以下では、この点について、実際にわが国の物価指数（GDP デフレーター、CPI、WPI）を用いて、時系列モデルに基づいた実証分析を行うこととする¹⁶。

4.1. 「物価の安定」とモデル構築上の留意点

(1) ~ (3) 式から明らかな通り、インフレ関数を可変パラメータモデルで表し、それをカルマンフィルターで推計すれば、インフレ率の不確実性（条件付き分散）は、定義上インフレ率水準の 2 乗と正の相関を持つことになる。しかし、この場合、インフレの不確実性を最小にするインフレ率（以下、最適インフレ率¹⁷）は常にゼロとなるが、これに対しては次のような疑問が発生する。まず、物価指数に計測誤差がある場合、「経済主体が実際に感じるゼロインフレ」は、指数上は

¹⁵ もちろん、 α_t がインフレ率水準と確定的に結合しているならば、インフレの不確実性はインフレ率水準に依存しない。 α_t がインフレ率水準と相関があっても、その関係が事前には未知であることが、ここでの説明の重要なポイントである。

¹⁶ インフレの不確実性を測定した先行研究は、サーベイデータを用いたアプローチと時系列モデルによるアプローチの二つに大別できる。前者のアプローチに関しては、海外では、Livingston survey や Michigan survey から期待インフレ率のばらつき度合いを抽出し、それをインフレの不確実性に見做し、インフレ率水準との相関を分析した先行研究がみられる。日本でも、消費動向調査を用いて算出した期待インフレ率のばらつきと平均インフレ率が正の相関を有することが、Fukuda, Teruyama and Toda[1991]によって示されている。

¹⁷ 本稿では、インフレの不確実性（予期せざるインフレのコスト）を最小化するインフレ率を、便宜上「最適インフレ率」と呼ぶこととするが、これは、予期されたインフレのコストなどを含む「インフレの全コスト」を最小化するインフレ率や、金利のゼロ制約や名目賃金の下方硬直性を考慮した場合の最適インフレ率を示したものではないことに留意。あくまで、インフレの不確実性単体を最小化するという観点から計算したインフレ率を指したものである。

ゼロにならないはずである¹⁸。例えば、物価指数に上方バイアスがあり、多少のプラスのインフレ率が実勢ゼロインフレと同値であるような場合には、インフレの不確実性を最小にする指数上の最適インフレ率はプラスの値をとる可能性が考えられる。

また、(3)式に従えば、最適インフレ率は、物価指数によらず、全てゼロインフレとなるが、実際は、技術進歩率の格差等を反映して異なってくるものと考えられる。例えば、CPIの最適インフレ率が仮にゼロであっても、技術進歩によって下落を続ける「機械製品」を含むWPIの最適インフレ率は、マイナスになる可能性が考えられよう。つまり、技術が進歩し、経済が潜在成長率のスピードで持続的に拡大する状態(均衡状態)において、WPIが下落することは健全な姿である(供給曲線が技術進歩によって下方にシフトし続ける状態)。技術進歩によって、経済が成長し物価が下がるのであれば、経済主体が不利益を被ることはなく(2.であげたデメリットは存在しない)、そうした状態は、「経済主体が意思決定を行う際に、将来の物価変動を考慮する必要が無い」状態であり、指数上物価が下がっても、物価が安定した状態と考えることができよう¹⁹。

したがって、本稿では、可変パラメータモデル(カルマンフィルター)を用いずに、インフレの不確実性を最小にする最適インフレ率を事前にゼロと制約しない「状態依存・自己回帰型条件付き分散不均一モデル(State-Dependent ARCH)」を用いて定量的な分析を試みることにした。

4.2. SD-ARCH モデル

SD-ARCHモデルは、インフレの不確実性(条件付き分散)に状態依存を認めたモデルである²⁰。本稿の分析観点からすると、インフレ率水準(=state)が、インフレ率の条件付き分散(=インフレ不確実性)と相関があるか否かについて、ダイレクトな検定が可能である。また、インフレの不確実性は、インフレ率水準のみならず、過去におけるインフレ率の予測誤差にも依存することがしばしば指摘されてきており、SD-ARCHはこの点も考慮に入れたモデルである²¹。

¹⁸ 物価指数の計測誤差とバイアスについては、白塚[1998]を参照。

¹⁹ 逆に、技術進歩が無く(供給曲線が下方シフトすることなく)経済成長が止まった状態が均衡であるならば、「インフレの不確実性が存在しない物価安定」とは、ゼロインフレの状態を指すと考えられる。

²⁰ SD-ARCHモデルについては、Brunner and Hess[1993]を参照。

²¹ ARCH(AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity)とは、自己の予測誤差に依

具体的なインフレ関数の推計式は、フィリップス曲線をベースにしたモデルと自己回帰型モデル (Autoregressive モデル) の2つのモデルに基づいている。

【フィリップス曲線型モデル】

$$\underbrace{\pi_t}_{\text{インフレ率}} = \underbrace{\alpha_1 \pi_{t-1}}_{\text{期待インフレ率}} + \underbrace{\alpha_2 GAP_{t-1} + \alpha_3 GAP_{t-2}}_{\text{需給ギャップ要因}} + \alpha_4 + \underbrace{\alpha_5 IPI_t + \alpha_6 IPI_{t-1}}_{\text{輸入物価要因}} + \underbrace{\varepsilon_t}_{\text{撓乱項 (予測誤差)}} \quad (4)$$

【自己回帰型モデル】

$$\underbrace{\pi_t}_{\text{インフレ率}} = \underbrace{\pi_{t-1}}_{\text{過去のインフレ率変動}} + \sum_{j=1}^n \underbrace{\lambda_j \Delta \pi_{t-j}}_{\text{過去のインフレ率変動}} + \underbrace{c + \varepsilon_t}_{\text{撓乱項 (予測誤差)}} \quad (5)$$

【インフレの不確実性モデル】

$$\boxed{\begin{array}{l} \text{撓乱項 } \varepsilon_t \text{ の分布} \\ \text{平均ゼロ、分散 } h_t^2 \text{ (=インフレの不確実性) の確率分布 (正規分布)} \\ \varepsilon_t \sim N(0, h_t^2) \end{array}} \quad (6)$$

$$h_t^2 = \underbrace{\beta_0}_{\text{インフレの不確実性}} + \underbrace{\sum_{i=1}^m \beta_i \varepsilon_{t-i}^2}_{\text{過去に発生した撓乱項の影響}} + \underbrace{\rho h_{t-1}^2 + \gamma_1 \pi_{t-1}^2 + \gamma_2 \pi_{t-1}}_{\text{インフレ率水準が不確実性に及ぼす影響}} \quad (7)$$

モデルの特徴は、次の通り。

(フィリップス曲線型モデルの特徴)

t-1 時点の情報 I_{t-1} を基に、翌期 t 時点のインフレ率の予測をする場合、その条件付き平均値 (期待値) は、足許のインフレ率と需給ギャップ (GAP)、輸入物価 (IPI) に依存する²²。

$$E[\pi_t | I_{t-1}] = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 GAP_{t-1} + \alpha_3 GAP_{t-2} + \alpha_4 + \alpha_5 IPI_t + \alpha_6 IPI_{t-1} \quad (8)$$

存して分散が変化し得る、つまり、「自己回帰型条件付き分散不均一」を意味している。

²² 本来、t-1 時点の情報集合 I_{t-1} には、t 期の輸入物価 IPI_t は含まれないが、t-1 末時点には、原油など 1 次産品価格の動向についてはおよその見当がつくと考えられる。また、被説明変数として WPI をとった場合には、1 次産品価格は、写真相場的に国内品価格に反映される面も強いほか、被説明変数として GDP デフレータをとった場合には、定義上、当期の輸入物価は控除項目となる。このため、ここでは、当期のインフレ率を予測する際には、 IPI_t の情報は所与と想定した。

なお、GAP に関しては、t-1 期と t-2 期を取り入れているが、これは、需給ギャップのレベル効果 $[(\alpha_2 + \alpha_3)GAP_{t-1}]$ とスピード・リミット効果 $[-\alpha_3 \Delta GAP_{t-1}]$ に分解できる（符号条件は、 $\alpha_2 + \alpha_3 > 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ 、 $\alpha_3 < 0$ ）。

（自己回帰型モデルの特徴²³）

t-1 時点の情報 I_{t-1} を基に、翌期 t 時点のインフレ率の予測をする場合、その条件付き平均値（期待値）は、足許を含む過去のインフレ率にのみ基づく。

$$E[\pi_t | I_{t-1}] = \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta \pi_{t-j} + c \quad (9)$$

（インフレの不確実性モデルの特徴）

(6) ~ (7) 式のインフレの不確実性モデルは、フィリップス曲線モデル (4) 式と自己回帰型モデル (5) 式の攪乱項 ε_t を規定した共通のモデルである。すなわち、t-1 時点の情報 I_{t-1} を基に、翌期 t 時点のインフレ率の予測をする場合の条件付き分散（インフレ予測の不確実性）は、過去に発生した攪乱項（予測誤差の大きさ）と t-1 時点インフレ率水準 (=state) に依存する。ただし、インフレの不確実性は、インフレ率水準の 2 次関数によって表されると仮定する。

$$V[\pi_t | I_{t-1}] = \sum_{i=1}^m \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 \left(\pi_{t-1} + \frac{\gamma_2}{2\gamma_1} \right)^2 + \left(\beta_0 - \frac{\gamma_2^2}{4\gamma_1} \right) \quad (8)$$

$\gamma_1 > 0$ であれば、不確実性を最小にする最適インフレ率水準、

$$\pi^* = -\frac{\gamma_2}{2\gamma_1} \quad (9)$$

が存在する。この最適インフレ率水準から実際のインフレ率が乖離するほど、不確実性は上昇する。

このように、(4) ~ (7) 式は、3. で説明した (1) ~ (3) 式とは違い、インフレ過程自体は固定的だが、攪乱項の分散の時変性を仮定し、インフレの不確

²³ なお、(5) 式は、インフレ率の 1 階差に対して、自己回帰モデルを適用したものである（実際の推計もインフレ率の 1 階差に対して行った）。

$$\Delta \pi_t = \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta \pi_{t-j} + c + \varepsilon_t$$

見方を変えれば、同式は、インフレ率の水準に対して、ARIMA(n, 1, 0) を適用したものである。

実性がインフレ率水準に依存するようモデル化したものである。このため、インフレの不確実性を最小にする最適インフレ率を、事前にゼロに制約することなく、物価指数毎に推計することが可能となる。

4.3. データ特性

被説明変数のインフレ率には、GDP デフレータ、消費者物価指数（総合除く生鮮）、国内卸売物価指数の前年比の3ケースについて推計した²⁴。フィリップス曲線型モデルの説明変数である需給ギャップ（GAP）については、短観の製品需給DIを用いた（GDP デフレータとCPIについては、全産業DIを、国内WPIについては、製造業DIを使用）²⁵。また、国内WPIの推計に関しては、需給ギャップとして製造業稼働率を用いた推計も併せて行った。輸入物価（IPI）については、卸売物価の輸入物価（円ベース）前年比を用いた。

推計期間は、推計結果が石油ショック期（高インフレ期）を含む場合と含まない場合とで異なるか否かをチェックするため、1960年代以降、70年代以降、80年代以降の3ケースについて行った（ただし、CPIに関しては、データ制約から70年代以降の推計に限定）。

4.4. 推計結果

4.4.1. フィリップス曲線型モデルの推計結果

（インフレ関数（4）式の推計結果）

推計結果（図表3, 4）をみると、まず、インフレ関数のパラメータ β_i は、いずれの物価指数でも、またいずれのサンプル期間でも、概ね有意となっている²⁶。需

²⁴ ただし、89年4月と97年4月の消費税導入、および、消費税率引き上げの影響は調整している（X-12-ARIMAのREGARIMAによるレベル調整を実施）。

²⁵ 需給ギャップとしてGDPギャップを用いた場合には、TFPの仮定次第でGDPギャップの形状（特に系列末端）が変わることに留意する必要がある。ギャップの計測誤差が大きいと、計測誤差とインフレ不確実性の差異を区別することが困難となるため、本稿では需給ギャップとして短観DIを用いることとした。なお、短観DIについては、全国短観と主要短観の段差調整を行った上で接続利用した。

²⁶ いずれの物価指数のケースでも、 $\alpha_5 + \alpha_6 > 0$ を満たしており、輸入物価は出尽くしベースで正の影響を与えていることが確認できる。GDPデフレータは、ホームメイド・インフレの指標であるから、本来は1期程度のラグでは、輸入物価の影響がプラスには出ないと

給ギャップとインフレ率の関係をみると、ギャップ指標として短観 DI を用いた WPI のケースを除くと、需給ギャップのレベル効果 $[(\alpha_2 + \alpha_3)GAP_{t-1}]$ の存在が確認できる（符号条件 $\alpha_2 + \alpha_3 > 0$ を満たす）。スピード・リミット効果 $[-\alpha_3 \Delta GAP_{t-1}]$ は、WPI において最も強く表れており、次いで、GDP デフレーター、CPI の順となっている。川上、川中、川下の価格連鎖が比較的強い WPI では、ボトルネックの影響が出易く、これがスピード・リミット効果に反映されているものと考えられる。

（インフレの不確実性（7）式の推計結果²⁷）

まず、サンプル期間が 1960 年代以降、および 1970 年代以降の推計結果をみると、 π_1 が有意にプラスとなっており、インフレの不確実性を最小にする最適インフレ率 π^* が存在することが確認できる（前掲図表 3, 4）。 π^* の信頼区間を考慮すると（図表 5） GDP デフレーターの場合は、0.5% ~ 2% 半ばのインフレ率水準において、また、CPI のケースでは 1% 前後のインフレ率において、それぞれ不確実性が最小となる。WPI の π^* に関しては、かなり幅があり、また使用する需給ギャップ指標によってもかなり異なるが、最適インフレ率はマイナス領域にあることは確からしいと言えよう。いずれにしても、インフレ率が最適インフレ率から乖離していくと、インフレの不確実性が有意に高まっていくことが統計的に確認できる（図表 6 ~ 7）。

次に、インフレ率が比較的安定的に推移するようになった 1980 年代以降のサン

考えられるが、推計結果を見る限り、比較的短期間に影響が出ている（便乗値上げの影響を示唆している可能性）。

なお、GDP デフレーターにおける γ_5 と γ_6 の符号が CPI や WPI のそれらとは逆になっているのは、輸入物価が控除項目であるためである。つまり、輸入物価が上昇すると、デフレーターは当初下落するが（ $\gamma_5 < 0$ ）ラグを伴って国内品価格が上昇し、ようやくデフレーターも上昇するようになる（ $\gamma_6 > 0$ ）。

²⁷ なお、 $\beta_i (i = 1)$ の中には負値をとるものもみられるが、いずれのケースにおいても、推計期間中の条件付き分散 $h_t > 0$ は満たされている。また、 $\sum_{i=1}^m \beta_i < 1$ が満たされており、インフレ率が最適インフレ率に等しい状態

$$\pi_{t-1} = \pi^* = -\frac{\gamma_2}{2\gamma_1}$$

においては、ARCH 過程は stationary となる（Green[1993]等参照）。この時、攪乱項 ε_t の分散(unconditional variance)は、次式で表すことができる。

$$\text{Var}[\varepsilon_t] = \frac{\beta_0 - \frac{\gamma_2^2}{4\gamma_1}}{1 - \sum_{i=1}^m \beta_i} \left(\text{ただし、いずれの推計においても、} \right. \\ \left. \beta_0 - \frac{\gamma_2^2}{4\gamma_1} > 0 \text{ が満たされている} \right)$$

ブルに限定した推計結果をみると、GDP デフレータの場合には、引続き β_1 が有意にプラスとなっており、インフレの不確実性を最小にする最適インフレ率 π^* (1%台前半) が存在することが確認できる。また、結果は省略するが、GDP デフレータに関しては、サンプル期間の始期を1980年代末期にまでスライドさせていっても、 β_1 は有意にプラスとなった(最適インフレ率は1%前後)。つまり、GDP デフレータに関しては、サンプル期間の変更に依らず、インフレの不確実性とインフレ率水準の相関は見出せるとの推計結果が得られた。一方、WPI と CPI に関しては、 β_1 は符号条件(プラス)を満たしているが、統計的に有意ではない。また、 β_2 についても有意性は確認できない。したがって、1980年代以降のサンプルに限定した場合には、WPI と CPI で測ったインフレ率水準と不確実性の間には相関は見出せない²⁸。

4.4.2 . 自己回帰型モデルの推計結果

(5) 式の次数 n は、SBIC(Schwarz's Bayesian Information Criterion)によって設定した。推計パラメータ (β_j, c) の記載は省略し、ここでは、インフレの不確実性を表した条件付き分散式(7)式の推計結果についてのみ説明する(図表8)。

まず、サンプル期間が1960年代以降、および1970年代以降の推計結果をみると、いずれの物価指数においても、 β_1 が有意にプラスとなっており、フィリップス曲線型モデルの推計結果と同様に、インフレの不確実性を最小にする最適インフレ率 π^* が存在することが確認できる。 π^* の信頼区間を考慮すると(図表9)、GDP デフレータと CPI の場合には、0%~1%近傍のインフレ率水準において、不確実性が最小になると考えられる²⁹。WPI の π^* に関しては、フィリップス曲線型モデルと同様に、かなり幅があるが、最適インフレ率はマイナス領域にあることは確からしいといえよう。

次に、インフレ率が比較的安定的に推移するようになった1980年代以降のサンプルに限定した場合には、GDP デフレータと WPI に関しては、引続き β_1 が有意に

²⁸ 1980年代以降のサンプルに限定したCPIの推計結果を基に計算すると、 $\pi^* = -1.34$ となるが、そもそも β_1 、 β_2 は有意でないため、計算された π^* には意味がない。

²⁹ CPI の π^* の95%信頼区間は、マイナス領域に達しているが、70%信頼区間はプラス領域にある。実際、 π^* の分布のメディアン[中央値]とモード[最頻値]は、0.5~0.7%に位置し、どちらかと言えばプラス領域に属する確率が高い(π^* の分布は対称分布ではないことに留意)。

プラスとなっており、インフレの不確実性を最小にする最適インフレ率^{*}が存在することが確認できる（80年代以降のサンプルに限定したフィリップス曲線型モデルでは、WPIの β_1 は有意でなかった）。一方、CPIに関しては、フィリップス曲線型モデルと同様に、 β_1 は統計的に有意ではない。

5. 結論

最後に、本稿の分析結果をまとめ、簡単な考察を行う。

1960年代、1970年代以降の長期時系列を用いて分析した結果、インフレ率の上昇（低下）はインフレ率の不確実性を増加（減少）させることが確認できた。

したがって、インフレの不確実性の観点からすると、インフレ率は低い方が望ましく、金利のゼロ制約や賃金の下方硬直性を完全に回避するために、インフレの糊しを多めにとることや、調整インフレ政策には、コストが伴うことを十分認識する必要がある。また、推計結果は、デフレ（物価下落）の強まりも、物価変化率に関する不確実性を高め得ることを示しており、この点にも留意が必要であろう。

インフレの不確実性を最小にする最適インフレ率は、ゼロ近傍にあるが、必ずしも物価指数上のゼロインフレとは対応していない。GDPデフレーターとCPIに関しては、多少のプラスのインフレ率が望ましいとの推計結果が示された。一方、WPIの最適インフレ率にはかなりの幅があるが、マイナス領域にあることは確からしい。

本稿では、最適インフレ率の存在に関して、厳密な経済理論モデルに基づいた導出を行うのではなく、あくまで実証モデルとしての位置づけを優先した（4）～（7）式から、数学的に最適インフレ率を導出したに過ぎない。したがって、物価指数によって最適インフレ率の符号が異なることに関して、経済理論に基づいた確たる理由を見出すことはできないが、仮説としては、本稿の4.1.で指摘したように、以下の点を指摘できよう。

まず、CPIの最適インフレ率が多少のプラスである可能性が高いのは、指数の計測誤差（上方バイアス）が影響している可能性が考えられる（経済主体が実際に感じるゼロインフレは、物価指数上は多少のプラスのインフレ率に対応するとの

見方)。GDP デフレータの最適インフレ率も、CPI の上方バイアスの影響を受けているとみられる（GDP に占める個人消費の割合は6割前後と高く、GDP デフレータは、CPI とほぼ同じ動きをする個人消費デフレータの影響を受ける）。

WPI の最適インフレ率がマイナスなのは、技術進歩率の影響と考えられる。技術が進歩し、経済が潜在成長率のスピードで持続的に拡大する状態（均衡状態）において、WPI が下落し続けることは健全な姿である。技術進歩によって、経済が成長し物価が下がるのであれば、経済主体が不利益を被ることはなく、そうした状態は、「経済主体が意思決定を行う際に、将来の物価変動を考慮する必要が無い」状態であり、指数上物価が下がっても、物価が安定した状態と考えることができよう。

なお、いずれの指数の最適インフレ率についても、十分な幅をもってみる必要がある（特定の値をピックアップするのは困難であり、また不適切でもある）。なぜなら、最適インフレ率をゼロから乖離させる理由が、指数の計測誤差や技術進歩率であるならば、これらの要因が変動し得る以上³⁰、最適インフレ率もまた変化し得るためである。現に、WPI の最適インフレ率の信頼区間がかなり広がっているのも（前掲図表5、9）、技術進歩率がコンスタントではないためと考えられる。

インフレ率が比較的安定的に推移するようになった80年代以降のサンプルに限っても、GDP デフレータに関しては、インフレ率の水準と不確実性間の相関は確認でき、最適インフレ率も多少のプラスの値をとる。WPI に関しては、モデルに依存する面もあるが、80年代以降も、最適インフレ率がマイナス領域内にある可能性が高い。一方、CPI に関しては、80年代以降のサンプルに限定した場合、インフレ率の水準と不確実性間の関係は統計的に確認できなくなる。

GDP デフレータとWPI、CPI によって結果が異なるというのはpuzzlingである。この点についても、経済理論に基づいた明確な理由は見出し難いが、計量経済学の観点からすると、インフレの不確実性とインフレ率水準の間に実際には相関があっても、説明変数であるインフレ率水準のレンジが狭いため（80年代以降の物価安定期にサンプルを限定しているため）、統計的に有意な関係を両者間に見出せない可能性が考えられる³¹。実際、1980年代以降のCPI について推計した β_1 と β_2

³⁰ 物価指数の精度（計測誤差）は、物価指数作成の改訂・改善により変わり得る。

³¹ 計量経済学の観点からすると、パラメータの推計に際しては、説明変数の振れ幅が大きいほど、正確な値が推計できる。逆に、実際には変数間に相関がある場合でも、説明変数の振れ幅（分散）が小さいと、パラメータの標準誤差が大きくなり、パラメータの有意性が低下する。

に関しては、フィリップス曲線型モデルと自己回帰型モデルのいずれのケースにおいても、「パラメータがゼロである」という帰無仮説は棄却できないが、標準誤差が大きいため、「70年代以降のサンプルを用いて推計したパラメータ値と同じである」という帰無仮説も同様に棄却できない。したがって、インフレ率の変動が比較的安定した範囲において、本来は、インフレ率の水準と不確実性の間に相関がある場合でも、それが正しく検出されない可能性があることには留意が必要であろう。

一方、WPI に関しては、自己回帰型モデルのケースでは、1980年代以降のサンプルでも、マイナスの最適インフレ率の存在が引続き確認できるが、フィリップス曲線型モデルのケースでは確認できなくなっている。しかし、WPI（やCPI）に比べより包括的な物価指標であるGDPデフレーターに関しては、いずれのモデルのケースでも、インフレ率とインフレの不確実性の相関が確認できるほか、サンプル期間の始期を1980年代末期にまでスライドさせていっても、最適インフレ率は1%前後を維持している（ π_1 は有意にプラスを維持）。これらの点を踏まえると、WPIの分析結果がモデルによって異なることをもって、「インフレ率の水準と不確実性間の相関が弱まった」と解釈するのは、やはり早計であろう。

したがって、少なくとも現時点において、「インフレ率の変動が比較的安定した範囲なら、どのインフレ率水準でも不確実性は同じである」とは考えるべきではなく、むしろ、「インフレ率が比較的安定的に推移するようになった80年代以降においても、インフレ率とインフレの不確実性の間には引続き相関がある」可能性が高いといえよう。

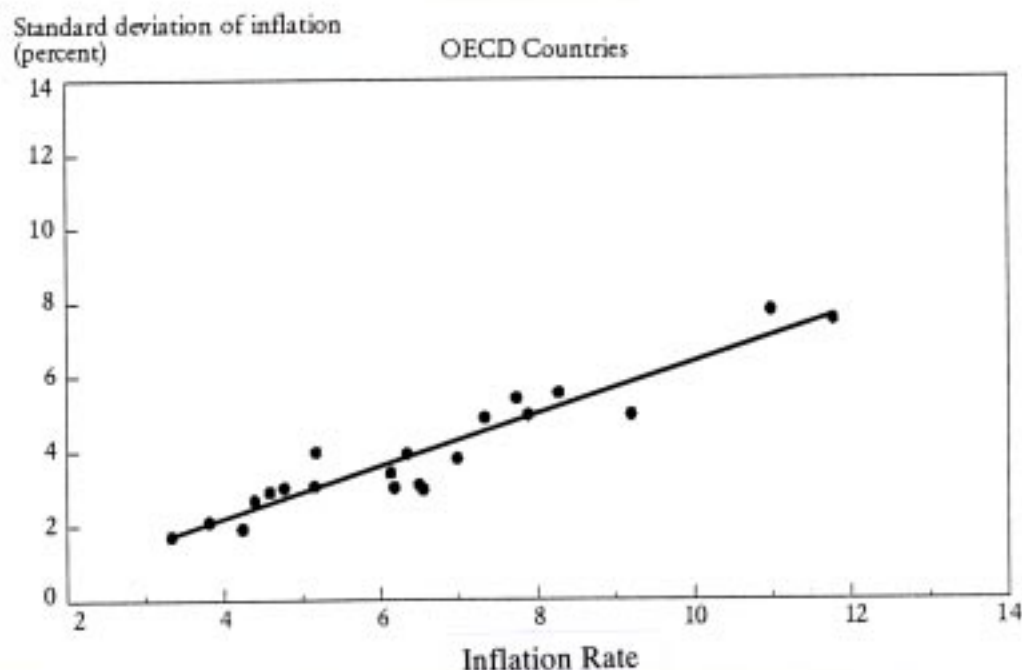
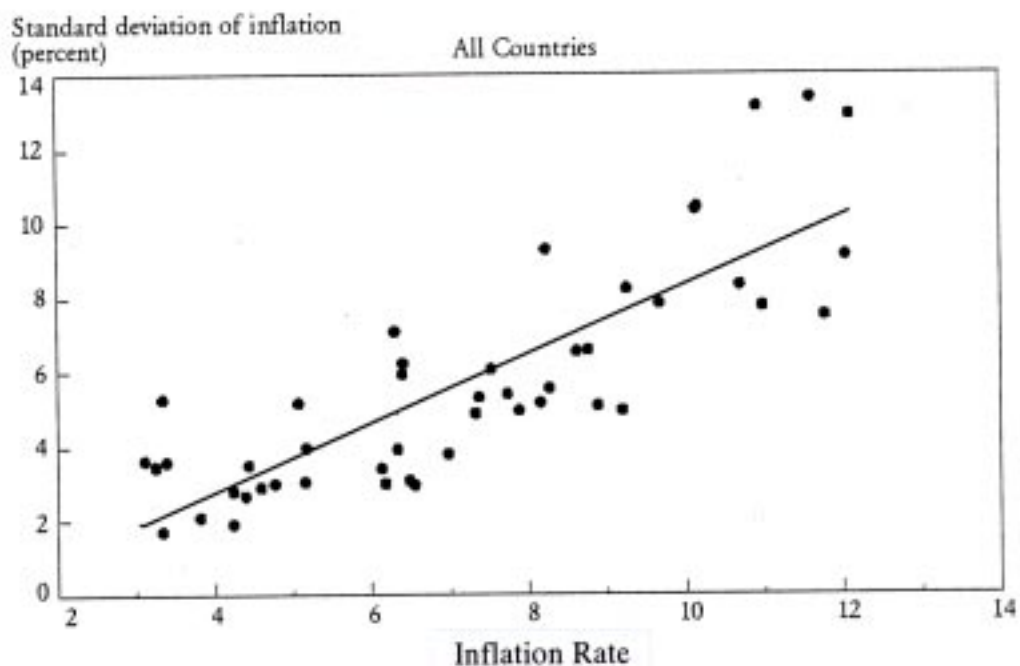
以上

参考文献

- 木村武、「名目賃金の下方硬直性の再検証——ある程度のインフレ率は労働市場の潤滑油として必要か——」、日本銀行調査統計局、Working Paper Series、1999。
- 木村武・種村知樹、「金融政策ルールとマクロ経済の安定性」、日本銀行金融研究所、『金融研究』、Forthcoming、2000。
- 白塚重典、『物価の経済分析』、東京大学出版会、1998。

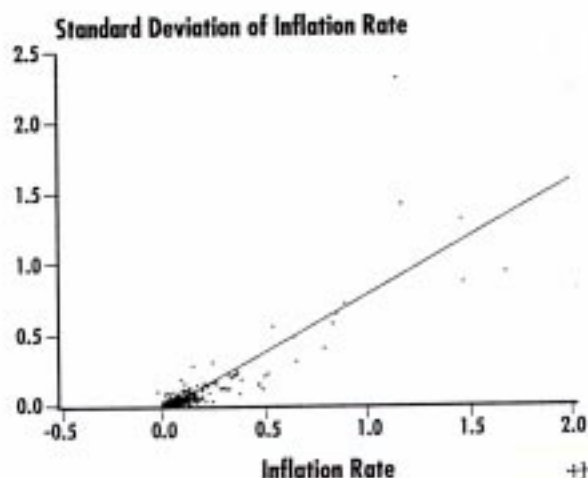
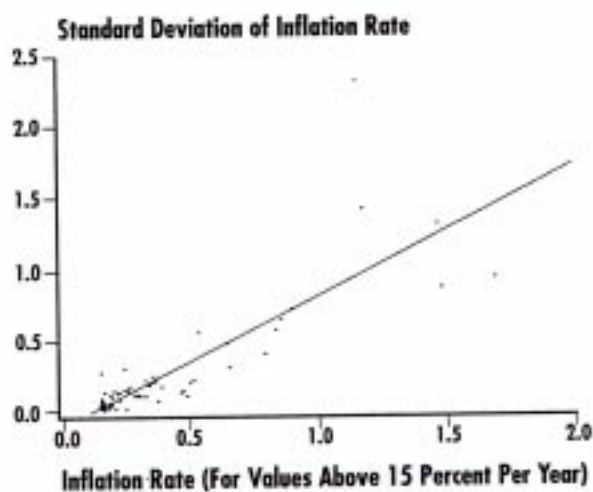
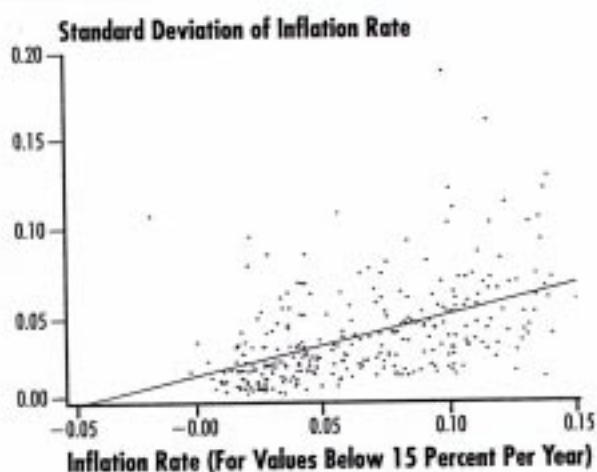
- Ball, Laurence, "Why does high inflation raise inflation uncertainty?", *Journal of Monetary Economics*. 1992. pp. 371-388.
- Barro, Robert, "Inflation and growth", *Economic Review*, vol.78, Federal Reserve Bank of St. Louis. 1996.
- Bollerslev,T., R.F.Engle and D.B.Nelson, "ARCH MODELS," in *Handbook of Econometrics Vol.4 Chapter 49*, ed.by R.F.Engle and D.L.McFadden, ELSEVIER SCIENCE B.V., 1994.
- Bollerslev,T. and J.M.Wooldridge, "Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances," *Econometric Reviews*, Vol.11, 1992, pp143-172.
- Briault, Clive, "The costs of inflation", *Quarterly Bulletin*, Bank of England, February 1995. pp. 33-45.
- Brunner, Allan and Gregory Hess, "Are higher levels of inflation less predictable? A state-dependent conditional heteroscedasticity approach", *Journal of Business and Economic Statistics*, April vol.11.no.2. 1993. Pp.187-197
- Crawford, Allan and Marcel Kasumovich, "Does inflation uncertainty vary with the level of inflation?", Working paper, Bank of Canada, August 1996.
- Evans, Martin and Paul Wachtel, "Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.25, no.3. 1993. pp. 475-511.
- Fukuda, Shinichi, Hiroshi Teruyama and Hiro Toda, "Inflation and price-wage dispersions in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, no.5, 1991.
- Golob, John, "Inflation, inflation uncertainty, and relative price variability: A survey", Working paper 93-15, Federal Reserve Bank of Kansas City, November 1993.
- Golob, John, "Does inflation uncertainty increase with inflation?" , *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1994. pp.27-38.
- Green,W.H., *Econometric Analysis (Third Edition)*, Prentice Hall, 1993.
- Hess, Gregory and Charles Morris, "The long-run costs of moderate inflation", *Economic Review*, vol.81, no2, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1996.
- Holland, Steven, "Comment on Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.25, no.3. 1993a. pp.514-520.
- Holland, Steven, "Uncertain effects of money and the link between the inflation and inflation uncertainty", *Economic Inquiry*, vol.31. 1993b. pp. 39-51.
- Judson, Ruth and Athanasios Orphanides "Inflation, volatility and growth", Finance and economics discussion paper, Federal Reserve Board, May 1996.
- Marty, A. and Daniel Thornton, "Is there a case for "Moderate" inflation?", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1995.
- Rickettes, Nicholas and David Rose, "Inflation, learning and monetary policy regimes in the G-7 economies", Working paper, Bank of Canada, June 1995.
- Taylor, John, "On the relation between the variability of inflation and the average inflation rate", *Carnegie-Rochester conference series on Public Policy* 15, 1981. pp.57-86.

インフレの不確実性とインフレ率水準 (1)



サンプル期間：1960-1992年
 対象国：All Countries 47カ国
 OECD Countries 21カ国
 Hess and Morris (1996)

インフレの不確実性とインフレ率水準 (2)



サンプル期間：1960-1990年

対象国：117カ国

Barro(1996)

SD-ARCHモデルにより推計したインフレ率の不確実性 ()

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 GAP_{t-1} + \alpha_3 GAP_{t-2} + \alpha_4 + \alpha_5 IPI_t + \alpha_6 IPI_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 \pi_{t-1}^2 + \gamma_2 \pi_{t-1}$$

$$= \sum_{i=1}^m \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 \left(\pi_{t-1} + \frac{\gamma_2}{2\gamma_1} \right)^2 + \left(\beta_0 - \frac{\gamma_2^2}{4\gamma_1} \right) \quad \therefore \pi^* = -\frac{\gamma_2}{2\gamma_1}$$

(1) GDPデフレーター

	インフレ関数						条件付き分散					\bar{R}^2
	1	2	3	4	5	6	0	<i>i</i>	1	2	*	
推計期間 62/3Q ~ 99/3Q	0.978*** (0.024)	0.030*** (0.008)	-0.024*** (0.008)	0.210*** (0.074)	-0.017*** (0.004)	0.026*** (0.005)	0.122*** (0.041)	0.137 (0.096) 0.055 (0.085) 0.246* (0.127)	0.033*** (0.010)	-0.087** (0.038)	1.32	0.914
推計期間 71/1Q ~ 99/3Q	0.981*** (0.022)	0.042*** (0.004)	-0.036*** (0.004)	0.205*** (0.064)	-0.018*** (0.003)	0.026*** (0.005)	0.172*** (0.045)	0.308*** (0.092) -0.117*** (0.038) 0.228*** (0.077)	0.034*** (0.008)	-0.123*** (0.037)	1.81	0.932
推計期間 81/1Q ~ 99/3Q	0.947*** (0.022)	0.024*** (0.008)	-0.018** (0.008)	0.277*** (0.063)	-0.024*** (0.003)	0.026*** (0.005)	0.167*** (0.040)	0.047 (0.060) -0.134*** (0.026) 0.218* (0.123)	0.055*** (0.014)	-0.148*** (0.044)	1.35	0.872

(2) CPI

	インフレ関数						条件付き分散					\bar{R}^2
	1	2	3	4	5	6	0	<i>i</i>	1	2	*	
推計期間 71/1Q ~ 99/4Q	0.981*** (0.020)	0.014** (0.006)	-0.008 (0.006)	0.213*** (0.060)	0.018*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	0.057*** (0.011)	-0.059*** (0.017)	0.025*** (0.007)	-0.049** (0.020)	0.96	0.952
推計期間 81/1Q ~ 99/4Q	0.928*** (0.013)	0.012* (0.006)	-0.006 (0.006)	0.246*** (0.058)	0.017*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	0.036* (0.019)	-0.024 (0.088)	0.001 (0.031)	0.004 (0.074)	-1.34	0.941

(注) 括弧内の標準誤差はBollerslev-Wooldridge robust standard errorsを表示 (Bollerslev and Wooldridge[1992]参照)。また、***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意。

SD-ARCHモデルにより推計したインフレ率の不確実性 ()

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 GAP_{t-1} + \alpha_3 GAP_{t-2} + \alpha_4 + \alpha_5 IPI_t + \alpha_6 IPI_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 \pi_{t-1}^2 + \gamma_2 \pi_{t-1}$$

$$= \sum_{i=1}^m \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 \left(\pi_{t-1} + \frac{\gamma_2}{2\gamma_1} \right)^2 + \left(\beta_0 - \frac{\gamma_2^2}{4\gamma_1} \right) \quad \therefore \pi^* = -\frac{\gamma_2}{2\gamma_1}$$

(3) WPI (GAP=短観の製造業需給判断DI)

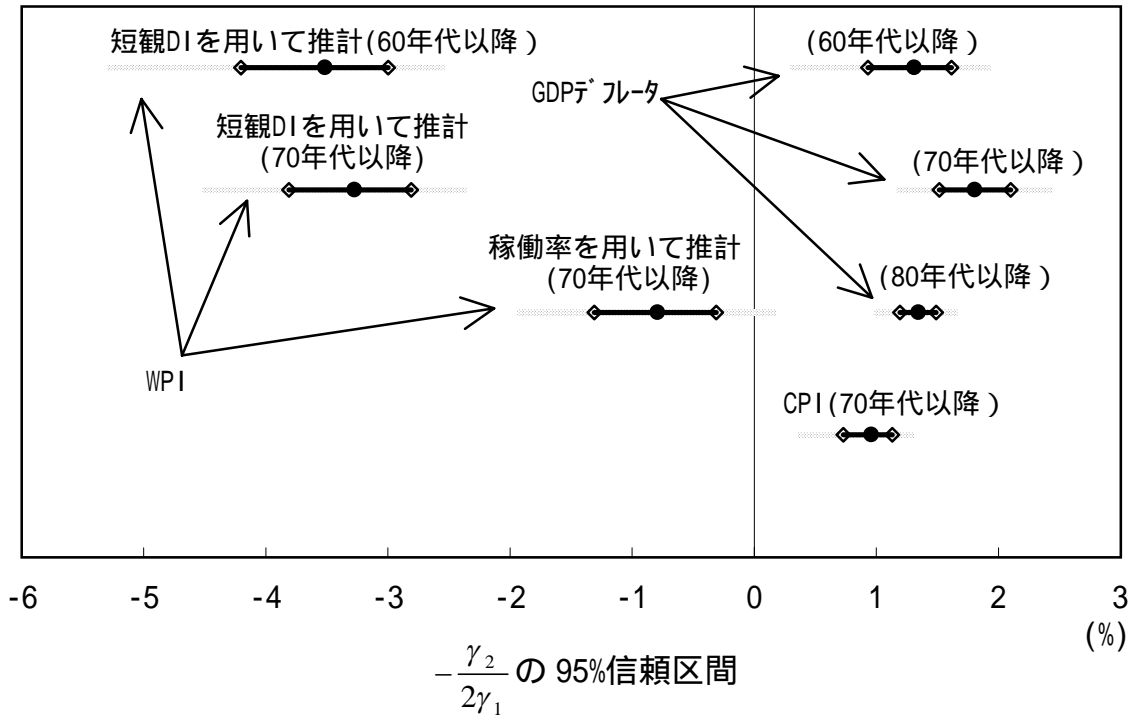
	インフレ関数						条件付き分散					\bar{R}^2
	1	2	3	4	5	6	0	<i>i</i>	1	2	*	
推計期間 62/3Q ~ 99/4Q	0.923*** (0.023)	0.033*** (0.009)	-0.041*** (0.008)	-0.237* (0.141)	0.060*** (0.006)	-0.029*** (0.007)	0.235*** (0.050)	0.693*** (0.185)	0.016*** (0.004)	0.114*** (0.026)	-3.51	0.910
推計期間 71/1Q ~ 99/4Q	0.931*** (0.026)	0.047*** (0.008)	-0.052*** (0.007)	-0.157 (0.149)	0.051*** (0.006)	-0.026*** (0.007)	0.232*** (0.061)	0.610*** (0.192)	0.020*** (0.005)	0.134*** (0.034)	-3.27	0.914
推計期間 81/1Q ~ 99/4Q	0.874*** (0.035)	0.046*** (0.009)	-0.045*** (0.008)	-0.037 (0.124)	0.042*** (0.006)	-0.019*** (0.006)	0.105*** (0.040)	0.433** (0.220)	0.008 (0.005)	0.036 (0.026)	-2.16	0.765

(4) WPI (GAP=製造業稼働率)

	インフレ関数						条件付き分散					\bar{R}^2
	1	2	3	4	5	6	0	<i>i</i>	1	2	*	
推計期間 71/1Q ~ 99/4Q	0.926*** (0.029)	0.083*** (0.020)	-0.072*** (0.019)	-1.094** (0.509)	0.076*** (0.013)	-0.051*** (0.015)	0.208*** (0.056)	0.205** (0.083) -0.000 (0.007) -0.009*** (0.002)	0.081*** (0.019)	0.128* (0.075)	-0.79	0.912
推計期間 81/1Q ~ 99/4Q	0.766*** (0.032)	0.046** (0.019)	-0.024 (0.020)	-2.470*** (0.678)	0.041*** (0.007)	-0.008 (0.007)	0.086*** (0.022)	0.678*** (0.151) -0.031*** (0.008) -0.002 (0.006)	0.008 (0.009)	0.011 (0.033)	-0.74	0.793

(注) 括弧内の標準誤差はBollerslev-Wooldridge robust standard errorsを表示 (Bollerslev and Wooldridge[1992]参照)。また、***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意。

インフレの不確実性を最小にするインフレ率水準の信頼区間 フィリップス曲線型モデル



$-\frac{\gamma_2}{2\gamma_1}$ の信頼区間の算出方法

推計した γ_1 と γ_2 の平均値と分散、および両者の相関係数から規定される 2 次元正規分布をもとに(注1)、 γ_1 と γ_2 の乱数 (3000 組) を発生させ、 $-\frac{\gamma_2}{2\gamma_1}$ の分布を得る(注2)。

この分布から各信頼区間を算出する。

上記のプロセスを 50 回繰り返し、信頼区間の端点の平均値を算出する。

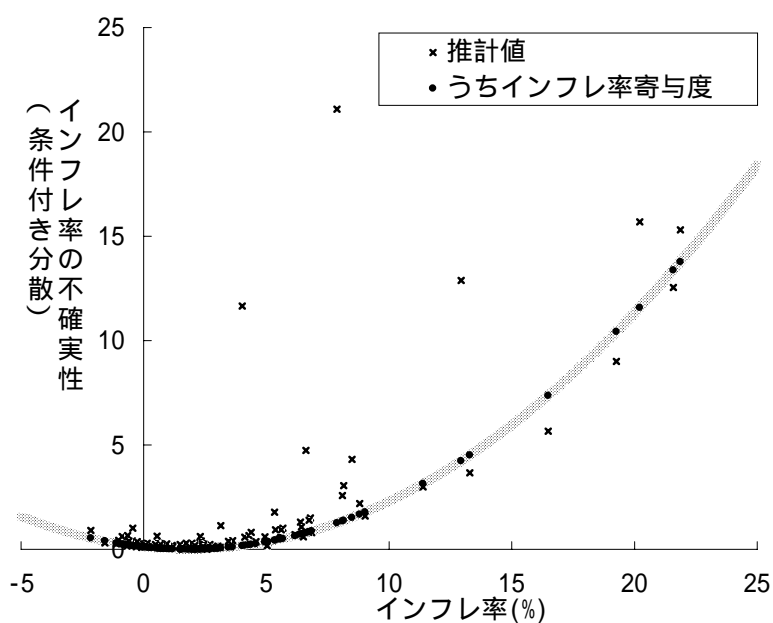
図表の太線は 70%、薄線は 95% の信頼区間を示す。なお、白ヌキ点は 70% 区間の端点を、黒丸点は図表 3~4 において推計した $\hat{\pi}$ (分布のメディアン) を表す。

(注1) 推計パラメータは、漸近的に正規分布に従うことが知られている (Bollerslev, Engle and Nelson[1993]参照)。

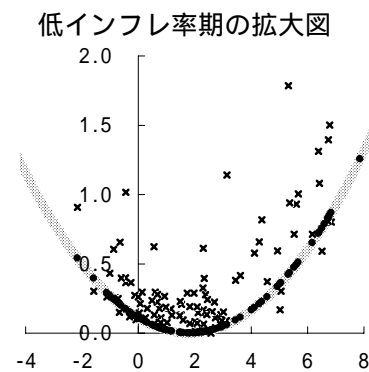
(注2) 同分布は、2 変量の割り算であり、対称分布にはならない (2 次元正規分布に従う 2 変数の和の分布は正規分布になるが、両変数の割り算の分布は正規分布にならない)。

インフレ率の不確実性とインフレ率の水準

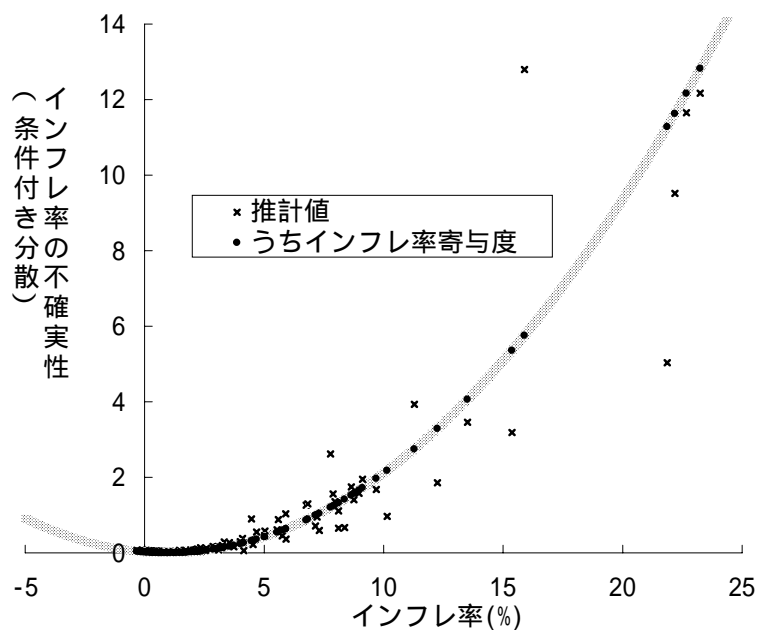
(1) GDPデフレーター



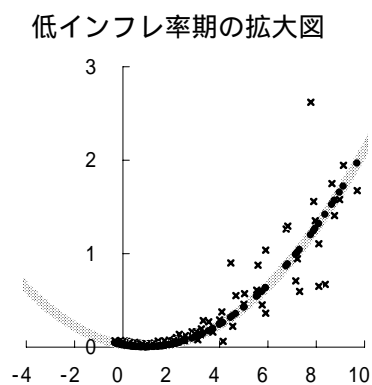
(参考)



(2) CPI



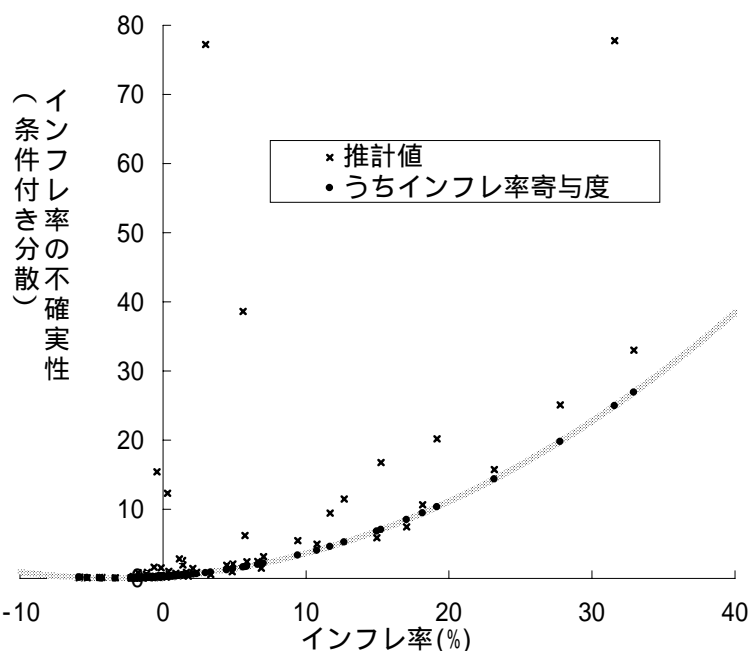
(参考)



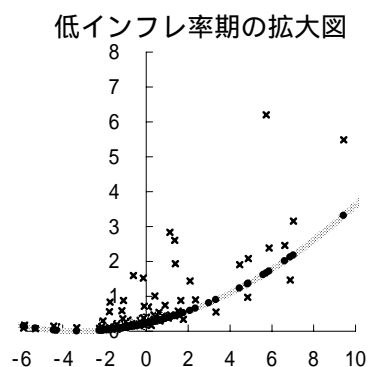
(注)GDPデフレーターは1971/1Q～1999/3Q、CPIは1971/1Q～1999/4Qのサンプルを用いて算出。

インフレ率の不確実性とインフレ率の水準

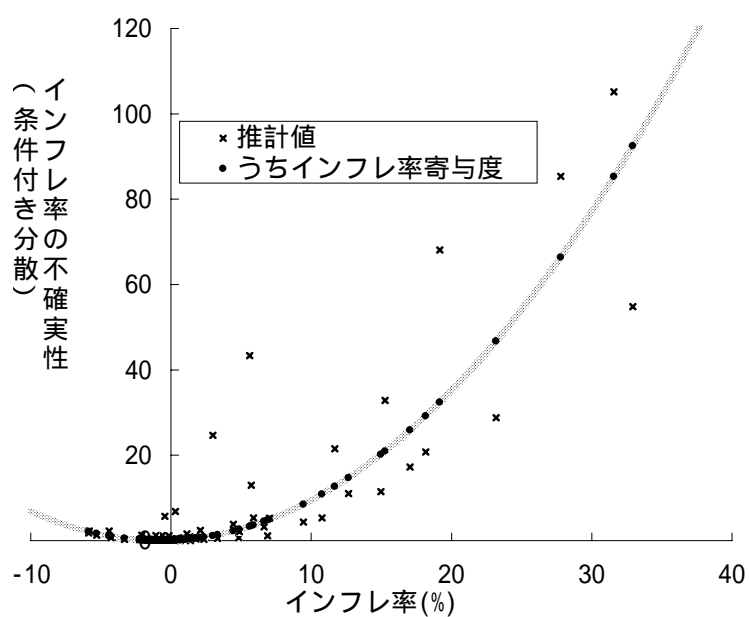
(3) WPI < 需給要因として短観「製品需給DI」を用いて推計した場合 >



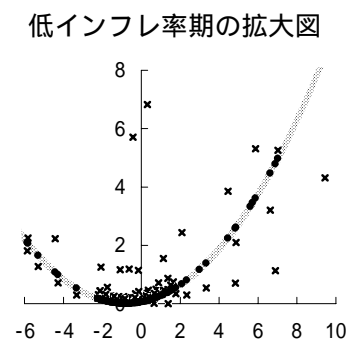
(参考)



(4) WPI < 需給要因として製造業稼働率を用いて推計した場合 >



(参考)



(注)いずれも1971/1Q~1999/4Qのサンプルを用いて算出。

(図表 8)

SD-ARCHモデルにより推計したインフレ率の不確実性

$$\Delta \pi_t = c + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \rho h_{t-1}^2 + \gamma_1 \pi_{t-1}^2 + \gamma_2 \pi_{t-1}$$

$$= \sum_{i=1}^m \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \rho h_{t-1}^2 + \gamma_1 \left(\pi_{t-1} + \frac{\gamma_2}{2\gamma_1} \right)^2 + \left(\beta_0 - \frac{\gamma_2^2}{4\gamma_1} \right) \quad \therefore \pi^* = -\frac{\gamma_2}{2\gamma_1}$$

(1) GDPデフレーター

	インフレ関数	条件付き分散式						\bar{R}^2
	AR(n)	0	1		1	2	*	
推計期間 61/1Q ~ 99/3Q	n=8	0.029*** (0.008)	-0.090** (0.039)	0.806*** (0.059)	0.008*** (0.002)	-0.010* (0.006)	0.68	0.413
推計期間 71/1Q ~ 99/3Q	n=8	0.099*** (0.019)	-0.142*** (0.040)	0.347** (0.177)	0.015*** (0.005)	-0.018* (0.010)	0.58	0.475
推計期間 81/1Q ~ 99/3Q	n=8	0.051*** (0.010)	-0.199** (0.079)	0.844*** (0.126)	0.007** (0.003)	-0.016*** (0.006)	1.16	0.244

(2) WPI

	インフレ関数	条件付き分散式						\bar{R}^2
	AR(n)	0	1		1	2	*	
推計期間 62/3Q ~ 99/3Q	n=5	0.090** (0.042)	0.259** (0.127)	0.487*** (0.119)	0.015** (0.007)	0.073** (0.031)	-2.42	0.551
推計期間 71/1Q ~ 99/3Q	n=5	0.136** (0.057)	0.197* (0.113)	0.468*** (0.143)	0.022** (0.010)	0.112** (0.046)	-2.51	0.538
推計期間 81/1Q ~ 99/3Q	n=5	0.082*** (0.029)	0.048 (0.083)	0.525*** (0.106)	0.022** (0.009)	0.071** (0.027)	-1.63	0.639

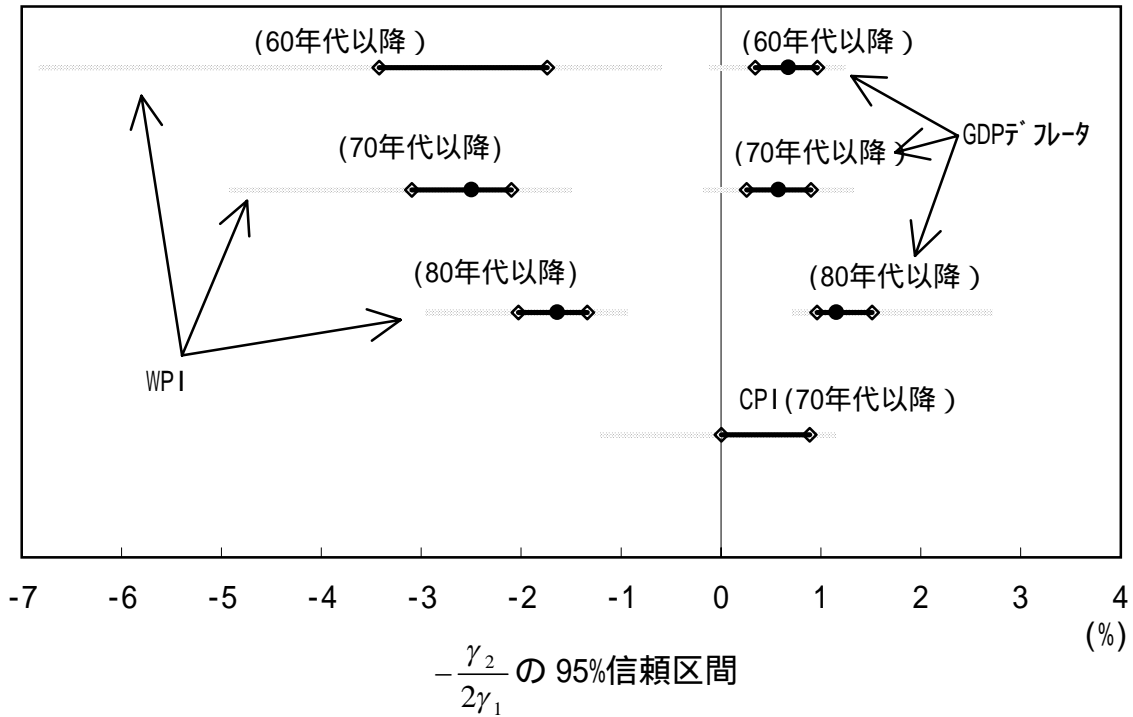
(3) CPI

	インフレ関数	条件付き分散式						\bar{R}^2
	AR(n)	0	1		1	2	*	
推計期間 71/1Q ~ 99/3Q	n=4	0.048*** (0.014)	0.019 (0.077)	-	0.017*** (0.005)	-0.018 (0.018)	0.55	0.451
推計期間 81/1Q ~ 99/3Q	n=5	0.032*** (0.011)	0.044 (0.104)	-	0.010 (0.007)	-0.001 (0.018)	0.025	0.339

(注1) 括弧内の標準誤差はBollerslev-Wooldridge robust standard errorsを表示 (Bollerslev and Wooldridge[1992]参照)。また、***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意。

(注2) AR(n)の次数は、SBIC(Schwarz's Bayesian Information Criterion)により設定。

インフレの不確実性を最小にするインフレ率水準の信頼区間 自己回帰型モデル



$-\frac{\gamma_2}{2\gamma_1}$ の信頼区間の算出方法

推計した γ_1 と γ_2 の平均値と分散、および両者の相関係数から規定される2次元正規分布をもとに(注1)、 γ_1 と γ_2 の乱数(3000組)を発生させ、 $-\frac{\gamma_2}{2\gamma_1}$ の分布を得る(注2)。

この分布から各信頼区間を算出する。

上記のプロセスを50回繰り返し、信頼区間の端点の平均値を算出する。

図表の太線は70%、薄線は95%の信頼区間を示す。なお、白又キ点は70%区間の端点を、黒丸点は図表8において推計した γ_1 (分布のメディアン)を表す。

(注1) 推計パラメータは、漸近的に正規分布に従うことが知られている(Bollerslev, Engle and Nelson[1993]参照)。

(注2) 同分布は、2変量の割り算であり、対称分布にはならない(2次元正規分布に従う2変数の和の分布は正規分布になるが、両変数の割り算の分布は正規分布にならない)。