

Working Paper Series

インフレ期待の変化とインフレの慣性

粕谷宗久*・大島一朗**

Working Paper 00-11

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:munehisa.kasuya@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。

インフレ期待の変化とインフレの慣性*

粕谷宗久
日本銀行

大島一郎
日本銀行

2000年7月

概要

ひとたび、インフレに勢いがつくと、インフレを収束させることが困難になるという経験則は古くから知られている。これは、何らかのショックが加わって、インフレ率が一旦上昇すると、人々が今後もインフレが続くと予想して、(インフレ期待の高まり) 高目の賃金を要求したりする結果、さらに将来のインフレ率が高まるという悪循環が起こることを意味しており、「インフレの慣性」と呼ばれる事象である。本稿では、こうしたインフレの慣性が実際に存在するかどうかを互いに特徴の異なる3つの理論モデルを用いて検証した。

(i) 円滑遷移モデル—当期のインフレ率と直前の一定期間のインフレ率との相関からインフレの慣性を把握

(ii) マルコフ・スイッチング・モデル—当期のインフレ率を最も良く予測するためには、どの程度のインフレ慣性があると考えればよいかという観点からインフレ慣性を把握

(iii) 部分積分モデル—当期のインフレ率とそれ以前の全てのインフレ率の相関からインフレ慣性を把握

分析の結果得られた主な結論は次の通り。

- (1) 一度インフレが生じると、インフレをもたらした元々のショック(石油価格の高騰等)が消えた後も、インフレが持続する現象が認められた。
- (2) インフレ率が高まるほど、インフレの慣性がより強く働くことが統計的に認められた。
- (3) インフレ率が高まると、インフレのパラツキ(分散)が増大することが、統計的に認められた。
- (4) インフレ率が低下するときは、インフレ率のパラツキ(分散)は増大しないことが統計的に認められた。

JEL classification: E31, E37, E52

*本稿は、Kasuya and McAleer(2000), Kasuya(2000), Kasuya and Oshima(2000) をもとに、日本銀行調査統計局調査役粕谷宗久、前同局大島一郎(現名古屋支店) が取りまとめたものである。詳細に関しては各論文を参照のこと。本稿の作成にあたっては、黒田昌裕教授(慶応義塾大学)、樋口義雄教授(慶応義塾大学)、中島隆信助教授(慶応義塾大学)、新保一成助教授(慶応義塾大学) から有益なコメントを頂いた。本稿で示された意見・見解は、筆者個人に属し、必ずしも筆者が属する日本銀行および同行調査統計局のものではない。

1 インフレ期待の変化とインフレの慣性

1.1 インフレの慣性に関する経験則

ひとたび、インフレに勢いがつくと、インフレを収束させるのが困難になることは、経験則として、古くから指摘されてきた¹。このような事象は、しばしば「インフレの慣性²」と呼ばれている。

—— 図表1は、1950年から1999年のG7各国に関し、インフレ率(暦年CPI前年比)が特定の水準を超えた事例(5%以上25例、6%以上27例、7%以上19例、8%以上14例、9%以上17例、10%以上14例)の持続年数の頻度を示している。例えば、ある国のある年にインフレ率が5%を超え、かつそれ以降12年間5%以上を記録した場合、横軸10年以上の1事例としてカウントされる。ここでは、基準となる特定のインフレ水準として、5%以上から10%以上まで1%刻みの6ケースを調べてみた。グラフをみると、基準となるインフレ水準で多少の幅はあるが、いずれのインフレ水準を基準にしても、10年以上持続するケースは1-2割程度、5年以上持続するケースは1-3割程度、1年超のケースでは5-6割程度の頻度比率になっている。結局、G7諸国においても、一度インフレの勢いがつくと直ぐに止まらず持続してしまうケースが存在することがわかる。

—— また1950年代から1980年代にかけて、世界の全ての国のインフレの慣性を調べた研究(Dornbusch and Fischer(1993))では、15%以上30%未満のインフレが3年以上続いた55例(うち28例はオイルショック)のうち24例は4年以上継続し、うち2例(ポルトガルとコロンビア)は10年以上継続したことが報告されている。

1.2 インフレの慣性の要因としてのインフレ期待

インフレの発端については、1973年のオイルショックのように、ある財の価格上昇が引き金になることが少なくない。そして、オイルショックの場合のように、殆どのケースでは、契機となるショックそのものが長期に持続しているわけではない。にもかかわらず、契機となるショックが去った後までインフレが持続する要因として、かつては、価格調整の遅れを挙げる場合が多かった。しかし、図表1で示されるようなインフレが10年以上も続くケースを、価格調整の遅れのみで説明することは困難であろう。そこで、1980年代からインフレ期待がインフレの慣性の要因として重要視されるようになった。

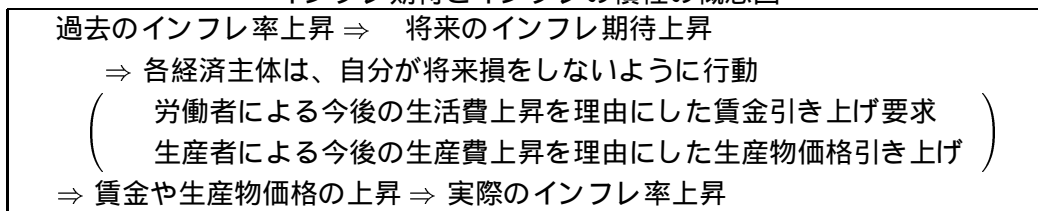
このことを簡単に説明してみよう。今、オイルショックのような、何らかのインフレショックが起こったとする。この時、人々が、今後もインフレは続く予想してしまうならば、誰もが当然、自分が将来損をしないような行動に走る。つまり、労働者は高めの賃金を要求するようになり、また、企業家は高くなりそうな製造費を見こんで高めの生産物価格をつけようとする。将来のインフレ予想からくる、そうした行動は、逆に、その後のインフレ率を実際に高めることになる。こ

¹ インフレの慣性に関する分析としては、例えば Tobin(1980)、Sargent(1982,1986) 等参照。

² 英語では inertia, あるいは persistence。

のように、インフレの契機となったショックが去った後まで、インフレの悪循環は、長期間繰り返され得る。これが、インフレ期待に基づく、インフレの慣性の説明である。

インフレ期待とインフレの慣性の概念図



1.3 フィリップス曲線による解釈

以上の点は、インフレ期待を考慮したフィリップス曲線によって、次のように解釈することができる。

まず、インフレーションと需給ギャップ³ の関係を示すフィリップス曲線は、一般的に次のように表すことができる⁴。

$$(\text{インフレ率}) = (\text{期待インフレ率}) + (\text{正の係数})(\text{需給ギャップ}) + (\text{その他要因})$$

ここで、インフレ期待が安定であれば、

$$(\text{インフレ率}) = (\text{一定値}) + (\text{正の係数}) \times (\text{需給ギャップ}) + (\text{その他要因})$$

という姿になる。しかし、人々が、過去における実際のインフレを踏まえてインフレ予想を形成する場合には、一般に、

$$\text{インフレ期待} = f(\text{過去の実際のインフレ率})$$

と表わされる。これを最初の式に代入すれば、過去のインフレ率が現在のインフレ率に影響すること、すなわちインフレの慣性が生まれることになる。以上のケースの最も簡単な場合が、

$$\text{インフレ期待} = \overset{\text{正の係数}}{\alpha} \times (\text{前期のインフレ率})$$

という形であり、とくに $\alpha = 1$ の場合、フィリップス曲線は、

$$\text{インフレ率} = (\text{前期のインフレ率}) + (\text{正の係数}) \times (\text{需給ギャップ}) + (\text{その他要因})$$

あるいは、

$$\text{インフレ率加速度} = (\text{正の係数}) \times (\text{需給ギャップ}) + (\text{その他要因})$$

と表され、NAIRU 型物価関数と呼ばれる。

³潜在 GDP に対する実質 GDP の比率で表す。

⁴この式は、インフレーションと失業率の短期的な関係を示すフェルドマン=フェルプス型の関係式

$$(\text{インフレ率}) = (\text{期待インフレ率}) + (\text{正の係数})(\text{失業率} - \text{自然失業率})$$

を、オークンの法則を用いて、インフレ率と需給ギャップの関係式に変換したものに相当する。

2 インフレの慣性がなぜ問題か

2.1 ディスインフレのコスト

次に、インフレの慣性が、なぜ問題なのかを考えてみよう。その一つの理由は、インフレの期待が不安定になり、インフレの慣性がみられるようになると、インフレを緩和・収束させるためのコスト、つまりディスインフレのコストが大きくなる点に求められる。このことを、先のフィリップス曲線を用いて説明しておこう。まず期待インフレ率が一定でインフレの慣性がない場合、前節で論じたように、インフレ率と需給ギャップの間に次のようなトレード・オフの関係が成り立つ(その他要因は省略)。

$$(\text{インフレ率}) = (\text{一定値}) + (\text{正の係数}) \times (\text{需給ギャップ})$$

このため、景気が過熱(需給ギャップが上昇)して高まったインフレは、実質 GDP を潜在 GDP まで低下(失業率が自然失業率まで増加)するように政策を運営することにより緩和・収束する。

一方、期待インフレ率が前期のインフレ率に一致し、インフレに強い慣性がみられる場合には、前節で論じたように、インフレ率と需給ギャップの関係は(その他要因は省略)。

$$\text{インフレ率} = (\text{前期のインフレ率}) + (\text{正の係数}) \times (\text{需給ギャップ})$$

となるため、需給ギャップが丁度ゼロの状態ではインフレ率は元に戻らない。インフレ率を元に戻すには、需給ギャップを一旦拡大(失業率を自然失業率以上にまで増加)させることが必要となる。これは、インフレの慣性が存在することに伴うディスインフレのコストに他ならない。

2.2 インフレの累積的亢進

勿論、一旦上がったインフレを容認するならば、失業率を自然失業率以上にまで増加させるといった必要はない。しかし、こうした政策が繰り返されると、期待インフレが不安定でインフレの慣性が発生している状況では、インフレの累積的亢進が起こる。このことを簡単なシミュレーションで確かめておこう。まず、海外1次産品の価格の変動のようにインフレ率に影響を与える外生的なショックが図 A のように常に発生する状況を考える。ここで (i) 人々が、前期のインフレ率上昇は一時的と考えインフレ期待を全く変化させないケースと、(ii) 人々が、前期のインフレ率上昇は全て恒久的と考え期待インフレ率を引き上げるケースの両極端を考えてみよう。

(i) 前期のインフレ率変化が一時的と考えインフレ期待を全く変化させないケース

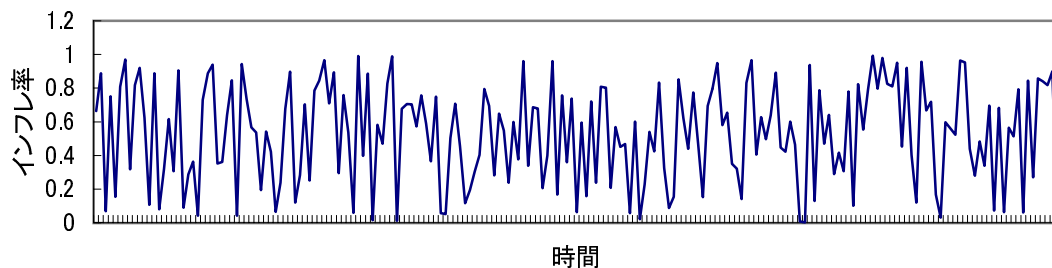
人々の期待が安定しており、労働者が高めの賃金を要求したり企業家が製品価格引き上げを行うこともない場合には、

$$(\text{当期の期待インフレ率}) = (\text{ある一定の値})$$

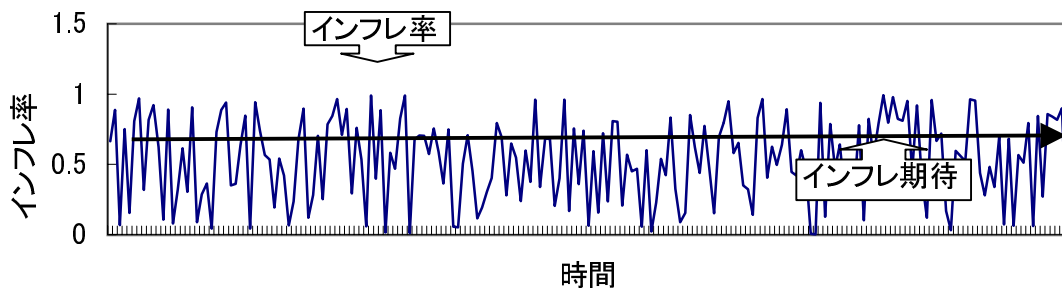
であるから、これをフィリップス曲線に当てはめれば、

$$(\text{当期のインフレ率}) = (\text{ある一定の値}) + (\text{当期の外生的ショック})$$

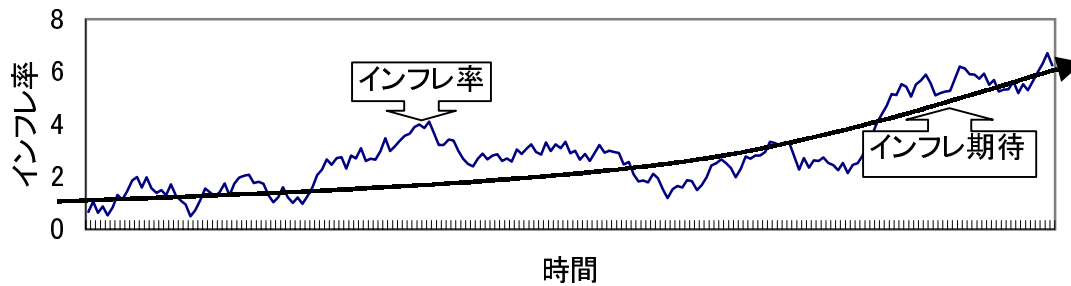
図A: 各期に発生する外生的ショック



図B: インフレ期待が安定しているケース



図C: インフレ期待が足元のインフレ率増加に影響を受けるケース



ということになり、外生的なショックが去れば実際のインフレ率も下落する。この時のインフレ率の動きをグラフに表わしたのが図 B である。

(ii) 前期のインフレ率上昇が全て恒久的と考え、期待インフレ率を引き上げるケース

他方、人々が前期のインフレ率上昇が全て恒久的と考えて、労働者が生活費上昇を見込んで高めの賃金を要求したり、企業家が生産費上昇を見込んで製品価格引き上げを行う場合は、先に示したように、

$$(\text{当期の期待インフレ率}) = (\text{前期の期待インフレ率}) + (\text{前期の外生的ショック})$$

ということになる。これをフィリップス曲線に当てはめれば、

$$(\text{当期のインフレ率}) = (\text{前期のインフレ率}) + (\text{当期の外生的ショック})$$

が得られる。このとき、インフレ率は、前期のインフレ率の影響を強く受け、一度インフレになるとともに戻らず、インフレが持続的に亢進する。この場合のインフレの動きを示したものが、図 C である⁵。

2.3 インフレ期待の不安定性とそのコスト

さて、一般にインフレのコストの一つとして、インフレ率が高まると先行きのインフレの不確実性も高まるといった点が指摘されており、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ことを示す実証研究も少なくない。また、将来のインフレ率が不確実であると、企業の長期的な投資プロジェクトに悪影響を与えたり、個人のライフプランに悪影響を与えたりすることは言うまでもないであろう。

ただ、何故インフレ率とその不確実性が関係するのか、を理論的に説明するのは容易ではない。この点、一つの考え方は、その理由をインフレの慣性に求めることである。実際、先に示したように、インフレの慣性が強く、フィリップス曲線が NAIRU 型の形状を示すような場合には、インフレの累積的亢進が起こることによって、将来のインフレ率の不確実性は著しく増大する（因みに、先の ii のケースでは、先行きのインフレ率の分散は時間が増加するにつれて無限大まで発散する）。

3 インフレの慣性をどうとらえるか

3.1 伝統的手法とその問題点

次に、インフレの慣性をどのように捉えるかが問題になるが、インフレの慣性とは、過去のインフレ率が現在のインフレに影響を及ぼすという考え方であるため、当期のインフレ率が、過

⁵なお、このようなケースは、インフレ率が「単位根過程」という非定常時系列であることを意味しており、実証分析上も特別な配慮を行うことが必要になる。

去のインフレ率にどの程度影響を受けるかによって把握できる。つまり、過去にインフレ率上昇があった場合、当期も同様にインフレ率が上昇するのであれば、その程度が大きいほどインフレの慣性が強いことというになる。

インフレの慣性の伝統的な推計方法は、当期のインフレ率を過去のインフレ率に回帰させることである。つまり、

$$(\text{当期のインフレ率}) = \alpha(\text{前期のインフレ率}) + (\text{その他要因})$$

あるいは、

$$(\text{当期のインフレ率}) = \sum_{i=1}^n \alpha_{t-i}(\text{第 } i \text{ 期前のインフレ率}) + (\text{その他要因})$$

を推計して、 α^6 が大きければ大きいほどインフレの慣性が大きい(特に $\alpha = 1$ の場合は、NAIRU型の物価関数になる)というものである。実際、このような考え方に基づいて行われたこれまでの研究として、Turner(1995)、Romer(1996)、Watanabe(1997)、中田・肥後(2000)等がある。また、これまでの研究の結果、(i) 上記の係数 α で判断する限り、インフレの慣性は国々によって様々であるだけでなく、時期によっても異なる可能性があるということ、(ii) 場合によっては、インフレが単位根過程という推計上特別な配慮を行わなければならない非定常時系列になっている可能性があること、などが明らかにされている。

しかしながら、伝統的な手法の問題点は、通常、推計係数 α_i が一定であることを前提としているため、係数が時間を追って変化したり、 α_i がインフレ率に依存する可能性を考慮していない点にある。ごく普通に考えれば、過去のインフレが落ち着いていれば、インフレ率が上昇しても、人々は、これを一時的な現象と見做して、インフレ期待を変化させない(すなわち α_i は小さい)だろうと思われる。他方、過去にしばしば高インフレが経験されているならば、インフレ率が一旦高まると、今後もインフレが続くと予想する可能性が高いであろう(つまり α_i は大きい)。このような場合には、当然 α_i は過去のインフレ率に影響されるし、また時間の経過に従って変化すると考えなくてはならない。さらに技術的に言えば、インフレ率は常に定常過程に従っている訳ではないことを踏まえると、上記の定式化には問題がある⁷。そこで本稿では、

- (i) インフレの慣性が過去のインフレ率に影響され得ること
- (ii) インフレの慣性が、時間を追って変化し得ること
- (iii) インフレの慣性の変化によって、インフレ率が定常時系列から非定常時系列まで変化し得ること

の3点を配慮できる新しい3つのアプローチを用いてインフレの慣性を分析した。

3.2 新しいアプローチ：イメージによる理解

本稿で具体的に用いる3つの方法とは、円滑遷移モデル、マルコフ・スイッチング・モデル、部分和分モデルである。インフレの慣性とは、ある期のインフレ率が過去に実現したインフレ率

⁶あるいは、 α_i の合計値。

⁷他方、インフレ率は常に単位根過程に従っているとも限らず、後にもるように、厳密には定常状態から単位根過程という非定常状態まで変化する可能性をも考慮する必要があるかも知れない。

とどれほど相関を持っているかというインフレ率の変動の長期的な特徴である点は既に述べた通りである。インフレの長期的な特徴であるだけに、概念的には、できるだけ長く遡って現在のインフレ率と過去のインフレ率との相関を分析することが望ましい。しかし、推計上、当期のインフレ率とできるだけ多くの過去のインフレ率との相関をみることは、それほど容易ではない。なぜなら、過去のインフレ率を長く遡って利用すればするほど、説明変数の数が増加し、推計が困難になるからである。各アプローチの違いは、ある期のインフレ率と過去のインフレ率との関係をどのように調べるかの違いでもある。

ここでは、分析手法の具体的な説明に入る前に、3つのアプローチの概略を若干のイメージ図を用いることで直感的に捕らえておこう。

(1) 円滑遷移モデルとは、ある期のインフレ率を、その直前の一定期分のインフレ率との相関の大きさで、インフレの慣性を分析する。図Dで言えば、の時点でのインフレ慣性を調べるのに、過去の幾つかのインフレ率()との相関を調べていることになる。

(2) マルコフ・スイッチング・モデルは、「ある期のインフレ率を最もよく予測するためには、ある期のインフレ率とそれ以前のインフレ率との間にどの程度の相関(インフレ慣性)を認めればよいか」という間接的な基準に基づいてインフレの慣性を分析する。図Eで言えば、「ある時点のの予測値であるを最もに近くなるようにするためには、過去におけるインフレ慣性(点線)がどの程度であれば良いか」を考えることで、の時点のインフレの慣性を把握する。

(3) 部分和分モデルは、実際に各期のインフレ率とそれ以前の全てのインフレ率との相関を用いてインフレの慣性を分析する。図Fで言えば、の時点のインフレ慣性を捉えるために、その期のインフレ率とそれ以前の全てのインフレ率()の相関を使ってインフレ慣性を把握する。

3.3 3つの手法について

ここで3つのアプローチについてもう少し詳しく説明しておこう。3つのアプローチは、いずれも既に述べた、

$$(\text{当期のインフレ率}) = (\text{当期の期待インフレ率}) + (\text{当期の外生的ショック})$$

を出発点とする。

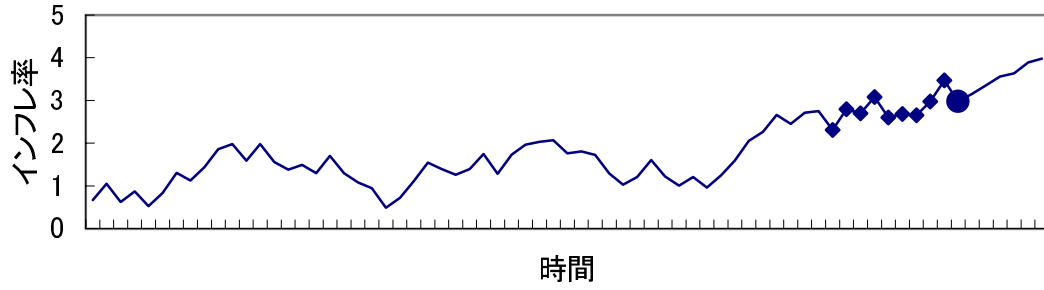
3.3.1 円滑遷移モデルによるアプローチ

先にみたように、伝統的なアプローチでは、当期の期待インフレ率が前期のインフレ率にどの程度影響されるかを、

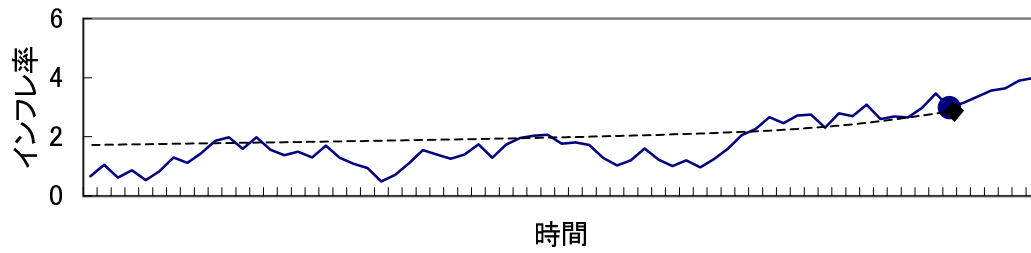
$$(\text{当期のインフレ率}) = \alpha \times (\text{前期のインフレ率}) + (\text{当期の外生的ショック})$$

という式を計測して、その $\alpha(0 \leq \alpha \leq 1)$ で表されると考えている。この円滑遷移モデルとは、伝統的アプローチを自然に拡張したものであり、具体的には、以下の3点に関してモデルの拡張を行う。

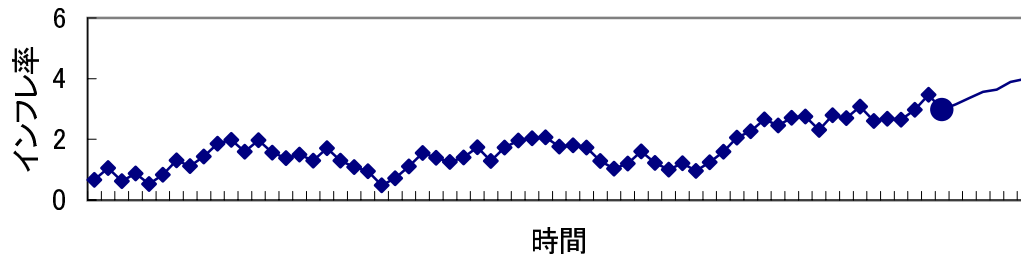
図D: インフレの慣性の捉え方
〈円滑遷移モデル〉



図E: インフレの慣性の捉え方
〈マルコフ・スイッチング・モデル〉



図F: インフレの慣性の捉え方
〈部分和分モデル〉



- (i) 前期のインフレ率を過去 n 期 (有限) のインフレ率に置き換える。
- (ii) 当期の外生的ショックを需給ギャップ要因、輸入物価要因、その他の外生的ショックに分割する。
- (iii) インフレ慣性の尺度 自体を、インフレ水準の関数として表わす。

この結果、円滑遷移モデルの推計式は次のように表される。

$$\begin{aligned} (\text{当期のインフレ率}) &= \alpha(\text{インフレ水準}) \times (\text{過去 } n \text{ 期のインフレ率}) \\ &+ (\text{需給ギャップ要因}) + (\text{輸入物価要因}) + (\text{その他の外生的ショック}) \end{aligned}$$

ここで、 $\alpha(\text{インフレ水準})$ は、係数 α がインフレ水準の関数であることを示している。円滑遷移モデルでは、「過去 n 期のインフレ率が当期のインフレ率をどの程度説明するか」を表す係数 α がインフレ慣性をあらわす尺度になる。

この3つの拡張により、円滑遷移モデルは、次のような長所を持つ。

- (i) (過去のインフレ率の将来のインフレ率に対するより長期にわたる影響の把握が可能) 当期の期待インフレ率は前期のショックだけでなく、もっと以前のショックにも反応していると考えるのが自然である。つまり、インフレ慣性の分析には、前期と当期だけの関係だけでなく、もっと以前のインフレショックの影響まで見ることが重要である。前期のインフレ率を過去 n 期 (有限) のインフレ率に置き換えることで、より過去のインフレ率からのより長期の影響を拾うことができる。
- (ii) (需給ギャップ要因、輸入物価要因のデータを用いることによるより効率的な推計が期待できる) 外生的ショックを、需給ギャップ要因、輸入物価要因およびその他に分け、前2者に関するデータを利用することで、より効率的で正確な推計を期待できる。
- (iii) (インフレ水準からインフレ慣性への影響の直接の分析が可能) インフレ慣性の尺度 を直接インフレ水準の関数とすることで、インフレ水準からインフレ慣性への影響を直接分析できる⁸。

3.3.2 マルコフ・スイッチング・モデルによるアプローチ

マルコフ・スイッチング・モデルでは、每期毎期の期待インフレ率 (インフレ予測値) が、外生的ショックにどれほど影響されるかを問題にする。つまり、前期の外生的ショックのうち、永続的なものとして期待インフレ率 (インフレ予測値) に影響を与えるショックの比率 β を考えると、当期の期待インフレ率 (インフレ予測値) は、

$$\begin{aligned} &(\text{当期の期待インフレ率 (当期のインフレ予測値)}) \\ &= (\text{前期の期待インフレ率 (前期のインフレ予測値)}) + \beta \times (\text{前期の外生的ショック}) \end{aligned}$$

と表せる。この時、

$$(\text{当期のインフレ率}) = (\text{当期の期待インフレ率}) + (\text{当期の外生的ショック})$$

⁸ インフレ水準からインフレ慣性への影響を表す関数をもう一つ考え、2つを掛け合わせた形を用いると、インフレ方向へのショックに対するインフレ慣性への影響とデフレ方向へのショックに対するインフレ慣性への影響の両者を分析できる。

という関係に注意して、上記の操作を繰り返せば、結局、次式が得られる。

$$(\text{当期のインフレ率}) = \beta \sum_{k=1}^{\infty} (1 - \beta)^{k-1} (k \text{ 期前のインフレ率}) + (\text{当期の外生的ショック})$$

ここで β が 1 のとき、当期のインフレ率は前期のインフレ率 + 当期の外生的ショックの単位根過程となる⁹。 β がゼロのとき、当期のインフレ率は前期の期待インフレ率 (一定) + 当期の外生的ショックという定常過程になる。マルコフ・スイッチング・モデルでは、ある期の外生的ショックのうち恒常的と判断されるショックの比率 β が、インフレ慣性を表す尺度になる。

マルコフ・スイッチング・モデルは、次のような長所を持つ。

(i)(概念的には無限の過去からの影響を分析) 円滑遷移モデルでは、ある一定の長さのラグのみ考慮するが、マルコフ・スイッチング・モデルは、概念的には、過去に起こった全てのインフレからの影響を考慮することが可能になる。

(ii)(需給ギャップ要因、輸入物価要因を用いないため、両要因のデータ選択の有り得べき誤りの影響を受けないという長所) 円滑遷移モデルでは、外生的ショックのうち需給ギャップ要因、輸入物価要因に関するデータを推計に利用した。しかし、マルコフ・スイッチング・モデルでは、それらの情報を利用していない。インフレ慣性自体、需給ギャップ要因や輸入物価要因で説明できない中長期的趨勢を問題にしているため、これらの要因に関するデータを用いなくてもインフレ慣性の推計は可能である。円滑遷移モデルのような推計の効率性の向上は期待できないが、逆に、円滑遷移モデルに付随するような需給ギャップ要因や輸入物価要因の特定化(データの選択、ラグの長さ等)の困難さ、さらには特定化の有り得べき誤りによる問題がないという長所がある¹⁰。

(iii)(每期毎期のインフレ慣性の変化に対しより敏感に反応) インフレ慣性の尺度 β は、每期毎期のインフレの予測し易さから決まるので、インフレ慣性の尺度は、有限の長期にわたる自己ラグ係数を問題とする円滑遷移より、每期毎期の構造変化に敏感に反応しやすくなる。

(vi)(モデルが比較的シンプル) 一般に時系列的手法は、推計が複雑となりがちである。しかし、マルコフ・スイッチングは、次に述べる時系列的手法の一つである部分和分モデルよりシンプルという長所がある。

3.3.3 部分和分モデルによるアプローチ

円滑遷移モデルのように係数 β が大きければ大きいほど前期のインフレ率からの影響が大きくなる定式化

$$(\text{当期のインフレ率}) = \alpha \times (\text{前期のインフレ率}) + (\text{当期の外生的ショック})$$

⁹ $\beta = 1$ の場合は、 $\beta \pi_{t-1} + \beta \sum_{k=2}^{\infty} (1 - \beta)^{k-1} \pi_{t-k}$ (π_t は t 期におけるインフレ率) で考えるとわかりやすい。

¹⁰ これは、例えば、知らない土地に旅行したときの近道に喩えることができる。近道を知っていればより早く目的地に到着できるが、近道の知識が曖昧である場合、近道を通ろうとすると逆に迷って時間がかかってしまう。これと同様に、需給ギャップ要因、輸入物価要因の正しいデータの作成・選択・ラグの長さに関する情報を知っていれば、それらを用いる円滑遷移モデルの推計でより正確な推計結果が期待できる。しかし、一般的に、ある経済要因に関する正しいデータの作成・選択・ラグの長さに関して、我々は 100% 正確な情報が利用可能なわけではなく、常にある程度の曖昧さを伴う。これらの要因の特定化が誤っている場合、推計の精度は逆に低下することもあり得る。正確なデータの作成・選択・ラグの長さの曖昧さが残る現実の状況では、マルコフ・スイッチング・モデルのように需給ギャップ要因、輸入物価要因に関するデータを用いずに、インフレ慣性を分析し、その結果と円滑遷移モデルの結果を比較して総合的にインプリケーションを導くことが賢い手続きであろう。

を再び考える。円滑遷移モデルでは、有限の n 期前まで過去の影響を拡張したが、部分積分モデルでは、次式のように無限の過去までさかのぼって過去のインフレ率の影響をとらえようとする。

$$(\text{当期のインフレ率}) = \sum_{i=k}^{\infty} \alpha_{-k} (k \text{ 期前のインフレ率}) + (\text{外生的ショック})$$

しかし、一般的には、過去のインフレ率全ての影響を考える場合、説明変数の数が多過ぎて、そのままでは推計できない。マルコフ・スイッチング・モデルでは、前期のショックのうち恒常的と考えられる比率で過去のインフレ率全ての影響を表現したが、部分積分モデルでは、次のような特殊な係数関数を用いる。

$$(\text{当期のインフレ率}) = \sum_{k=1}^{\infty} f_k(d) (k \text{ 期前のインフレ率}) + (\text{当期の外生的ショック})$$

ここで、 $f_k(d)$ は、変形すると、次式のように非常にシンプルな形になる関数である。

$$(1 - L)^d (\text{当期のインフレ率}) = (\text{当期の外生的ショック})$$

ただし、 L はラグ・オペレータ。

ここで d は、メモリ・パラメータと呼ばれる。部分積分モデルでは、過去のインフレ率が将来のインフレ率にどの程度影響を与えるかを示すメモリ・パラメータが、インフレ慣性の尺度となる。このような特殊な関数を用いるのは、メモリ・パラメータの大小によって、インフレ率の時系列的特徴を、次表のように簡単に表現できるからである。

メモリ・パラメータの表現する状態	
メモリ・パラメータの値	インフレ慣性の状態
0	定常過程 (フィリップス型物価関数に対応)
1	単位根過程 (NAIRU 型物価関数に対応)
0.5 以上 1 未満	当期のショックの一部が永久に将来のインフレ率と相関を持つ
0 以上 0.5 未満	当期のショックの一部が長期的に将来のインフレ率と相関を持つ

部分積分モデルによるインフレ慣性の分析には次のような長所がある。

(i) (過去のインフレ率からの影響を全て把握することが可能) マルコフ・スイッチング・モデルと同様、概念的には、過去のインフレ率全ての影響を把握できる。

(ii) (過去の全てのインフレ率からの影響を直接推計) マルコフ・スイッチング・モデルのように当期の予測誤差だけで過去のインフレ率からの影響を間接的に判断するのではなく、過去のインフレ率全てを使ってインフレ慣性を把握する。このため、マルコフ・スイッチング・モデルより正確に推計できるという長所がある。なお当期のインフレ率と過去のインフレ率全てとの相関をみるため、部分積分モデルのインフレ慣性尺度 d (メモリ・パラメータ) は、円滑遷移モデルやマル

コフ・スイッチング・モデルのインフレ慣性尺度より変化が緩やかであるのが特徴である。
 (iii)(時系列の特徴を容易に表現することが可能) メモリ・パラメータ d は、既述のように定常状態から非定常状態までインフレ慣性の状態を連続して表現できるという長所を持つ。
 (iv)(需給ギャップ要因、輸入物価要因を用いないため、両要因のデータ選択の有り得べき誤りの影響を受けないという長所) 需給ギャップ要因、輸入物価要因を用いず、時系列的手法でインフレ慣性を分析するのは、マルコフ・スイッチング・モデルと同様である。

4 実証結果

本稿の分析では、インフレとして CPI (除く生鮮食料品、1960 年から 1999 年まで) を用いた。円滑遷移モデルでは、GDP ギャップが四半期データとなるため四半期データを用いた¹¹が、マルコフ・スイッチング・モデルと部分和分モデルでは、月次計数を用いた。

4.1 円滑遷移モデル

円滑遷移モデルの自己ラグは 9 期間を用いた¹²。円滑遷移モデルの結果は、図表 2 ~ 4 に集約されている。

図表 2 上図において、横軸は時間、縦軸左目盛はインフレ率、縦軸右目盛は自己ラグ (9 期の有限ラグ) 係数の大きさを示しているが、インフレ率の上昇によって自己ラグ係数が 0.7 程度から 0.9 程度まで高まっていることがわかる。誤差分散への影響は図表 2 下図で示されているが、同じくインフレ率の上昇時に大きくなることが示されている。

また、インフレ水準から自己ラグ係数・誤差項への正の影響の統計的検定は次表に示されているが、インフレ水準から自己ラグ係数、誤差項の大きさへの影響が統計的に認められた (自己ラグ係数への影響は 5% 水準、誤差項への影響は 10% 水準で有意)。

インフレ水準からの影響に関する検定 ¹³	
インフレ率からの自己ラグ係数への正の影響	19.91**
インフレ率からの誤差項の大きさへの正の影響	6.52*

図表 3 ~ 4 では、推計された自己ラグ係数の大きさとインフレ水準の関係を、通期 (図表 3) と 82 年以降 (図表 4) の散布図で示したものである。82 年以降の低インフレ期では、インフレ率と自己ラグ係数 (インフレの慣性) の大きさの関係が見えにくくなるといった程度の差はあれ、いずれの図も、右肩上がりの正の相関が見て取れる。また、インフレ率が下落するケース (デフレ方向) での、インフレ水準から自己ラグ係数、誤差分散の大きさへの影響も併せて検証したが、統計的に影響があるという結果は得られなかった¹⁴。

¹¹ インフレ率以外の変数は、GDP ギャップと輸入物価指数変化率である。GDP ギャップは、ホドリック・プレスコット・フィルターを用いて導出した。

¹² 自己ラグ係数・誤差分散へ影響を与えるインフレ水準は、検定の結果、1 期前が選択された。

¹³ 関係係数が全てゼロであることを帰無仮説とする検定。**, * は、各々 5%、10% 水準で有意であることを示す。

¹⁴ デフレ方向へのインフレ率のショックから自己ラグ係数・誤差項の分散の大きさへの影響を捉えるためのパラメータを加えた場合、いずれも実数域でパラメータが適切に収束しなかった。

4.2 マルコフ・スイッチング・モデル

マルコフ・スイッチング・モデルの結果は、図表5～7に集約されている。図表5上図において、横軸は時系列、縦軸左目盛はインフレ率、縦軸右目盛は各期のショックに占める長期に持続するショックの比率を示している。グラフから、この比率の上昇がインフレ率の高い局面に集中していることがわかる。なお長期に持続するショックの比率は、円滑遷移モデルの自己相関ラグ係数と同様、インフレの慣性を示す指標であるが、円滑遷移モデルの自己相関係数より振れが頻繁である。これは、マルコフ・スイッチング・モデルのインフレ慣性が、モデルの性質上、每期毎期のショックに対し円滑遷移モデルより敏感に反応しているためである。

誤差分散への影響は図表5下図で示されているが、同じくインフレ率の上昇時に大きくなることが示されている。また、これらの仮説に関する統計的検定が、次表に示されているが、インフレ水準から長期に持続するショックの比率、誤差項の大きさへの正の影響のいずれも統計的に認められた(いずれも1%水準で有意)¹⁵。

インフレ水準からの影響に関する検定 ¹⁶	
インフレ率から持続するショックの比率への正の影響	37.67***
インフレ率から誤差項の大きさへの正の影響	30.14***

図表6～7では、推計された長期的趨勢変動の大きさとインフレ水準の関係を、通期(図表6)と82年以降(図表7)の散布図で示したものである。いずれの図も、程度の差はあれ右肩上がりの正の相関が見られる。

4.3 部分積分モデル

部分積分モデルの分析結果は図表8に集約されている。図表8では、横軸に時間、縦軸にインフレの慣性(インフレ期待の不安定性)の度合いを示すメモリ・パラメータを示している。メモリ・パラメータは、第1次石油危機の直後の0.6弱の水準から、インフレ水準の落ち着きとともに0.4～0.5程度へ下落している。

この値が、0.0のときインフレ期待が安定(フィリップス型物価関数に相当)、1.0のとき単位根過程(NAIRU型物価関数に相当)であることになるが、実際のインフレ率は、安定的インフレ期待と単位根型インフレ期待の両極から離れていることが統計的に認められることがわかる。メモリ・パラメータは第1次石油危機後のインフレの安定に伴ない低下したものの、メモリ・パラメータの水準が0.4～0.5程度の水準に有ること自体、インフレ期待がそれほど安定的でないことを示している¹⁷。

つまり、実際のインフレ率は、NAIRU型の単位根過程ほど不安定ではないが、近年においてもインフレショックが長期にわたって残存し得ること、さらにインフレショックが大きければ円滑

¹⁵ インフレ水準からの影響の有意さが、円滑遷移モデルより強めなのは、サンプル数の多さも影響していると考えられる。

¹⁶ 関係係数が全てゼロであることを帰無仮説とする検定。***、**、*は、各々1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

¹⁷ なお無限の自己ラグを問題とするメモリ・パラメータは、円滑遷移モデルの自己ラグ係数と比べると、はるかに長期的な、あるいは永続的な影響を問題にする指標である。それゆえその変化は、円滑遷移モデルより緩慢になる。

遷移モデルやマルコフ・スイッチング・モデルでみたように統計的に自己ラグ係数の増大や持続するショックの比率の増大として把握されるであろうことを示している。

最後に、3つのアプローチの実証結果を総括しておこう¹⁸。

円滑遷移モデル、マルコフ・スイッチング・モデルの実証結果では、インフレの慣性(インフレ期待の不安定性)が認められ、かつ、インフレ水準がそれに対し統計的に正の影響を与えていることが示された。

また部分和分モデルでは、インフレに加えられたショックが、非常に長期にわたって将来まで影響を及ぼし、インフレ期待が統計的に安定的でないことが示された。その程度は、第1次石油ショック後のインフレ率の低下によって低下したが、1982年以降においても、インフレ期待は必ずしも安定的でないことが示された。これは、円滑遷移モデルとマルコフ・スイッチング・モデルによる「インフレの慣性が認められ、かつ、インフレ水準がそれに対し統計的に正の影響を与えている」という結果と整合的である。

さらに円滑遷移モデルでは、インフレ率が下落するケース(デフレ方向)におけるインフレ水準から自己ラグ係数、誤差分散の大きさへの影響を検証したが、そうした影響は統計的に認められなかった。

なお、円滑遷移モデルとマルコフ・スイッチング・モデルでは、インフレ率の分散とインフレの関係について併せて分析したが、その結果では、インフレ率の上昇時にインフレ分散が統計的に大きくなることが認められた。

5 結論

これまでの分析の結果得られた主な結論を要約すると次の通りである。

- (i) 一度インフレが生じると、インフレをもたらした元々のショック(石油価格の高騰等)が消えた後も、インフレが持続する現象が認められた。
- (ii) インフレ率が高まるほど、インフレの慣性がより強く働くことが統計的に認められた。
- (iii) インフレ率が高まると、インフレのパラツキ(分散)が増大することが、統計的に認められた。
- (iv) インフレ率が低下するときは、インフレ率のパラツキ(分散)は増大しないことが統計的に認められた。

以上の結果から得られるインプリケーションは、インフレを一旦生じると自己増殖する傾向があるため、これを退治するのは困難であること、また、インフレ率が高まると、インフレ率自体が不安定になり、不確実性が増大するということである。インフレのもたらす主なコストは、資源配分の歪み、価格改訂に伴う不必要な取引コストの上昇、不確実性の上昇等が指摘されるが、

¹⁸ インフレ慣性という長期にわたる低周波の特性は、本来、時系列のタイプが月次、四半期と異なっても保持されるべきものであろう。しかし、実際の実証分析においては、時系列のタイプが異なると結果が異なる事例が報告されることも少なくない。これは、(i) 並行して行われる低周波変動の推計が必ずしも完全ではないこと、また、(ii) 1期の刻みの細かい時系列データを使った分析では、過去の影響が長期に残る低周波変動の分析が難しくなりがちなこと等が影響していると考えられる。本稿においては、四半期データと月次データの双方においてインフレ慣性が確認されており、時系列タイプの差(月次・四半期)に対する結果の頑健性が確認されたことになる。

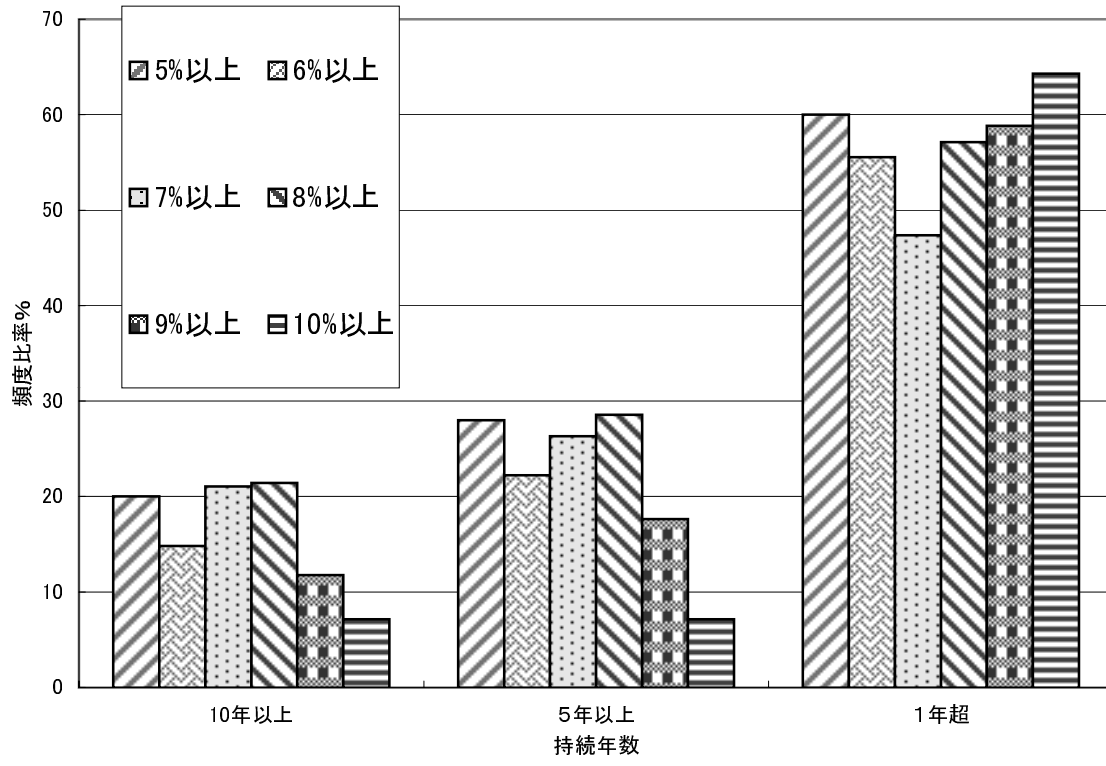
インフレ慣性が存在するときには、こうしたコストが長く残る可能性があることを意味している。また、インフレ率の高まりは、不確実性を増大させるという新たなコストを生じさせる可能性もあるということから考えると、程々のプラスのインフレ率を政策目標とし、これをコントロールすることは、極めて困難あり、リスクも高いということが言えよう。

以上

参考文献

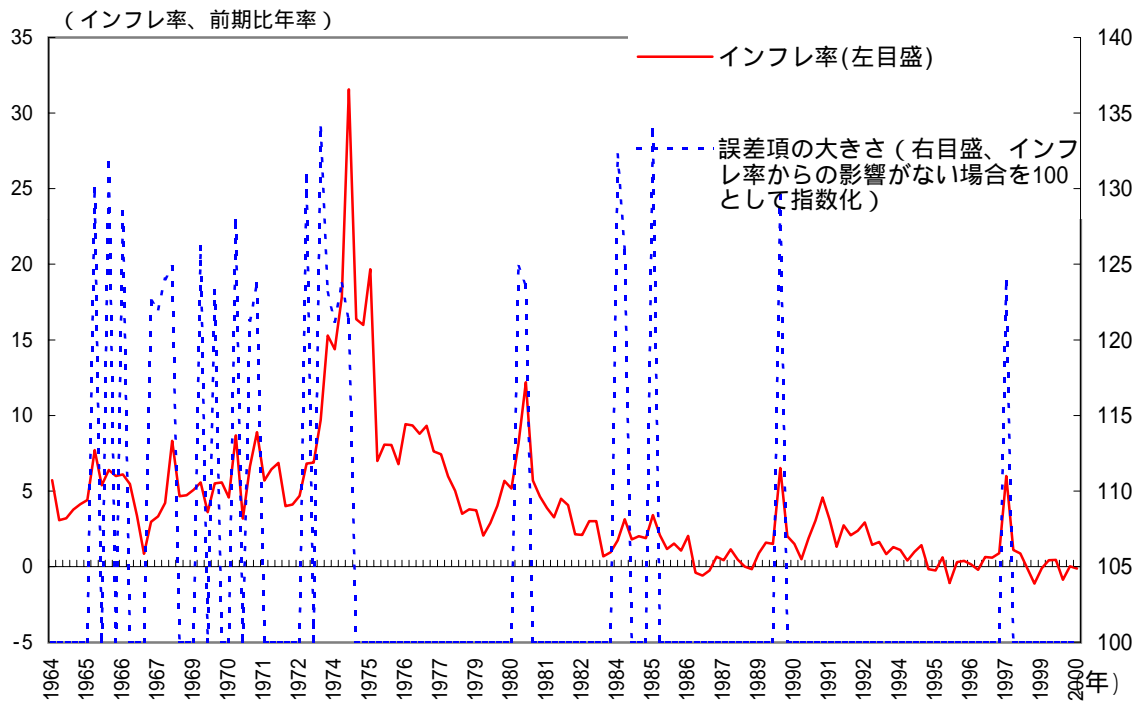
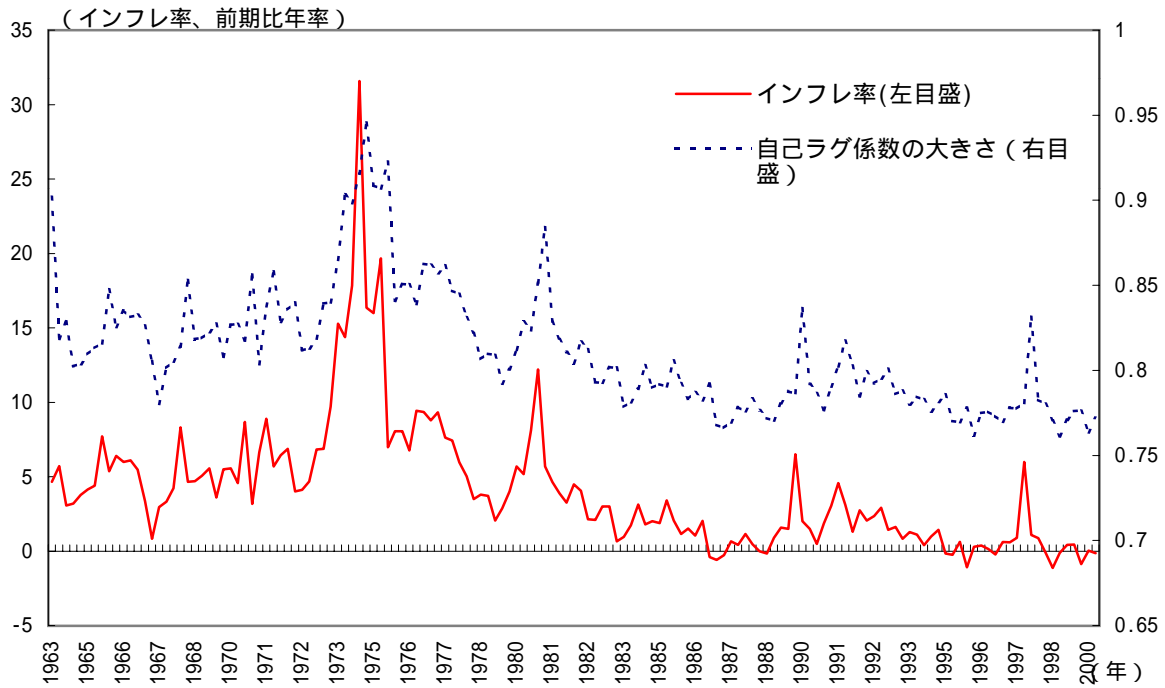
- [1] 肥後雅博・中田祥子 (2000) 「物価の決定要因について—需給ギャップと物価変動の関係の国際比較を中心に」日本銀行金融研究所『金融研究』第19巻1号
- [2] Dornbusch, Rudiger and Fischer, Stanley (1993) “Moderate Inflation,” *The World Bank Economic Review*, Vol. 7, No. 1, pp.1-44.
- [3] Kasuya, Munehisa (2000) “Analyzing Inflation Processes by the Fractional Integration Model”(mimeo).
- [4] Kasuya, Munehisa and Michael McAleer (2000) “A Smooth Transition Model of the Inflation Process” (mimeo).
- [5] Kasuya, Munehisa and Oshima, Kazuo (2000) “Analyzing Inflation processes by the Markov Switching Model” (mimeo).
- [6] Romer, C. (1996) “Inflation and the Growth Rate of Output,” NBER working paper series, No. 5575, May.
- [7] Sargent, Thomas (1982) “The End of Four Big Inflations,” In Robert Hall, ed., *Inflation*, National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press.
- [8] Sargent, Thomas (1986) *Rational Expectations and Inflation*, New York: Harper and Row.
- [9] Tobin, James (1980) “Stabilization Policy Ten Years Afterwards,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 18-71.
- [10] Turner, D. (1995) “Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economics,” *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995.
- [11] Watanabe, Tsutomu (1997) “Output Gap and Inflation: The case of Japan,” Monetary and the Inflation Process, Conference Papers, Vol. 4, Bank for International Settlements.

図表1. 特定のインフレ率を超えた場合
の持続年数毎の頻度比率



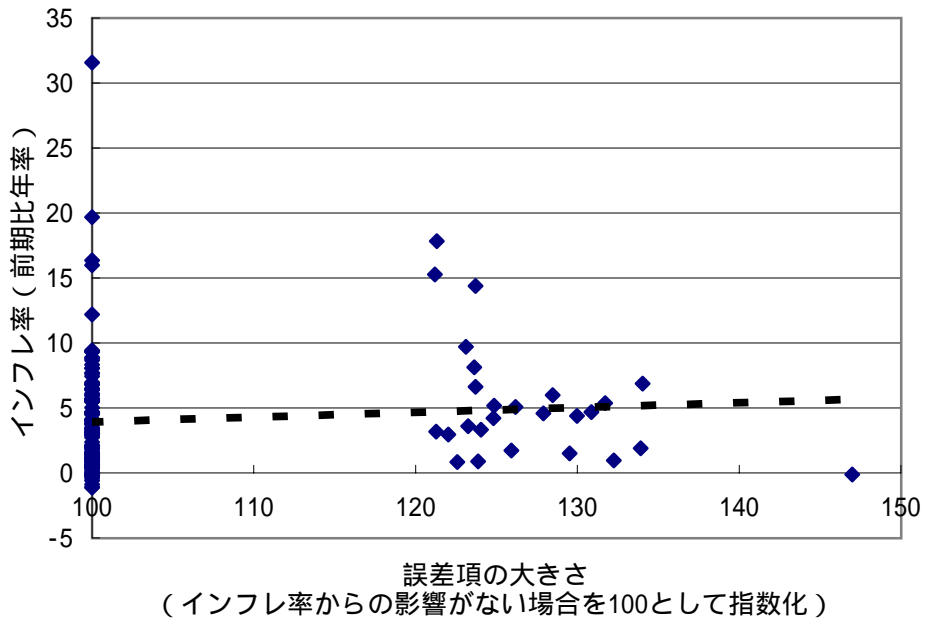
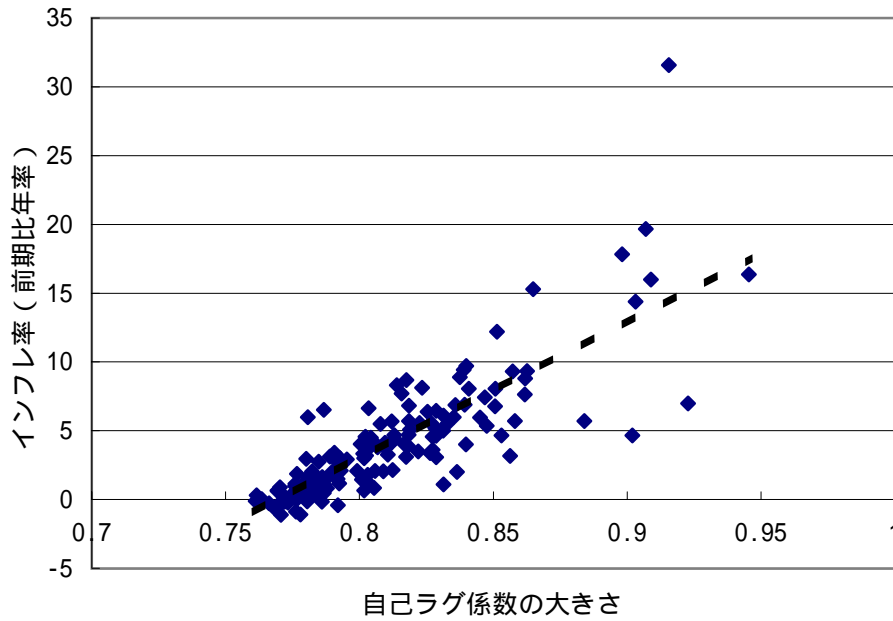
インフレ率と自己ラグ係数の大きさ及び誤差項の大きさ
(円滑遷移モデル)

(図表2)

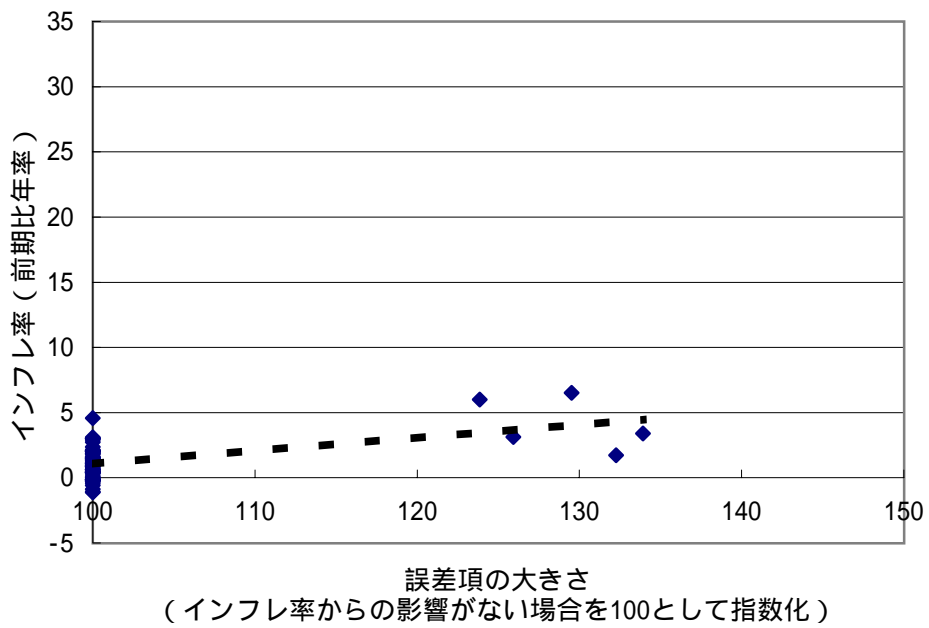
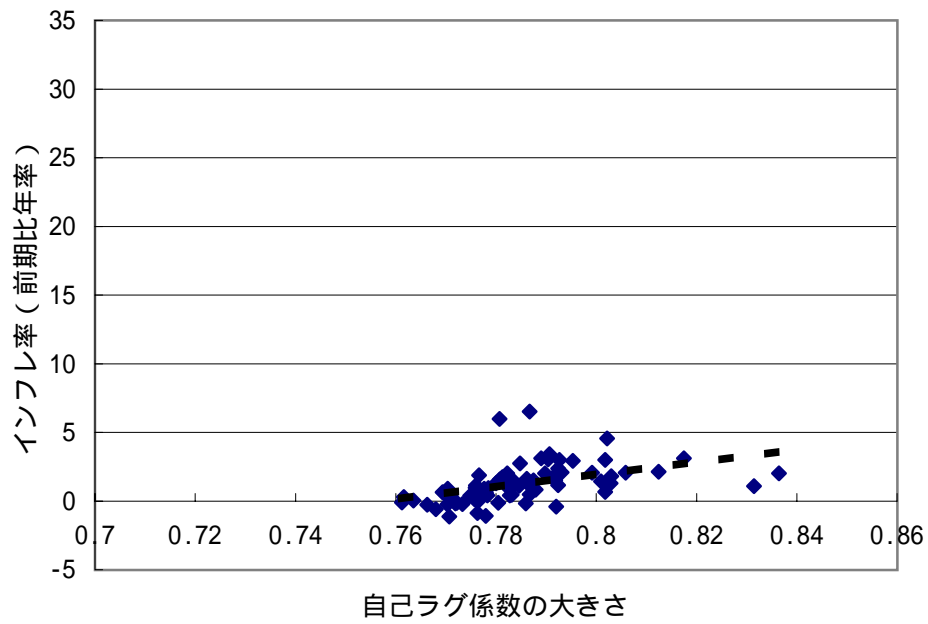


インフレ率と自己ラグ係数の大きさ及び誤差項の大きさ
(円滑遷移モデル)

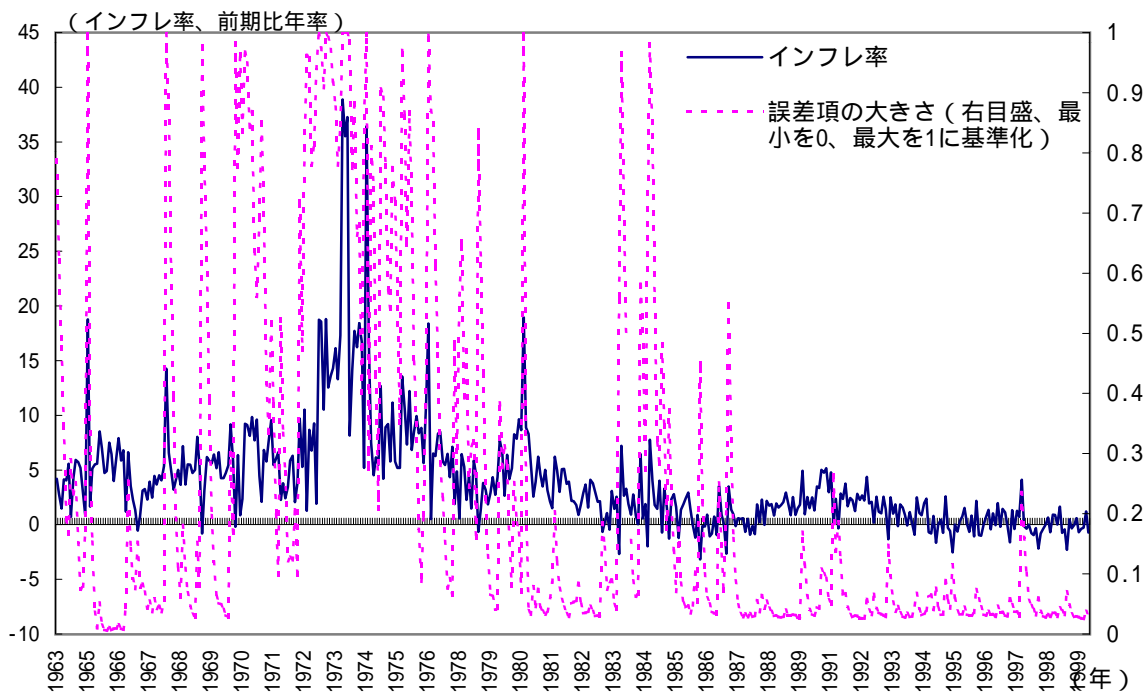
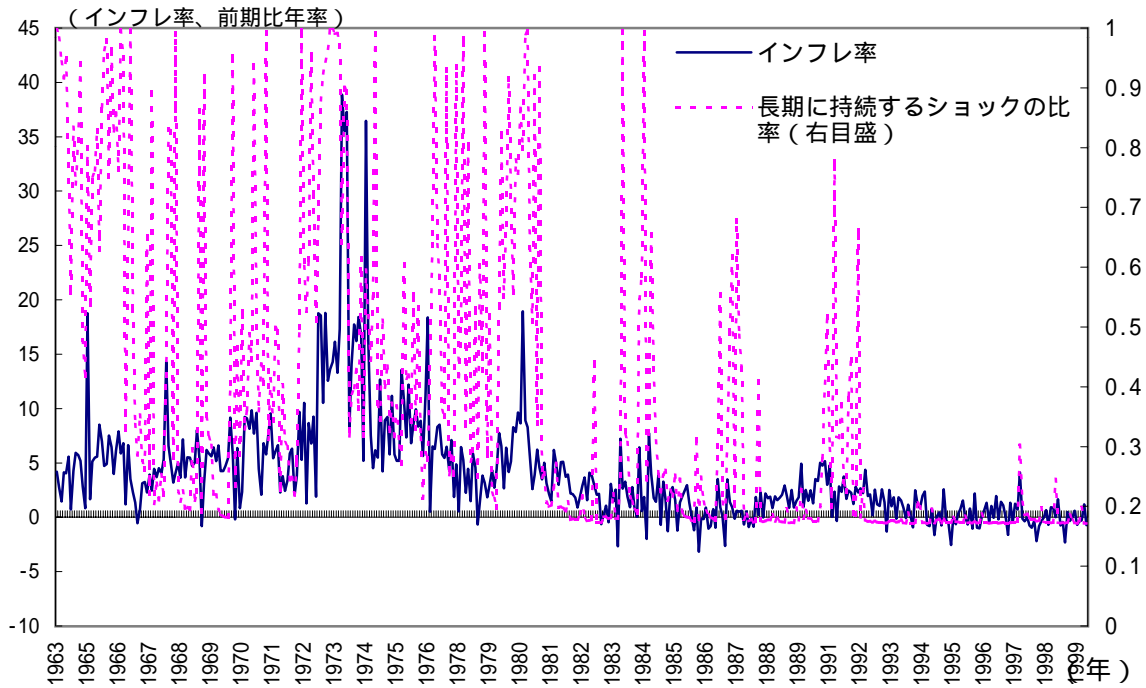
(図表3)



インフレ率と自己ラグ係数の大きさ及び誤差項の大きさ（82年以降）（図表4）
 （円滑遷移モデル）

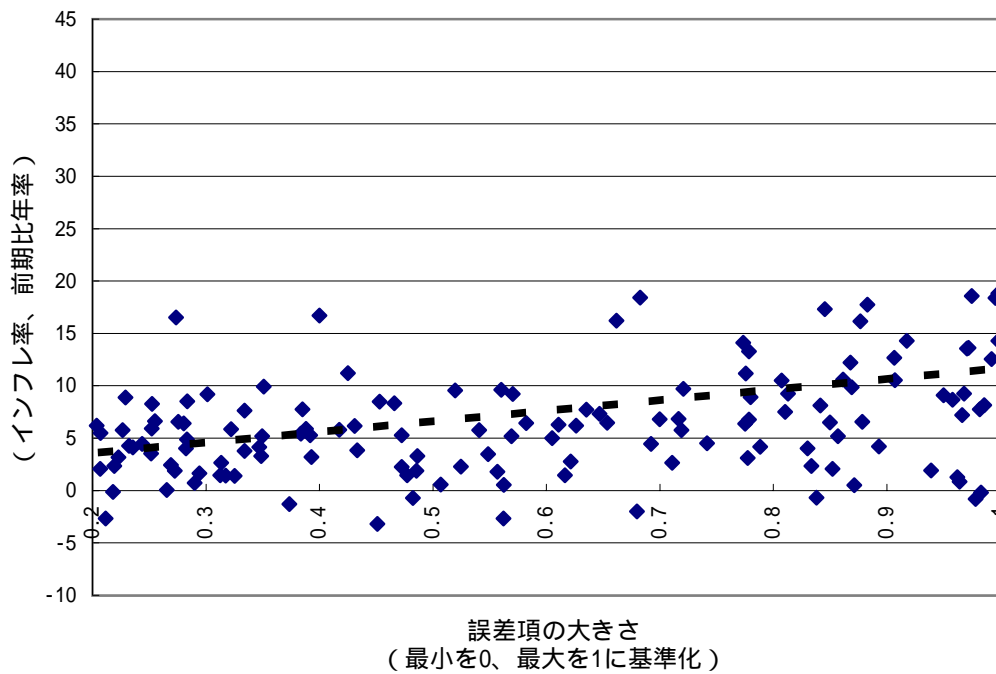
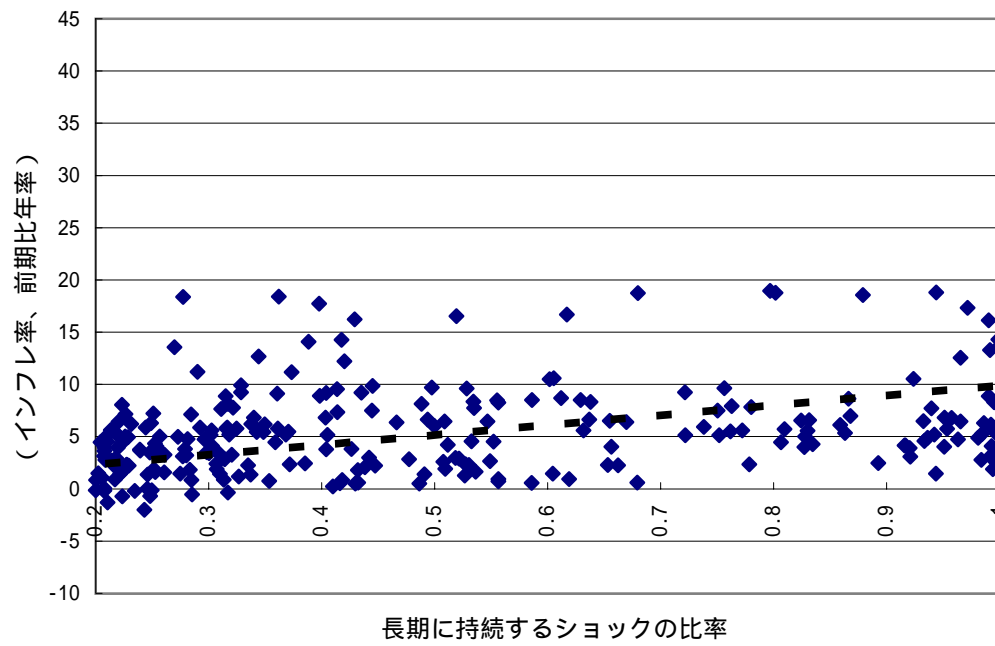


インフレ率と長期に持続するショックの比率及び誤差項の大きさ (図表5)
 (マルコフ・スイッチング・モデル)

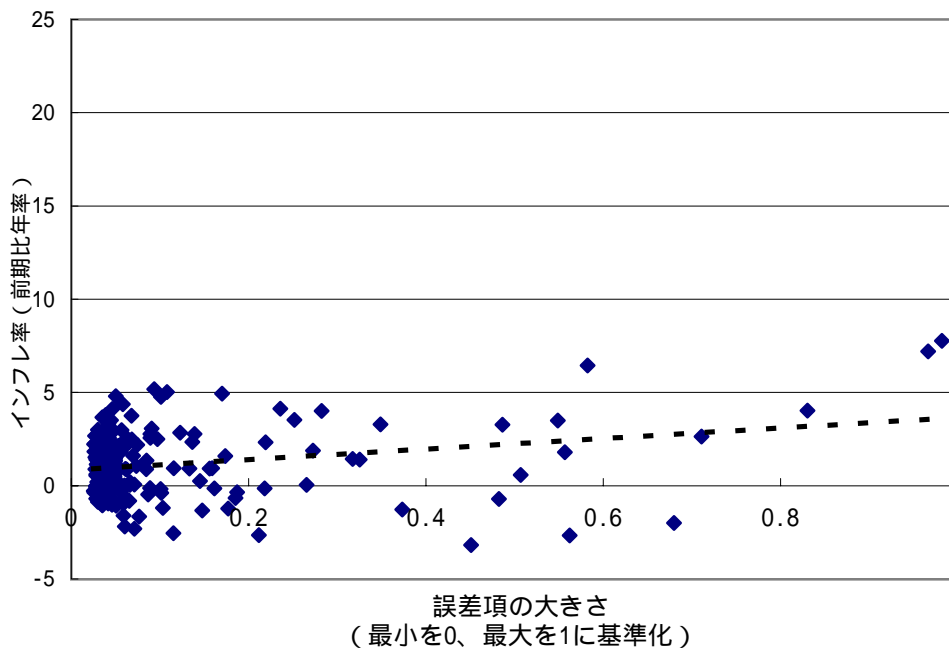
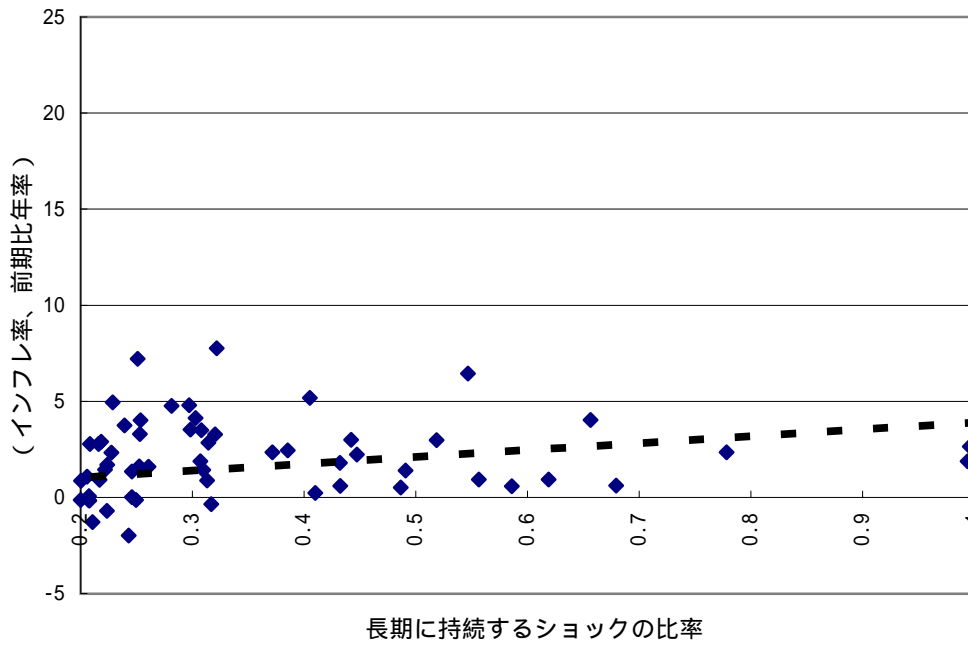


インフレ率と長期に持続するショックの比率及び誤差項の大きさ
(マルコフ・スイッチング・モデル)

(図表6)



インフレ率と長期に持続するショックの比率及び誤差項の大きさ（82年以降）（図表7）
（マルコフ・スイッチング・モデル）



(図表8)

