

Working Paper Series

物価変動の転換点予測について

粕谷 宗久・真木 和彦

Working Paper 01-20

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: kazuhiko.shinki@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。

物価変動の転換点予測について*

粕谷宗久[†]

真木和彦[‡]

2001年10月

概要

金融政策の上でインフレ率の予測が多くの関心を集めているが、とりわけ物価変動の転換点は、政策発動のタイミングとの関係が深く重要と思われる。しかしながら、これまで、物価変動の転換点は、景気変動の転換点の予測で代用されてきたことが多く、物価変動に注目した転換点予測の研究は殆どない。ここでは、景気の転換点分析に用いられるいくつかのアプローチの応用による物価(CPI(除く生鮮食品))変動の転換点の識別とその予測を試みた。また、その際、景気転換点予測のためのスペシフィケーションを物価変動の転換点予測に用いた場合の予測のパフォーマンスとの比較も行った。実証結果によれば、各アプローチともある程度の限界を抱えているとはいえ、日本のCPI(除く生鮮食品)変化率は、いくつかの先行変数といくつかのアプローチの利用によってある程度予測できることが示された。また、物価変動転換点用モデルによる物価変動の転換点予測は、幾つかの局面で明らかに景気転換点用モデルによる物価変動の転換点予測より良好なパフォーマンスを示し、物価変動の転換点を景気転換点とは別個に予測する意義も認められた。

Key words: inflation, forecast, turning point, CPI, dynamic Markov switching factor model, probit model, Markov switching model, duration model, Neftci model

JEL Classification: E31,E37,E32

*本稿は、日本銀行調査統計局で開催されたインフレ予測誤差の分析に関するワークショップ(2000年9月開催)の議論を基に行われた分析を発展させたものである。本稿の作成の過程で、東京大学福田慎一氏、大阪大学本多佑三氏、ドイツ証券松岡幹裕氏、東京都立大学渡部敏明氏、日本銀行内の方々から有益な助言・コメントをいただいた。また大阪大学本多佑三氏、ドイツ証券松岡幹裕氏に関連論文の提供を受けた。有永恵美氏には、研究上の補助をしていただいた。記して感謝したい。また、本稿に示された意見、見解は、筆者個人のものであり、筆者の属する日本銀行あるいは日本銀行調査統計局のものではない。

[†]日本銀行調査統計局

[‡]日本銀行調査統計局

1 はじめに 目的、構成、要旨

物価の安定を目指す中央銀行にとって、インフレ予測は、従来より重要な関心事項であった。さらに、近年では、中央銀行の政策運営に関するアカウントビリティが求められる中、中央銀行がどのようなインフレ見通しを持って政策運営を行っているかに関心が集まるようになっており、インフレ予測の重要性がさらに増しつつある。近年先進各国で注目を集めているインフレーション・ターゲティングとの関連で言えば、Rudebusch and Svensson (1998) は、インフレ予測に基づく金融政策ルールを含め様々な金融政策ルールのパフォーマンスをシミュレーションで比較・評価した上で、インフレーション・ターゲティングの下で良い政策を遂行するためにはインフレ予測が最重要課題になる、と指摘している¹。また、インフレの予測の中でも、物価変動の転換点²を予測することは、金融政策の引き締め・緩和といった政策スタンスの変更のタイミングと深く関わるだけに、とりわけ重要なものであろう。特に、金融政策ルールの議論との関連で言えば、次のようなことが言える。つまり、金融政策ルールを考える上で、インフレ率予測値が重要としても、予測されたインフレ率自体の誤差が大きい場合、そのインフレ率に沿って金融政策を動かすと、予測値の誤差が累積的に政策効果の誤りとして効いてくる。一方、インフレの転換点を見て、政策判断を行えば、たとえ政策を誤ったとしても誤りが累積的に効いてくる方法よりは誤りの少ない政策となり得る³。本稿は、このような問題意識から、物価変動の転換点がどの程度の精度で予測可能であるか分析する。

ところで、転換点予測と言った場合、景気の転換点の分析の歴史は古く、日本でも多くの研究が行われてきた。最近の日本の景気転換点の研究については、例えば本多・松岡 (2001) 等を参照されたい。しかし、物価変動の転換点予測に注目した研究は、英国のインフレ率の転換点の予測についてデュレーション・モデルを用いて分析した Artis et al.(1995) 等があるものの、これまで極めて少なかった。これは、物価と景気との安定的な関係を暗黙的な前提として、景気変動の転換点の予測を以って物価変動の転換点の予測の代替としてきたからであろう。もっとも、景気予測を以ってインフレ予測とすることが一般的ではないことを考えると、転換点にあっても、景気転換点予測を以って物価変動の転換点予測に代えること

¹ インフレーション・ターゲティングについては、例えば、本多 (2001) 参照。

² 本稿では、「物価変動(変化率)の転換点」と言う表現を、文脈上誤解の恐れが少ないと思われる箇所で「物価転換点」と略記するところがあるが、あくまで表現の簡素化のためであり、物価(水準)の転換点の意味ではない。

³ これは、誤差の多い GDP ギャップに沿って政策の誤りを累積させるよりも、GDP ギャップの変化の方向を見て政策を行えば、誤まった際の弊害がより少ない政策となりうる (例えば Orphanides et al.(1999) 等参照) という考え方と同様の考え方である。

が適切かどうかを検討することは十分意味のあることであろう。本稿で物価変動の方に注目して転換点を分析する意義を整理すると、以下のようになる。

- ・まず、金融政策運営に占めるインフレ率予測の重要性自体が、世界的にみて増しており、政策発動のタイミングとの関係の深い物価変動の転換点の重要性もそれだけ増大していることである。
- ・次に、景気変動の転換点予測のための経済変数で物価変動の転換点を間接的に予測するよりも、物価変動の転換点用に選択された経済変数で物価変動の転換点を直接予測した方が、予測精度の向上が期待でき、判断の誤りを回避できる可能性が高くなることである。
- ・また、幾つかのケースで物価変動と景気変動の関係が安定的でないことである。例えば、1990年代後半から2000年にかけての日本に見られるように、景気の反転が物価の反転に至るまで力強くない場合、景気の転換点予測を以って物価変動の転換点予測とすることは適切でないであろう。また、NAIRU型やフィリップス型といった物価関数自体の不確実性を前提とすると、物価変動と景気変動の関係は、必ずしも安定した関係ではなく不確実であろう。インフレ期待が安定的ないわゆる通常のフィリップ型物価関数のケースでは、GDPギャップの変動にインフレ率が反応する。しかし、インフレ期待が実現したインフレ率に応じて変化するいわゆるNAIRU型の物価関数のもとでは、GDPギャップにインフレ率の加速度が反応する。このようなケースの可能性を前提とすると、景気転換点予測だけでは、物価の転換点を見誤る可能性がある。

以上の観点から本稿は、物価変動に着目して転換点予測を考える。分析にあたっては、物価変動転換点用モデル(スペシフィケーション、経済変数、推計係数は物価変動の転換点予測に関し最適なものを選択)での物価変動の転換点予測と並行して、景気転換点用モデル(スペシフィケーション、経済変数、推計係数は景気転換点予測に関し最適なものを選択)を転用した物価変動の転換点予測も行い、両者の比較を行う⁴。

⁴なお、景気変動の転換点と物価変動の転換点の双方を識別して分析することは、経済に与えられたショックの識別という観点から有益な情報をもたらす得ることに、注目すべきであろう。例えば、今回の分析では、識別に至っていないが、マイナスの需要ショックが与えられれば、物価と産出量の両方が減少するが、マイナスの供給ショックが与えられれば、産出量は減少するが物価は上昇する(この点は、大阪大学本多佑三先生の指摘に負う)。経済に与えられたショックの差異を識別することは、従来より金融政策の運営の上で重要なポイントとされてきた(最近の例で言えば McCallum and Nelson (1997) 等参照)。本稿では、識別した物価変動の転換点と内閣府の景気転換点との比較、および、物価変動転換点用モデルの物価変動転換点予測と景気変動転換点用モデルを転用した物価変動転換点予測との比較の際に、その背景について論じるが、ショックの識別についても若干の議論を行う。

本稿では、物価変動の転換点予測の分析を、転換点の識別、および、識別された転換点の予測という2段階に分けて分析する。前者は、物価変動の転換点をどのようにして識別するかという段階であり、物価変動のうち循環変動を長期的変動や短期的攪乱と区別し抽出する作業となる。後者は、識別された物価変動の転換点を、物価自身の過去の値や先行変数でどのように予測するのかという段階である。前者の物価変動の転換点の識別の問題に関しては、チェック・リスト法およびマルコフ・スイッチング・モデル法という複数の方法で検討した。後者の転換点予測の段階では、プロビット・モデル法、デュレーション・モデル法、ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデル法という方法を用いた。プロビット・モデルおよびデュレーション・モデルでは、転換点予測精度を最優先して、変数探索的なアプローチを試みた。変数探索では、約100個の先行変数候補を用いて、先行変数のサーチと予測パフォーマンスの検討を行った。一方、ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルでは、物価と他の変数の変動を同時に扱える特長を生かし、ある程度理論的背景を持ち、かつ、景気変動と整合的な物価変動の転換点予測を試みた。

本稿で得られた結果は以下の通りである。

(1) 日本のCPI(除く生鮮食品)変化率は、プロビット・モデル、デュレーション・モデル(ネフチ・モデル型)およびダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルのいずれによっても、いくつかの先行変数の利用によって、ある程度転換点を予測できる。

(2) もっとも、各アプローチには、多かれ少なかれ独自の特性と限界があり、それを踏まえた上で物価変動の転換点予測に利用することが必要であろう。まず相対的に操作が容易である特長を生かして変数探索的なアプローチを採用したプロビット・モデル、デュレーション・モデル(ネフチ・モデル型)の転換点予測パフォーマンスは、多変数の動学的変動を同時に扱える特長を生かし構造型モデルを志向するアプローチを採用したダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルの予測パフォーマンスを上回った。また、プロビット・モデルでは複数の先行変数の情報を容易に取り入れられること、本稿の対象とする物価変動データでは(デュレーション・モデルで予測情報として用いる)局面(ある転換点から次の転換点までの期間)の持続時間が不安定であったこと等を背景に、プロビット・モデルの予測パフォーマンスは、デュレーション・モデル(ネフチ・型モデル)の予測パフォーマンスより若干良好であった。ただし、もし局面の持続時間がより安定している時系列データに適用する場合には、局面の持続時間を予測情報として用いるデュレーション・モデルの予測パフォーマンスが向上し得よう。また、構造モデルを志向したダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルによる予測についても、転

換点を招来する経済的要因・メカニズムを識別し、変数探索的アプローチの弱点を補強し得るという意味で有益であろう。

(3) また、物価変動転換点用モデルによる物価変動の転換点予測は、景気変動転換点用モデルによる物価変動の転換点予測よりも、幾つかの局面で良好なパフォーマンスを示し、物価変動に特化した転換点予測を行うことの有益さが示された。

以下、第2節では、物価変動の転換点の識別の問題を取り上げる。第3節では、識別された物価変動の予測を試みる。第4節では、物価変動の転換点予測について得られたインプリケーションを議論する。

2 物価変動の転換点の識別

物価変動の転換点の予測は、転換点の識別と識別された転換点の予測の2段階に分けて考えることができる。本節では物価変動の転換点の識別の問題を考える。

一般的に、物価変動には、短期的な攪乱や長期的な趨勢に加え、実物面の景気変動に相当する循環変動が含まれると考えられる。物価の転換点を識別するという作業は、一般的には、この循環変動を抽出して、ピークとボトムを明らかにすることである。

景気転換点の場合は、先進各国や国際機関などで、景気動向指数、GDP統計、ビジネス・サーベイ等の公表統計を基に、景気転換点の判断が行われ、公に認知された景気転換点が存在する。因みに、日本では、内閣府経済社会総合研究所が所管する「景気動向指数研究会」で、景気動向指数やGDPをみながら、総合的に判断することになっている⁵。なお、こうした転換点の定義は、判断に時間がかかることが多く、より少ない情報で、より早く転換点を定義しようとする試みも並行して行われており、その例としては、Hamilton(1990)のマルコフ・スイッチング・モデルなどが挙げられよう。

一方、物価変動の転換点については、景気変動のように公に認知された転換点日付が存在しない。物価の転換点予測を行う場合、物価の転換点を定義する必要があるが、ここでは、物価変動の転換点を識別するアプローチとして、チェック・リスト法とマルコフ・スイッチング・モデル法を検討した。

まずチェック・リスト法による定義とは、加重平均等の手段で、物価変

⁵最初に景気動向指数(一致系列)に採用された経済指標毎に種々の移動平均をかけ山谷の確定を行い、多数決により全体の方向を判断して、ヒストリカルDIを算出する。次に、このヒストリカルDIをもとに、景気動向指数研究会で景気の期間、景気の各部門への波及度合い、量的変化等を考慮しながら景気転換点が総合的に判断される。例えば、小巻(2001)参照。

動の循環変動を抽出したうえで、前後数ヶ月の中で最大（あるいは最小）転換期の値は数ヶ月後の値より数%大きい等の複数の条件（チェック・リスト）をクリアした場合に、当該期を転換点と定義する方法である。これは、景気動向指数研究会の判定時に利用される景気動向指数（一致系列）各系列のピーク・ボトム判断と同様のことを行っていることになる。後述のマルコフ・スイッチング・モデル法に比べ、推計が容易であり、また、制度変更や構造変化等諸般の状況を総合的に判断して柔軟に転換点を識別できるというメリットがある。

一方の、マルコフ・スイッチング・モデル法とは、物価変動を、「上昇局面あるいは下降局面という2つの状態を表す状態変数」を含む時系列モデルを推計することで、物価変動の転換点を推計することである。ある局面からもう一方の局面への変化点が転換点となる。モデルや推計が複雑になるが、どちらの局面であるかの確率をリアルタイムで推計できることがメリットである。

本稿では、景気転換点に関する先行研究の Chin, Geweke and Miller(2000)等を参考に、次のようなチェック・リスト法による転換点の定義を行った。

まず、CPI(除く生鮮食品)⁶の対数差系列 $\pi^*(t)$ を、次のような12ヶ月移動平均⁷によって平滑化する。

$$\pi(t) := \sum_{i=-5}^5 \pi^*(t+i) + \frac{1}{2}(\pi^*(t-6) + \pi^*(t+6)) \quad (1)$$

次に、この平滑化された系列について、次の3つの条件を全て満たす時点を転換点と定義した。

1. t-1 期がインフレ率の上昇(下降)局面である。
2. t, t+1, ..., t+12 期の中で t 期のインフレ率が最大(最小)である。
3. t 期のインフレ率は、t+12 期のインフレ率よりも 0.4%以上大きい(小さい)⁸。

⁶原計数。消費税による影響を、導入・引上げ時期(1989年4月および1997年4月)の前年同月比が前月と同一となるように調整した。なお、季節調整プログラム X12-ARIMA を利用して、消費税を調整する方法も試みたが、本稿の結果に影響を与えなかった。

⁷この中心移動平均の方法は、当該期前だけでなく当該期後の情報も利用して転換点を適切に識別しようとする手続きの一つであり、景気転換点予測の先行研究である Chin et al.(2000) や内閣府における景気動向指数のピーク・ボトム判断でも同様の手続きがとられている。このような手続きは、リアル・タイムで転換点を識別するには向いていない。リアル・タイムの識別には、当期までの情報で転換点を識別するように、マルコフ・スイッチング・モデル等を利用する方法がある。

⁸0.4 という数字は、物価変動の定性的情報等を加味し、総合的に判断した。例えば、この水準を低くすると1998年から1999年にかけて、物価が上昇局面に入ってしまう。しかし、この時期は、タバコ特別税の導入等の特殊要因等が影響していること、日本銀行金融経済月報の判断では軟調と評価していることから、0.4より小さい値は採用しなかった。

初めの転換点については、前後1ヶ月の中で最大になる時点のうち、2.および3.を満たすものとして定めた。

以上のように定めた転換点をもとに、対象となる期間を上昇局面(谷から山までの期間)と下落局面(山から谷までの期間)に分類した。

一方、マルコフ・スイッチング・モデル法では、次のような推計手続きをとった。まず、チェック・リスト法と同様、インフレ率を移動平均で平滑化、さらに、インフレ水準によるインフレ率分散の違いを調整(分散不均一問題への対応)した系列を作成する。次に、この系列に対し、0と1の値をとる状態変数を含む時系列モデルを推計する(詳細は、補論1参照)。この状態変数が、物価の上昇局面と下降局面を表すことになり、状態変数の変化する時期が転換点ということになる。推計期間は、1970年1月から2000年12月までとした。

図表1でチェック・リスト法による結果、図表2でマルコフ・スイッチング・モデル法の結果が示されている。図表1では、移動平均により平滑化した物価変化率が実線、シャドウ部分が下落局面、非シャドウ部分が上昇局面を示している。図表2では、マルコフ・スイッチング・モデルで推計された各期毎の「上昇期である確率」を実線で、図表1に示されたチェック・リスト法による局面を破線で示している。結論から言えば、両者ともほぼ似たような動きとなった。唯一の目立った違いは、マルコフ・スイッチング・モデルによる推計では、1998年に上昇期であることを示す確率の上昇が見られるが、チェック・リスト法による定義では、上昇期が現れないことである。この時期の物価の上昇は、タバコ特別税の導入(1998年12月1日施行)等の特殊要因による上昇であり、既述のチェック・リスト法による分析に示されているように、上昇期はなかったとみるのが適切であろう。当時の日本銀行金融経済月報(1999年7月)も同様の判断をしている⁹。こうしたことから、次節の転換点予測では、チェック・リスト法による定義を用いて分析した。

ところで内閣府が発表している景気循環との比較が図表3に示されている。上段の表が、物価変動の転換点日付であり、下段の表が景気転換点の日付である。上段表と下段表を比べると、ピークとボトムの数は、概ね一致する。最近時において景気の下降から上昇への転換点に対応する物価変動の転換点が存在しないが、それは、物価を反転させるほど景気の回復力が強くなかった可能性を示唆していると考えられる。一般的には、景気がボトム・アウトした後、景気が拡大していく段階で物価変動がボトム・アウトすると考えられるが、図表3の多くのケースにおいて物価が若干遅行(全てのサンプルの平均でみると約0.9か月遅行)しており、そうした見方と整合的である。しかし、景気変動の転換点が先行しないケースも見ら

⁹ 図表2に示されたマルコフ・スイッチング・モデルの推計結果(内挿)に加え、外挿予測も試みたが、ほぼ同様の結果が得られた。

れる。これは、例えば、海外からの価格ショック等が影響していると考えられる。実際、物価の転換点が先行している 1979 年頃の物価上昇局面では石油製品価格上昇、また同様に物価変動転換点が先行している 1985 年から 1986 年にかけての物価下落局面では円高、といった具合に、いずれも、多かれ少なかれ為替や国際原材料市況などの海外要因が影響を与えている（日本銀行調査局（1976）、日本銀行調査局（1980）、日本銀行調査統計局（1985）、日本銀行調査統計局（1986）、日本銀行調査統計局（1987）、日本銀行（1992）等参照）。

因みに、物価変動の転換点が景気変動の転換点より先行するケースを除くと、物価変動の転換点は景気変動の転換点に平均して約 5.4 か月遅行する。うち山では約 3.5 か月遅行なのに対し、谷では約 6.2 か月遅行する。また、同じく物価変動が先行するケースを除くベースでみると、物価変動と景気変動の時期的差の標準偏差は、山に関し約 3.5 か月、谷に関し約 6.3 か月と谷に関する方が不安定である。物価変動が先行するケースを含めた通期ベースでも、物価変動と景気変動の時期的差の標準偏差は、山に関し約 5.6 か月、谷に関し約 6.7 か月と谷に関する方が不安定である。このような物価変動と景気変動の時間的差異は、後節の物価変動の転換点予測にも影響を与えることが予想されるが、その背景については最後の節で議論する。

次節では、本節で定義した物価変動の転換点の予測を試みる。既に述べたとおり、景気変動と異なり、物価変動の転換点に関しては公に認知された転換点が存在せず、予測の対象は、景気変動の転換点の定義に準じつつも、筆者が独自に定義した転換点である。この意味で、次節の予測結果は、あくまで本節で識別した転換点を前提とする議論である点には留意が必要であろう。なお、もし物価変動の転換点の識別にマルコフ・スイッチング・モデル法を選択した場合、それだけで、同様のマルコフ・スイッチング過程を組み込んだモデルの方が予測パフォーマンスの比較で有利になると思われるが、本稿では、予測すべき転換点の定義にはチェック・リスト法を採用したので、そのような問題からは免れている。

3 物価変動の転換点の予測

前節で識別された転換点に対し、(i) プロビット・モデル (Probit model) 法、(ii) デュレーション・モデル (duration model) 法、(iii) ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデル (dynamic Markov switching factor model) 法¹⁰ という三つの代表的なアプローチによる予測を試み

¹⁰ 前節で、物価変動の転換点の定義に用いた Hamilton(1990) のマルコフ・スイッチング・モデルは、インフレ率に先行する説明変数を用いることで、転換点の予測にも利用し

た¹¹。プロビット・モデル法とは、「転換点の有無」という定性的情報を被説明変数として、先行変数で回帰する方法である。被説明変数としては、Chin, Geweke and Miller(2000)等の先行研究にならって「t期において、今後12ヶ月以内に転換点が存在するか否か」とし、また上昇局面と下降局面を区別して推計を行った。デュレーション・モデル法とは、前回の転換点を起点として、過去の局面(2つの転換点に挟まれた時期が1つの局面に相当)の平均的な持続時間とそれに影響を与えるその他の要因で、次の転換点を予測する(転換点を迎える確率を求める)方法である。予測結果は、Diebold et al.(1991)等の先行研究にならば、上昇局面と下降局面を区別して推計している。ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデル法は、物価変動を含む複数のマクロ経済変数を用い、各変数共通の循環変動要因抽出だけでなく、共通の循環変動のレジーム・チェンジ(転換点)識別を同時に行う方法である。各変数共通の循環変動が先行変数の情報を集約する形になっている。

相対的に操作が容易なプロビット・モデルおよびデュレーション・モデルでは、転換点予測精度を最優先して、変数探索的なアプローチを試みた。一方、ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルでは、物価と他の変数の変動を同時に扱える特長を生かし、ある程度理論的背景を持ち、景気変動と統合的な物価変動の転換点予測を試みた。

転換点の予測のための経済変数の一覧は、図表4に示されている。各アプローチでは、これらの経済変数の中からサーチを行い、最適な経済変数を選択することになる。各変数については、水準のまま、トレンドからの乖離、対数差、対数前年差という4通りの扱いが考えられるが、推計に際しては、景気動向指数の採用系列の加工法などを参考にしながら、4通りの中から妥当なものを1個、場合によっては複数個、選択して分析した。

3.1 プロビット・モデル

プロビット・モデルの変数選択に際しては、まず最初に、多くの先行変数候補をある程度絞り込むために、一変数プロビット・モデルを利用した。つまり、物価変動局面という定性的情報を被説明変数とする一変数のプロビット・モデルを、上昇・下降局面別に推計し、その推計結果を基に、各変数を対数尤度で局面別に順位付けした。図表5はその順位付けを示した

得る。ここでは、マルコフ・スイッチング・モデルによる予測ではなく、そうした考え方を発展させたダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルによる転換点の予測を試みる。

¹¹本稿では、転換点予測の代表的なアプローチを検討しているが、言うまでも無く、転換点予測はここに挙げた方法が全てではない。例えば、本多・松岡(2001)は、今期が上昇(下降)局面である確率をプロビット・モデルで推計することにより、転換点予測する方法を紹介している。

ものであり、表左側に上昇局面（山の予測）、表右側に下落局面（谷の予測）を示した。また、パフォーマンスの比較のため、並行して、景気変動の局面を被説明変数とするプロビット・モデル推計も行った。結果は、図表 6 に示されており、図表 5 同様、左に上昇局面、右に下落局面を示している。なお推計期間は、原則として、1970 年 1 月から 2000 年 12 月までとした。データ上の制約からより短い時系列しか利用可能でない変数を含む場合、推計期間はその変数の利用可能なサンプル期間に合わせた（詳細は、図表 4 注参照）。

次に、局面それぞれに関し、上位 8 位の変数（図表 7 上段）を用いた全ての組み合わせ（説明変数が最大 8 個とする全ての組み合わせであり、説明変数の数が 8 個以下の組み合わせを含む）についてプロビット・モデル推計を行った上で、符号条件を満たし、かつ、AIC が低い組み合わせを選択した。選択の結果は図表 8 上段に示されている。図表 8 上段左は、物価転換点の山予測で最終的に 5 変数のスペシフィケーションが選択されている、また上段右は物価転換点の谷予測で最終的に 4 変数のスペシフィケーションが選択されている。

また景気転換点モデルの転用による物価変動の転換点予測も併せて行った。図表 7 下段は、一変数予測で絞り込まれた上位 8 変数のリスト、図表 8 下段は、これらの 8 変数を用いた変数探索の結果選択された景気転換点用のスペシフィケーションであり、下段左が景気転換点の山予測用モデル、下段右が景気転換点の谷予測用モデルである。ここで、景気転換点モデルの転用による物価変動の転換点予測とは、景気転換点予測に適した経済変数とそれを用いて推計したプロビット・モデルの推計係数を使って、物価変動転換点を予測させた結果のことである。

図表 9 は、局面別に予測結果をグラフで表したものである。上段は、物価変動の山予測、下段は、物価変動の谷予測である。上段下段とも、シャドウ部分は下落局面、非シャドウ部分は上昇局面、太い階段状の線は今後 12 か月以内の転換点の有無、を示しているが、これらは、いずれも、第 2 節で定義した物価変動の転換点に基づいている。細い実線は、上下図とも、物価変動転換点用モデルによる物価変動の転換点予測であり、12 か月以内に転換点を迎える確率を示している。点線は、上下図とも、景気転換点用モデルによる物価変動の転換点予測であり、やはり 12 か月以内に転換点を迎える確率を示している。

転換点は、上図（山）・下図（谷）のシャドウ部分と非シャドウ部分の境界で示されているが、上図・下図のいずれの転換点でも、転換点より先行して各モデルによる予測確率（実線および破線）の上昇が見られる。

次に、転換点予測の評価については、Chin, Gewek and Miller (2000) および松岡 (1998) 等の先行研究にならって、転換点と同時あるいはそれ

よりも早く、かつ、早過ぎず、正しいシグナルを出すこととし、また、シグナルとしては、転換点を示す確率の一定値 (0.5) を超えた時点とした。そのシグナルが転換点より何ヶ月先行するかどうかを調べて、パフォーマンスを比較したものが図表 10 である。この場合、転換点が起こる時期から一定期 (12ヶ月を中心に前後 2ヶ月の 5通り) 前までのシグナルを正しいシグナルとした¹²。

これを見ると、評価基準として何期前までのシグナルを正しいシグナルとするかによって結果は少しずつ変わってくる (評価基準としてより長い期間をとれば、正しいシグナルは増加する) が、物価変動のプロビット・モデルの予測は、10回の転換点のうち、最少で5回、最多で9回の正しいシグナルを出した。なお、正しいシグナルとして最多の9回を出したケース (転換期から14か月前までを正しいシグナルとするケース) で、シグナルを誤ったのは、1994年のボトムアウトであり、19か月前にボトムアウトのシグナルを出してしまっている。

これに対し、景気転換点モデルの転用予測は、10回の転換点予測のうち、最少で4回、最多でも6回しか正しいシグナルを示していない。なお、正しいシグナルとして最多の6回を出したケース (転換期から14か月前までを正しいシグナルとするケース) で、シグナルを誤った4回のうち3回はボトムアウト (1978年、1983年、1994年) である。物価変動の転換点予測と同様1994年のボトムアウトでも誤ったシグナルを出しているが、物価変動の転換点予測よりもさらに早い段階である24か月前に誤ったシグナルを出している。この時期を含め、ボトムアウトで出した3回の誤りのシグナルは、いずれも20か月以上前 (平均して24.3か月前) という早い段階でシグナルを出してしまっている。シグナルを誤った4回のうち、山に関する1回は、15か月前とわずかに正しいシグナルの範囲から漏れた形になっている。

また、図表 10 では、実際の転換点に対し物価変動転換点のシグナル時期がどの程度ばらついているかを表す標準偏差も示されている。それによれば、標準偏差でみて、物価変動転換点用モデルによる予測シグナルのばらつきが4.86か月であるのに対し、景気転換点用モデルを転用した予測シグナルのばらつきは8.99か月と、景気転換点用モデルを転用した方がかなり大きくなっている。これは、景気転換点用モデルを転用した場合よりも物価変動転換点モデルを利用した方が、シグナルが出されてから実際に転換点が起こるまでの時間的關係がより安定していることを意味する。

さらに、図表 9 下段のグラフからわかることであるが、実際には転換点が無かった1998年に、景気転換点モデルの転用予測 (点線) が物価変動

¹² 先行研究では、転換点から一定期 (12か月前) までの一通りを評価しているが、本稿では、定性的な結果の頑健性を見るために、評価基準における12か月という値を前後にずらすケースも分析した。

のボトムアウトを確率1で強く示唆しているのに対し、物価変動の転換点予測（実線）は、比較的低めの確率しか示していない。

以上のことからすると、プロビット・モデルは、物価変動転換点のある程度予測することができると言えよう。また、景気転換点モデルを物価変動の転換点予測に用いても、物価変動転換点の予測は可能だが、物価転換転用モデルによる予測に比べ、誤ったシグナル、特に早過ぎる、あるいは、実際には生じない転換点を出すケースが起こる傾向がある。さらに、景気転換点用モデルを転用した場合、物価転換転用モデルによる予測と比べると、シグナルが出されてから転換点が発生するまでの時間的關係が不安定になる¹³。

なお、1970年代以降の日本の経験では、物価変動転換点用モデルによる予測および景気転換点用モデルでシグナルを誤ったのは、殆どボトム・アウトの時期であり、また、物価変動転換点用モデルと景気転換転用モデルの予測パフォーマンスの差でも、殆どボトム・アウトの時期で現れている。いずれも早過ぎるシグナルを出している。物価変動の転換点予測において、ボトム・アウトの予測が難しいことは、数少ない物価変動の転換点予測の先行研究である Artis et al.(1995)でも、(その背景まで議論していないが、)英国のインフレ率のデュレーション・モデルを使った転換点予測に基づくファインディグとして報告されている。これらのファインディングは、前節の転換点の識別で見たように、物価変動では、景気変動と比べると、ピークからボトムまでの長さが長めかつ不安定であることに関係していると考えられるが、その背景については、最後の節で議論する。

3.2 デュレーション・モデル

3.2.1 デュレーション・モデル(指数型)

デュレーション・モデル(指数型)は、ある転換点(例えば谷)からの経過時間を引数とする指数関数によって、ある局面(例えば上昇局面)の終わる確率の上昇を示そうというアプローチである(補論2参照)。ある局面の終わる確率を与える関数は、ハザード関数と呼ばれる。ハザード関数は、このケースでは、過去の複数の局面の継続期間から求められることになる。推計期間は、1970年1月から2000年12月までとした。関数形は、 $e^{\beta_1 + \beta_2 t}$ を用いた。

推計結果は図表11に示されており、左が山の予測、右が谷の予測を示している。デュレーション・モデルが意味するのは、当該期に転換点が生

¹³本文の分析は、評価する転換点の数を多く確保するために、内挿した推計結果を用いて評価した。なお評価する転換点の数が少なくなるものの外挿予測による評価も試みたが、これらの定性的結論を覆す推計結果は得られなかった。

こる確率であるが、プロビット・モデルと比較するため、ハザード関数から再帰的に「12か月以内に転換点が起こる確率」に変換して図示したものが、図表12である。上段が物価変動の山予測、下段が谷予測を示している。シャドウ部分が下落局面、非シャドウ部分が上昇局面、階段状の太線が今後12か月以内の転換点の有無を示しているが、これらは、第2節で定義した物価変動の転換点に基づいている。実線は、デュレーション・モデル(指数型)により推計された、「今後12か月以内に転換点を迎える確率」を示している。図表12には、図表9で示されたプロビット・モデルによる予測結果も点線として併せて示されている。デュレーション・モデル(指数型)は、上昇局面では5つの転換点のうち3局面で転換のシグナル(確率が0.5以下から0.5以上になること)を出しておらず、1局面で1年以上前に転換のシグナルを出してしまっている。また下降局面の5つの転換点のうち、2つで転換のシグナルを出しておらず、2つで早過ぎるシグナルを出している。デュレーション・モデル(指数型)は、概ね正しいシグナルを出しているプロビット・モデルと比べ悪いパフォーマンスであるだけでなく、物価変動の転換点予測自体ができているとは言えない。他の経済変数を利用していないことが、大きく影響していると考えられるが、次に取り上げるデュレーション・モデルの一種であるネフチ・モデルは、他の経済変数の利用が可能になっている。

3.2.2 デュレーション・モデル(ネフチ・モデル)

デュレーション・モデルの一種であるネフチ・モデルとは、直近の転換点からの経過時間を引数とする関数(本稿では、Weibull型関数を仮定)をベースに、他の経済変数の情報も追加的に用いる方法である(補論2参照)。つまり、前節のデュレーション・モデル(指数型)同様、まず、直近の転換点から離れば離れるほど転換点を訪れる確率が上昇する確率関数(ハザード関数)を考える。次に、ある経済変数(外生変数)の取り得る値の確率分布が上昇局面および下降局面で異なることを利用して、「(その)外生変数の値から判断した場合の、対象となる時期がどちらの局面であるかの確率」を考える。その上で、その確率と(従来のデュレーション・モデルと同様の)直近の転換点からの経過時間に基づく転換点到来確率(ハザード関数)の双方を組み合わせて、転換点の予測を行う方法である。なお本稿で用いるネフチ・モデルは、Neftchi(1982), Diebold and Rudebusch(1989), 松岡(1998)等この分野における殆どの先行研究同様、利用する外生変数(物価変動以外の変数)を一変数とするモデルを使用した。

ネフチ・モデルの転換点予測に際しては、まず局面の持続時間についてのデータからハザード関数を推計した。図表13の上段は物価変動の転換

点予測用で、上段左が山予測、上段右が谷予測の結果を示している。次に、このハザード関数と組み合わせて用いるべき外生変数(一変数)を判断するために変数探索を行った。つまり、図表4に掲げた各経済変数についてネフチ・モデルを推計し、一定の基準で順位付けした(図表14)。また、景気転換点モデルの転用による物価変動の転換点予測と比較するため、景気転換点予測についても同様の経済変数のサーチを行った。ハザード関数は図表13の下段(左が山予測、右が谷予測)で示されており、図表15は先行変数の順位付けを示している。推計期間は、原則として、1970年1月から2000年12月までとした。データ上の制約からより短い時系列しか利用可能でない変数を含む場合、推計期間は、その変数の利用可能なサンプル期間に合わせた(詳細は、図表4注参照)。

図表16は、ネフチ・モデルによる物価変動転換点推計の最上位の新規求人倍率を使って行った物価変動転換点予測、および、同じく新規求人倍率を用いた景気転換点用モデルによる物価変動の転換点予測の結果を示したものである。上段図が山予測、下段図が谷予測を示している。上下段とも、シャドウ部分が下落局面、非シャドウ部分が上昇局面を示すが、これらは、いずれも第2節で定義した物価変動の転換点に基づいている。また、上下段とも、実線が、物価変動転換点用モデルによる「今期に物価変動の転換点を迎える確率」、点線が、景気転換点用モデルによる「今期に物価変動の転換点を迎える確率」である。また上段図上部・下段図上部の階段状の太線は、内閣府による景気局面(1が拡張、2が後退)を参考までに示している。

一方、図表17は、ネフチ・モデルによる景気転換点推計で上位に位置し松岡(1998)においても採用されている景気CI¹⁴を用いて行った物価変動の転換点推計、および、同じく景気CIを用いた景気転換点用モデルによる物価変動の転換点推計の結果を示したものである¹⁵。図表17の上段が物価変動の山予測、下段が谷予測であり、表中のシャドウ、非シャドウ、太線、実線、点線の定義は、図表16と同様である。

また、プロビット・モデルの場合と同様に、転換点の時期から一定期(12か月を中心として前後最大2か月ずらす複数のケースを分析)までに出されたシグナルを正しいシグナルとする評価基準に基づいて、4ケース(図表16-17)それぞれのパフォーマンスを比較したものが、図表18に示されている。4ケースの予測すべき転換点の数は一致しないが、これは、景気CIのデータが利用可能でない時期があるためである。

¹⁴景気転換点予測モデルの変数順位付け最上位の景気DI累積を用いた分析も行ったが、以下の定性的結論は変わらなかった。

¹⁵本稿では、松岡(1998)同様、直近の転換点を起点としてハザード関数を推計した。また時差相関でみた先行変数と物価変動の時差分だけ起点をずらした推計も行ったが、定性的な結論は変わらなかった。

新規求人倍率を用いたケースで、12個の転換点のうち、物価変動の転換点用モデルによる予測および景気転換点用モデルによる物価変動の転換点予測は、正しいシグナルをほぼ同程度（物価転換点用モデルで7回から8回、景気転換点用モデルで7回から8回）出している。景気CIを用いたケースでも、物価変動転換点用モデルによる予測と景気転換点用モデルによる予測は、10回の転換点のうち、いずれも正しいシグナルを同程度（物価変動転換点用モデルで3回、景気転換点用モデルで2回から3回）出している。なお、いずれのケースでも物価変動転換点用モデルによる予測のほうが、正しいシグナルの基準としてより短い期間の基準で最多回数を示している。この意味では、物価変動転換点用モデルの予測パフォーマンスが優っていることになる。

また、転換点とシグナルが出された時期の間隔のばらつき（標準偏差）を見ると、物価変動の転換点予測モデルの予測の方が、転換点とシグナルの時間的關係がより安定している。つまり、物価変動転換点用モデルによる物価変動転換点予測では、新規求人倍率のケースで6.56か月、景気CIのケースで11.86か月である。また、景気転換点用モデルの転用による物価変動転換点予測では、新規求人倍率のケースで8.91か月、景気CIのケースで12.61か月であり、物価変動転換点用モデルによる予測より大きくなっている。また、例えば、新規求人を使ったケースで、シグナルと転換点が最長でどの程度離れたかをみると、物価変動転換点用モデルによる物価変動転換点予測では、最も早いタイミングのシグナルが12期前であるのに対し、景気転換点用モデルによる物価変動転換点予測では、最も早いシグナルが27期前と、後者の示すシグナルの不安定性を窺わせる結果となっている。

なお、山・谷のうち、いずれを誤ったかについて見ると、例えば、新規求人倍率を利用し0-12期のシグナルを正しいシグナルとするケースで、物価変動転換点用モデルの4回の誤りのうち3回が谷、景気転換点用モデルで5回の誤りのうち3回が谷と、前節のプロビット・モデル同様、谷で誤りやすい傾向が見て取れる。この背景については、最後の節で議論する。

以上の予測結果として、ネフチ・モデルを用いても物価変動の転換点はある程度予測できるといえよう。また物価変動転換点用モデルの物価変動転換点予測は、景気転換点モデルを転用させて物価変動転換点を予測するよりも、転換点とシグナルの間の時間的關係が安定している。景気転換点用モデルによる物価変動転換点予測は、かなり早い段階でシグナルを出すことで誤る場合が多い。

また、デュレーション・モデル（ネフチ・モデル）の予測パフォーマンスは、既述のプロビット・モデルの予測と比べると、正しいシグナルを示す頻度からみて、若干ではあるが正答率が低いように窺われる。この背景

の一つは、第2節で分析したように、本稿で対象とする物価変動の場合、デュレーション・モデルが予測情報として用いている局面の持続期間が不安定であることが挙げられる。また別な背景としては、ここで用いたネフチ・モデルが、殆どの先行研究同様、追加的経済変数(先行変数)として一変数を用いたスペシフィケーションであるのに対し、プロビット・モデルでは複数の説明変数(先行変数)を用いていることも挙げられよう。ネフチ・モデルでは、複数の経済変数(先行変数)を用いたモデルも理論的に可能だが、複雑になることもあり、これまでのところ複数の先行変数を持つモデルを利用した先行研究は殆どない。複数の経済変数を利用して予測精度向上を図ろうとすると、例えば、主成分分析によって複数の経済変数の情報を一つに集約するといった方法も考えられ、Artis et al. (1995)、松岡(1998)等でこうしたアプローチによる試みが行われている。

3.3 ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデル

ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルとは、Stock and Watson (1989,1991,1993,1998) のダイナミック・ファクター・モデルに、Hamilton(1990) のマルコフ・スイッチング・プロセスを組み込んだものであり、Kim and Nelson(1999) によって提案されたものである。ダイナミック・ファクター・モデルの日本の景気への応用例としては、森一夫他(1993)、Fukuda and Onodera (2001) 等、ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルの日本の景気転換点への応用例としては、Kaufman (2000)、Watanabe (2001)、袴田(2001) 等がある。観測される複数の経済変数の根底に、観測されない共通の変動を表す変数が存在し、加えて、その変数の状態が、局面によってスイッチするというモデルになっている。本稿の分析では、物価変動を含む観測可能な各経済変数を説明する要因として、共通変動(景気循環変動、直接観測不能)と変数固有のショックという形で表現する。簡単化のため、2変数で模式的に表現すると次の通り。

$$(\text{物価変化率 } \pi)_t = \lambda_\pi (\text{共通要素変化率 } \Delta c)_t + \phi_\pi(L) \epsilon_{\pi t} \quad (2)$$

$$(\text{他の経済変数の変化率 } x)_t = \lambda_x (\text{共通要素変化率 } \Delta c)_t + \phi_x(L) \epsilon_{xt} \quad (3)$$

$$\phi_c(L)((\text{共通の変動 } \Delta c)_t - (\mu_0 + \mu_1 S_t)) = \nu_t, \quad \mu_1 > 0 \quad (4)$$

ただし、 S_t は、局面を表す状態変数で、0(不況)あるいは1(好況)の値をとる。 L は、ラグパラメータ、 $\epsilon_{.t}$ は、各変数固有のショック、 ν_t は、共通変動に関するショック、 $\lambda, \phi_{.}, \mu_0, \mu_1$ は、パラメータである。

このモデルでは、物価と他の経済変数の根底にある共通循環変動を抽出し、この共通変動の局面変化の確率によって、物価変動の転換点を予測

することになる。前節までの2つのモデルよりも構造が複雑であり、相対的に見れば操作が容易でなく、一般的に計算時間が大幅に増加する。つまり、状態変数が入ることにより、通常の線形ガウシアン状態空間モデルで表現できず、パラメータを最尤法ではなく、例えば、本稿で用いたようなマルコフ・チェイン・モンテ・カルロ(MCMC)法で推計する必要がある。MCMC法は、モンテ・カルロ法の一環で、試行実験を数多く繰り返すことにより、推計する方法である(補論3参照)。

本節の分析では、物価と他の経済変数の根底にある共通の循環変動を抽出して転換点を予測できるというモデルの性格を生かし、景気循環とも整合的な物価変動の転換点予測の枠組みの可能性を検討する。つまり、これまでのプロビット・モデルおよびデュレーション・モデルの節では、経済的論理はどうあれ、最適な転換点予測を行う変数を探索するというアプローチであったのに対し、本節では、ある程度背景にある経済メカニズムを盛り込みつつ、最適な物価変動の転換点予測を検討するアプローチを採用した。前者のアプローチでは、転換点予測の精度向上が期待できるものの、経済的論理が不明確というケースが生じ得ることがデメリットであるが、本節で採用するアプローチは、前者のアプローチのそのようなデメリットを補完しようとする試みと言える。なお景気とも整合的な物価変動の転換点予測(景気と物価変動を同時に予測)を試みるので、これまでの節のように、物価変動の転換点予測モデルによる物価変動の転換点予測と景気転換点予測モデルによる物価変動の転換点予測の比較は行われない。

ここでは、CPI変動が需給ギャップで説明されるようなマクロのフィリップス型物価関数の存在を前提に、CPI(除く生鮮食品)、生産(あるいは資本稼働率)関係変数、労働関係変数を観測変数とし、観測変数および観測されない共通変動およびそのスイッチを表現する状態変数からなる状態空間モデルを推計する。推計期間は、1978年1月から2000年12月までとした¹⁶。

観測される経済変数の数は、モデルの操作性を考慮し、Kim and Nelson(1999)同様4変数とした。データの選択は、生産(あるいは資本稼働率)関連および労働関連という大まかな範疇を逸脱しない限り、モデルのフィットがもっとも良い組み合わせを採用した。具体的には、生産(資本稼働率)関連変数としては、鉱工業生産指数、稼働率、大口電力使用量、労働関連変数としては、有効求人倍率、完全失業率、新規求人倍率、所定外労働時間指数、現金給与指数を対象に、生産(あるいは資本稼働率)関連および労働関連各々につき少なくとも1変数含むような全ての組み合わせを推計し、予測結果が最も良いものを示した。最終的に採用されたの

¹⁶1978年以前を始期とする推計も試みたが、局面を示す確率に明白なスイッチが見られなかった。これには、例えば、モデルの構造に含まれる自己回帰係数が通期で一定でない等の問題があると思われるが、この問題に関しては今後の課題としたい。

は、CPI(除く生鮮食品)、鉱工業生産指数、大口電力使用量、現金給与指数である。モデルの推計結果は、図表 19 上図で示されている。図表 19 上図の下部に実線で示されているのが、4 つの変数の共通の趨勢変動が上昇局面である確率を示している。そのすぐ上部に階段状の太実線で示されているのが、第 2 節で定義した物価変動の局面 (1:上昇局面、0:下落局面)、図表 19 上図最上部に太破線で示されているのが内閣府による景気変動局面 (1:上昇局面、0:下落局面) である¹⁷。このモデルでは、景気と物価の変動の根底にある共通の変動を推計していることになるので、いわば景気転換点と物価変動転換点を同時に予測していることになる。グラフを見る限り、景気転換点あるいは物価変動転換点に概ね対応して、局面の変化 (上昇局面確率の変動) が明確に起こっている。

予測結果は、前節同様の手法で評価した。図表 21 は、転換期から 12 期前までに、局面変化の確率が 0.5 を横切って変化する場合を正しいシグナルとしたケースを示している。結果をみると、正しいシグナルは、物価変動転換点の予測で 7 回中 2 回、景気の転換点予測で 7 回中 3 回であった。前節同様、転換期から一定期 (12 期を中心に前後 2 か月ずらした 5 通り) 前までのシグナルを正しいシグナルとする 5 通りの基準を用いても、結果は変わらない。

また景気は上昇に転じたが物価は上昇に転じなかった 1998 年頃をみると共通変動の上昇期確率は、ボトムアウトを示している。つまり、景気転換にとっては正しいシグナルだが、物価転換にとっては正しいシグナルとなっていない。

なお、結果を仔細に見ると、シグナルが物価変動転換点より遅行している時期は、殆ど、物価の転換点が景気転換点より先行するケースであった。シグナルが遅行した理由の一つは、マクロ需給から物価変動に波及するメカニズムのみの物価関数を暗黙的に想定しており、海外の市況や為替のショックが (各期のイノベーションの形で入っただけで) 物価変動に影響を与える要因として陽表的に考慮されていないため、とも考えられる。因みに、海外からの価格ショックを反映させる輸入物価指数を含めた推計も行ったが、共通の循環変動およびそのスイッチが適切に推計できなかった。共通の循環変動の抽出を阻害することなく、海外からの価格ショックを物価変動の推計に反映させるためのモデルのスペシフィケー

¹⁷また、ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルを景気転換点予測に応用した関連研究である袴田 (2001) に示された 4 経済変数による推計結果を図表 19 の下図に示した。実線、太実線、太破線の定義は、図表 19 上図と同様である。山谷の形に大きな違いはないが、本稿で推計された趨勢変動の局面確率の方が 0 と 1 の間をより明確に変動している。図表 20 では、マルコフ・スイッチング・プロセスを含まないダイナミック・ファクター・モデルによって求めた日経ビジネスインデックスと同じ変数を使ってダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルを推計したものである。実線、太実線、太破線の定義は、図表 19 上図と同様である。それをみると局面のスイッチが必ずしもうまく推計できていないことがわかる。

ション上の改善については、今後の課題であろう。

さて、いずれの物価変動転換点でも、前後1年以内にシグナルを出している（標準偏差でみて半年強の誤差）ものの、これだけ見ると、プロビット・モデル、ネフチ・モデルと比べると、見劣りのする予測パフォーマンスと見えるかもしれない。しかし、今回の推計において、プロビット・モデル、ネフチ・モデルでは、背景となる経済理論とは無関係に転換点予測精度の向上を最優先してスペシフィケーションと経済変数を選択したのに対し、ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルでは、予測精度よりも、ある程度の経済的論理を優先し、前提とする物価関数にある程度関係のある経済変数からモデルを組み立てている。このようなアプローチにおいては、本稿のプロビット・モデル、デュレーション・モデルの変数探索でランキング上位にあり、また、福田・慶田(2001)がインフレ予測における有益さを指摘した、サーベイ・データも取り込みにくいことになるが、予測パフォーマンスの結果だけからダイナミック・マルコフ・スイッチング・モデルによるアプローチが他のモデルによるアプローチに劣ると判断するのは正当でないであろう。プロビット・モデル、デュレーション・モデルで行った変数探索的なアプローチでは、予測精度が向上する一方で、経済的論理が必ずしも裏づけにあるわけではなかった。本節でのアプローチは、そうした短所を補完するものとして有益となり得るかもしれない。例えば、データ探索的なアプローチでの予測結果とある経済論理に基づく予測結果を比べた場合、予測結果が共通であれば、当該経済理論で説明されるメカニズムで物価変動転換点を迎えることが推測できる。また、予測結果が異なれば、当該経済理論以外のメカニズムが加味されて物価変動転換点を迎えることが可能性の一つとして推測できよう。

また、マルコフ・スイッチング・ダイナミック・ファクター・モデルは、例えば、1995年に共通変動の転換点を示すシグナルを示しているが、この時期には物価変動転換点および景気転換点が定義されていない。この時期は、日本銀行月報(1995)によれば、短い在庫調整が起きた時期に相当し、通常の転換点の定義では局面が短すぎて転換点と認識されない変動まで捕捉できる可能性を示唆している。

こうしたことからすれば、モデルの構造が複雑で操作性に欠けると言うデメリットはあるものの、ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルによる転換点予測のさらなる改善の可能性を探ることは、今後の課題として十分意味のあるものであろう。

4 むすびにかえて

景気変動と異なり、物価変動の転換点に関しては公に認知された転換点が存在しない。そこで、本稿では、景気変動の転換点の定義に準じつつ、物価変動の転換点の定義を試みた。その上で、本稿で定義した物価変動の転換点を前提として、プロビット・モデル、デュレーション・モデル、ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルという代表的な3つの方法で、物価変動転換点の予測可能性を検証してきた。その結果によれば、いずれの方法でも、それぞれの特性を生かして、物価変動転換点のある程度予測できることがわかった。最も予測精度の高いケースでは、日本の最近10回の物価変動転換点に対し半分以上正しいシグナルを与えた。

また、各モデルの持つ転換点予測の特性や限界も明らかになった。本稿の推計結果では、相対的に操作が容易である特長を生かして変数探索的なアプローチを採用したプロビット・モデル、デュレーション・モデル(ネフチ・モデル型)の予測パフォーマンスは、(操作が容易でないものの)多変数の動学的関係を同時に扱える特長を生かし構造型モデルを志向したダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルの予測パフォーマンスを上回った。また、プロビット・モデルでは複数の先行変数の情報を容易に取り入れられること、対象とする物価変動データでは(デュレーション・モデルで予測情報として用いる)「局面の持続時間」が比較的安定的でなかったこと等を背景として、プロビット・の予測パフォーマンスはデュレーション・モデル(ネフチ・モデル型)のそれを若干上回った。プロビット・モデル、デュレーション・モデルは、相対的に見れば操作が容易で、背景となる経済理論とは無関係に、スペシフィケーションや経済変数の組み合わせをくまなくサーチし、予測精度の向上を図るのに適している。デュレーション・モデルは、前回の転換点からの経過時間が、次の転換点予測のための重要な情報になっている点の特徴であるが、対象期間の転換点の数が少ない場合や(今回のケースのように)局面の持続期間が不安定なときには、そのメリットを予測に有効に生かせないことも有り得る。ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデルは、複数の経済変数間のダイナミクスを同時に推計するため、背景となる経済構造や物価関数のメカニズムを考慮しながら、モデルを組み立てられるというメリットがある。一方、このモデルは、構造が複雑で推計作業も前2者より手間がかかり操作性で劣るというデメリットがある。そのため、スペシフィケーションや経済変数をくまなくサーチして予測精度向上を図る作業は、前2者より、それほど適しているとはいえない。そこで、本稿で例示したように、物価を含む複数の変数間のダイナミクスを推計できる特長を生かし、ある程度経済的論理を背景に持つ変数選択を行って予測する

ことで、予測精度を追求するよりも、理論的背景を持たない変数探索的なアプローチによる予測結果を補完するものとして利用することも検討に値しよう。

また、これまで、物価変動転換点については、景気転換点予測を以ってその代替とすることが多かったと思われる。本稿では、景気転換点予測で代替するのではなく、物価変動転換点に注目して物価変動の転換点予測を行った場合に、どれほど予測精度が向上するかについても検討を行った。つまり、「物価変動の転換点予測のためのモデル(スペシフィケーション、経済変数、推計係数は物価変動の転換点予測に対し最適なものを選択)による物価変動の転換点を予測」した場合と「景気転換点予測のためのモデル(スペシフィケーション、経済変数、推計係数は景気転換点予測に対し最適なものを選択)で物価変動の転換点を予測」した場合の予測パフォーマンスを比較した。その結果によれば、正しいシグナルを出した回数、および、シグナルと実際の転換点の間の時間的関係の安定度合いにおいて、物価変動転換点用モデルの物価変動の転換点予測のパフォーマンスは景気転換点用モデルの物価変動の転換点予測のそれを上回った。

以上のことからすれば、景気転換点予測を以って物価変動の転換点予測に代えるだけでは、必ずしも適切でない。例えば景気回復力が弱い場合、物価変動のボトム・アウトがかなり遅れる、あるいは、ボトム・アウトを迎えることなく次の景気後退局面に入るとは十分考えられることであろう。経済動向を肌目細かく観察し政策判断に生かしていくためには、物価変動の転換点予測にも関心を払うことが重要であろう。

なお、本稿で行った物価変動の転換点予測が予測を誤ったケースは、傾向的にボトム・アウトの時期に見られた。また物価変動転換点用モデルによる予測が正しいシグナルを出す一方で景気転換点用のモデルによる物価変動の転換点予測が誤ったシグナルを示したのは、殆どボトム・アウトのシグナルが早過ぎたケースであった。最後に、今後の研究の方向性という意味もこめて、その背景について議論しておこう。ボトム・アウトの予測、特に景気転換点用モデルによる物価のボトム・アウトの予測、が難しい直接の理由は、本稿の転換点の識別の分析で示したように、ピークからボトムまでの時間に関して、景気変動のそれと比べると、物価変動の方が、概して長く、かつ、不安定であることが挙げられる。また、その背景は、必ずしも明らかでないが、例えば、以下のような仮説が考えられよう。

まず、景気好転後の物価変動の反転は、通常長期間を要する。分析対象期間内では、景気ボトム・アウトから物価変動ボトム・アウトまでの時間は最長14か月、景気ピーク・アウトから物価変動ピーク・アウトまでの時間の最長6か月の倍以上である。しかし、幾つかの時期において海外からのショックが発生し、物価変動のボトム・アウトを早めたことが要因の

一つとして挙げられる。例えば、1972年の物価変動のボトムアウトでは前年末からの国際原材料市況の高騰が影響を与え、景気のボトムアウトから物価変動のボトムアウトまで1か月しかかからなかった。何も無ければ比較的長めのボトム・アウトまでの局面に対し、こうした海外からのランダムなショックが起こったことが、結果的に、物価変動のピークからボトムまでの期間を不安定にした要因の一つと考えられる。また、ピークとボトムにおける政策反応の違いも、ボトム・アウトの時期を不安定にした要因の一つかもしれない。つまり、物価変動のピーク前後では、景気過熱の解消と物価変動の沈静化を目的として、物価変動がピーク・アウトするように総需要抑制政策がとられてきたのに対し、ピークからボトムの間の局面では、景気が好転してもインフレ率は安定的に推移するような総需要刺激策がとられてきたことが影響してきたのかもしれない。もっとも、これは、インフレ沈静化が注目を集めてきた時期の政策対応であり、昨今のようにデフレ傾向の解消が注目される時期に、それまでのような政策対応が必ずしも続くわけではないであろう。そういうことからすると、ボトム・アウトまでの長さや不安定性が、今後変化する可能性もあることには、注意が必要であろう。

本稿では、物価変動の転換点の識別と予測を行い、その過程で、物価変動の転換点と景気変動の転換点の相違およびそれが物価変動の転換点予測に与える影響についても分析した。その背景については、若干の議論を行ったが、その妥当性、それ以外の仮説、あるいは、物価変動転換点と景気変動転換点の差の情報を利用した経済ショックの識別等は、政策運営の観点からも、今後の重要な研究課題といえよう。

補論 1: マルコフ・スイッチング・モデルの推計式

物価変動転換点の識別に用いたマルコフ・スイッチング・モデルの推計式は以下の通りである。詳しくは Hamilton (1990) 等を参照されたい。

まず、以下の様に変数を定義する。物価変化率: $\pi(t)$ は、その水準 (の絶対値) とその変動が相関している可能性があるため、本稿では、物価変化率の変動を物価変化率の水準 (の絶対値) で線形回帰し、変動の大きさを調整して分析した。

$$y_t : \text{観測される変数} \quad (5)$$

$$\Delta y_t : y_t \text{の階差} \quad (6)$$

$$S_t : 0, 1 \text{の二値をとる状態変数 (0, 1 は } y_t \text{の「局面」を表す)} \quad (7)$$

上記変数に対して、以下が成り立っていると仮定しておく。

$$\Delta y_t \sim N(\mu_0, \sigma_0^2) (S_t = 0 \text{ のとき}) \quad (8)$$

$$\Delta y_t \sim N(\mu_1, \sigma_1^2) (S_t = 1 \text{ のとき}) \quad (9)$$

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = p_{00} \quad (10)$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) = 1 - p_{00} \quad (11)$$

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) = 1 - p_{11} \quad (12)$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = p_{11} \quad (13)$$

以上の条件のもとで、以下の θ に関する最尤法により各パラメーターを求め、再帰計算を行うことにより、各時点: t において局面 0 である確率: $P(S_t = 0)$ を求める。

$$\theta = (\mu_0, \mu_1, \sigma_0, \sigma_1, p_{00}, p_{11}) \quad (14)$$

補論 2: ネフチ・モデルの推計方法

ネフチ・モデル(デュレーション・モデルの一種)とは、二つの局面(例えば上昇局面と下落局面)の先行指標としての外生変数: X_t と、直前の転換点からの経過期間を説明変数とする関数: $\lambda(t)$ (各局面別、過去の転換点の間隔を用いて推計する)を用いて、 t 期までにある局面が転換点を迎える確率 Π_t を各局面別に再帰的に計算する枠組みである。詳細は、Neftci(1982)等を参照されたい。

以下では、幾つかの記号の定義をした後、再帰的計算の方法について述べる。またここでは、物価変化率(CPIインフレ率)の転換点予測のモデル、即ち、物価変化率の上昇局面と下落局面についてのモデルについて述べるが、景気転換点予測においてもモデルは同様である。

(記号の定義)

$T = 0$ 時点で一方の局面が始まったと仮定したとき、転換点が訪れる時点を表す確率変数を T_X と表すことにする。

まず、外生変数: X_t に対して、以下のものを定義しておく。

$F^e(X_t)$: 物価変化率が上昇局面にある時の X の累積確率分布関数

$F^d(X_t)$: 物価変化率が下落局面にある時の X の累積確率分布関数

$f^e(X_t)$: 物価変化率が上昇局面にある時の X の確率密度関数

$f^d(X_t)$: 物価変化率が下落局面にある時の X の確率密度関数

また、 $f^e(t)$ および $f^d(t)$ は等分散の正規分布であると仮定して分布を推計した。次に、直前の転換点からの経過期間 (t) を説明変数とする関数 ($\lambda(t)$)(各局面別)を以下の様に定義する (λ をハザード関数と呼ぶ)。

$$\lambda(t) = P(T_X = t | T_X > t - 1) \quad (15)$$

ただし、実際には、 λ は各局面別に、 $\lambda^e(t)$ (上昇局面の場合)、 $\lambda^d(t)$ (下落局面の場合)の二つを定義する。この二つの意味を言葉で書き下すと以下のようなになる。

$\lambda^e(t)$: $T = 0$ で始まった上昇局面が $T = t - 1$ までに山を迎えなかった場合に $T = t$ で山を迎える条件付き確率

$\lambda^d(t)$: $T = 0$ で始まった下落局面が $T = t - 1$ までに谷を迎えなかった場合に $T = t$ で谷を迎える条件付き確率

次に具体的に、 $\lambda(t)$ に特定の関数型を仮定し、過去の転換点間隔 (t) のデータを用いて、最尤法でパラメーターを推計する。本稿では、以

下のような Weibull 型ハザード関数を仮定した。ただし、場合分けの基準となる定数 12 は過去の物価変化率の局面のうち最短の継続期間である。なお、最後の観測値については、転換点が訪れていない。このため、最後の転換点以外については、当該時点に転換点が訪れる確率（ハザード関数）を用いるが、最後の転換点については、当該時点までに転換点が訪れなかった確率（ $1 - (\text{ハザード関数})$ ）、あるいは、サバイバー関数）を用いて、各々尤度関数への寄与を計算している。

$$\lambda(t) = \begin{cases} \gamma\alpha(t - 12 + 1)^{\alpha-1}, & t \geq 12 \\ \gamma\alpha, & t < 12 \end{cases} \quad (16)$$

(Sequential Probability Recursion について)

f および λ を用いて、転換点を迎える確率を再帰的計算 (Sequential Probability Recursion とよばれる) により求める。

ここでは、 t 期までのデータ: \tilde{x}_t を所与とした時の t 期までに物価変化率が山を迎える (上昇局面から下落局面に転じる) 確率:

$$\Pi_t^P = P(T_X \leq t | \tilde{x}_t) \quad (17)$$

について述べるが、谷を迎える (下落局面から上昇局面に転じる) 確率: Π_t^T についても同様に定義することができる。

Π_t^P は条件付き確率の定義により、以下の様に変形する事ができる。

$$\begin{aligned} \Pi_t^P &= P(T_X \leq t | \tilde{x}_t) \\ &= \frac{P(T_X \leq t, \tilde{x}_t)}{P(T_X \leq t, \tilde{x}_t) + P(T_X > t, \tilde{x}_t)} \end{aligned} \quad (18)$$

ただし、 $P(A, B)$ は、 A かつ B が起こる確率を示す。次に、上式の分母・分子に現れる各項について、以下のように変形することができる。

$$P(T_X \leq t, \tilde{x}_t) = P(\tilde{x}_t | T_X \leq t) P(T_X \leq t) \quad (19)$$

$$P(T_X > t, \tilde{x}_t) = P(\tilde{x}_t | T_X > t) P(T_X > t) \quad (20)$$

ここで (19)(20) を $\lambda^e(t)$, $f^e(X_t)$, $f^d(X_t)$ を用いて変形すると以下の様になる。

$$P(\tilde{x}_t | T_X \leq t) = f^d(X_t) \quad (21)$$

$$P(\tilde{x}_t | T_X > t) = f^e(X_t) \quad (22)$$

$$P(T_X \leq t) = \Pi_{t-1}^P + \lambda^e(t)(1 - \Pi_{t-1}^P) \quad (23)$$

$$P(T_X > t) = (1 - \Pi_{t-1}^P)(1 - \lambda^e(t)) \quad (24)$$

よって、(19) ~ (24) より、最終的に以下の式を得る。

$$\Pi_t^P = \frac{\{\Pi_{t-1}^P + \lambda^e(t)(1 - \Pi_{t-1}^P)\}f^d(X_t)}{\{\Pi_{t-1}^P + \lambda^e(t)(1 - \Pi_{t-1}^P)\}f^d(X_t) + \{(1 - \Pi_{t-1}^P)(1 - \lambda^e(t))\}f^e(X_t)} \quad (25)$$

補論 3: Dynamic Marcov Switching Factor モデルの推計式

モデルの概要は以下の通り。Dynamic Marcov Switching Factor モデルの詳細は Kim and Nelson (1999) 等を参照されたい。本稿では、操作性を考慮し先行研究の Kim and Nelson(1999) 同様、4 変数のモデルを考えた。より多くの変数を利用する場合の変数・スペシフィックेशन探索については、今後の課題としたい。

(記号の定義)

$Y_{i,t}$ ($i = 1, 2, 3, 4$): 説明変数 (観測変数) (小文字の場合は対数值)

C_t : 状態変数 (4 変数の共通の趨勢変動) (小文字の場合は対数值)

S_t : 状態変数 (マルコフ・スイッチを表す、とる値は 0,1 のみ)

μ_t : S_t の関数

$\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$ (*i.i.d.*)

$\omega_t \sim N(0, 1)$ (*i.i.d.*)

ここで一般に変数 X_t の伸びを ΔX_t で表す。(例: $\Delta c_t = c_t - c_{t-1}$)

また、簡単のため、以下のように記号を定める。(但し、 t は転置行列を表す。なお、 e は観測方程式、遷移方程式に表れる補助変数。)

$\mathbf{y}_t \equiv {}^t(\Delta y_{1,t}, \Delta y_{2,t}, \Delta y_{3,t}, \Delta y_{4,t})$

$\mathbf{c}_t \equiv {}^t(\Delta c_t, \Delta c_{t-1}, \Delta c_{t-2}, \Delta c_{t-3})$

$\mathbf{e}_t \equiv {}^t(e_{1,t}, e_{2,t}, e_{3,t}, e_{4,t})$

$\boldsymbol{\epsilon}_t \equiv {}^t(\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t}, \epsilon_{3,t}, \epsilon_{4,t})$

(推計に用いたモデル)

$A(4, 4), B_1(4, 4), B_2(4, 4)$ を固定パラメーターを含む行列、 $\phi_1, \phi_2, \mu_0, \mu_1$ をパラメーターとする。

(a) 観測方程式

$$\mathbf{y}_t = A\mathbf{c}_t + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

(b) 遷移方程式

$$\phi(L)\Delta c_t = \phi(L)\mu_t + \omega_t \quad (2)$$

$$\mathbf{e}_t = B_1\mathbf{e}_{t-1} + B_2\mathbf{e}_{t-2} + \boldsymbol{\epsilon}_t \quad (3)$$

(ただし、 $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2$)

(c) マルコフ・スイッチングに関する関係式

$$\mu_t = \mu_0 + \mu_1 S_t \quad (\mu_1 > 0, S_t \in \{0, 1\}) \quad (4)$$

$$Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p, Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = q \quad (5)$$

モデルは、観測されない変数を含むパラメータ間の未知の共分散構造に特定の仮定を置く必要のない方法であるマルコフ・チェーン・モンテカルロ法 (MCMC 法) を用いた。Kim and Nelson (1999) 同様、10000 回サンプリングした後で、最初の 2000 回分を排除、さらに、サンプル間の相関による影響の可能性を排除するため、5 個置きにサンプリングした。

参考文献

- [1] 浅子和美・加納悟・和合肇 (2001) 「景気実感と政策効果を反映する景気局面モデル」『フィナンシャル・レビュー』57号、財務省財務総合政策研究所.
- [2] 大日康史 (1992) 日本における確率的景気指数の開発同志社大学『経済学論集』第44巻第1号 pp.25-60
- [3] 鎌田康一郎・増田宗人 (2000) 「マクロ生産関数に基づくわが国のGDPギャップ - 統計の計測誤差が与える影響 - 」日本銀行調査統計局 Working Paper 00-15
- [4] 北川源四郎・川崎能典 (2001) 「時系列モデルによるインフレ率予測誤差の分析」日本銀行調査統計局 Working Paper 01-13.
- [5] 小巻泰之 (2001) 「景気の転換点予測モデルの有効性 - 日本経済への適用 - 」『フィナンシャル・レビュー』57号、財務省財務総合政策研究所
- [6] 内閣府経済社会総合研究所 (2001) 『経済動向指標の再検討』
- [7] 日本銀行 (1992) 『日本銀行月報』1992年2月号
- [8] 日本銀行 (1995) 『日本銀行月報』1995年8月号
- [9] 日本銀行 (1999) 「金融経済月報 (1999年7月)」
- [10] 日本銀行調査局 (1976) 『調査月報』1976年8,9,12月号
- [11] 日本銀行調査局 (1980) 『調査月報』1980年1月号
- [12] 日本銀行調査統計局 (1985) 『調査月報』1985年2,3,5月号
- [13] 日本銀行調査統計局 (1986) 『調査月報』1986年9月号
- [14] 日本銀行調査統計局 (1987) 『調査月報』1987年10月号
- [15] 日本銀行調査統計局 (1990) 『調査月報』1990年2,4,5月号
- [16] 袴田守一 (2001) "Analysis of Japanese Business Cycle with Markov Switching Model"、第18回応用経済時系列研究会報告資料
- [17] 福田慎一・慶田昌之 (2001) 「インフレ予測に関する実証分析の展望—フィリップス曲線の日本における予測力を中心に」日本銀行調査統計局 Working Paper (forthcoming)

- [18] 本多佑三 (2001) インフレーション・ターゲティング：展望 『フィナンシャル・レビュー』 (forthcoming)
- [19] 本多佑三・松岡幹裕 (2001) 「景気指標への統計学的接近 - 先行指標を中心として - 」 『フィナンシャル・レビュー』 57号、財務省財務総合政策研究所.
- [20] 松岡幹裕 (1998) 「景気転換点の予測:Sequential Probability Recursionの応用」 『シミュレーション』 第17巻4号 pp.3-13.
- [21] 森一夫・佐竹光彦・大日康史 (1992) ストック=ワトソンタイプの景気指数 日本経済への応用 同志社大学 『経済学』 第45巻 pp.28-50.
- [22] Artis, Michel J., R. C. Bladen-Hovell, Denise R. Osborn, Graham Smith and W. Zhang (1995), "Predicting Turning Points in the UK Inflation Cycle," *Economic Journal*, No.105, September, pp. 1145-1164.
- [23] Chin,Dan. ,John Geweke and Preston Miller (2000), "Predicting Turning Points." Federal Reserve Bank of Minneapolis Reserch Department Staff Report 267.
- [24] Diebold,Francis X., Glennn D. Rudebusch and Daniel E. Sichel (1991), "Further Evidence on Business Cycle Duration Dependence," Federal Reserve Bank of Philadelphia,Economic Research Department Working Paper 91-11.
- [25] Diebold,Francis X. and Glennn D. Rudebusch (1989), "Scoring the Leading Indicators," *Journal of Business*, Vol. 62, pp.369-391.
- [26] Engel,Charles and James D.Hamilton (1990), "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?," *American Economic Review*, Vol. 80, No.4, pp.689-713.
- [27] Fukuda,Shin-ichi and Takashi Onodera (2001), "A New Composite Index of Coincident Economic Indicators in Japan: How Can We Improve the Forecast Performance?," CIRJE Discussion Paper 2001-CF-101.
- [28] Hamilton,James D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, Vol.57, No.2, March, pp.357-384.

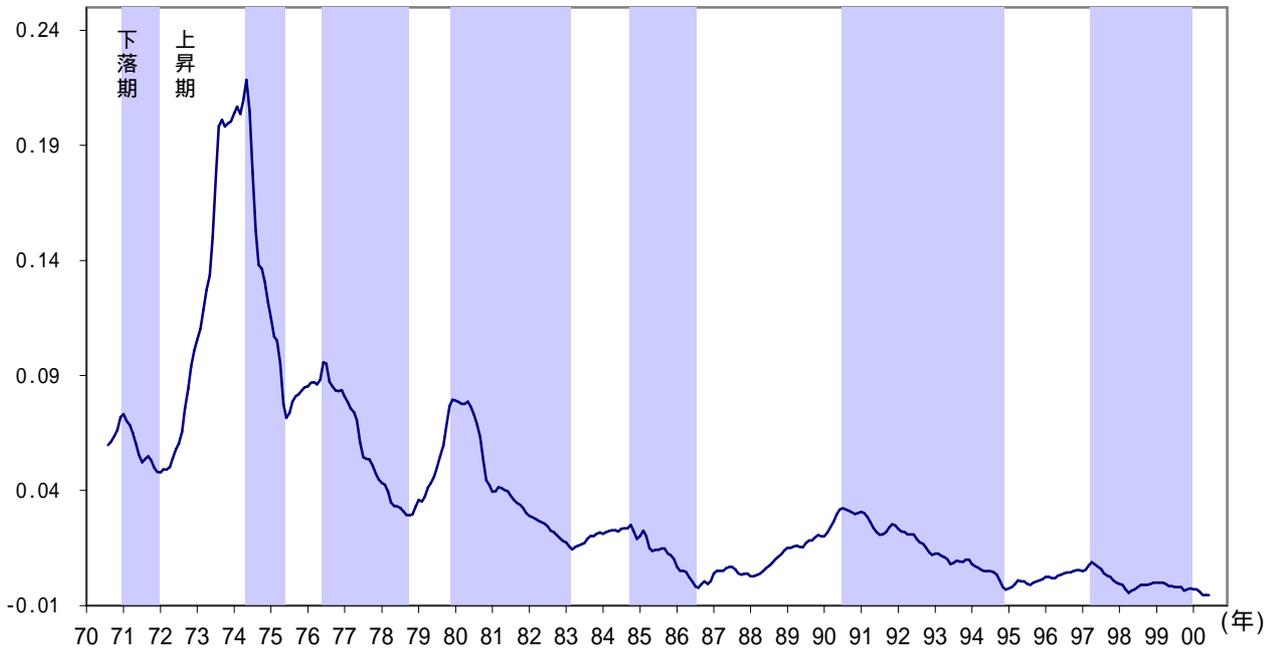
- [29] Hamilton, James D. (1990), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, Vol.45(1-2),pp.39-70.
- [30] Kaufman,S. (2000), "Measuring Business Cycles with a Dynamic Markov Switching Factor Model: An Assesment using Bayesian Simulation Methods," *Econometrics Journal*, Vol.3, pp.39-65.
- [31] Kim,Chang-Jin. and Nelson, Charles R. (1999), *State-space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, The MIT Press.
- [32] McCallum, Bennet T., and Nelson, Edward (1997), "An Optimizing LS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis," *National Bureau Economic Research Working Paper*, No. 5875.
- [33] Neftci, Salih N. (1982), "Optimal Prediction of Cyclical Downturns," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 4, pp. 225-241.
- [34] Orphanides, Athansios and Simon van Norden (1999), "The Reliability of Output Gap Estimates in Real Time," Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economic Discussion Series: 99/38.
- [35] Rudebusch, Glenn D. and Svensson, Lars E. O. (1998), "Policy Rules for Inflation Targeting," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 6512.
- [36] Stock,James H. and Mark W. Watson (1989), "New Indexs of Coincident and Leading Indicators," in O.J.Blanchard and S.Fischer eds., *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press Cambridge, MA, Vol. 4, pp. 351-393.
- [37] Stock,James H. and Mark W. Watson (1991), "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators," in K.Lahiri and G.H.Moore, eds., *Leading Economic Indicators: New Approches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, New York, NY, pp.63-85.

- [38] Stock, James H. and Mark W. Watson (1993), "A procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experiences," in J.H. Stock and M.W. Watson, eds., *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press, Chicago, IL, pp.95-156.
- [39] Stock, James H. and Mark W. Watson (1998), "Diffusion Indexes," *NBER working paper series*, No. 6702.
- [40] Watanabe, Toshiaki (2001) "Measuring Business Cycle Turning Points in Japan with a Dynamic Markov Switching Factor Model," mimeo.

(図表1)

平滑化した物価変化率とチェック・リスト法による転換点の識別(定義)

(平滑化した物価変化率、年率)



(注1)CPI(除く生鮮食品、消費税調整済)

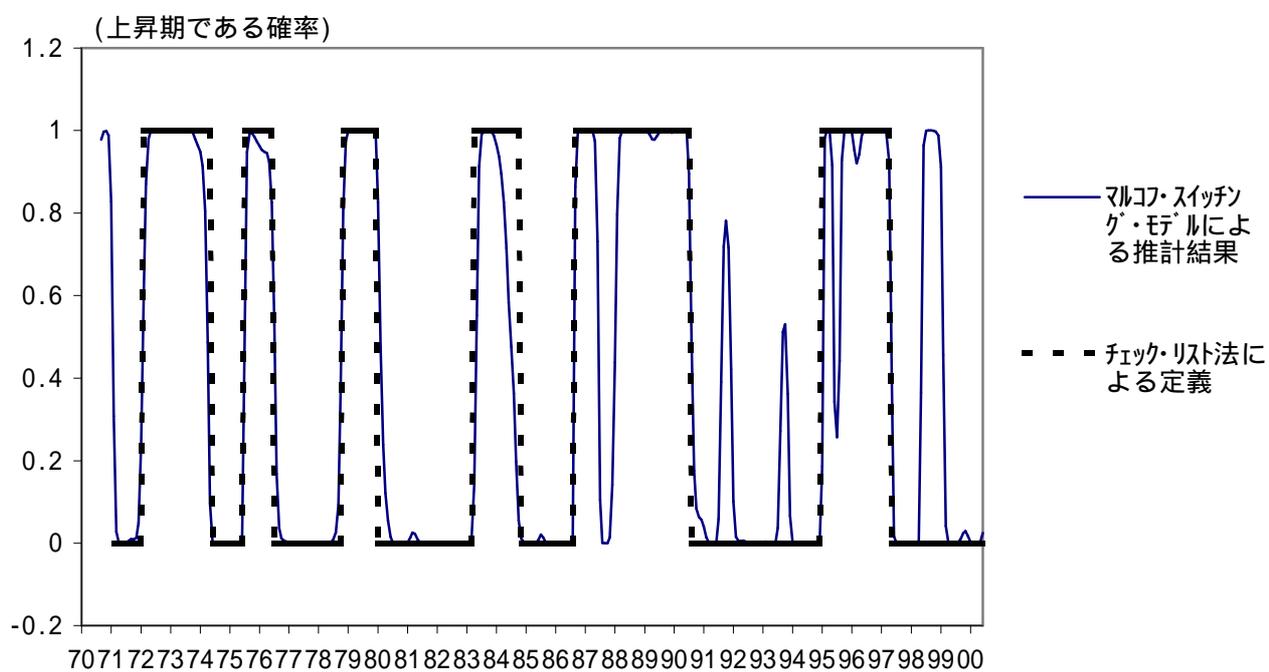
(注2)図表の「平滑化した物価変化率」は、各期に対し、各期を移動平均の中心とした対数差の12ヶ月移動平均値

(注3)上の平滑化された系列について、次の3つの条件を全て満たす時点を転換点と定義した。

1. $t-1$ 期が物価変化率の上昇(下落)局面局面である。
2. $t, t+1, \dots, t+12$ 期の中で t 期の物価変化率が最大(最小)である。
3. t 期の物価変化率は、 $t+12$ 期の物価変化率よりも0.4%以上大きい(小さい)。

(図表2)

マルコフ・スイッチング・モデルによる転換点の識別



(注)Hamilton(1990)の方法により推計。

(図表3)

転換点の年代表(間隔)

(単位:月)

(1)物価変化率(チェック・リスト法)

転換点		山	山	谷	谷	山	谷	谷	山
1971.01	(山)		n/a						n/a
1972.01	谷				n/a	12			
1974.05	山		40						28
1975.06	谷				41	13			
1976.06	山		25						12
1978.10	谷				40	28			
1979.12	山		42						14
1983.03	谷				53	39			
1984.10	山		58						19
1986.08	谷				41	22			
1990.07	山		69						47
1994.12	谷				100	53			
1997.04	山		81						28
1999.12	(下落中)					(31)			
平均:			52.5		55.0	27.8			24.7
標準偏差:			20.7		25.7	15.9			12.9

(2)景気循環(内閣府)

転換点		山	山	谷	谷	山	谷	谷	山
1970.07	山								
1971.12	谷						17		
1973.11	山		40						23
1975.03	谷				39	16			
1977.01	山		38						22
1977.10	谷				31	9			
1980.02	山		37						28
1983.02	谷				64	36			
1985.06	山		64						28
1986.11	谷				45	17			
1991.02	山		68						51
1993.10	谷				83	32			
1997.03	山		73						41
1999.04	谷				66	25			
1999.12	(拡張中)								(8)
平均			53.3		54.7	21.7			32.2
標準偏差			16.7		19.6	9.7			11.4

(図表 4)

プロビット・モデル、ネフチ・モデルの説明変数(候補)

- ・季調済み計数が公表されている変数はそれを利用、その他の変数はX11季調済
- ・番号1-71は月次、72-100は四半期計数を3ヶ月間一定として使用
- ・各変数につき必要に応じて対数値をとった後、水準、デトレンド後の水準、前月差、前年同月差の中から妥当と考えられるものを1種以上選択。NEFTCIモデルではモデルの中で階差をとることから水準については全ての変数について採用
- ・SNA統計は実質ベース

番号	変数名	加工	水準	デトレン ド後	前月 差	前年 差	本稿における略称
1	有効求人倍率						有効求人倍率
2	完全失業率						完全失業率
3	常用雇用指数						常用雇用指数
4	所定外労働時間指数(30人-)						所定外労働時間
5	新規求人倍率						新規求人倍率
6	鉱工業生産(付加価値 \times 1 \times 生産)	log					鉱工業(付加価値)
7	鉱工業生産(出荷)	log					鉱工業(出荷)
8	鉱工業生産(製品在庫)	log					鉱工業(製在庫)
9	鉱工業生産(製品在庫率)						鉱工業(製在率)
10	鉱工業生産(原材料消費・製造工業)	log					鉱工業(原消費)
11	鉱工業生産(原材料在庫・製造工業)	log					鉱工業(原在庫)
12	鉱工業生産(原材料在庫率・製造工業)						鉱工業(原在率)
13	鉱工業生産(稼働率・製造工業)						鉱工業(稼働率)
14	住宅着工戸数(総計)						住着戸数(総計)
15	住宅着工戸数(公庫)						住着戸数(公庫)
16	住宅着工床面積(総計)						住着面積(総計)
17	建築着工床面積(民間商業)						建着面積(民商業)
18	建築着工床面積(民間サービス)						建着面積(民サ)
19	建築着工床面積(非居住用計)						建着面積(非居住)
20	大型小売販売額計	log					大型小売販売額
21	百貨店販売額総額(全国)	log					百貨店販売額
22	新車登録台数(乗用車計)						新車登録台数
23	建設受注(受注高総計)	log					建設受注(計)
24	建設受注(民間等計)	log					建設受注(民間)
25	建設受注(非製造業計)	log					建設受注(非製)
26	公共工事請負額(合計)	log					公共工事(合計)
27	公共工事請負額(国)	log					公共工事(国)
28	公共工事請負額(地方)	log					公共工事(地方)
29	機械受注額(民需・除船電)	log					機械受注(民需)
30	機械受注額(製造業)	log					機械受注(製造)
31	機械受注額(非製造除船電)	log					機械受注(非製)
32	現金給与指数(30人-)	log					現金給与指数
33	消費支出(勤労者・全国)	log					消費支出
34	拡張M2 + CD平残	log					M2 + CD平残
35	拡張M1平残	log					M1平残
36	銀行券平均発行高合計	log					銀行券平均発行高
37	マネタリーベース調整済	log					マネタリーベース
38	可処分所得(勤労者・全国)	log					可処分所得
39	WPI輸入物価(総平均・円 \wedge - \wedge)	log					WPI輸入物価
40	WPI国内(総平均)	log					WPI国内
41	大口電力使用量						大口電力使用量
42	建設受注・公共・総請負契約額	log					建受・公共・計
43	建設受注・公共・国	log					建受・公共・国
44	建設受注・公共・都道府県	log					建受・公共・県

45	リース取扱高	log	リース取扱高
46	TOPIX終値平均	log	TOPIX終値
47	日経平均終値平均	log	日経平均終値
48	東証1部時価総額	log	東証1部時価総額
49	東証1部株売買代金	log	東証1部売買代金
50	東証1部指数(輸送用機器)	log	株価(輸送用機器)
51	東証1部指数(建設)	log	株価(建設)
52	東証1部指数(不動産)	log	株価(不動産)
53	東証1部指数(電気機器)	log	株価(電気機器)
54	有担レート・翌日物・月平均		有担レート・翌日
55	長期プライムレート		長期プライム
56	短期プライムレート		短期プライム
57	ドル円相場(5時・月平均)		ドル円相場
58	名目実効為替		名目実効為替
59	長期国債10年近傍(利回り)		長期国債10年
60	利付金融債5年(利回り)		利付金融債5年
61	電力債12年(利回り)		電力債12年
62	日経商品指数(総合)		日経商品指数
63	景気動向指数D.I.先行指数		景気D.I.先行
64	景気動向指数D.I.累積先行指数		景気D.I.累積先行
65	景気動向指数D.I.一致指数		景気D.I.一致
66	景気動向指数D.I.累積一致指数		景気D.I.累積一致
67	景気動向指数D.I.遅行指数		景気D.I.遅行
68	景気動向指数D.I.累積遅行指数		景気D.I.累積遅行
69	景気動向指数C.I.先行指数		景気C.I.先行
70	景気動向指数C.I.一致指数		景気C.I.一致
71	景気動向指数C.I.遅行指数		景気C.I.遅行
72	営業利益(製造業・資本金十億-)	log	営業利益(製造業)
73	全産業規模合計(経常利益/売上高)		経常利益率・全
74	製造業規模合計(経常利益/売上高)		経常利益率・製
75	サービス規模合計(経常利益/売上高)		経常利益率・サ
76	消費動向指数(暮し向き・1年先)		消費動向指・暮
77	消費動向指数(収入増え方・1年先)		消費動向指・収入
78	消費動向指数(物価上り方・1年先)		消費動向指・物価
79	全国短観(業況DI最近・全産業)		業況DI最近
80	全国短観(業況DI先行・全産業)		業況DI先行
81	全国短観(製品需給DI最近・製造業)		製品需給DI最近
82	全国短観(製品需給DI先行・製造業)		製品需給DI先行
83	全国短観(製商品在庫DI最近・全産業)		製商品在庫DI最近
84	全国短観(製商品在庫DI先行・全産業)		製商品在庫DI先行
85	全国短観(生産設備DI最近・製造業)		生産設備DI最近
86	全国短観(生産設備DI先行・製造業)		生産設備DI先行
87	全国短観(雇用人員DI最近・全産業)		雇用人員DI最近
88	全国短観(雇用人員DI先行・全産業)		雇用人員DI先行
89	全国短観(製商品価格DI最近・全産業)		製商品価格DI最近
90	全国短観(製商品価格DI先行・全産業)		製商品価格DI先行
91	全国短観(仕入価格DI最近・全産業)		仕入価格DI最近
92	全国短観(仕入価格DI先行・全産業)		仕入価格DI先行
93	国内総支出	log	国内総支出
94	民間最終消費支出	log	民間最終消費支出
95	政府最終消費支出	log	政府最終消費支出
96	総固定資本形成(民間住宅)	log	民間住宅
97	総固定資本形成(民間企業設備)	log	民間企業設備
98	公的固定資本形成	log	公的固定資本形成
99	財・サービス純輸出		財サービス純輸出
100	GDPギャップ(HPトレンドからの乖離)		GDPギャップ

(注)原則として全ての変数につき1970年1月-2000年12月のデータを使用。
 但し、以下の変数についてはデータの制約からデータ始期は以下の通り。
 (終期は全て2000年12月)

番号	変数名	始期	番号	変数名	始期
20	大型小売販売額	71年7月	58	名目実効為替	73年1月
23-25	建築受注	71年1月	60	利付金融債5年	70年2月
26-28	公共工事	73年4月	63, 65, 67	景気D.I.累積	70年4月
41	大口電力使用量	71年1月	69-71	景気C.I.	73年4月
45	リース取扱高	72年1月	76-78	消費動向指数	72年6月
56	短期プライム	71年1月	79-92	全国短観	74年6月
57	ドル円相場	73年2月			

(図表5)

プロビット・モデル回帰結果(一変数・物価転換点予測)

局面毎に予測力が高い変数

・両局面で符号条件を満たす変数のうち、各局面で対数尤度が小さい順

順位	上昇局面(山予測)			下落局面(谷予測)		
	変数名	z-値	対数尤度	変数名	z-値	対数尤度
1	仕入価格DI最近	5.34	-49.6	製品需給DI先行	-5.67	-91.1
2	仕入価格DI先行	5.16	-52.9	製品需給DI最近	-5.27	-94.0
3	名目実効為替 *	-6.14	-54.6	鉱工業(原消費) *	-5.14	-98.7
4	製商品価格DI先行	5.81	-54.6	大口電力使用量 *	-5.03	-100.3
5	WPI国内 **	4.83	-61.3	建着面積(非居住)	-4.18	-101.6
6	ドル円相場 *	5.95	-62.0	新規求人倍率	-3.62	-102.0
7	ドル円相場 **	5.54	-62.3	建着面積(非居住) *	-4.12	-102.6
8	製商品価格DI最近	5.24	-62.8	雇用人員DI最近	4.35	-102.8
9	WPI輸入物価 **	4.40	-65.2	製商品在庫DI先行	4.42	-102.9
10	名目実効為替 **	-5.28	-66.0	新規求人倍率 *	-3.58	-103.3
11	大口電力使用量 *	5.10	-66.2	名目実効為替 *	4.64	-104.1
12	GDPギャップ	4.95	-66.5	財サービス純輸出 **	-4.35	-104.9
13	日経商品指数 **	3.89	-70.9	雇用人員DI先行	4.05	-105.0
14	利付金融債5年 **	4.23	-72.5	建着面積(民商業) *	-3.96	-105.3
15	WPI国内 +	4.06	-73.1	有効求人倍率	-3.54	-107.5
16	長期プライム **	4.03	-73.5	生産設備DI最近	3.90	-107.5
17	新車登録台数 *	3.53	-76.1	日経商品指数 **	-3.41	-108.6
18	財サービス純輸出 +	2.93	-77.5	生産設備DI先行	3.65	-108.8
19	財サービス純輸出 **	3.22	-77.9	業況DI最近	-3.37	-109.6
20	景気D.I.累積遅行	2.73	-79.0	業況DI先行	-3.39	-109.7
21	WPI輸入物価 +	2.51	-79.8	ドル円相場 **	-3.16	-110.5
22	短期プライム **	2.34	-80.3	製商品価格DI最近	-3.03	-110.9
23	鉱工業(原消費) *	2.18	-80.8	景気D.I.遅行	-3.01	-111.0
24	ドル円相場 +	2.03	-81.0	WPI国内 +	-2.52	-111.6
25	雇用人員DI先行	-1.99	-81.1	鉱工業(稼働率)	-2.71	-111.9
26	日経商品指数 +	1.42	-82.2	GDPギャップ	-2.65	-112.0
27	生産設備DI先行	-1.39	-82.2	仕入価格DI最近	-2.58	-112.2
28	雇用人員DI最近	-1.31	-82.3	WPI輸入物価 +	-2.50	-112.5
29	常用雇用指数 *	1.23	-82.4	製商品価格DI先行	-2.32	-113.0
30	株価(電気機器) **	1.21	-82.4	景気D.I.累積遅行	-2.30	-113.1
31	製品需給DI先行	1.15	-82.5	民間企業設備 **	-2.29	-113.1
32	鉱工業(稼働率)	1.05	-82.6	ドル円相場 *	-1.96	-113.8
33	景気D.I.遅行	1.01	-82.7	ドル円相場 +	-1.91	-113.9
34	名目実効為替 +	-0.96	-82.7	仕入価格DI先行	-1.73	-114.2
35	業況DI先行	0.92	-82.7	WPI輸入物価 **	-1.68	-114.3
36	民間企業設備 **	0.90	-82.8	名目実効為替 **	1.69	-114.3
37	有担レート・翌日 +	0.84	-82.8	財サービス純輸出 +	-1.60	-114.3
38	新規求人倍率 *	0.64	-83.0	営業利益(製造業) **	-1.67	-114.4
39	製品需給DI最近	0.64	-83.0	日経商品指数 +	-1.44	-114.7
40	建着面積(非居住) *	0.57	-83.0	利付金融債5年 **	-1.35	-114.8

(注)変数の後の記号は加工方法。無印:水準、*:5'レベル'後の水準、+:前月差(比)、
**:前年同月差(比)

(図表6)

プロビット・モデル回帰結果(一変数・景気転換点予測)

局面毎に予測力が高い変数

・両局面で符号条件を満たす変数のうち、各局面で対数尤度が小さい順

順位	上昇局面(山予測)			下落局面(谷予測)				
	変数名	z-値	対数尤度	変数名	z-値	対数尤度		
1	仕入価格DI最近		6.05	-71.0	製品需給DI先行	-6.18	-41.8	
2	WPI輸入物価	**	6.03	-75.9	景気C.I.一致	-5.36	-44.6	
3	製商品価格DI最近		6.75	-78.4	鉱工業(原消費)	*	-5.97	-44.8
4	ドル円相場	**	6.27	-81.6	製品需給DI最近		-6.60	-47.4
5	製商品価格DI先行		6.70	-81.8	経常利益率・全		-6.28	-58.1
6	GDPギャップ		6.36	-83.3	経常利益率・製		-6.15	-58.5
7	名目実効為替	*	-6.47	-83.3	業況DI先行		-5.88	-58.5
8	仕入価格DI先行		6.29	-84.2	業況DI最近		-5.85	-58.9
9	名目実効為替	**	-6.38	-84.9	生産設備DI最近		6.39	-60.3
10	大口電力使用量	*	6.11	-86.2	製商品在庫DI先行		5.23	-63.8
11	日経商品指数	**	5.52	-90.2	鉱工業(稼働率)		-6.07	-63.8
12	WPI国内	**	5.38	-91.0	鉱工業(出荷)	*	-5.53	-63.9
13	鉱工業(原消費)	*	5.39	-96.1	生産設備DI先行		6.15	-64.8
14	利付金融債5年	**	5.34	-96.1	鉱工業(付加価値)	*	-5.48	-66.9
15	リース取扱高	**	4.82	-100.2	雇用人員DI最近		5.11	-67.8
16	短期プライム	**	4.91	-100.2	建着面積(非居住)	*	-4.91	-67.9
17	生産設備DI先行		-4.76	-101.7	建着面積(非居住)		-4.93	-67.9
18	WPI国内	+	4.48	-101.8	景気D.I.累積一致		-5.28	-68.3
19	鉱工業(稼働率)		4.53	-102.5	所定外労働時間	*	-5.54	-69.9
20	短期プライム		4.40	-103.7	GDPギャップ		-4.96	-70.1
21	民間企業設備	**	4.23	-103.9	民間企業設備	**	-5.50	-70.5
22	製商品在庫DI先行		-3.98	-104.1	鉱工業(原消費)		-5.38	-70.7
23	製品需給DI先行		4.28	-104.1	大口電力使用量	*	-5.28	-71.1
24	長期国債10年		4.24	-104.3	財サービス純輸出	**	-5.13	-71.2
25	雇用人員DI先行		-4.13	-104.5	雇用人員DI先行		4.97	-71.4
26	生産設備DI最近		-4.15	-104.8	所定外労働時間		-5.26	-73.0
27	業況DI先行		4.13	-104.8	製商品在庫DI最近		4.44	-73.6
28	利付金融債5年		4.06	-105.1	新規求人倍率		-4.42	-73.7
29	景気D.I.遅行		4.02	-105.1	新規求人倍率	*	-4.40	-73.8
30	製品需給DI最近		4.05	-105.2	景気C.I.遅行		-4.40	-75.5
31	景気D.I.累積遅行		3.78	-105.3	有効求人倍率	*	-4.44	-75.9
32	業況DI最近		4.03	-105.3	景気D.I.累積先行		-4.63	-77.1
33	雇用人員DI最近		-3.93	-105.5	有効求人倍率		-4.37	-77.1
34	百貨店販売額	**	3.90	-105.6	消費動向指・収入		-4.35	-78.2
35	営業利益(製造業)	**	3.77	-105.6	建着面積(民商業)	*	-4.11	-79.2
36	国内総支出	**	3.74	-106.2	完全失業率	*	4.14	-79.7
37	電力債12年		3.76	-106.3	景気D.I.累積遅行		-4.02	-79.9
38	WPI輸入物価	+	3.66	-106.4	建着面積(民商業)		-4.05	-80.0
39	長期プライム		3.49	-107.4	鉱工業(製在率)		3.81	-81.0
40	有担レート・翌日		3.48	-107.6	製商品価格DI最近		-3.89	-81.1

(注)変数の後の記号は加工方法。無印:水準、*:テトント後の水準、+:前月差(比)、
**:前年同月差(比)

(図表7)

プロビット・モデル - 多変数モデルの説明変数(候補)

- ・一変数での回帰結果から、各局面で対数尤度が高かった変数のうちほぼ同一内容の変数を除く上位8変数を候補とした

(1) 物価転換点予測

順位	上昇局面(山予測)			下落局面(谷予測)		
	変数名	z-値	対数尤度	変数名	z-値	対数尤度
1	仕入価格DI最近	5.34	-49.6	製品需給DI先行	-5.67	-91.1
2	名目実効為替 *	-6.14	-54.6	鉱工業(原消費) *	-5.14	-98.7
3	製商品価格DI先行	5.81	-54.6	大口電力使用量 *	-5.03	-100.3
4	WPI国内 **	4.83	-61.3	建着面積(非居住)	-4.18	-101.6
5	ドル円相場 *	5.95	-62.0	新規求人倍率	-3.62	-102.0
6	WPI輸入物価 **	4.40	-65.2	雇用人員DI最近	4.35	-102.8
7	大口電力使用量 *	5.10	-66.2	製商品在庫DI先行	4.42	-102.9
8	GDPギャップ	4.95	-66.5	名目実効為替 *	4.64	-104.1

(2) 景気転換点予測

順位	拡張局面(山予測)			後退局面(谷予測)		
	変数名	z-値	対数尤度	変数名	z-値	対数尤度
1	仕入価格DI最近	6.05	-71.0	製品需給DI先行	-6.18	-41.8
2	WPI輸入物価 **	6.03	-75.9	景気C.I.一致	-5.36	-44.6
3	製商品価格DI最近	6.75	-78.4	鉱工業(原消費) *	-5.97	-44.8
4	ドル円相場 **	6.27	-81.6	経常利益率・全	-6.28	-58.1
5	GDPギャップ	6.36	-83.3	業況DI先行	-5.88	-58.5
6	大口電力使用量 *	6.11	-86.2	生産設備DI最近	6.39	-60.3
7	日経商品指数 **	5.52	-90.2	製商品在庫DI先行	5.23	-63.8
8	WPI国内 **	5.38	-91.0	鉱工業(稼働率)	-6.07	-63.8

(注)変数の後の記号は加工方法。無印:水準、*:デ・トルント後の水準、**:前年同月差(比)

(図表 8)

プロビット・モデル回帰結果 (多変数・局面別)

- ・各局面で選択した 8 変数を任意に組合せて推計を行い、符号条件を満たし最もAICが低い組み合わせを選択

(1) 物価転換点予測

- ・上昇局面 (山を予測)

説明変数	係数	z-値
定数項	-0.396	-1.407
仕入価格DI最近	0.156	3.798
ドル円相場*	0.040	4.616
大口電力使用量*	0.001	2.997
GDPギャップ	0.000	2.390
AIC	0.502	
観測数(被説明変数=0)	60	
観測数(被説明変数=1)	60	
観測数合計	120	

- ・下落局面 (谷を予測)

説明変数	係数	z-値
定数項	-2.847	-3.060
製品需給DI	-0.051	-2.591
大口電力使用量*	-0.001	-2.706
名目実効為替*	0.029	4.900
AIC	0.884	
観測数(被説明変数=0)	123	
観測数(被説明変数=1)	60	
観測数合計	183	

(2) 景気転換点予測

- ・上昇局面 (山を予測)

説明変数	係数	z-値
定数項	-1.418	-4.913
仕入価格DI最近	0.084	3.685
ドル円相場**	0.053	4.228
GDPギャップ	0.000	3.802
日経商品指数**	0.040	1.439
AIC	0.521	
観測数(被説明変数=0)	118	
観測数(被説明変数=1)	60	
観測数	178	

- ・下落局面 (谷を予測)

説明変数	係数	z-値
定数項	10.684	2.189
製品需給DI先行	-0.241	-4.598
景気C.I.一致	-0.221	-3.836
AIC	0.433	
観測数(被説明変数=0)	62	
観測数(被説明変数=1)	67	
観測数	129	

(注1) 被説明変数は今後12ヶ月以内に転換点が、0: ない、1: ある、ことを表す

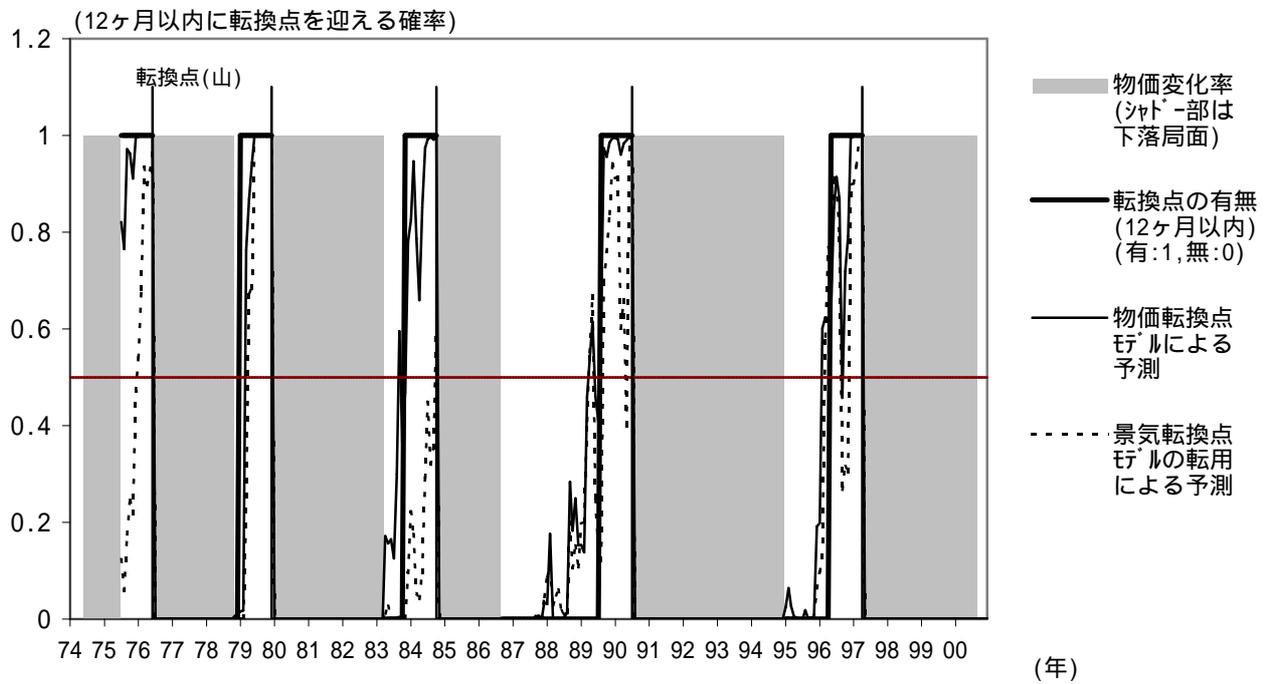
(注2) 変数の後の記号は加工方法。無印: 水準、*: ティルト後の水準、**: 前年同月差(比)

(図表9)

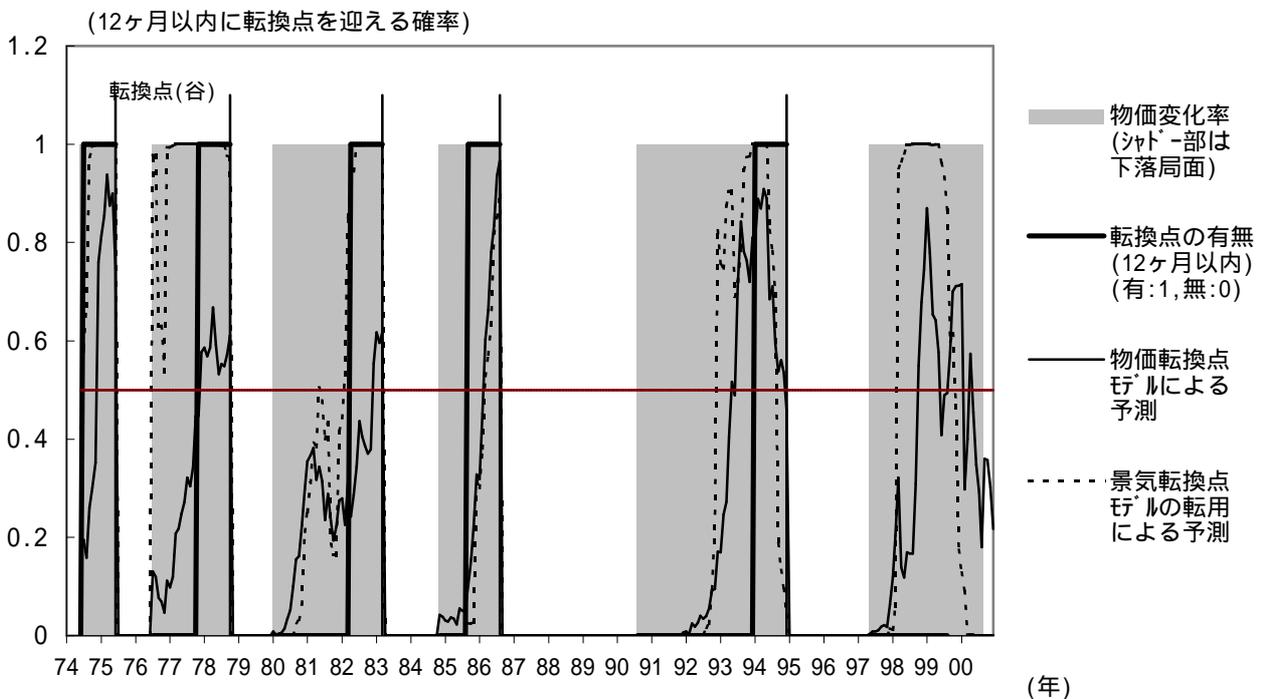
プロビット・モデル(多変数)による物価転換点予測

物価転換点モデルによる予測と景気転換点モデルの転用による予測の比較

(1) グラフ:物価変化率上昇局面(山を予測)



(2) グラフ:物価変化率下落局面(谷を予測)



(注)2000年9月以降はどちらの局面であるか識別できないため、下落局面が続いているとの仮定の下で予測。

(図表10)

プロビット・モデル(多変数)による物価変動の転換点予測の評価

インフレ率転換点予測のパフォーマンスの比較

転換点を迎える確率が基準値(0.5)を超えた時点(予測)と実際にインフレ率
 転換点を迎えた時点の差(月数)を比較。
 (予測が先行している時をマイナスで表した。)

転換点	被説明変数	物価転換点モデル による予測	景気転換点モデル の転用による予測
1971.01	(山)		
1972.01	谷		
1974.05	山		
1975.06	谷	-6	-11
1976.06	山	-11	-5
1978.10	谷	-10	-27
1979.12	山	-9	-8
1983.03	谷	-3	-22
1984.10	山	-13	0
1986.08	谷	-5	-5
1990.07	山	-14	-15
1994.12	谷	-19	-24
1997.04	山	-14	-13
1999.12	(下落中)		
転換点の数		10	10
正しいシグナルの数			
評価基準:0-10ヶ月		5	4
評価基準:0-11ヶ月		6	5
評価基準:0-12ヶ月		6	5
評価基準:0-13ヶ月		7	6
評価基準:0-14ヶ月		9	6
平均		-10.40	-13.00
標準偏差		4.86	8.99

(注)シグナルは、転換点が起こる期(0期)から一定期(10-14ヶ月)前までのシグナルを正しいシグナルとみなした。

(図表11)

デューレーション・モデル(指数型)による物価転換点予測

ハザード関数: の回帰結果

関数形: $e^{\beta_1 + \beta_2 t}$

・上昇局面(山を予測)

	係数	S.E.
1	-4.358	1.443
2	0.059	0.056
標本数	6	

・下落局面(谷を予測)

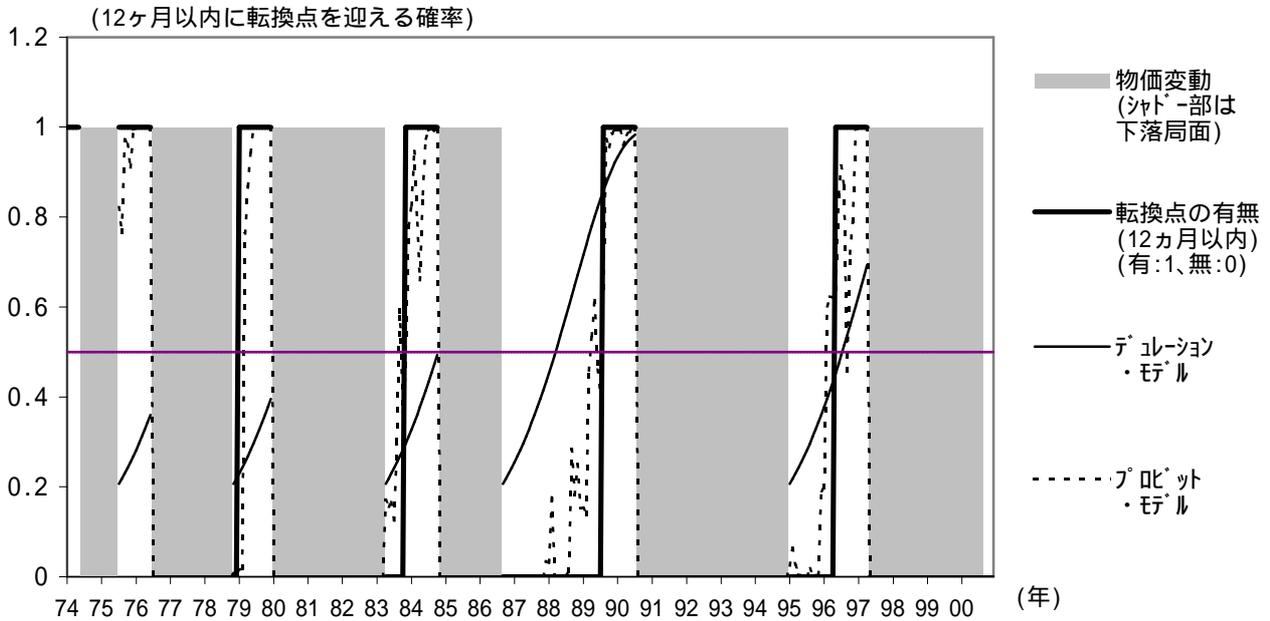
	係数	S.E.
1	-4.423	1.216
2	0.049	0.046
標本数	6	

(図表12)

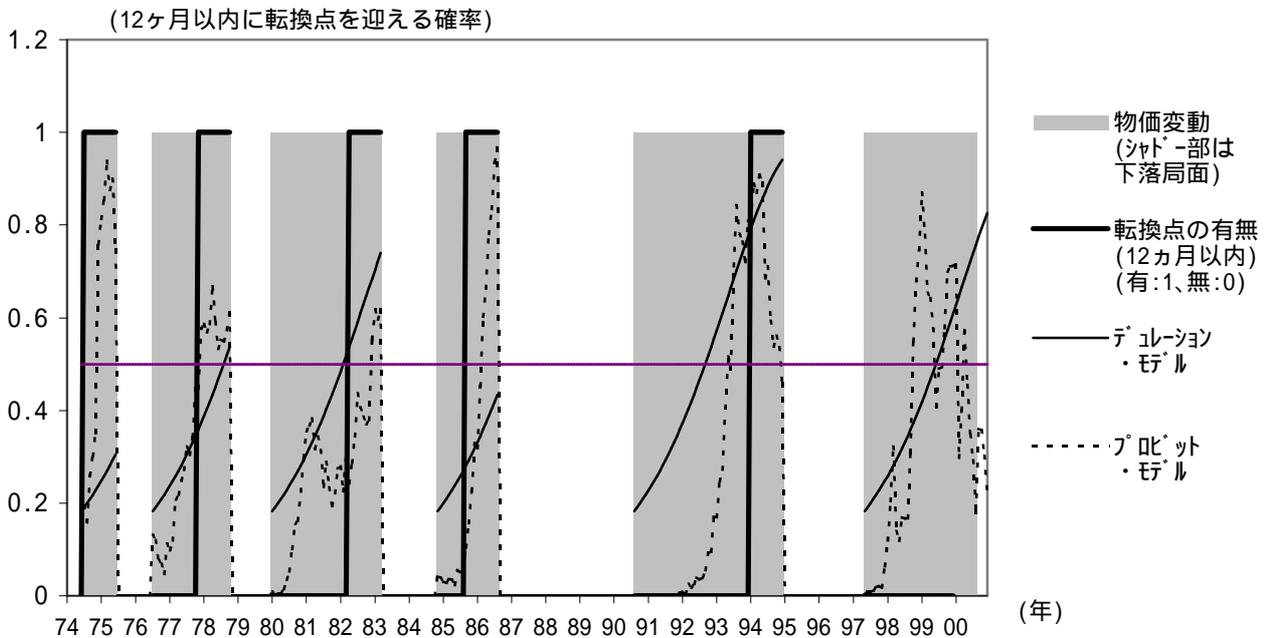
デューション・モデル(指数型)による物価転換点予測 - プロビット・モデルとの結果比較

図表11のモデルと多変数プロビット・モデルの比較

(1)物価変化率上昇局面(山を予測)



(2)物価変化率下落局面(谷を予測)



(注)2000年9月以降はどちらの局面であるか識別できない。(2)は下落局面が続いているとの仮定の下で予測。

(図表13)

ネフチ・モデル - ハザード関数の推計

・ハザード関数： $I = ga t^{a-1}$

(1) インフレ率転換点予測

・上昇局面 (山を予測)

	係数	S.E.
	0.062	0.075
	1.057	0.451
標本数	6	

・下落局面 (谷を予測)

	係数	S.E.
	0.012	0.013
	1.388	0.371
標本数	6	

(2) 景気転換点予測

・上昇局面 (山を予測)

	係数	S.E.
	0.092	0.121
	0.991	0.522
標本数	6	

・下落局面 (谷を予測)

	係数	S.E.
	0.021	0.026
	1.423	0.473
標本数	6	

ハザード関数の推計の際、持続期間: t は、(実際の持続期間 - 過去の最も短い持続期間) として推計した。

(図表14)

ネフチ・モデル（物価転換点予測） - 説明変数の選択

- ・ 確率50%を基準として、推計(SPR)の際の各説明変数に対し、
 (a) 転換点が起こる直前に転換点のシグナルを出したか
 (b) 転換点が起こる13ヶ月前時点で誤ったシグナルを出していないかを全ての転換点について判定。
 直前に予測ができており、かつ誤りが少ない説明変数を探索。

順位	説明変数	山の予測		谷の予測		成績 A-B+C-D
		予測できた数	誤った数	予測できた数	誤った数	
		A	B	C	D	
1	新規求人倍率	4	0	3	0	7
1	M 1 平残	5	1	4	1	7
1*	財サービス純輸出	6	1	4	1	7
1*	国内総支出	6	2	3	0	7
5	建着面積(非居住)	6	2	3	1	6
5	機械受注(民需)	6	2	3	1	6
5*	民間最終消費支出	6	2	3	1	6
5*	民間住宅	6	2	3	1	6
5*	GDPギャップ	5	1	3	1	6
10	日経平均終値	6	3	4	2	5
10	建着面積(民商業)	6	3	3	1	5
10	大型小売販売額	6	2	3	2	5
10	機械受注(製造)	6	2	3	2	5
10	機械受注(非製)	6	3	3	1	5
10	電力債12年**	6	2	3	2	5
10	株価(輸送用機器)**	6	3	3	1	5
10	鉱工業(原在率)	6	2	3	2	5
10	景気D.I.累積先行	5	1	3	2	5
10	鉱工業(出荷)	4	2	3	0	5
10	M 1 平残**	6	3	3	1	5
10	株価(不動産)**	5	2	3	1	5
10	短期プライム**	5	2	3	1	5
10*	経常利益率・全	5	2	3	1	5
10*	経常利益率・製	5	2	3	1	5
10*	政府最終消費支出	6	3	3	1	5

(注1) 変数の後の記号は加工方法。無印:水準、**:前年同月差(比)

(注2) 現時点で確認できない最近時の下落局面の底についての誤ったシグナルも考慮した

(注3) 順位の後のは、四半期データを表す

(図表15)

ネフチ・モデル(景気転換点予測) - 説明変数の選択

- ・ 確率50%を基準として、推計(SPR)の際の各説明変数に対し、
 - (a) 転換点が起こる直前に転換点のシグナルを出したか
 - (b) 転換点が起こる13ヶ月前時点で誤ったシグナルを出していないか
 を全ての転換点について判定。
 直前に予測ができており、かつ誤りが少ない説明変数を探索。

順位	説明変数	山の予測		谷の予測		成績
		予測できた数	誤った数	予測できた数	誤った数	
		A	B	C	D	A-B+C-D
1	景気D.I.累積先行	4	0	5	1	8
2	景気C.I.先行	6	2	4	1	7
3*	経常利益率・全	5	2	4	1	6
3*	国内総支出	6	4	5	1	6
5	銀行券平均発行高	5	5	6	1	5
5	日経商品指数**	4	3	6	2	5
5	日経平均終値	6	5	6	2	5
5	TOPIX終値	6	5	6	2	5
5	鉱工業(原在庫)	6	5	5	1	5
5	株価(電気機器)	6	6	6	1	5
5	鉱工業(原在率)	6	3	4	2	5
5*	財サービス純輸出	6	2	3	2	5
5*	製商品在庫DI先行	5	4	5	2	5
5*	民間住宅	6	2	3	1	5
5*	営業利益(製造業)**	6	2	3	2	5
5*	国内総支出**	6	4	5	2	5
5*	製商品在庫DI最近	5	2	3	1	5
5*	民間最終消費支出	6	5	6	2	5
5*	経常利益率・製	4	1	3	1	5
5*	民間企業設備**	3	1	4	1	5
5*	製品需給DI先行	5	2	3	1	5

(注1) 変数の後の記号は加工方法。無印: 水準、**: 前年同月差(比)

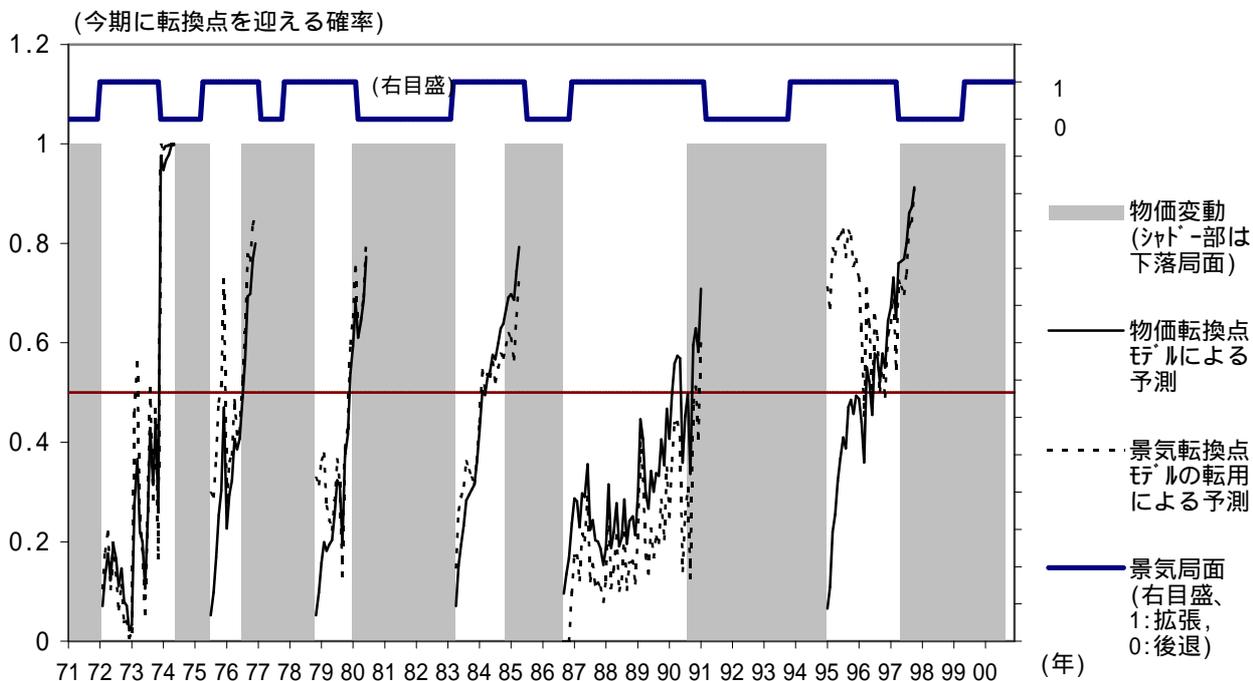
(注2) 順位のための*は、四半期データを表す

(図表16)

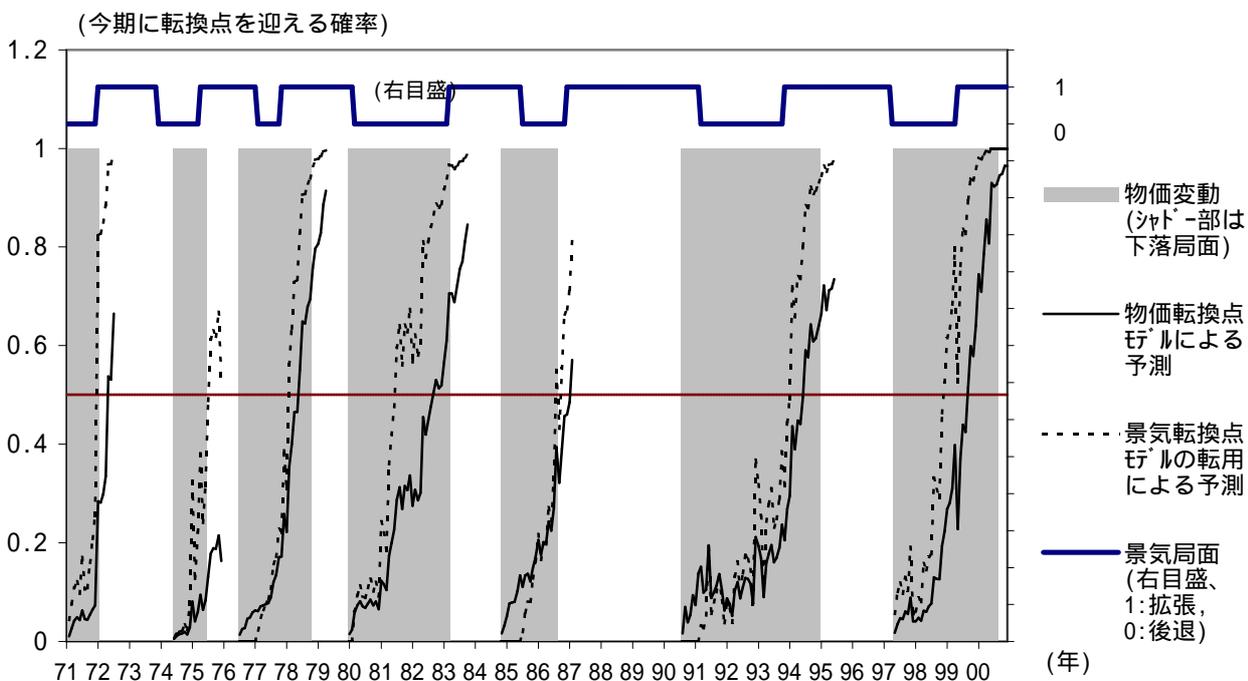
ネフチ・モデルによる物価転換点予測

(1) 推計(SPR)に用いた説明変数:新規求人倍率(物価転換点予測に適した変数)

・物価変化率上昇局面(山を予測)



・物価変化率下落局面(谷を予測)

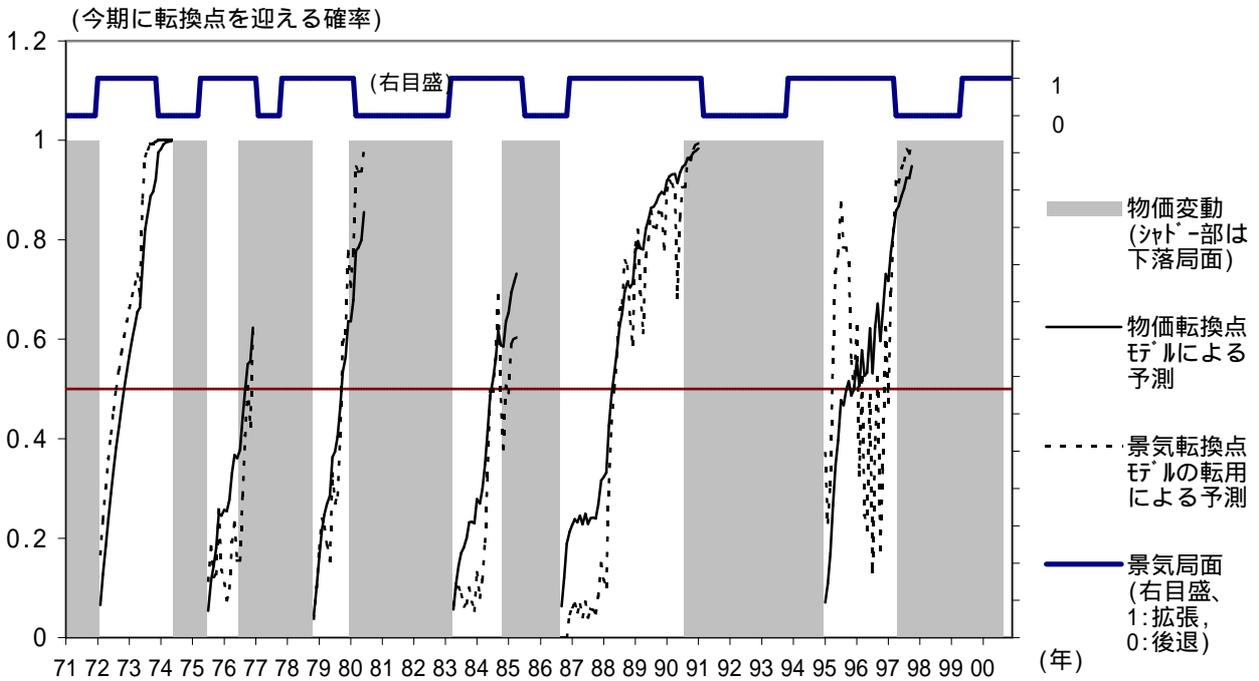


(図表17)

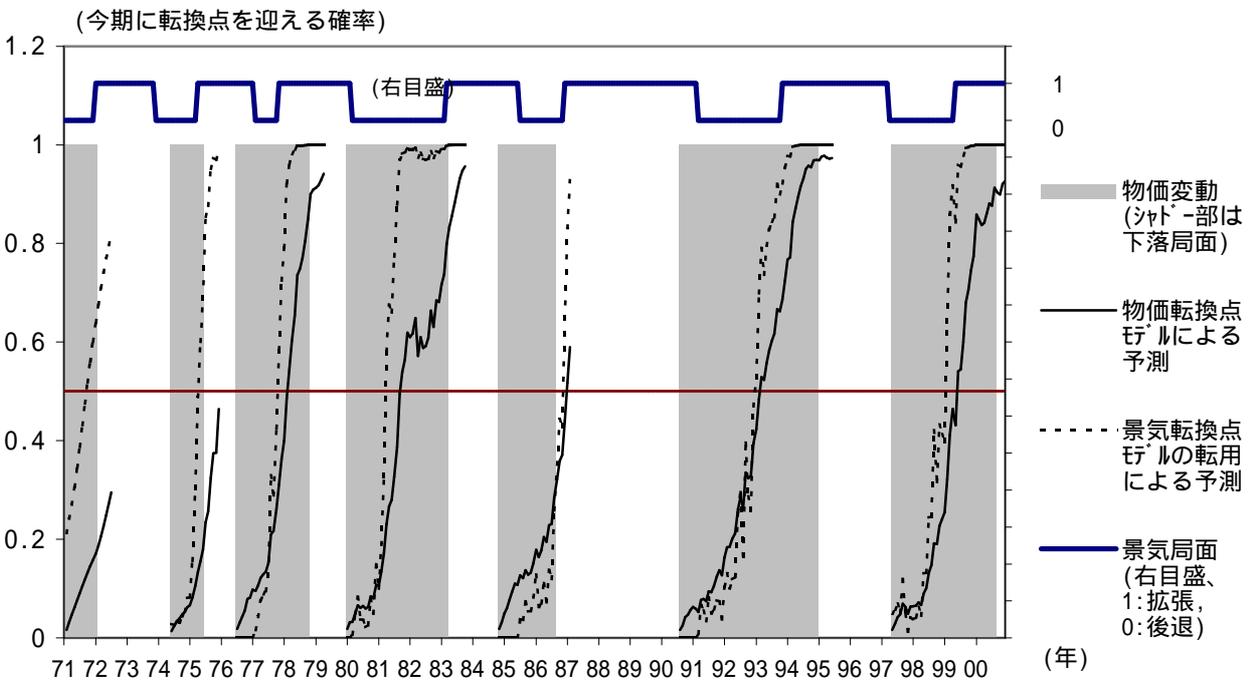
ネフチ・モデルによる物価転換点予測

(2) 推計(SPR)に用いた説明変数:景気C.I.先行(景気転換点予測に適した変数)

・物価変化率上昇局面(山を予測)



・物価変化率下落局面(谷を予測)



(図表18)

ネフチ・モデルによる物価転換点予測

(3) 物価転換点予測のパフォーマンスの比較

転換点を迎える確率が一定値(0.5)を超えた時点(予測)とインフレ率転換点を迎えた時点の差(月数)を比較。

(予測が先行している時をマイナスで表した。)

説明変数	物価転換点モデル による予測		景気転換点モデルの転用 による予測	
	新規求人 倍率	景気CI 先行	新規求人 倍率	景気CI 先行
転換点				
1972.01	谷 3		0	
1974.05	山 -5		-14	
1975.06	谷 11	7	2	1
1976.06	山 2	4	-7	4
1978.10	谷 -4	-7	-8	-11
1979.12	山 0	-2	0	-2
1983.03	谷 -6	-17	-20	-23
1984.10	山 -9	-4	-8	-2
1986.08	谷 6	5	0	4
1990.07	山 -5	-26	3	-26
1994.12	谷 -5	-21	-10	-23
1997.04	山 -12	-18	-27	-24
転換点の数	12	10	12	10
正しいシグナルの数				
評価基準:0-10ヶ月	7	3	7	2
評価基準:0-11ヶ月	7	3	7	3
評価基準:0-12ヶ月	8	3	7	3
評価基準:0-13ヶ月	8	3	7	3
評価基準:0-14ヶ月	8	3	8	3
平均	-2.00	-7.90	-7.42	-10.20
標準偏差	6.56	11.86	9.32	12.61

(注1) 転換点を迎える期(0期)から一定期(10-14ヶ月)前までのシグナルを正しいシグナルとした。

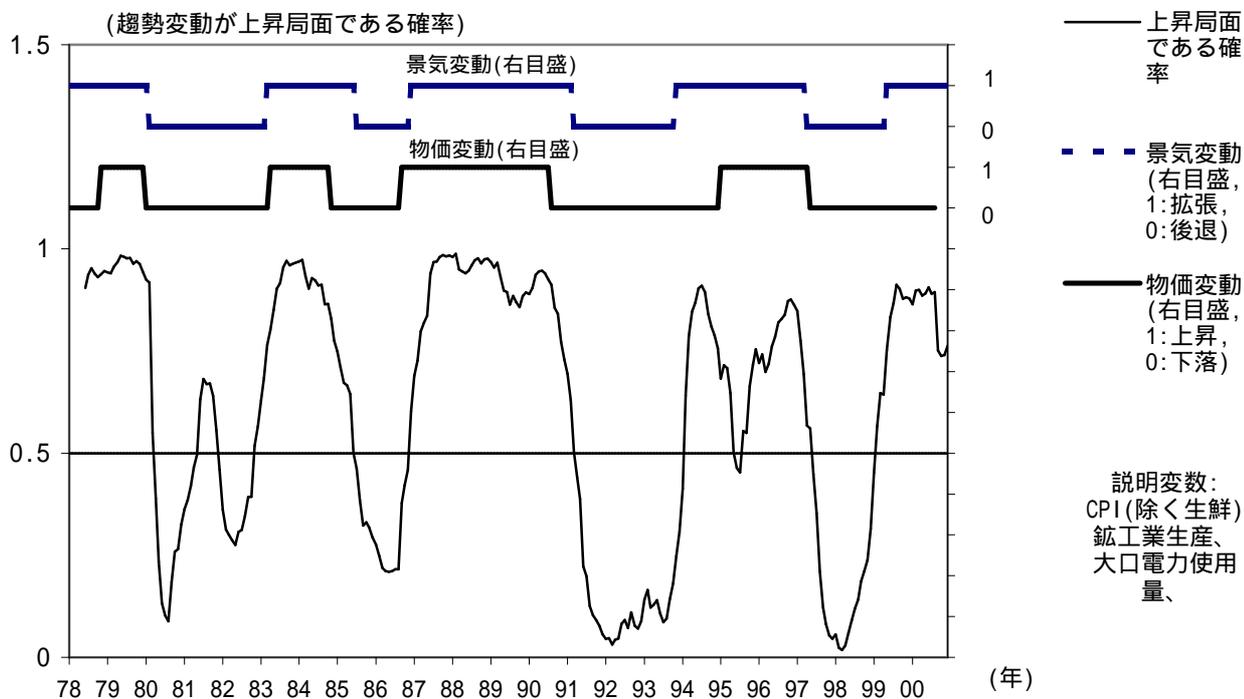
(注2) 景気CIを用いた予測で、予測すべき転換点の数が少ないのは、景気CIのデータが利用可能でない時期が存在することによる。

(図表19)

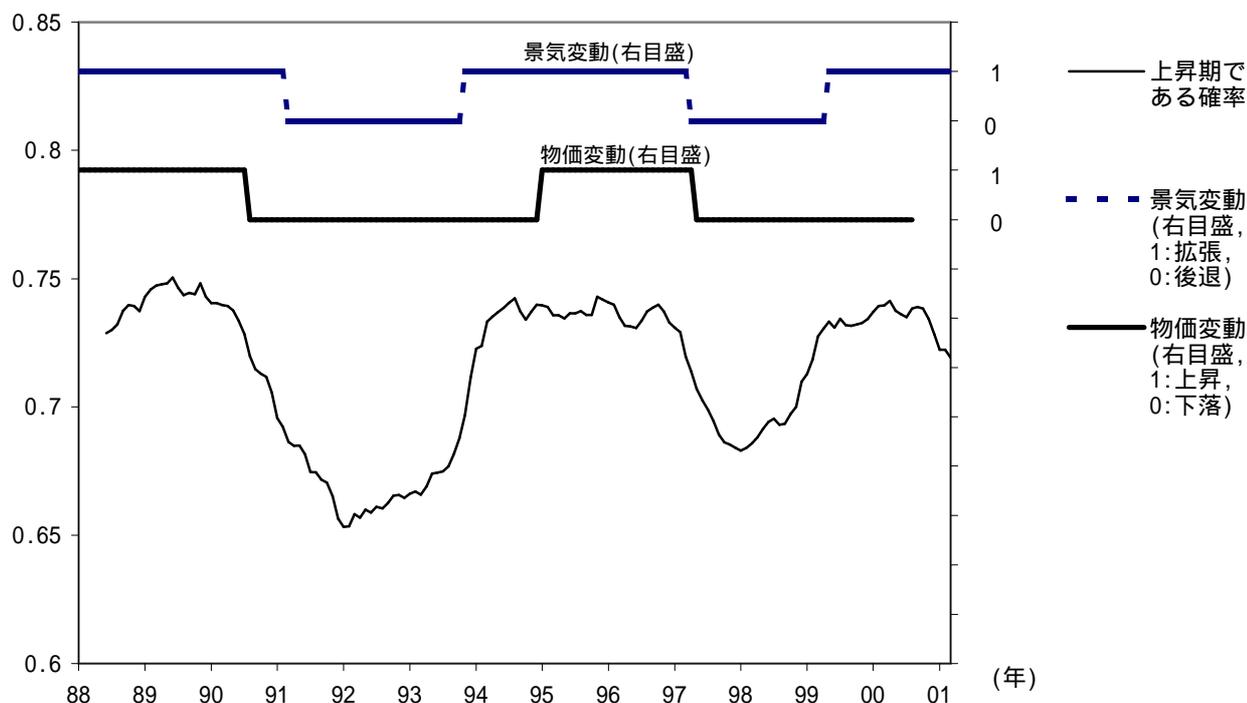
ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデル

・ 確率は、4つの説明変数の共通の趨勢変動が上昇局面を示している確率を表す

(1) CPI(除く生鮮)を含む趨勢変動



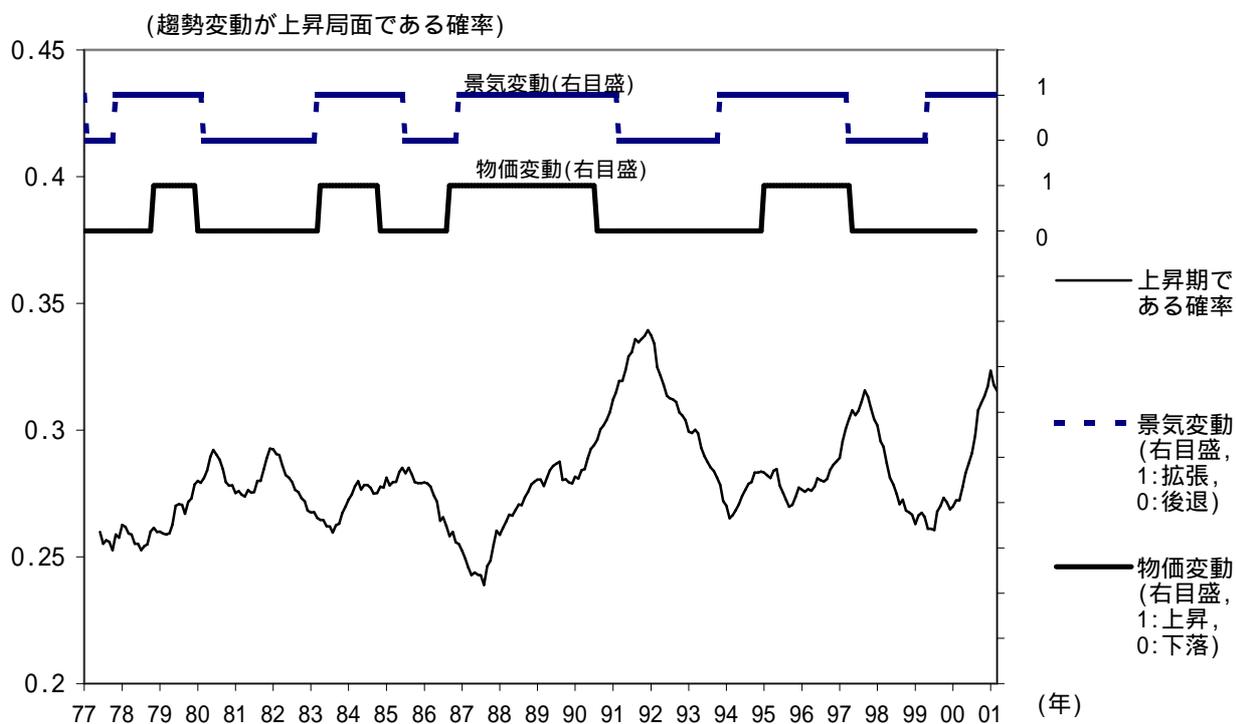
(参考1) 袴田(2001)に基づく説明変数を用いたもの



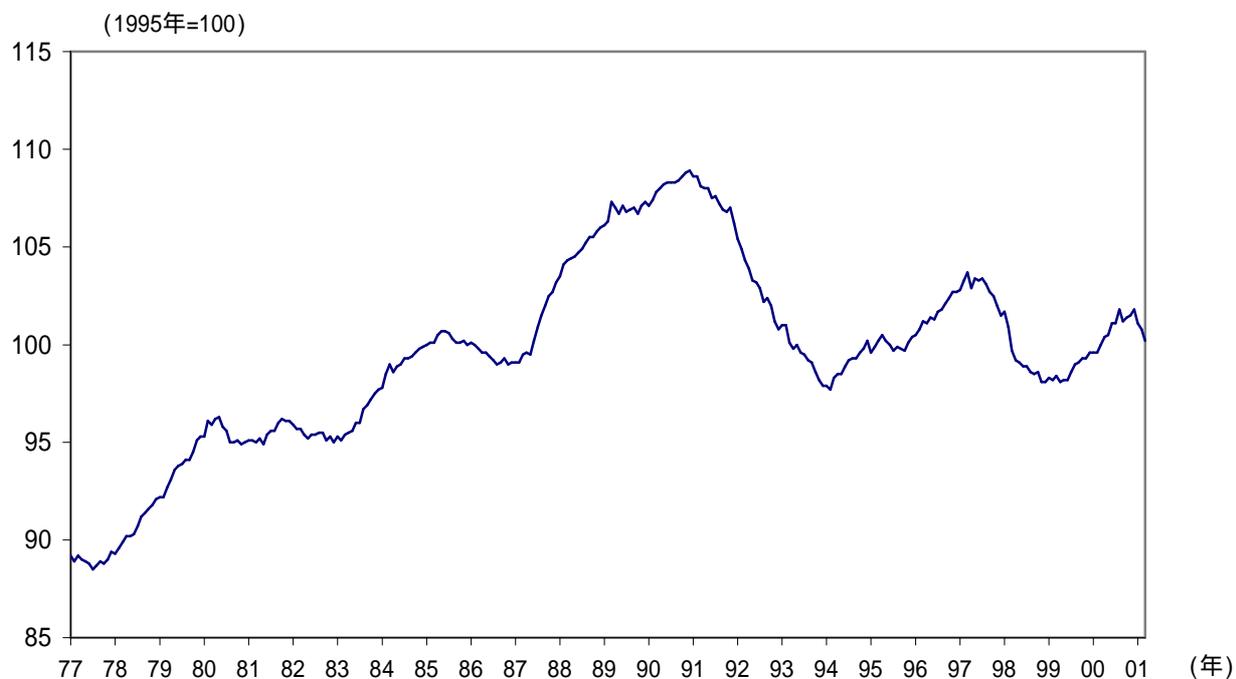
(図表20)

ダイナミック・マルコフ・スイッチング・ファクター・モデル

(参考2) 日経ビジネスインデックスと同じ説明変数を用いたもの



(参考3) 日経ビジネスインデックスの推移



(注1) 日経ビジネスインデックスは、スイッチングを仮定せずに状態空間の枠組みで趨勢変動を求めている。

(注2) 説明変数は、鉱工業生産、所定外労働時間、有効求人倍率、商業販売額

(図表21)

ダウ・ジョーンズ・マルチ・スイッチング・ファクター・モデルによる物価変動・景気転換点予測の評価

(-の時、モデルのシグナルが先行)

モデルの 転換点		物価 転換点	景気 転換点	対物価 転換点	対景気 転換点
1980.04	山	1979.12	1980.02	4	2
1982.11	谷	1983.03	1983.02	-4	-3
1985.06	山	1984.10	1985.06	8	0
1986.12	谷	1986.08	1986.11	4	1
1991.04	山	1990.07	1991.02	9	2
1994.02	谷	1994.12	1993.10	-10	4
1997.06	山	1997.04	1997.03	2	3
1999.02	谷	(下落中)	1999.04		-2
2000.09	山		(拡張中)		
2001.03	(下落中)				
転換点の数				7	8
正しいシグナルの数				2	3
誤まったシグナルの数				0	0
平均				1.86	0.88
標準偏差				6.74	2.42

(注) 転換期(0期)から12期前までのシグナルを正しいシグナルとするケースを示した。