

日本の景気循環の推計*

Markov Switching Dynamic Factor Model を用いた検討

慶田 昌之[†]

(東京大学大学院経済学研究科)

* 本稿を作成するために、日本政策投資銀行設備投資研究所の櫻井宏二郎氏と東京大学大学院教授福田慎一氏の適切な助言があった。また、設備投資研究所における研究会での参加者との議論によって、有益な示唆を得た。ここに記して謝意を表する。残された誤りは、すべて筆者が責を負うものである。

[†] E-mail: keida@grad.e.u-tokyo.ac.jp

Measuring Business Cycles in Japan
A Study with Markov Switching Dynamic Factor Model
Economics Today, Vol. 26, No. 1, May, 2005
Masayuki KEIDA
Graduate School of Economics
University of Tokyo

要 旨

本稿では、景気循環の現況をとらえる方法として、現在、一般的となりつつある Markov switching dynamic factor model を日本の景気指標を用いて推計した。ここでの推計方法は、日本の一致 diffusion index を作成する際に用いられていて、かつ月次で利用可能な 10 指標のうち 4 指標を選ぶこととし、10 の組合せで推計した。

この推計によって得られる、景気の拡張期と後退期を示す state の確率は、4 指標の選び方によっては、過去の景気基準日付と比較的合致した変動を示すことが分かった。中小企業売上高、百貨店販売額や商業販売額指数などを入れた結果は、よいパフォーマンスを示している。

本稿での結論は、日本の一致 composit index について、用いる指標を注意深く選択することで、かなりの程度、景気の現況判断と予測をする上で、よいパフォーマンスを得ることが出来るというものである。製造業の指標の重要性は、これまでの研究が指摘してきたとおりであるが、中小企業の指標や、日本では包括的な指標とみなされていない販売にかかわる指標も、用いる指標の組合せによってパフォーマンスの向上に貢献し得ることは、注目すべき結論といえる。

キーワード：Business cycles, Factor model, Markov switching, Kalman filter

目次

1	イントロダクション	1
2	景気判断の2つの側面と先行研究	4
2.1	日本における景気判断と景気指数の現状	4
2.2	景気の方方向性の問題	6
2.3	景気の量的性質の問題	7
2.4	方向性と量的性質をもつ景気の状態を取り出す試み	8
3	モデル	11
4	推計結果	13
5	結論	34
	参考文献	35
付録 A	景気予測モデルの比較	38
A.1	景気の方方向性をとらえるモデル	38
A.1.1	Neftçi Model	38
A.1.2	Probit Model	39
A.1.3	Hamilton Model	40
A.2	景気の量的性質をとらえるモデル	41
A.2.1	Dynamic Factor Model	41
A.3	景気の方方向性と量的性質を同時にとらえるモデル	42
A.3.1	Markov Switching Dynamic Factor Model	42
付録 B	モデルの推計	45
B.1	Filter と Approximation	45

表目次

1	一致指数作成のための指標系列 (月次データ)	13
2	内閣府景気動向指数委員会による景気基準日付	14
3	基本統計量	15
4	10 系列指標間の相関係数	16
5	推計結果 1	18
6	推計結果 2	19
7	推計結果 3	20

図目次

1	生産指数, 生産財出荷指数, 大口電力使用量, 稼働率指数	21
2	生産指数, 生産財出荷指数, 大口電力使用量, 所定外労働時間	23
3	生産指数, 生産財出荷指数, 大口電力使用量, 中小企業売上高	24
4	生産指数, 生産財出荷指数, 稼働率指数, 所定外労働時間	25
5	生産指数, 生産財出荷指数, 稼働率指数, 中小企業売上高	26
6	生産指数, 生産財出荷指数, 投資財出荷指数, 商業販売額指数	27
7	大口電力使用量, 稼働率指数, 投資財出荷指数, 商業販売額指数	29
8	大口電力使用量, 稼働率指数, 投資財出荷指数, 有効求人倍率	30
9	大口電力使用量, 稼働率指数, 商業販売額指数, 中小企業売上高	31
10	大口電力指数, 所定外労働時間, 百貨店販売額, 中小企業売上高	32

1 イントロダクション

多くの研究者の間で、景気循環を示す指標として多くの経済指標の common factor を用いるべきという見方が一般的となっている (Stock and Watson, 1989, 1991, 1993; Kim, 1994; Kim and Yoo, 1995)。一般に経済データは、複数のデータに共通する要因と、個別データに固有の要因とによって、当該期の値が生じていると考えられる。このうち複数のデータに共通する要因が common factor である。われわれは、Kim (1994) で提案され、景気循環を示す推計指標として一般的に用いられている Markov switching dynamic factor model を日本のデータで推計した。本稿での目的は、日本で diffusion index を作成する際に用いられている 11 指標のうち、どの指標が有用であるかについて調べることであり、可能な限り多くの組合わせで推計を試みることにある。ここでは 10 の組み合わせパターンについて報告する。

われわれが得た結論は、生産に関する指標はこれまでの研究が指摘するとおり重要であることを示している。その一方で、中小企業に関する指標や販売に関する指標も、データとしての問題があるとしても、組み合わせる指標を慎重に考慮することによって、景気の現況判断と予測のパフォーマンスを向上させることに貢献しうる可能性がある。この可能性は、本稿と同様に Markov switching dynamic factor model を用いた Watanabe (2003) と比較して、より多くの組合せを試みた結果として得られたものである。

古くから、市場経済に景気循環が存在するということは、多くの経済学者の認めるところである。そして景気循環というものが、一国、または一地域の総生産量で測った経済活動の増減を意味しているという点も、多くの経済学者の一致した見解である。景気循環が発生する根本的原因を探るためには、まず、どの時期に景気が拡張し、どの時期に景気が後退したかという、景気循環の事実としての確定が欠かせないことは言うまでもない。一方で、景気循環の存在を前提として、社会全体の厚生をあげるためのマクロ経済政策を運用するために、景気の現況をよりよく判断し、パフォーマンスの高い予測をすることは、重要な問題として広く研究者の間で認識されている。

われわれが一般に「景気」と言う場合の背景にある考え方は、次のように表現できる。経済には「景気」を規定する唯一の状態変数が存在する。それが common factor であり、その common factor の状態に依存して、さまざまな経済データが観察される。その上で、景気の拡張期と後退期が存在し、この 2 つの期間では common factor は異なった影響を受け

る。そして景気の拡張期と後退期は、歴史に依存しながら遷移を繰り返している¹。これが、「景気」のもつ一般的なイメージといえる。

本稿は、このような景気循環の現況判断と予測に関するものである。この分野では、景気をはかる指標として、変動するいくつかの景気指標の common factor を用いることが一般的となりつつある²。

ここで Markov switching dynamic factor model を用いた最大の理由は、このモデルが景気を根本で規定する common factor の重要な 2 つの側面を同時に抽出できる統計的手法であるからである。景気には 2 つの側面があると考えられている。ひとつは、方向性の問題である。景気が拡張局面にあるのか、後退局面にあるのかは、経済主体が景気の現況を判断する上で、非常に重要な情報を含んだものであり、最初に考慮すべき問題である。もうひとつは、量的な問題である（量感と称される場合が多い）。現在、景気は拡張局面（あるいは後退局面）にあると判断できたとして、それはどの程度のものであるのかは、経済主体にとって重要な意味を持つ情報であろう。この 2 つの側面を適切にとらえることが、景気の現況判断に関する研究において重要である。

Markov switching dynamic factor model は、dynamic factor model の改良として Kim (1994) によって提案されたもので、景気の方方向性と量的性質の 2 つの側面を同時に抽出することができるという、すぐれた性質を持っている。この点が、現在、景気の現況を分析するツールとしても最も一般的になっている理由であり、本稿でもこの統計手法によって日本の景気分析する。

本稿は、以下のように構成されている。まず 2 章で、これまでの景気循環を研究において、景気の方方向性と量的性質という 2 つの要素をどのようにとらえられてきたかを簡単にみる。3 章では、本稿で注目する Markov 過程に従う離散的 state を持つ dynamic factor model について重要な点にしばって説明する。その上で、4 章において Kalman filter と

¹ 一般に歴史に依存するということは、非常に古い過去に依存することもふくまれる。しかし、このような考え方は厳密に扱うことが困難である。ひとつの簡単な扱いは、直前の過去にのみ依存すると言う考え方で、Markov 過程という確率過程で表現できる。Markov switching とは、このような Markov 過程に従い遷移するモデルであることを指している。

² 1 つの抽出された common factor ではかることが出来るかどうかについては、依然として議論がある。たとえば Mariano and Murasawa (2004) は複数の common factor があると仮定して推計している。しかしながら、われわれが景気について何かを考えるとときには、さまざまな状態にある多くの経済主体の状態を、ひとつに代表できるなにかを想定していると考えられる。したがって、複雑な経済の状態を代表する common factor があるとすれば、歴史的にどのような状態をたどって現在に至り、今後どのような経路をたどると予想されるのかという問いは、依然として重要である。そしてこの問題は、われわれの経済の状態を一意に定める common factor が存在するかどうか、という問いとは別に扱われるべきである。

Hamilton filter を組み合わせた Markov 過程に従う離散的 state を持つ dynamic factor model によって日本の一致 CI がどの程度向上するかについて包括的に検討することを目的とする。特に現在 CI を算出されるために使用されている指標系列のなかから、どの変数を選択することが望ましいかについて、重点的に検討する。5 章において、本稿の結論と残された課題についてまとめる。主要な結論は、景気の方方向性と量的性質を同時に備える景気指数をつくることの困難さはあるものの、注意深く指標系列を選択することにより、かなり景気の現況と予測に役立つ景気動向指数を作れる可能性があるというものである。

2 景気判断の2つの側面と先行研究

この章では、マクロ経済の状態を表すと考えられる「景気」というものがどのように考えられてきたのか、そして、それをどのようにとらえるのかという問題について、これまでの研究がどのようになされてきたかを簡単にまとめる。まず、日本で通常用いられている景気指標について、簡単にアメリカと比較しながら、その特徴についてみる。

現在の景気指数の代表的なものである diffusion index (DI) と composit index (CI) は、それぞれ common factor の方向性と量的性質をみようとしていると考えられる。このような目的としては、統計学的な基礎づけをもった手法が開発されている。以下では、それらについて簡単に解説する。さらに、この common factor の2つの性質を同時にみる手法である、本稿で用いる Markov switching dynamic factor model の考え方について簡単に解説し、この手法を用いたこれまで研究の概略について述べる。

2.1 日本における景気判断と景気指数の現状

景気循環は経済全体のさまざまな側面、生産、消費、投資、また、資産市場および労働市場の状態など複数の側面からとらえられるものであり、浅子他 (1991) は日本経済の景気循環に関する基本的な事実を記述している。また、吉川 (1992) は日本経済の景気循環についてもマクロ経済全体のなかで位置付けている³。

現在、日本では内閣府の景気動向指数研究会が景気の転換点を景気基準日付として決定している。景気基準日付は一定のルールに即して計算されたヒストリカル DI を参考にして設定されており、ある程度の客観性を保っていると認められている。景気基準日付の作成は、日本だけではなく先進国では広く行われており、アメリカでは NBER の景気基準日付委員会が景気の転換点を発表している。NBER は一致4指標系列を基本に、実質 GDP など勘案して景気基準日付を発表している⁴。

これらは実際の転換点から約1年半後に発表されており、景気基準日付は経済の現況を判断するものというより、景気循環の事実の確定という意味合いが大きい。景気基準日付

³ 櫻井 (1992) は特に設備投資との関係で景気循環について議論している。

⁴ NBER は伝統的にヒストリカル DI を用いて景気基準日付を発表してきたが、現在の NBER の見解では、景気転換点を判定する際に一致4指標系列である、industrial production、personal income less transfer payment、total manufacturing、および employees on nonagricultural payrolls のいずれに力点を置いているのか、定まった規則はないとしている。

が発表されることは、ある一定の正確さをもって、また、一定の研究者および実務家のコンセンサスを得て、景気の拡張と後退が起こったという事実を叙述していると考えられる。景気循環の根本原因を探るためには、このような事実の確定は重要である。一方で、このような叙述とは別に、景気の現況を判断し、将来の景気動向を予測する必要がある。

従来、日本ではこのような景気の現況判断としては DI が重要な位置を占めている。DI には、景気と一致した動きをする一致指数、景気に先行した動きをする先行指数、景気に遅行した動きをする遅行指数がある。この 3 つの指数を作成するために採用されている複数の指標データがあり、その各指標データの当該月のデータを 3 か月前と比較して (月々の不規則な動きによる影響を少なくするため)、上回ればプラス、下回ればマイナスとし、プラスになった指標データの数が全体のどれくらいかを、百分率で表したものを、それぞれの指数としている。標準的な指数の見方としては、3 か月連続で 50% を上回るか下回るかが、景気の基調が変化したかどうかを判断する基準とされる。一般に「3 か月連続基準」と呼ばれている。

これに対して、アメリカやヨーロッパ先進国において景気判断のための指標としては、現在 DI よりも CI が一般的となっている。これは、DI が景気の方角性、つまり景気が拡張期なのか後退期なのか、のみをとらえられるとされるのに対して、CI はどれほど強い拡張期なのか、あるいは後退期なのかをとらえることができるとされているためである。このような景気の量的性質は、「量感」と称されることもある。日本でも CI は発表されてはいるものの、内閣府は参考系列としての発表としている。

では根本に立ちかえて、DI が方角性をとらえている「景気」とはそもそもなんであるか。DI で景気動向をみる見方には、景気の拡張局面か後退局面かという方角性が、経済の各分野にどの程度、浸透しているのかを示す指数であるという見方が一般的である⁵。このために、日本の一致 DI は 11 の指標データを用いて、上記のような操作によって作成されている。日本では、このような見方のもとで、DI を用いて景気の現況を判断しているといえる。

⁵ 森 (1997) は DI と CI について包括的な研究をしており、このような見方に立っている。

2.2 景気の方向性の問題

景気指数によって common factor を観察し、その結果として求められるものとして、現在の経済状態が景気拡張期にあるのか、景気後退期にあるのかという問題がある。DI はこの点をとらえることができるかとされているが、この点は常に議論的であったといえる。DI の「3 か月連続基準」の妥当性について、坪内・白石 (2001) および坪内・白石・篠崎 (2003) は、現行の DI が適用される 1973 年 4 月以降に、景気基準日付と異なるシグナルを、この基準が 2 回発していることを指摘している。

DI は作成の簡便さもあり、多くの指標データを用いて作成したとしても、その動きに関して理解のしやすさという利点がある。その一方で、指数の意味するものの統計的な意味が不明確でもある。そもそも、DI にはその指数の背景となる統計モデルがない。したがって指数の意味も理解しにくいものである⁶。

このような不備を補うために統計モデルに依拠し、景気の拡張局面と後退局面を分別する研究は古くからなされてきた。まず、probit model が 2 値をとる被説明変数に回帰する手法として頻繁に用いられている。これは、景気の拡張局面、後退局面という 2 値をとるものと解釈して応用可能である。また、Neftçi (1982) によって提案された、拡張 (後退) 局面から後退 (拡張) 局面への転換確率をバイズの定理に基づいて推計する手法がある。

さらに、近年では Hamilton (1989) が Markov 過程に従う離散的 state の変動確率を時系列データから抽出する方法を開発している。これは Hamilton filter と呼ばれている。Hamilton filter は DI のような景気の方角性を、拡張局面と後退局面が Markov 過程にしたがう state が経済に内在的に存在すると仮定して、その state をとらえるという方法であると考えられる。

このように、景気の方角性をとらえる方法としては、経済に内在する state が景気拡張期と景気後退期という 2 つの値をとると考えるのが自然である。このような state が Markov 過程にしたがうと考えることは、モデルの扱いやすさを考えれば、妥当な仮定であるといえる。

⁶ とはいえ近年でも、Stock and Watson (1998, 2002) によって DI を用いた景気予測の手法が開発されており、この手法による日本での研究としては Shintani (2003) がある。

2.3 景気の量的性質の問題

景気には拡張期と後退期があることは明らかであるとしても、その拡張期がどれほど強く経済を活性化しているのか、あるいは後退期においてどれほど経済が沈滞しているのかという、程度の問題、量的な性質が存在することもまちがいないだろう。たとえ DI が景気循環の方向性を正しく示しているとしても、方向に伴う量的な性質は知ることが出来ない。CI は、構成する指標データの変化率の大小を加味した合成によって作成される指数である。したがって、その変化率の大きさが各指標データに表される経済状況の量的性質を表しているとする、CI は景気の量的性質を示していると考えられる。先に述べたように、内閣府の CI に対する態度は参考系列としての発表に留まっているが、アメリカやヨーロッパ先進国では、景気の現況を表すものとしては CI が一般的である。日本においても Fukuda and Onodera (2001) は、CI をより重視することが、景気の現況判断を改善するために役立つとしている。

日本では、必ずしも CI が景気の現況を総合的に表現されているとはみなされていない。外木 (2003) は、CI の作成手順の中で、ひとつの指標の合成変化率標準偏差の大きな変化が CI の振幅を大きくさせる点が、問題であると指摘している。民間エコノミストの間では一致 CI を遅行 CI で割って算出した「一致・遅行比率」を先行指標として重視する向きが多い。また、坪内・白石 (2001) および坪内・白石・篠崎 (2003) は日米の GDP と CI のスペクトル解析の結果、アメリカでは GDP と CI から検出される周期 (周波数) が近いが、日本では検出される周期が一致していないことから、日本の GDP と CI の時系列データとしての性質に違いがあることを指摘している点は、興味深い事実である。

また、CI が何をとりえて、何をとりえていないかという点についても議論がある。美添他 (2002) の第 5 章では、日本の DI と CI から Hamilton filter を使って state の変動確率を抽出した結果、DI からは景気基準日付の転換点をほぼ正確に抽出できたのに対して、CI からは転換点の抽出にしばしば失敗することを報告しており、DI が景気の方方向性をとらえているのに対して、CI では DI がとらえているような方向性をとらえることができないことを示唆している⁷。

⁷ この問題について 福田・小野寺・中込 (2003) は、景気動向指数の DI 的側面である方向性と CI 的側面である量的性質を兼ね備えた指数をつくるのが困難であることを指摘している。一方で、外木 (2003) は一致 CI の指標系列に対し Kalman filter を用いた dynamic factor model と Hamilton filter を用いたモデルを別個に推計し、それぞれを組み合わせることで景気循環の局面判断を向上させることができるとして

日本では必ずしも一般的といえない CI についても、統計モデルに基づいた量的性質をとらえる方法が研究されている。その方法の基本的な考え方は、経済の common factor を取り出すというものである。すなわち、経済に内在する 1 つの state (先に方向性のところで述べた 2 値をとる state とは異なり、ここでは連続的な値をとる state である) が、景気の状態を決定しており、これがさまざまな経済データに影響をあたえていると仮定するのである。われわれは、複数のデータの common factor を取り出すという作業によってこの state を知ることができると考えられる。

このような考え方にに基づき、Stock and Watson (1989, 1991, 1993) が dynamic factor model と呼ばれる Kalman filter で「景気」の状態を抽出するという手法を提案している。この手法は伝統的な一致 CI を改良する目的で提案されており、構成指標の合成として作成される一致 CI と比較して、統計的意味は既に述べたように、はっきりしている。このような、新たな統計的手法の開発に呼応して、日本では、大日 (1992)、森・佐竹・大日 (1993)、Fukuda and Onodera (2001)、小巻 (2001)、浅子・加納・和合 (2001)、および 外木 (2003) が dynamic factor model の手法を用いた研究をしている⁸。

このように、dynamic factor model という背景のもとで Kalman filter によって common factor を取り出すという手法は、「景気」というものの理解に重要な見方をもたらしている。われわれが「景気」という言葉を用いるとき、さまざまな主体が存在し、それぞれ異なった経済状態にある経済において、経済全体を根本で規定する common factor が存在することを、暗黙に考えている。そして、その common factor によって、経済全体の状態を集約して考えることができるという見方に立っている。Kalman filter によって common factor を取り出すという方法は、その経済全体の状態を集約できるものを取り出す試みであるといえる。

2.4 方向性と量的性質をもつ景気の状態を取り出す試み

ここまで、景気の方方向性と量的性質をそれぞれ別個に取り出す試みをみてきた。現実の経済の状態、すなわち景気には、この 2 つが同時に存在している。Kim (1994) によって、Markov 過程に従う離散的 state が dynamic factor model によって抽出される common

いる。

⁸ 一方、Murasawa (2003) は一致 CI の改良方法として、minimum distance factor model を提案している。この手法によって改良された一致 CI は Stock and Watson (1989) の手法で改良した一致 CI と類似した性質を持つとしている。

factor の変動に影響を与えるようなモデル、つまり、量的側面と方向性の側面を同時に抽出する Kalman filter と Hamilton filter を組み合わせたモデルを approximate MLE で推計する手法が提案されている。Kim and Yoo (1995) や Chauvet (1998) によれば、アメリカの CI を構成する 4 変数を用いて、Kim (1994) による approximate MLE での推計は NBER の景気基準日付と景気の量的性質を、うまくトレースすることに成功している⁹。

このような Kalman filter と Hamilton filter を組み合わせた Markov 過程に従う離散的 state を dynamic factor model に導入したモデルを用いた日本での研究としては、Kaufmann (2000) が日本を含む 8 ケ国のデータを用いた研究があるが、これは四半期データを用いたものである。月次データ、特に日本で一致 CI の作成に利用されている月次の指標を用いた研究としては Watanabe (2003) がある。Watanabe (2003) は、Kim and Nelson (1998) によって提案された、Gibbs-sampling の手法による Bayesian 推定を用いて推計している¹⁰。Watanabe (2003) は、i) 生産指数 (鉱工業)、百貨店販売額、有効求人倍率、所定外労働時間指数 (製造業)、大口電力使用量 (9 電力計)、ii) 生産指数 (鉱工業)、中小企業売上高 (製造業)、所定外労働時間指数 (製造業)、稼働率指数 (製造業)、原材料消費指数 (製造業)¹¹、の 2 つの 5 指標をつかったデータセットについて推計している¹²。その結果は、どのようなデータセットを用いるかによって結果が大きく異なっているとしている。また、Gibbs-sampling を用いているので、prior probability によっても結果が左右されている。この点は重要な問題が含まれている。アメリカの一致 CI を構成する指標系列は 4 系列であるのに対し、日本では DI を算出する 11 系列¹³を用いて一致 CI を算出しているため、全ての系列から Kalman filter や Hamilton filter によって common factor や変

⁹ これらの研究によって用いられた手法は Kim and Nelson (1999) の Chapter 5 に詳しくまとめられている。

¹⁰ この手法に関しては、Kim and Nelson (1999) の Chapter 7 から Chapter 10 に詳しく述べられている。この Gibbs-sampling を用いる場合、推定する変数に prior を仮定する必要があるが、Kim (1994) のような approximation は必要ないという利点である。

¹¹ 2001 年 12 月 21 日に招集された景気動向指数研究会で、景気動向指数を作成する指標の入れ換えを行った。結果として、一致系列の採用系列として原材料消費指数 (製造業) のかわりに生産財出荷指数 (鉱工業) を用いることになった。本稿では現在採用されている系列を用いている。

¹² 景気循環の問題意識では量的な変化と同時に、このような離散的な state の変動を考えることが重要であるという立場から、dynamic factor model を内閣府の景気基準日付によって先験的に state の変動があったと知っているという仮定のもとで推計する方法が 浅子・加納・和合 (2001)、加納 (2002) および浅子・上田・加納 (2003) では試みられている。このような非確率的 regime-switching を導入した dynamic factor model は Kalman filter のみで推計できるという点で、計算の容易さに利便性をもつ手法であるが、先験的に regime switching を知っているという仮定している点で、景気の現況について、regime switch のタイミングを知る目的には適していない。

¹³ 11 系列の指標のうち、営業利益 (全産業) は四半期データのみが利用可能な指標である。

動確率を抽出することは現実的でなく、どの変数を選択するかという問題が結果に影響を与えることは、正しい景気の現況判断を下すために、選択されるべき変数はどれであるかという問題が存在することを示唆している。

そのような問題が存在するとしても、Markov 過程に従う state に影響を受ける dynamic factor model は、景気判断に必要な要素を十分に備えたモデルであり、議論の出発点としてふさわしいものである。このモデルでは、われわれが一般に「景気」と言う場合の背景にある考え方を素直に表現したモデルと言えるからである。すなわち、われわれの経済には「景気」を規定する唯一の factor が存在する。それが common factor である。それと同時に、その common factor は、景気の拡張期と後退期では異なる水準をもつように影響を受ける。景気の拡張期と後退期は Markov 過程にしたがって遷移を繰り返す。これが、Markov 過程にしたがう state に影響を受ける dynamic factor model の考え方である。

以下では、Markov 過程に従う state を仮定した dynamic factor model を簡単にみたのち、日本の一致 CI に用いられている指標系列のうち、月次で利用可能なデータのみに注目して¹⁴、推計をする。ここでは、過去の景気基準日付は正しく景気循環の局面を判断していると仮定する。その上で、過去の景気基準日付と同様の局面判断をするために、最も望ましい一致 CI に使用されている指標系列の選択を検討している。

¹⁴ 四半期データなどの性質を考慮して、Stock and Watson (1989) の手法を用いた研究は Mariano and Murasawa (2003) がある。

3 モデル

以上で見てきたように、景気循環をとらえる統計的手法は、方向性をとらえる手法とその量的性質をとらえる手法と、両面から発展してきており、現在では、その両方をとらえる手法が開発されている。ここでは Stock and Watson (1989, 1991, 1993) で景気指数 (composit index) を改良するために使われた、dynamic factor model を使用する。さらに、Markov 過程に従う state の変動を考慮したモデルを用いる。計算の手法としては Kim (1994) で提案された approximate MLE の手法を用いる。モデルについての詳しい説明は、付録 A.3 で解説している。

推計には次のような、Kim and Nelson (1998) に従ったモデルを用いる。

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \\ \Delta y_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_{40} & \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ \Delta c_{t-3} \\ e_{1t} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2,t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3,t-1} \\ e_{4t} \\ e_{4,t-1} \end{bmatrix} \quad (1)$$

ここでは、4 番目の変数である y_{4t} のみは、ラグを持っており、3 期前までの common factor、 $\Delta c_t, \dots, \Delta c_{t-3}$ から影響を受けるモデルとなっている。 y_{1t} から y_{3t} は今期の common factor、 Δc_t からのみ影響を受けると仮定している。

ここでの推計では、付録 A.3 で解説しているモデルの transition equation の一部を単純化する。すなわち、

$$\phi(L)\Delta c_t = \mu_{S_t} + v_t, \quad (2)$$

とおけるとする。ここで、 $\phi(L)$ はラグ・オペレータであり、

$$\phi(L)\Delta c_t = \Delta c_t - \phi_1\Delta c_{t-1} - \phi_2\Delta c_{t-2}$$

である。したがって transition equation は次のようになる。

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ \Delta c_{t-3} \\ e_{1t} \\ e_{1,t-1} \\ \vdots \\ e_{4t} \\ e_{4,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{S_t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \psi_{11} & \psi_{12} & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & \psi_{11} & \psi_{12} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ \Delta c_{t-3} \\ \Delta c_{t-4} \\ e_{1,t-1} \\ e_{1,t-2} \\ \vdots \\ e_{4,t-1} \\ e_{4,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \vdots \\ \varepsilon_{4t} \\ 0 \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{3}$$

μ_{S_t} は経済環境の state を表す変数である。

$$\mu_{S_t} = \mu_0 + \mu_1 S_t, \quad \mu_0 > 1, S_t = \{0, 1\} \tag{4}$$

この state は次のような Markov 過程に従う変数 S_t によって決まると仮定する。

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

このようなモデルを、Kim (1994) によって提案された approximate MLE によって推計する¹⁵。

¹⁵ この計算は Kim and Nelson (1999) において紹介されている GAUSS code をもとにした。これらは <http://www.econ.washington.edu/user/cnelson/SSMARKOV.htm> より、一定の使用許諾のもとで自由に利用できる。筆者はこの寛大な使用許諾のもとで利用できたことに、大変感謝している。

4 推計結果

ここで用いたデータは、日本の一致指数を構成する 11 指標のうち、月次データで利用できる 10 指標を用いた。用いた期間は 1973 年 4 月から 2002 年 12 月までである。ただし、所定外労働時間指数（製造業）は 2002 年 1 月までのみが利用可能であったので、これが入っている推計は、1973 年 4 月から 2002 年 1 月までとした。用いた 10 指標は表 1 にまとめている。この 10 指標から 4 指標を選びだし、210 通りの組合せを推計した。この推計によって、推計された state の確率が景気基準日付をうまくトレースする指標の組合せを探すが、ここでの目的である。内閣府が発表している景気基準日付は表 2 にまとめた。推計期間は、景気基準日付でいうと第 7 循環の拡張局面の途中から第 13 循環¹⁶の終了後までである。

表 1 一致指数作成のための指標系列（月次データ）

	指標系列	単位	ID
1.	生産指数（鉱工業）	1995 年 = 100	IIP95P
2.	生産財出荷指数（鉱工業）	1995 年 = 100	IIP95S
3.	大口電力使用量（9 電力計）	100 万 kwh	CELL9
4.	稼働率指数（製造業）	1995 年 = 100	IIP95O
5.	所定外労働時間指数（製造業）	1995 年 = 100	HWINMF95
6.	投資財出荷指数（除輸送機械）	1995 年 = 100	IIP00S
7.	百貨店販売額	%（前年同月比）	SDSV
8.	商業販売額指数（卸売業）	%（前年同月比）	SCI00
9.	中小企業売上高（製造業）	1995 年 = 100	SMSALE
10.	有効求人倍率（除学卒）	倍	ESRAO

用いた指標のうち百貨店販売額、商業販売額指数（卸売業）、有効求人倍率（除学卒）を除く全ての指標は成長率を用いた。百貨店販売額、商業販売額指数（卸売業）は前年同月比なので、差分をとって用いた。また、有効求人倍率も単位は倍率であり、差分をとって用いた。基本統計量を表 3 にまとめている。また、表 4 に各指標の相関係数をまとめている。

¹⁶ 第 13 循環の山である 2000 年 10 月と循環の終了の谷である 2002 年 1 月は、現在暫定的なものである。

表2 内閣府景気動向指数委員会による景気基準日付

	谷	山	谷	期間		
				拡張	後退	全循環
第1循環		1951年6月	1951年10月		4ヵ月	
第2循環	1951年10月	1954年1月	1954年11月	27ヵ月	10ヵ月	37ヵ月
第3循環	1954年11月	1957年6月	1958年6月	31ヵ月	12ヵ月	43ヵ月
第4循環	1958年6月	1961年12月	1962年10月	42ヵ月	10ヵ月	52ヵ月
第5循環	1962年10月	1964年10月	1965年10月	24ヵ月	12ヵ月	36ヵ月
第6循環	1965年10月	1970年7月	1971年12月	57ヵ月	17ヵ月	74ヵ月
第7循環	1971年12月	1973年11月	1975年3月	23ヵ月	16ヵ月	39ヵ月
第8循環	1975年3月	1977年1月	1977年10月	22ヵ月	9ヵ月	31ヵ月
第9循環	1977年10月	1980年2月	1983年2月	28ヵ月	36ヵ月	64ヵ月
第10循環	1983年2月	1985年6月	1986年11月	28ヵ月	17ヵ月	45ヵ月
第11循環	1986年11月	1991年2月	1993年10月	51ヵ月	32ヵ月	83ヵ月
第12循環	1993年10月	1997年5月	1999年1月	43ヵ月	20ヵ月	63ヵ月
第13循環	1999年1月	(2000年10月)	(2002年1月)	(21ヵ月)	(15ヵ月)	(36ヵ月)

注) カッコ内は暫定。

表 3 基本統計量

	IIP95P	IIP95S	CELL9	IIP95O	HWINMF95	IIP00S	SDSV	SCI00	SMSALE	ESRAO
mean	0.0014	0.0016	0.0012	-0.0007	-0.0008	0.0009	-0.0896	-0.0806	0.0019	-0.0031
var	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0004	0.0006	23.5714	9.0850	0.0003	0.0006

注) HWINMF95 のみ 1973 年 4 月から 2002 年 1 月の期間。それ以外は 1973 年 4 月から 2002 年 12 月の期間。

表 4 10 系列指標間の相関係数

	IIP95P	IIP95S	CELL9	IIP95O	HWINMF95	IIP00S	SDSV	SCI00	SMSALE	ESRAO
IIP95P	1.0000									
IIP95S	0.8678	1.0000								
CELL9	0.4271	0.4256	1.0000							
IIP95O	0.8741	0.7760	0.4617	1.0000						
HWINMF95	0.3536	0.3990	0.2780	0.4128	1.0000					
IIP00S	0.6399	0.5049	0.2357	0.5091	0.1974	1.0000				
SDSV	-0.0003	0.0372	0.0114	-0.0243	0.0188	0.0314	1.0000			
SCI00	0.3367	0.3578	0.2790	0.2975	0.0910	0.2401	0.3010	1.0000		
SMSALE	0.7868	0.7646	0.3079	0.6507	0.2051	0.5535	0.0456	0.3794	1.0000	
ESRAO	0.2971	0.3020	0.2383	0.2973	0.5702	0.2691	0.0681	0.1541	0.1786	1.0000

注) HWINMF95 のみ 1973 年 4 月から 2002 年 1 月の期間。それ以外は 1973 年 4 月から 2002 年 12 月の期間。

推計した組合せのうち、ある一定の初期値からはじめた推計によって、用いた GAUSS code が収束に達したと判定したものは 96 通りであった。ただし、GAUSS code が収束したと判定した中にも、local maximum で計算を終了したものがあるため、そのうちいくつかは取り除かれる。ここでは、代表的な結果と考えられるもののみを報告する。推計結果は、表 5、表 6、表 7 にまとめられている。

以下で示す図は全て次のように表されている。new index は推計した結果得られた common factor、すなわち改良された一致 CI を表している。old index は現在公表されている一致 CI である。prob は推計された state の確率で、1 であることは不況の state であった確率が 1 であることを意味する。smooth は Kim (1994) によって提案された、推計された全期間の情報を利用した smoothing filter をかけた、state の確率である。prob と smooth の違いは、prob はそれまでの情報のみを用いて推計したもの、smooth は全期間の情報をを用いて推計した確率と考えられる。また、図中の網掛の部分は景気基準日付で景気の後退局面とされている期間を示しており、それ以外の期間は拡張期局面を示している。

まず、図 1 は生産指数 (鉱工業)、生産財出荷指数 (鉱工業)、大口電力使用量 (9 電力計)、稼働率指数 (製造業) の 4 変数を選んだ場合の結果を示している。第 7 循環の 1973 年 11 月から始まる第 1 次オイルショックの結果として陥った後退局面と、第 13 循環の 2000 年 11 月からの 1 年強の期間における後退局面が鮮明に示されている。以上は、ここで示す結果すべてに共通するものである。ただし、1992 年 2 月から始まる第 11 循環の後退局面、いわゆるバブル崩壊に伴う不況期は、あるていど不況期の state であった確率が高いものの、確率が 1 近辺となるほど高い確率ではない。このことは、この時期の景気後退が緩やかに、しかし着実に進行していたことを示している可能性がある。実際、90 年代初頭において、株価や地価が下落したにも関わらず、かなり長い間、短期的に成長経路に戻るという議論があったことは事実であり、この時期の景気後退の判断が難しかったことを示唆している。また、景気基準日付の第 9 循環における 1980 年 2 月からの後退局面と 1985 年 6 月から始まる第 10 循環の後退局面、いわゆるプラザ合意に伴う円高不況が、それほど深刻なものでなかったという事実は、この結果と整合的である可能性がある。第 12 循環の 1997 年 5 月から 1 年強にわたる後退局面は、金融危機に伴うものであると考えられており、比較的 1 に近い不況期の確率が算出されているが、景気基準日付が示す期間全体に高い確率が出ているとはいえない。

表 5 推計結果 1

y_{1t}	生産指数		生産指数		生産指数		生産指数	
y_{2t}	生産財出荷指数		生産財出荷指数		生産財出荷指数		生産財出荷指数	
y_{3t}	大口電力使用量		大口電力使用量		大口電力使用量		稼働率指数	
y_{4t}	稼働率指数		所定外労働時間		商業販売額指数		所定外労働時間	
ϕ_1	-0.3999	(0.0584)	-0.3179	(0.0522)	-0.3626	(0.0603)	-0.4181	(0.0554)
ϕ_2	-0.0371	(0.0597)	-0.0011	(0.0000)	-0.0182	(0.0583)	-0.0437	(0.0116)
ψ_{11}	-0.5645	(0.1532)	-0.4697	(0.0600)	-0.5200	(0.0887)	-0.5221	(0.1557)
ψ_{12}	-0.0797	(0.0432)	-0.0551	(0.0141)	-0.0676	(0.0231)	-0.0681	(0.0406)
ψ_{21}	-0.0545	(0.0657)	1.5523	(0.1619)	0.0698	(0.0866)	-0.1294	(0.0684)
ψ_{22}	0.0761	(0.0621)	-0.6024	(0.1257)	0.1473	(0.0913)	0.0415	(0.0652)
ψ_{31}	-0.2775	(0.0549)	-0.2594	(0.0553)	-0.2703	(0.0550)	-0.3258	(0.0640)
ψ_{32}	-0.0193	(0.0076)	-0.0168	(0.0072)	-0.0183	(0.0074)	0.0118	(0.0639)
ψ_{41}	-0.2959	(0.0615)	0.1120	(0.0577)	0.2270	(0.0665)	0.1032	(0.0573)
ψ_{42}	-0.0032	(0.0449)	0.1820	(0.0599)	0.0224	(0.0645)	0.1807	(0.0593)
σ_1	-0.1859	(0.0343)	0.4281	(0.0175)	0.3145	(0.0275)	0.1957	(0.0317)
σ_2	0.4565	(0.0217)	0.0259	(0.0141)	0.3597	(0.0273)	0.4424	(0.0215)
σ_3	0.8576	(0.0326)	0.8725	(0.0333)	0.8633	(0.0328)	0.4234	(0.0197)
σ_4	0.4341	(0.0200)	0.7494	(0.0288)	0.5390	(0.0247)	0.7476	(0.0290)
γ_1	0.7849	(0.0430)	0.6747	(0.0368)	0.7371	(0.0398)	0.7637	(0.0457)
γ_2	0.7291	(0.0456)	0.8101	(0.0383)	0.7521	(0.0416)	0.7268	(0.0479)
γ_3	0.3898	(0.0442)	0.3515	(0.0412)	0.3740	(0.0428)	0.7103	(0.0459)
γ_4	0.7311	(0.0450)	0.2564	(0.0388)	0.6679	(0.0425)	0.2777	(0.0416)
γ_{41}	0.0034	(0.0210)	0.3023	(0.0404)	-0.0175	(0.0292)	0.3257	(0.0444)
γ_{42}	-0.0137	(0.0220)	0.1608	(0.0378)	0.0110	(0.0287)	0.1890	(0.0397)
γ_{43}	-0.0078	(0.0221)	0.1038	(0.0360)	0.0433	(0.0278)	0.1197	(0.0367)
μ_0	-1.9269	(0.2811)	-2.1850	(0.2732)	-2.0373	(0.2827)	-2.0270	(0.2759)
μ_1	0.2649	(0.0851)	0.2732	(0.0768)	0.2700	(0.0795)	0.2915	(0.0859)
q	0.8067	(0.0893)	0.8165	(0.0764)	0.8110	(0.0786)	0.7916	(0.0963)
p	0.9736	(0.0159)	0.9776	(0.0116)	0.9749	(0.0130)	0.9705	(0.0174)

注) かつこの中は standard errors。

表 6 推計結果 2

y_{1t}	生産指数		生産指数		大口電力使用量		大口電力使用量	
y_{2t}	生産財出荷指数		生産財出荷指数		稼働率指数		稼働率指数	
y_{3t}	稼働率指数		投資財出荷指数		投資財出荷指数		投資財出荷指数	
y_{4t}	商業販売額指数		商業販売額指数		商業販売額指数		有効求人倍率	
ϕ_1	-0.4010	(0.0577)	-0.3942	(0.0577)	-0.3027	(0.0904)	-0.4189	(0.0913)
ϕ_2	-0.0385	(0.0604)	-0.0389	(0.0114)	-0.0229	(0.0137)	-0.0439	(0.0191)
ψ_{11}	-0.6060	(0.1307)	-0.7757	(0.1724)	-0.2901	(0.0608)	-0.3177	(0.0628)
ψ_{12}	-0.0918	(0.0396)	-0.1504	(0.0669)	-0.0210	(0.0088)	-0.0252	(0.0100)
ψ_{21}	-0.0156	(0.0665)	-0.0027	(0.0793)	-0.3680	(0.1070)	-0.2448	(0.1129)
ψ_{22}	0.0790	(0.0625)	0.0485	(0.0680)	0.0942	(0.1136)	0.0466	(0.1041)
ψ_{31}	-0.3182	(0.0625)	-0.4220	(0.0556)	-0.4716	(0.0624)	-0.4595	(0.0629)
ψ_{32}	-0.0027	(0.0630)	-0.0445	(0.0117)	-0.0556	(0.0147)	-0.0528	(0.0145)
ψ_{41}	0.1743	(0.0601)	-0.3184	(0.0580)	-0.3128	(0.0617)	0.6116	(0.0581)
ψ_{42}	0.0016	(0.0572)	-0.0254	(0.0092)	-0.0245	(0.0097)	0.1030	(0.0603)
σ_1	0.1814	(0.0300)	0.1770	(0.0554)	0.7983	(0.0354)	0.7915	(0.0366)
σ_2	0.4423	(0.0225)	0.4483	(0.0302)	0.5285	(0.0562)	0.5631	(0.0559)
σ_3	0.4506	(0.0189)	0.7066	(0.0272)	0.7400	(0.0342)	0.7388	(0.0343)
σ_4	0.5788	(0.0243)	0.8844	(0.0335)	0.8497	(0.0358)	0.6054	(0.0251)
γ_1	0.7844	(0.0429)	0.7696	(0.0464)	0.4781	(0.0470)	0.4635	(0.0488)
γ_2	0.7295	(0.0449)	0.7198	(0.0475)	0.6865	(0.0529)	0.6423	(0.0591)
γ_3	0.7184	(0.0435)	0.5073	(0.0422)	0.4859	(0.0452)	0.4669	(0.0481)
γ_4	0.6451	(0.0447)	0.3066	(0.0500)	0.3550	(0.0567)	0.1896	(0.0399)
γ_{41}	0.0023	(0.0318)	-0.0421	(0.0422)	-0.1046	(0.0538)	0.2227	(0.0582)
γ_{42}	0.0250	(0.0291)	0.0726	(0.0420)	0.1409	(0.0523)	0.1126	(0.0575)
γ_{43}	0.0449	(0.0287)	-0.0043	(0.0648)	0.0080	(0.0539)	0.0403	(0.0405)
μ_0	-1.9398	(0.2762)	-1.9729	(0.2668)	-1.1734	(0.3057)	-1.3402	(0.3012)
μ_1	0.2654	(0.0850)	0.2815	(0.0849)	0.3500	(0.1440)	0.4850	(0.1609)
q	0.8056	(0.0894)	0.7900	(0.0949)	0.8916	(0.0488)	0.8951	(0.0476)
p	0.9736	(0.0160)	0.9699	(0.0177)	0.9689	(0.0183)	0.9641	(0.0189)

注) かつこの中は standard errors。

表 7 推計結果 3

y_{1t}	大口電力使用量		大口電力使用量	
y_{2t}	稼働率指数		所定外労働時間	
y_{3t}	商業販売額指数		百貨店販売額	
y_{4t}	中小企業売上高		中小企業売上高	
ϕ_1	-0.4058	(0.0751)	-0.0095	(0.1228)
ϕ_2	-0.0412	(0.0152)	0.0474	(0.1588)
ψ_{11}	-0.2943	(0.0584)	-0.3652	(0.0582)
ψ_{12}	-0.0217	(0.0086)	-0.0334	(0.0106)
ψ_{21}	-0.2674	(0.1025)	0.3347	(0.2024)
ψ_{22}	-0.0179	(0.0137)	0.4880	(0.1474)
ψ_{31}	-0.3573	(0.0583)	-0.7432	(0.0541)
ψ_{32}	-0.0319	(0.0104)	-0.1381	(0.0201)
ψ_{41}	0.1133	(0.0789)	-0.1797	(0.0588)
ψ_{42}	0.0764	(0.0711)	0.0485	(0.0587)
σ_1	0.8253	(0.0341)	0.8880	(0.0394)
σ_2	0.5085	(0.0486)	0.3565	(0.2565)
σ_3	0.8577	(0.0350)	0.7768	(0.0296)
σ_4	0.6382	(0.0415)	0.9042	(0.0377)
γ_1	0.4355	(0.0471)	0.2611	(0.0392)
γ_2	0.6918	(0.0513)	0.6113	(0.1465)
γ_3	0.3762	(0.0477)	0.0223	(0.0215)
γ_4	0.6101	(0.0507)	0.0848	(0.0515)
γ_{41}	0.0028	(0.0077)	0.0100	(0.0947)
γ_{42}	0.0230	(0.0404)	0.2084	(0.0691)
γ_{43}	0.0753	(0.0383)	0.0468	(0.0496)
μ_0	-1.1239	(0.2413)	-1.2572	(0.4006)
μ_1	0.4695	(0.1498)	0.6443	(0.3092)
q	0.8964	(0.0420)	0.9266	(0.0339)
p	0.9583	(0.0195)	0.9640	(0.0159)

注) かっこの中は standard errors。

图 1 生产指数, 生产财出荷指数, 大口电力使用量, 稼働率指数

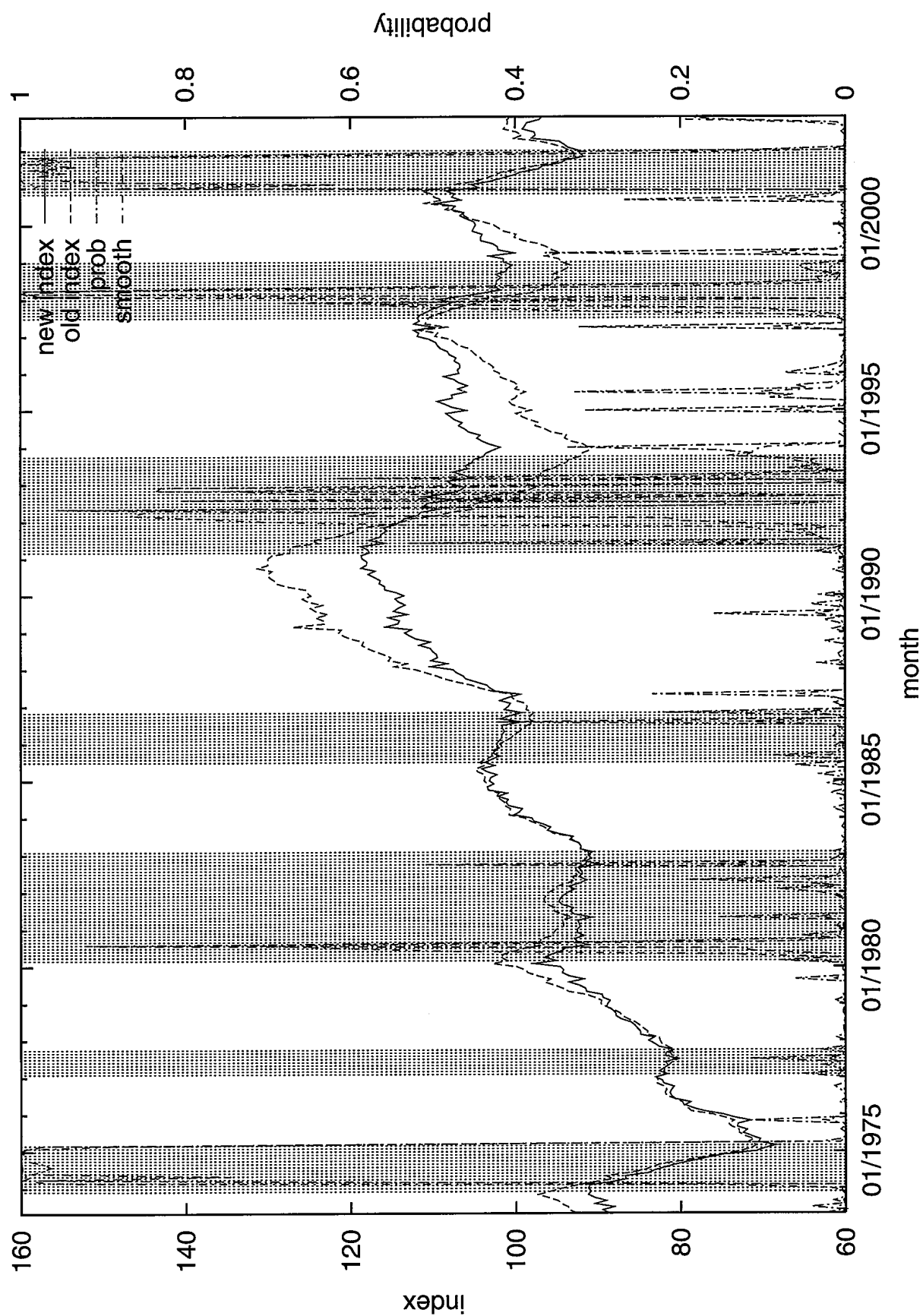


図 2 は稼働率指数 (製造業) のかわりに、所定外労働時間 (製造業) を第 4 番目の変数として用いた結果である。基本的な様相は類似しているが、前述の 1980 年ころからの不況期が鮮明に描出されている。しかし、この部分も景気基準日付の第 9 循環が 1983 年 2 月に谷を打つのに比較して、不況期である確率はかなり急速に低下している。また、1985 年近辺のプラザ合意に伴う不況は深刻度がそれほど大きくなかったことを示している。

図 3 は第 4 番目の変数として中小企業売上高 (製造業) を用いた結果である。この場合、1992 年 2 月からの第 11 循環の後退局面について多少強く描出されている。その他の状況は前の 2 つと類似している。また、図 4 は生産指数 (鉱工業)、生産財出荷指数 (鉱工業)、稼働率指数 (製造業)、所定外労働時間指数 (製造業) を用いた結果である。これも、前のものに比較して 1991 年 2 月に始まる後退局面の確率が、比較的高くなっている。

図 5 は生産指数 (鉱工業)、生産財出荷指数 (鉱工業)、稼働率指数 (製造業)、中小企業売上高 (製造業) を用いた結果であり、図 6 は生産指数 (鉱工業)、生産財出荷指数 (鉱工業)、投資財出荷指数 (除輸送機械)、商業販売額指数 (卸売業) を用いた結果である。いずれも前の結果に類似した推計結果となっている。

以上の結果は、生産面、特に製造業の指標を用いて推計された結果である。基本的には実感にあった結果を示しているといえる。ただし、完全に内閣府の景気基準日付をトレースしているとはいえない。内閣府の景気基準日付が 0 か 1 のみしかとれないのに対して、ここで推計されている state の確率は、景気の状態をより詳しく示しているとも考えられる。極めて不況として深刻であった、第 1 次オイルショックに伴う不況、つまり景気基準日付における第 7 循環の後退局面は、いずれも景気基準日付の結果と極めて整合的である。また、第 13 循環における後退局面は 2000 年 10 月に暫定的に山とされている点、2002 年 1 月に暫定的な谷とされている点は、この結果にほぼ整合的である。以上の結果は、製造業に関する指標が景気の循環の方向性、量的性質の両面で良好な指数をつくり得るとされてきているが、これらの推計から、このことがある程度妥当しているといえる。

图 2 生产指数, 生产财出荷指数, 大口電力使用量, 所定外労働時間

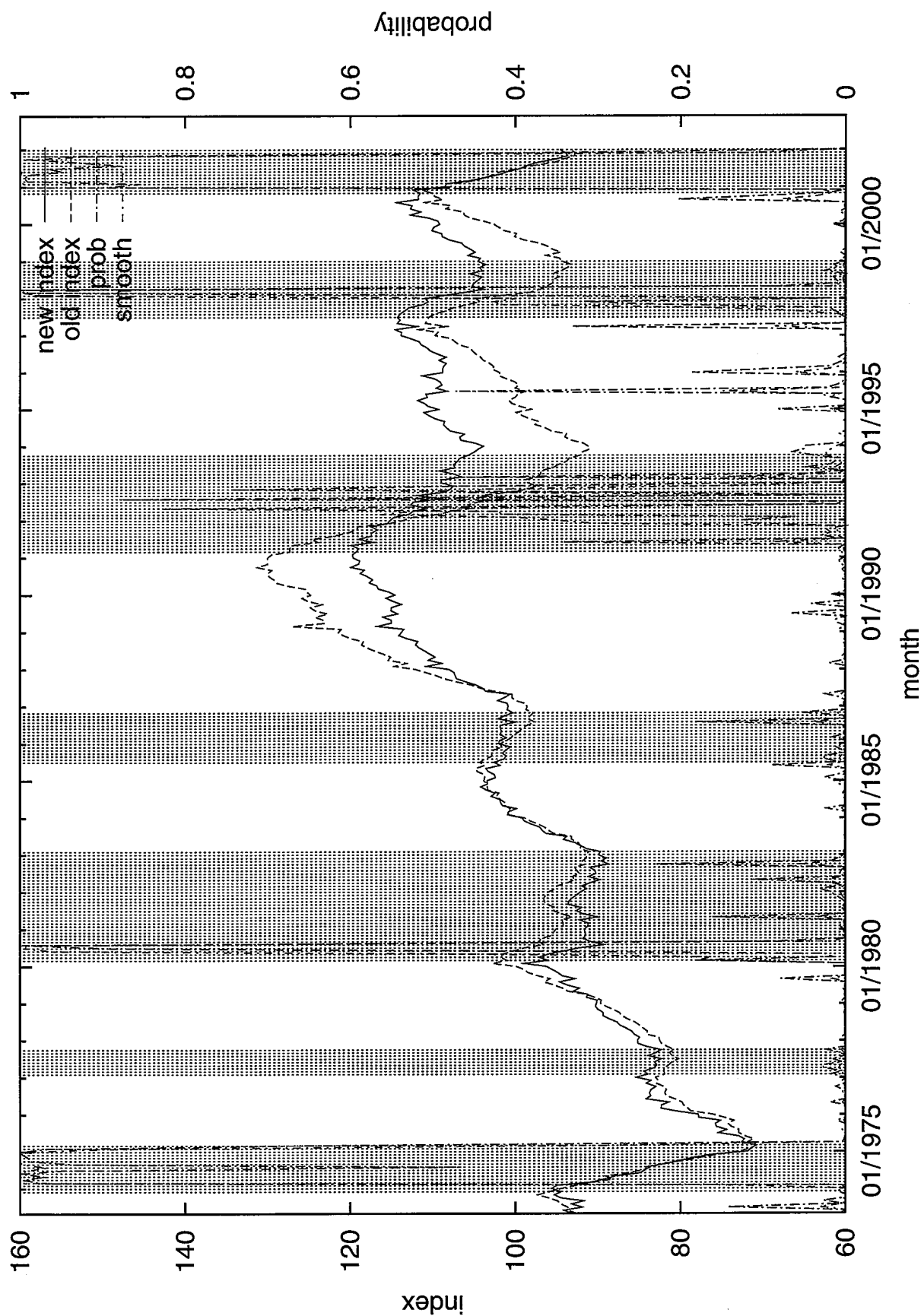


图3 生産指数, 生産財出荷指数, 大口電力使用量, 中小企業売上高

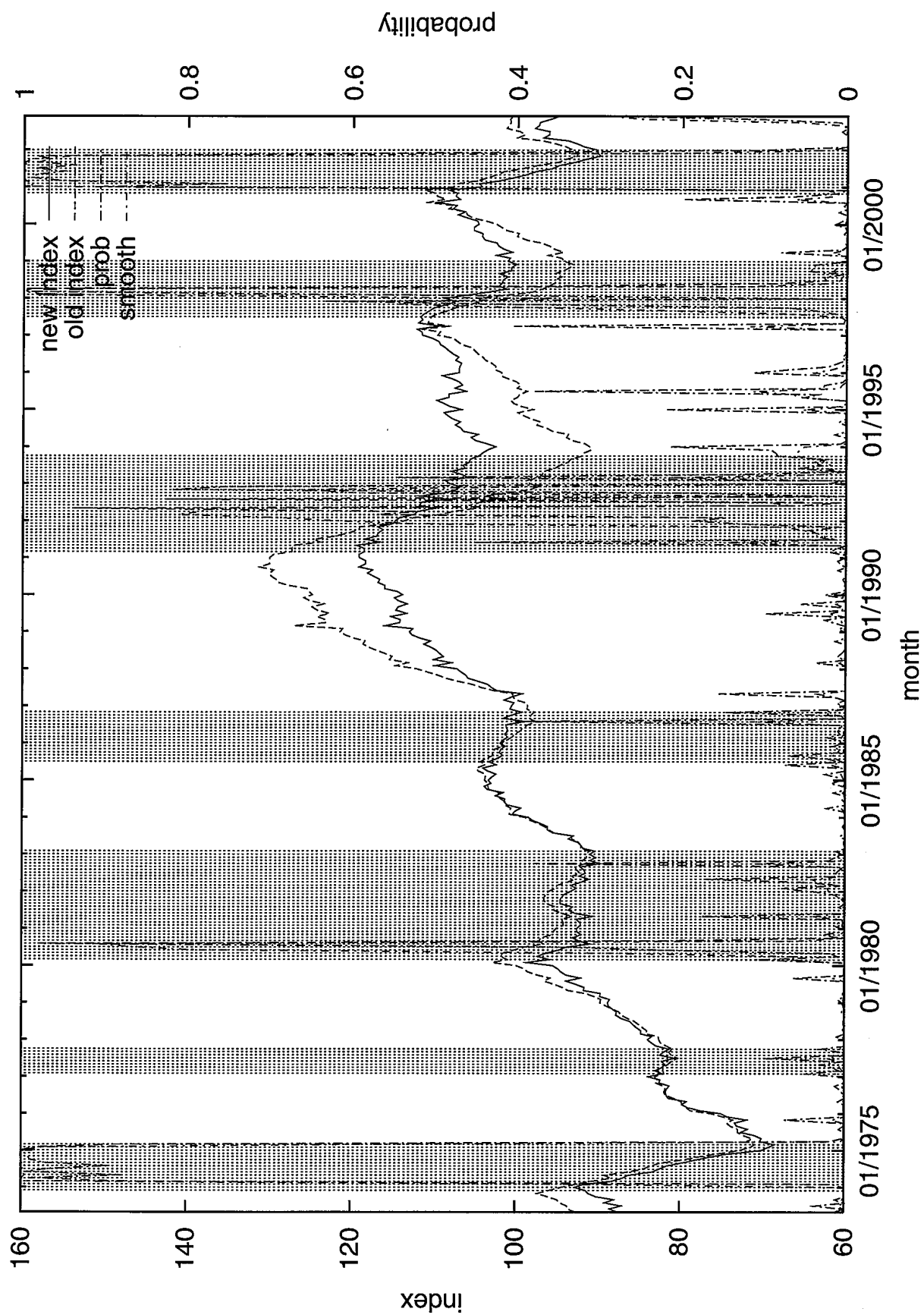


图 4 生产指数, 生产财出荷指数, 稼働率指数, 所定外労働時間

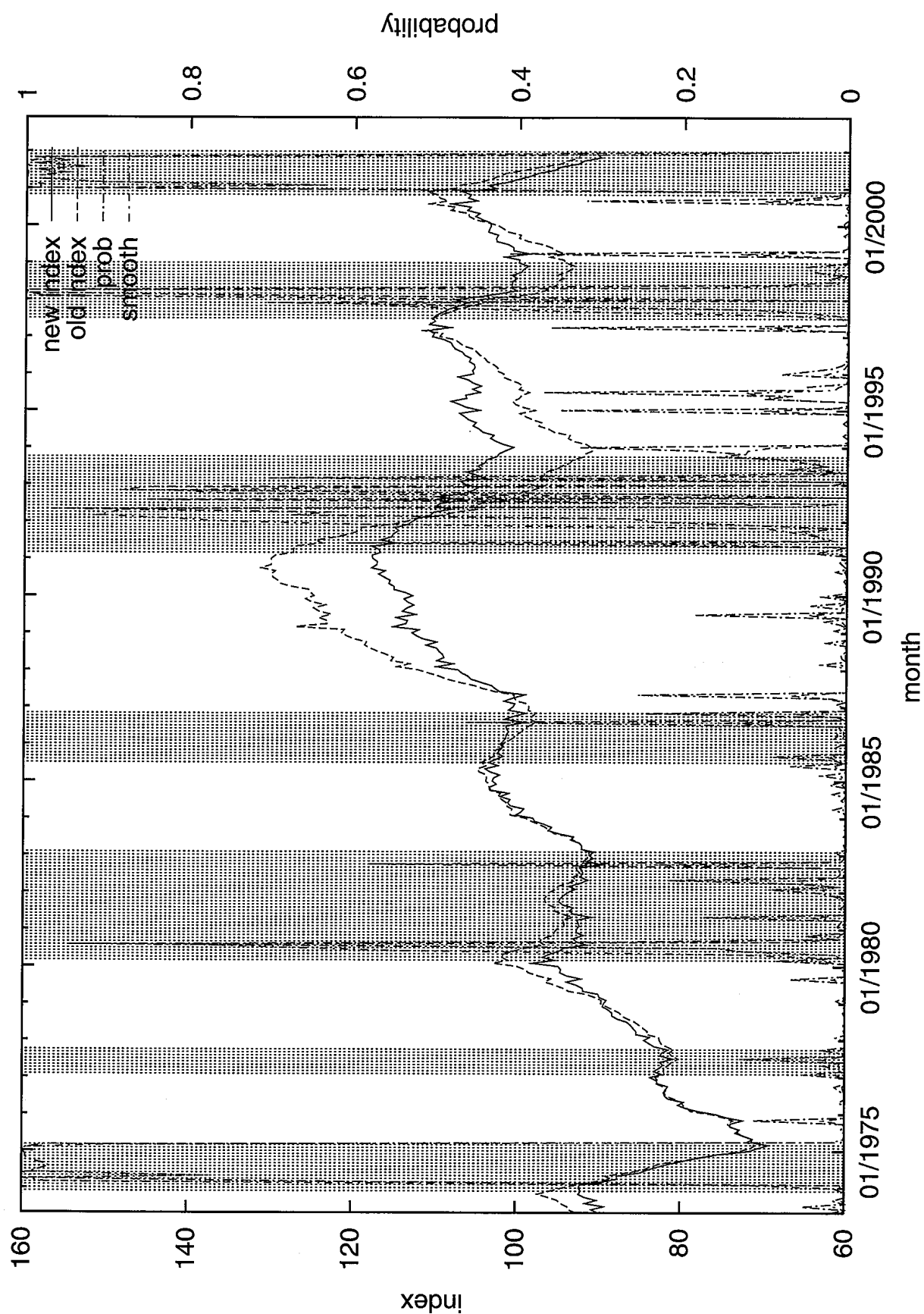


图 5 生産指数, 生産財出荷指数, 稼働率指数, 中小企業売上高

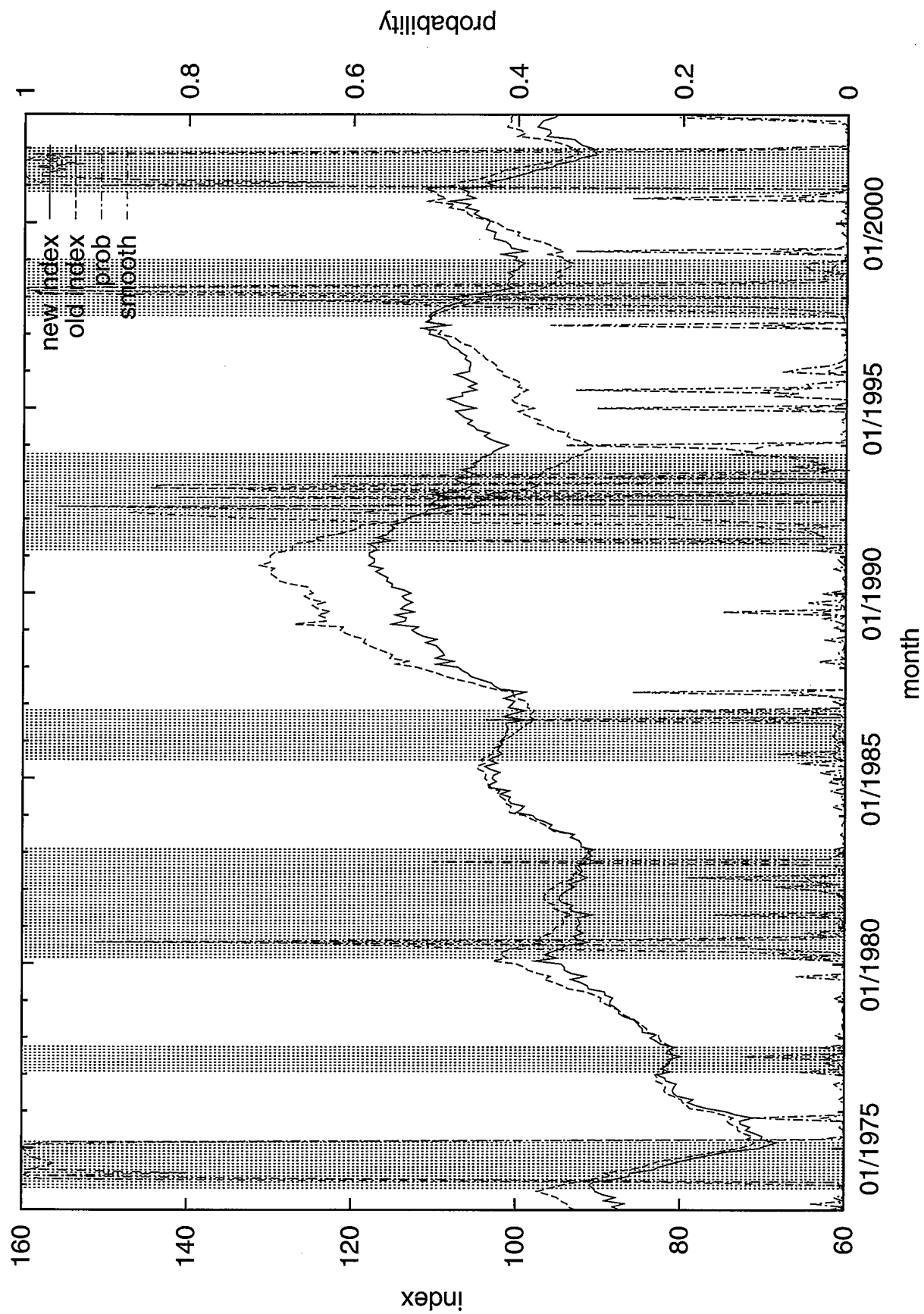


图 6 生产指数, 生产财出荷指数, 投资财出荷指数, 商业贩卖额指数

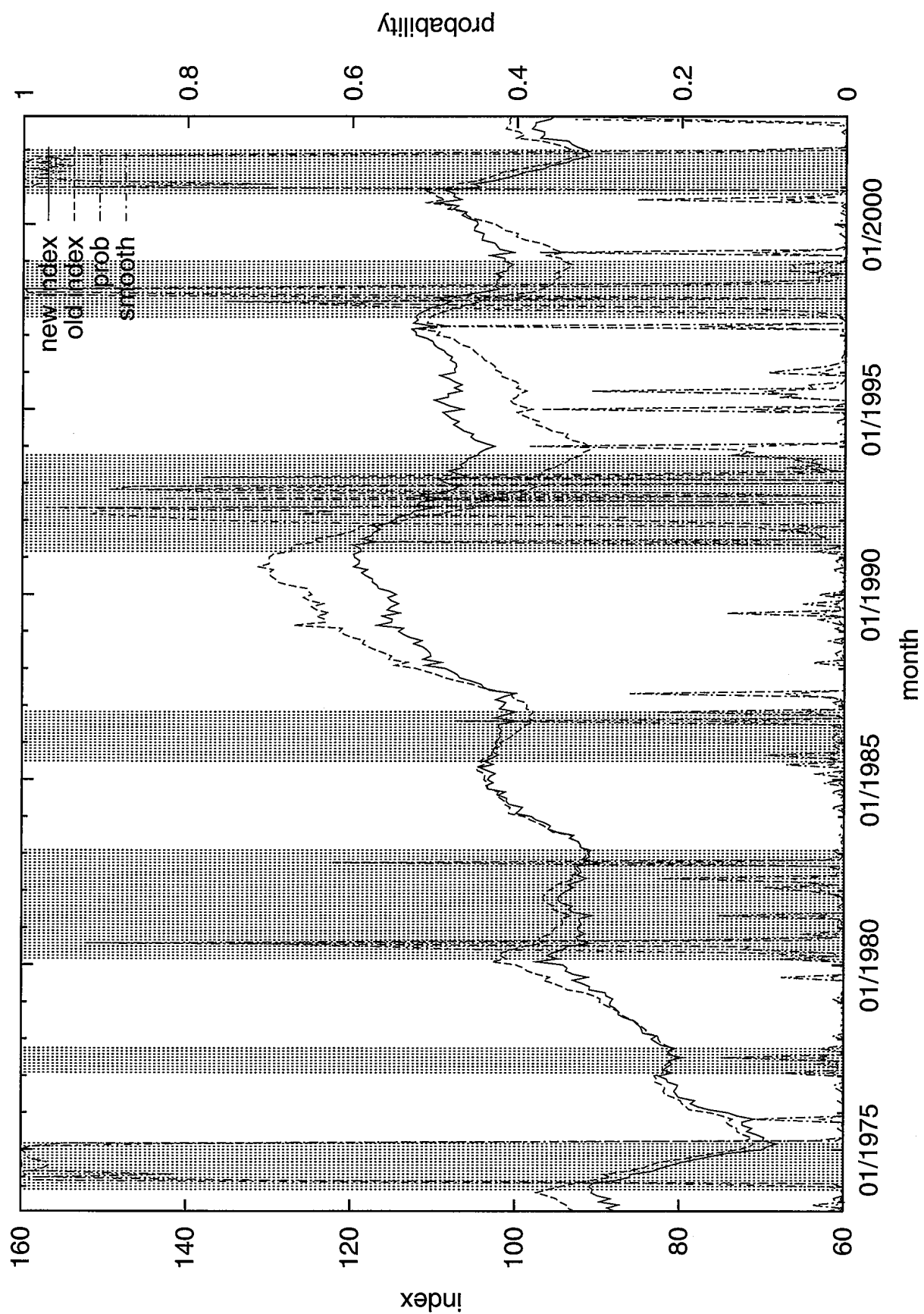


図 7 は大口電力使用量 (9 電力計)、稼働率指数 (製造業)、投資財出荷指数 (除輸送機械)、商業販売額指数 (卸売業) を用いた結果である。これまでの結果と比較して、必ずしも不況期の確率が 1 になっていないが、全体として景気基準日付における後退局面で不況期の確率が大きくなっている。第 8 循環の 1975 年 3 月から始まる後退局面も、これまでの結果と比較して不況期の確率が高くなっている。また、第 9 循環の 1980 年 2 月から始まる後退局面は、一時的に不況期の確率が低下しているものの、長さの面でもより整合的な結果となっている。ただし、景気基準日付では第 12 循環の拡大局面が 1993 年 10 月から 1997 年 5 月まで続いているのに対して、1995 年ころに不況期の確率が上昇していると推計されている。同様に、図 8 は前の変数のうち商業販売額指数 (卸売業) のかわりに有効求人倍率 (除学卒) を用いた結果である。これも前の推計結果と同様、不況期の確率が比較的大きく推定されている。図 9 は大口電力使用量 (9 電力計)、稼働率指数 (製造業)、商業販売額指数 (卸売業)、中小企業売上高 (製造業) を用いた結果であり、これも、図 7 および図 8 と同様に、比較的、景気基準日付と整合的である。

特筆すべき結果は、図 10 の大口電力使用量 (9 電力計)、所定外労働時間指数 (製造業)、百貨店販売額、中小企業売上高 (製造業) を用いた推計によるものである。この結果では、第 8 循環の 1977 年 1 月から 1977 年 10 月までの後退局面がそれほど不況期の確率が高くないこと、他の結果と同様に第 9 循環の 1980 年 2 月からの後退局面では一時的に不況期の確率が低下していることの 2 点を除けば、非常に良好に景気基準日付と同様の不況期の確率を推計している。特に、第 11 循環の後退局面、いわゆるバブル崩壊後の不況期をかなり鮮明に描出している。この期間の new index が急激に落ち込んでいることは、他の結果との大きな相異点である。

图 7 大口電力使用量, 稼働率指数, 投資財出荷指数, 商業販売額指数

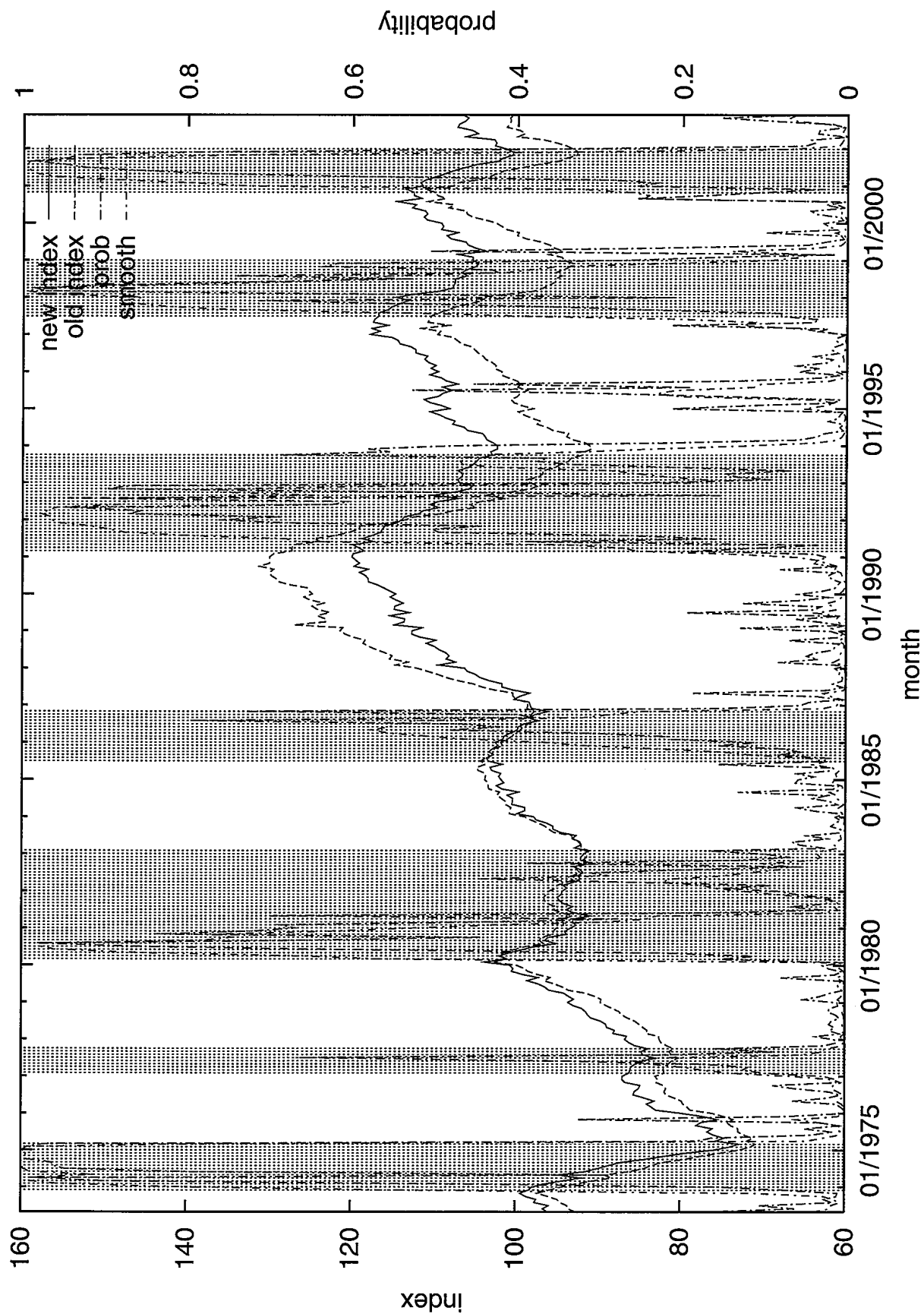


图 8 大口電力使用量, 稼働率指数, 投資財出荷指数, 有効求人倍率

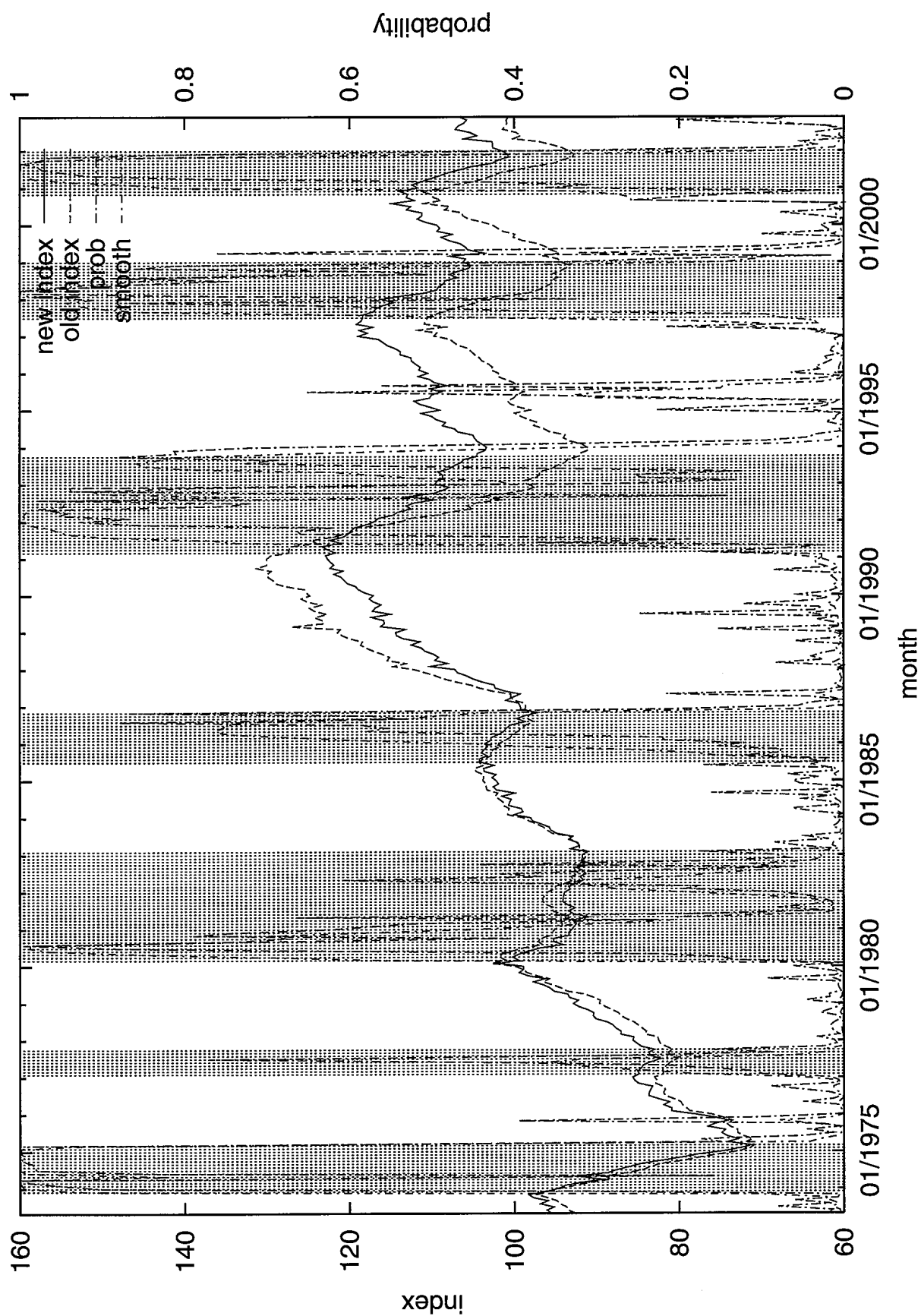


图9 大口電力使用量，稼働率指数，商業販売額指数，中小企業売上高

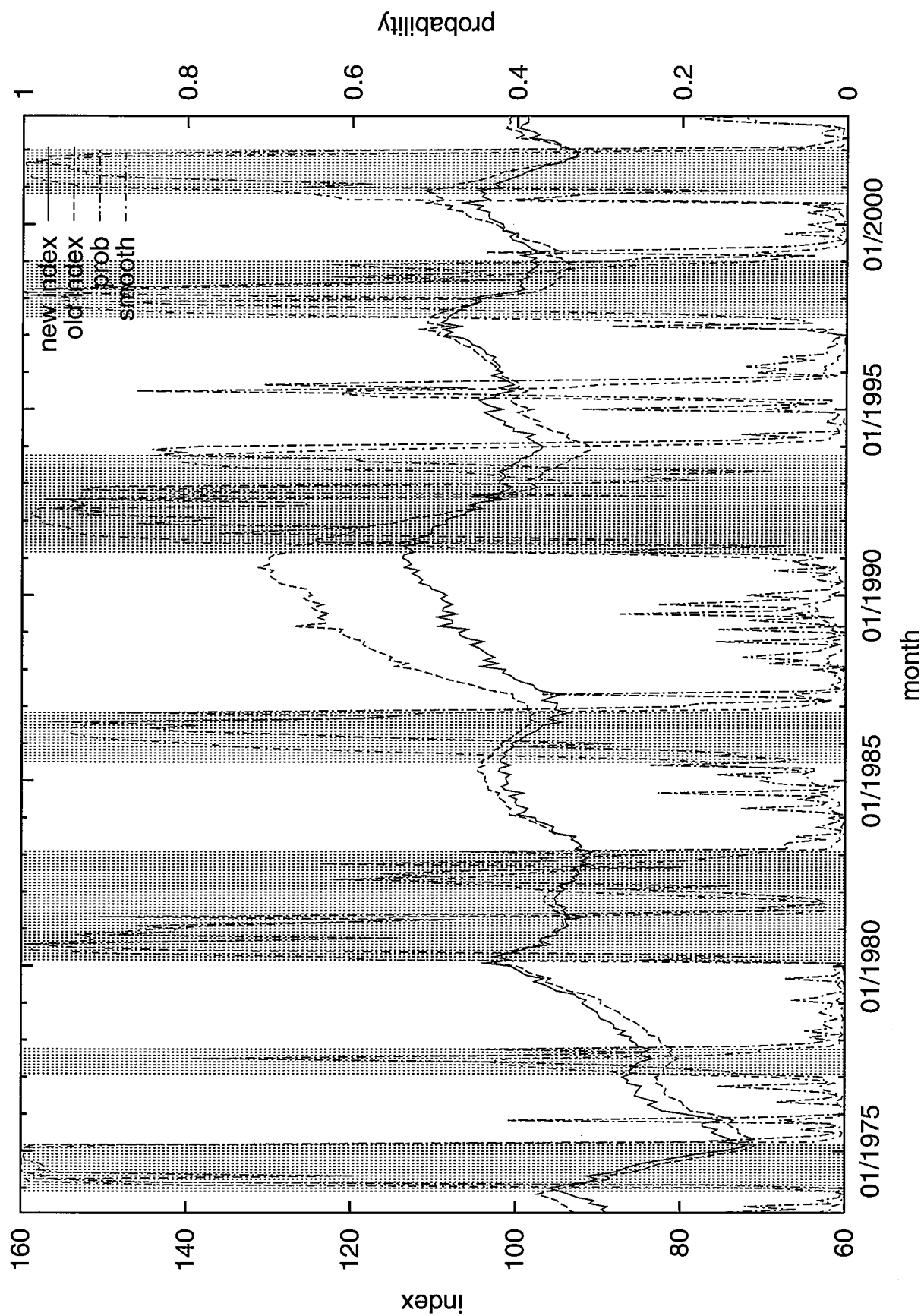
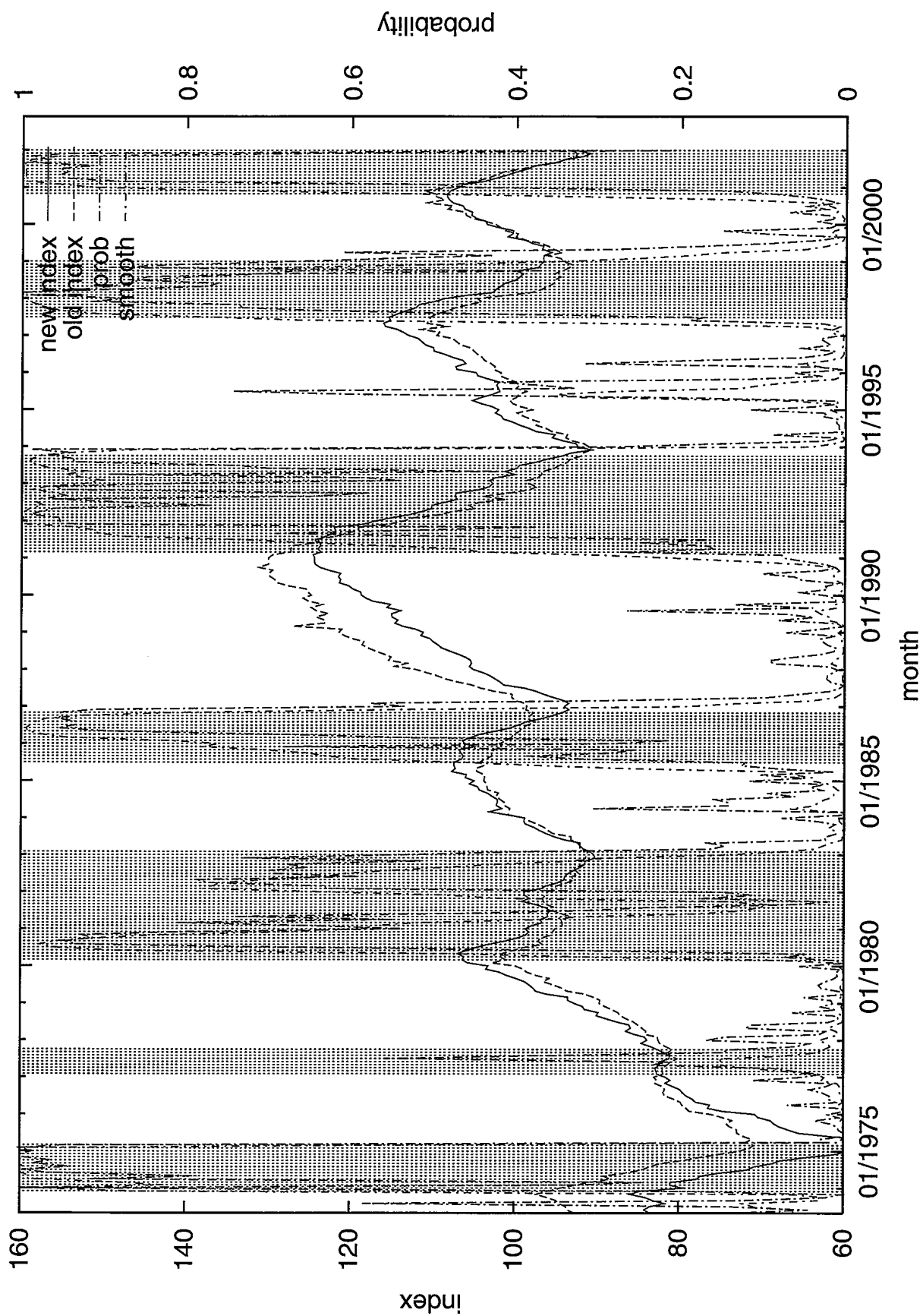


图 10 大口電力指数, 所定外労働時間, 百貨店販売額, 中小企業売上高



日本では販売に関する総合的な指標として、適当なものがないとされている¹⁷。しかしながら、百貨店販売額や商業販売額指数（卸売業）も他の指標との組合せによって、かなりよいパフォーマンスを示す可能性がある。また、同様のことが労働市場の指標として考慮されている有効求人倍率（除学卒）にもあてはまると考えられる。

中小企業の変数としては、中小企業売上高（製造業）、中小企業出荷指数（製造業）、および中小企業卸売物価指数（工業製品）が入っているが、これらをうまく利用することで、生産指数（鉱工業）、生産財出荷指数（鉱工業）、大口電力使用量（9電力計）などには現れない、中小企業特有の状況が指数としてよいパフォーマンスを示す可能性がある。

¹⁷ アメリカにおける total manufacturing and trade sales にあたるものとして百貨店販売額および商業販売額指数（卸売業）が入っているが、前者は現在では総合的な小売業の販売を示しているとはいえず、また、後者は卸売業のみなので小売業の総合的な指標が欠落している。

5 結論

本稿は、Markov 過程に従う state を考慮した dynamic factor model を中心に、日本における景気循環の現況と予測について検討した。既に述べたように、景気循環には景気の拡張局面と後退局面という方向性の問題と、その方向性にどの程度の量的性質を持っているかという、2つの側面があり、ここで検討した Markov 過程に従う state を考慮した dynamic factor model は、この2つを同時に推計できるという利点を持っている。また、この2つの面を同時に考えることからくる問題点も存在する。

ここでの主要な結論は、注意深く利用する指標を選択することで、Markov 過程に従う state を考慮した dynamic factor model は日本の景気循環の現況を判断し、予測することに対して、よいパフォーマンスを示すことが可能であるというものである。

具体的には、生産面を表す指標は景気の拡張局面、後退局面で大きく変動することから、極めて重要な指標である。それと同時に、日本では完全に全体の動きを表現しているとはいえない販売の指標、労働市場の指標も、重要な役割を果たし得ることを示した。ここで最も強調されるべきことは、日本の一致 CI には非常に多くの指標が組み合わされているが、その中で有用なものを注意深く選ぶことが、景気の現況判断と予測にとって重要であるという点である。

残された課題は、これらの組合せのうち、最も良いパフォーマンスを上げるために、どのような基準で選ばれるべきかという問題である。景気動向指数委員会が招集されるたびごとに、各指標系列は入れ換えられる可能性もある。その中で、長期的に日本の景気動向を最も良いパフォーマンスで判断し、予測する系列指標の選択というものがあるとしたら、どのような条件を満たしているべきなのかを明らかにすることが、この分野の喫緊の課題である。

参考文献

- Chauvet, Marcelle (1998) "An Economic Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching", *International Economic Review*, Vol. 38, No. 4, pp. 969–996, November.
- Fukuda, Shin-ichi and Takashi Onodera (2001) "A New Composite Index of Coincident Economic Indicators in Japan: How Can We Improve Forecast Performances?", *International Journal of Forecasting*, Vol. 17, No. 3, pp. 483–498, July–September.
- Hamilton, James D. (1989) "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 357–384, March.
- (1994) *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Kaufmann, Sylvia (2000) "Measuring Business Cycles with a Dynamic Markov Switching Factor Model: An Assessment Using Bayesian Simulation Methods", *Econometrics Journal*, Vol. 3, No. 1, pp. 39–65, June.
- Kim, Chang-Jin and Charles R. Nelson (1998) "Business Cycle Turning Points, A New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on A Dynamic Factor Model with Regime Switching", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 2, pp. 188–201, May.
- (1999) *State-Space Models with Regime Switching*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Kim, Myung-Jig and Ji-Sung Yoo (1995) "New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Markov Switching Factor Model Approach", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, No. 3, pp. 607–630, December.
- Kim, Chang-Jin (1994) "Dynamic Linear Models with Markov-Switching", *Journal of Econometrics*, Vol. 60, No. 1-2, pp. 1–22, January - February.
- Mariano, Roberto S. and Yasutomo Murasawa (2003) "A New Coincident Index of Business Cycles Based on Monthly and Quarterly Series", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, No. 4, pp. 427–443, October.
- (2004) "Constructing a Coincident Index of Business Cycles Without Assuming a One-Factor Model", October. Discussion Paper 2004-6, Osaka Prefecture Univer-

sity.

- Murasawa, Yasutomo (2003) “Statistical Foundation of the Composite Index”, April. Discussion Paper 2003-2, Osaka Prefecture University.
- Neftçi, Salih N. (1982) “Optimal Prediction of Cyclical Downturns”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 4, No. 4, pp. 225–241, November.
- Shintani, Mototsugu (2003) “Nonlinear Forecasting Analysis Using Diffusion Indexes: An Application to Japan”, October. Manuscript.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (1989) “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”, in O. Blanchard and S. Fischer eds. *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 351–394.
- (1991) “A Probability Model of the Coincident Economic Indicators”, in K. Lahiri and G. H. Moore eds. *Leading Economic Indicators: new Approaches and Forecasting Records*, New York: Cambridge University Press, pp. 63–89.
- (1993) “A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience”, in J. H. Stock and M. W. Watson eds. *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, Chicago: University of Chicago Press for NBER, pp. 255–284.
- (1998) “Diffusion Indexes”, *NBER working paper*. 6702.
- (2002) “Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, No. 2, pp. 147–162, April.
- Watanabe, Toshiaki (2003) “Measuring Business Cycle Turning Points in Japan with a Dynamic Markov Switching Factor Model”, *Monetary and Economic Studies*, Vol. 21, No. 1, pp. 35–68, February. Bank of Japan.
- 浅子和美・浅田利春・坂本和典・佐野尚史・司淳・中川和明・中田眞豪・長尾知幸・舟橋雅己・村達男 (1991) 「戦後日本の景気循環: 定型化された事実」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 19 巻, 1–60 頁, 3 月.
- 浅子和美・上田貴子・加納悟 (2003) 「政策と景気局面」, 浅子和美・福田慎一 (編) 『景気循環と景気予測』, 東京大学出版会, 第 6 章.
- 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』, 第 57 巻, 91–101 頁, 6 月.

- 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 卷, 第 1 号, 25-60 頁.
- 加納悟 (2002) 「景気動向のモデル分析: そのフロンティア」, 『経済研究』, 第 53 卷, 第 2 号, 173-187 頁, 4 月.
- 小巻泰之 (2001) 「景気の転換点予測モデルの有効性ー日本経済への適用ー」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 57 卷, 42-69 頁, 6 月.
- 櫻井宏二郎 (1992) 「設備投資と景気変動からみた近年の日本経済」, 『調査』, 第 160 卷, 1-112 頁, 5 月. 日本開発銀行.
- 坪内浩・白石賢 (2001) 「景気の転換点予測モデルの有効性」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 57 卷, 4-21 頁, 6 月.
- 坪内浩・白石賢・篠崎敏明 (2003) 「景気動向の判断」, 浅子和美・福田慎一 (編) 『景気循環と景気予測』, 東京大学出版会, 第 2 章.
- 外木暁幸 (2003) 「日米の景気循環の局面判断」, 9 月. 未定稿.
- 福田慎一・小野寺敬・中込一朗 (2003) 「確率的な景気指標の有用性」, 浅子和美・福田慎一 (編) 『景気循環と景気予測』, 東京大学出版会, 第 5 章.
- 森一夫 (1997) 『日本の景気サイクル』, 東洋経済新報社.
- 森一夫・佐竹光彦・大日康史 (1993) 「ストック=ワトソンタイプの景気指数」, 『同志社大学経済学論集』, 第 45 卷, 第 1 号, 29-50 頁.
- 吉川洋 (1992) 『日本経済とマクロ経済学』, 東洋経済新報社.
- 美添泰人・大平純彦・塩路悦郎・勝浦正樹・元山斉・大西俊郎・沢田章・児玉泰明 (2002) 「景気指標の新しい動向」, 『経済分析』, 第 166 卷. 内閣府経済社会総合研究所.

付録 A 景気予測モデルの比較

2章でみたように、景気循環のとらえ方としては、拡張局面と後退局面をとらえる方向性の問題と、それぞれの方向への動き方の強弱をみる量的性質の問題がある。この節では、この2つのとらえ方が統計的にどのように扱われてきたかを簡単に概説する。まず、方向性の問題をとらえる方法として使われてきた、Neftçi model、probit model、Hamilton modelの概略を述べ、その次に量的性質をとらえる方法として一致 CI を改良する目的で提案された dynamic factor model について概略を述べる。その上で、これらの両方の問題を同時に扱うために提案された、Markov 過程に従う state を考慮した dynamic factor model の概略について説明する。

A.1 景気の方角性をとらえるモデル

A.1.1 Neftçi Model

Neftçi (1982) によって提案されたモデルは、景気の拡張期から後退期、後退期から拡張期の、転換点に注目する。拡張期と後退期の2つの局面において景気指標 X_t は独立に分布し、景気拡張期の分布関数を F^0 、景気後退期の分布関数を F^1 とする。また、 Z は景気の山、すなわち転換点を表す確率変数で、 $\{Z = k\}$ は k 時点において景気が後退へと転換したことを表している。このとき、 $\{Z = k; k < t\}$ とすれば、

$$P(X_0 \leq x_0, \dots, X_k \leq x_k, \dots, X_t \leq x_t) = F^0(x_0, \dots, x_{k-1}) \cdot F^1(x_k, \dots, x_t)$$

と表すことができる。この上で、過去の経験に基づいて、prior probability を仮定する。

$$P(Z = k) = P_k$$

このようなもとの、連続的に観察される景気指標を通じて Z がいつ実現するかを予測することとなる。 Z の予測値を τ とすると、 $\{\tau = t\}$ であれば、 t 期において景気局面の転換が起こった可能性が高いという信号が発せられている。 t 時点に置ける意思決定者の行動は、 $\{Z \leq t\}$ もしくは $\{Z > t\}$ のどちらかであり、前者は転換点と判断したとみなすことができ、後者は判断を先延ばしにしたことになる。最適な意思決定は、間違った判断によるコストと先延ばしにするコストの比較を通じてなされる。

景気拡張期と後退期における景気指標 X_t の条件つき密度をそれぞれ $p_{k+1}^0(x_{k+t})$ 、

$p_{k+1}^1(x_{k+1})$ とすると、 $i = 0, 1$ として、これらは次のように表される。

$$p_{k+1}^i(x_{k+1}) = dP^i(x_{k+1}|x_0, \dots, x_k)/dx_{k+1} \quad (6)$$

ここで、

$$\pi_k = P(Z \leq k|F_k)$$

とすると、 π_{k+1} はベイズの定理を応用して逐次的に求められる。

$$\begin{aligned} \pi_{k+1} = & [\pi_k + P(Z = k+1|Z > k)(1 - \pi_k)] p_{k+1}^1 \\ & / \{ [\pi_k + P(Z = k+1|Z > k)(1 - \pi_k)] p_{k+1}^1 \\ & + (1 - \pi_k) [1 - P(Z = k+1|Z > k)] p_{k+1}^0 \} \end{aligned} \quad (7)$$

初期値 π_0 を与え、それ以降の期に適切な確率分布を与えれば、

$$\pi_{k+1} = \frac{[\pi_k + \psi_k(1 - \pi_k)] p_{k+1}^1}{[\pi_k + \psi_k(1 - \pi_k)] p_{k+1}^1 + (1 - \pi_k)(1 - \psi_k) p_{k+1}^0} \quad (8)$$

によって、転換点の発生確率が連続的に計算される。この確率が一定の臨界値に達したかどうかにより、景気が転換点を迎えたのかどうかを判断することができる。

A.1.2 Probit Model

Probit model は、質的特性を抽出する統計手法であり、回帰分析の考え方を応用した確率モデルに基づく方法である。景気循環をとらえる研究では、景気を拡大期と後退期という質的特性としてとらえ、この probit model を用いている。

次のような回帰モデルを考える。

$$y^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i \quad (9)$$

y^* は観測されない変数で、潜在 (latent) 変数と呼ばれる。ここで観測するのは次のように定義されたダミー変数である。

$$y_i = 1(\text{景気後退期}) \quad (10)$$

$$y_i = 0(\text{景気拡張期}) \quad (11)$$

とすれば、

$$\begin{aligned} P_i &= Pr(y_i = 1) \cdot Pr \left[\varepsilon_i > - \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right) \right] \\ &= 1 - F \left[- \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right) \right] \end{aligned} \quad (12)$$

F は ε の累積分布関数で、probit model では ε_i に正規分布を仮定する。したがって

$$P_i = F \left[\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right] \quad (13)$$

となる。 μ_i が正規分布であると仮定しているので、

$$F(Z_i) = \int_{-\infty}^{z_i/\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{t^2}{2} \right) dt \quad (14)$$

となる。観測された y_i は、以上のような確率で与えられる 2 項過程からの実現値であり、その確率は試行ごとに变化するので、尤度関数を次のように書くことができる。

$$L = \prod_{y_i=1} P_i \prod_{y_i=0} (1 - P_i)$$

この尤度関数を最尤推定し、2 項過程から生じていると仮定される、景気の拡張局面と後退局面を分別することが出来る。

A.1.3 Hamilton Model

Hamilton model は Hamilton (1989) によって提案された、Markov 過程に従う離散的 state が経済の変数に影響を与えると仮定するモデルによって、景気循環の拡張局面と後退局面を識別することを目的としている。ここで、景気循環の拡張局面と後退局面が Markov 過程に従っていると仮定されていることは、重要な点である。現実的にも景気循環は、これまでの state に依存していると仮定することが自然であり、このような側面を Markov 過程という扱いやすい確率過程を用いて表現していると考えられる。

Hamilton (1989) に従うと、実質 GDP の成長率 Δy_t が次のような AR(4) 過程に従うとする。

$$\begin{aligned} (\Delta y_t - \mu_{S_t}) &= \psi_1(\Delta y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) \\ &\quad + \psi_2(\Delta y_{t-2} - \mu_{S_{t-2}}) + \dots \\ &\quad + \psi_4(\Delta y_{t-4} - \mu_{S_{t-4}}) + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma^2), \end{aligned} \quad (15)$$

ここで、 μ_{S_t} は次のような Markov 過程に従う確率変数 S_t によって決まる、変数である。

$$\mu_{S_t} = \mu_0(1 - S_t) + \mu_1 S_t,$$

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

以上のようなモデルにおいて、与えられた実質 GDP のデータから、Markov 過程に従う state にある確率を求めることができる¹⁸。

A.2 景気の量的性質をとらえるモデル

A.2.1 Dynamic Factor Model

Stock and Watson(1998, 1991, 1993) によって提案された、複数のマクロ経済時系列データからそれらに共通する変動を景気として Kalman filter を用いて抽出する方法は、composit index(CI) を改良するものとして、景況判断予測の方法として注目されている。 K 個のマクロ変数 Y_{it} $i = 1, 2, \dots, K$ に対して

$$\Delta Y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, K, \quad (16)$$

$$\begin{aligned} (\Delta C_t - \delta) &= \phi_1(\Delta C_{t-1} - \delta) + \phi_2(\Delta C_{t-1} - \delta) + w_t \\ w_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2) \end{aligned} \quad (17)$$

$$e_{it} = \psi_{i1}e_{i,t-1} + \psi_{i2}e_{i,t-2} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_i) \quad (18)$$

ここで ΔC_t は K 個のマクロ変数の、景気による共通変動部分である。

ΔY_{it} の期待値は、

$$E(\Delta Y_{it}) = D_i + \gamma_i \delta$$

と書けるので、 ΔY_{it} の観測値の平均を $\Delta \bar{Y}_{it}$ として、このモデルを平均値からの乖離で書き直すことが出来る。

$$\Delta y_{it} = \gamma_i \Delta c_t + e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, K \quad (19)$$

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_{t-1} + \phi_2 \Delta c_{t-2} + w_t, \quad w_t \sim i.i.d.N(0, 1) \quad (20)$$

$$\begin{aligned} e_{it} &= \psi_{i1}e_{i,t-1} + \psi_{i2}e_{i,t-2} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_i), \\ &\quad i = 1, 2, \dots, K \end{aligned} \quad (21)$$

ただし、 $\Delta y_{it} = \Delta Y_{it} - \Delta \bar{Y}_{it}$ であり、 $\Delta c_i = \Delta C_t - \delta$ である。

¹⁸ 詳しい計算方法については Hamilton (1994) や Kim and Nelson (1999) が詳しく解説している。

このように書き直されたモデルは、 $K = 4$ とすると、

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \\ \Delta y_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ e_{1t} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2,t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3,t-1} \\ e_{4t} \\ e_{4,t-1} \end{bmatrix}, \quad (22)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ e_{1t} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2,t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3,t-1} \\ e_{4t} \\ e_{4,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \psi_{11} & \psi_{12} & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \psi_{41} & \psi_{42} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ e_{1,t-1} \\ e_{1,t-2} \\ e_{2,t-1} \\ e_{2,t-2} \\ e_{3,t-1} \\ e_{3,t-2} \\ e_{4,t-1} \\ e_{4,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_t \\ 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ \varepsilon_{3t} \\ 0 \\ \varepsilon_{4t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (23)$$

と書き直すことが出来る。(22) 式は $\Delta y_t = H\beta_t$ とすることができ、measurement equation と呼ばれる。(23) 式は $\beta_t = F\beta_{t-1} + v_t$ とすることができ、transition equation と呼ばれる。この 2 本の式で表されたことで、通常の Kalman filter の推計が出来る。

A.3 景気の方方向性と量的性質を同時にとらえるモデル

A.3.1 Markov Switching Dynamic Factor Model

Kim (1994) では、前述の dynamic factor model に対して、Markov 遷移する state 変数を含めたモデルの推計方法が提案されている。Markov 遷移する state 変数を抽出する方法は前述の Hamilton filter があるが、Kim (1994) は Kalman filter と Hamilton filter を組み合わせた場合の尤度を近似的に求める方法を提案した点が画期的であった。これらの具体的な計算方法は、Kim and Nelson (1999) が非常に詳しく、また、前述の dynamic factor model からの関連についても分かりやすくまとめられている。

景気循環における、景況判断予測に関しては Stock and Watson(1989, 1991, 1993) の一連の研究に対応する形で、common factor の遷移式に Markov 遷移する状態変数が加えられるという形で、研究が進んでいる。

$$\Delta Y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, K, \quad (24)$$

$$\begin{aligned} (\Delta C_t - \mu_{S_t} - \delta) &= \phi_1(\Delta C_{t-1} - \mu_{S_{t-1}} - \delta) \\ &\quad + \phi_2(\Delta C_{t-1} - \mu_{S_{t-1}} - \delta) + v_t \\ v_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2) \end{aligned} \quad (25)$$

$$e_{it} = \psi_{i1}e_{i,t-1} + \psi_{i2}e_{i,t-2} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_i) \quad (26)$$

ここで前述の dynamic factor model との相違は μ_{S_t} であり、これが次のような Markov 過程にしたがうと仮定する。

$$\mu_{S_t} = \mu_0 + \mu_1 S_t, \quad \mu_1 > 0, S_t = 0, 1 \quad (27)$$

$$Pr[S_t = 1|S_{t-1}] = p, \quad Pr[S_t = 0|S_{t-1}] = q \quad (28)$$

ここで ΔC_t は K 個のマクロ変数の、景気による common factor である点は、前述の dynamic factor model と同様である。

ΔY_{it} の観測値の平均を $\Delta \bar{Y}_{it}$ として、 $\Delta y_{it} = \Delta Y_{it} - \Delta \bar{Y}_{it}$ 、 $\Delta c_i = \Delta C_t - \delta$ とおいて、このモデルを平均値からの乖離で書き直すと、

$$\Delta y_{it} = \gamma_i \Delta c_t + e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, K \quad (29)$$

$$\begin{aligned} (\Delta c_t - \mu_{S_t}) &= \phi_1(\Delta c_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \phi_2(\Delta c_{t-2} - \mu_{S_{t-2}}) + v_t, \\ v_t &\sim i.i.d.N(0, 1) \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} e_{it} &= \psi_{i1}e_{i,t-1} + \psi_{i2}e_{i,t-2} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_i), \\ i &= 1, 2, \dots, K \end{aligned} \quad (31)$$

(29)、(30)、および (31) 式を書き直すと、

$$\Delta y_t = H\beta_t \quad (32)$$

$$\beta_t = M_{\phi(L)S_t} + F\beta_{t-1} + v_t \quad (33)$$

と書くことが出来る。ここで、 $M_{\phi(L)S_t} = [\phi(L)\mu_{S_t}, 0, \dots, 0]'$ である。ただし、 $\phi(L)$ はラグ・オペレータであり、 $\phi(L)\mu_{S_t} = \mu_{S_t} - \phi_1\mu_{S_{t-1}} - \phi_2\mu_{S_{t-2}}$ である。通常の Kalman filter の measurement equation と transition equation の 2 本の式に、Markov 過程に従う確率変数 $M_{\phi(L)S_t}$ が含まれる式となっている。

このようなモデルは Kim (1994) によって提案された approximate MLE の手法を用いて推計する方法と、Kim and Nelson (1998) によって提案された Gibbs-sampling の手法を用いて Bayesian 推定する方法がある。Approximate MLE の手法は、通常の Kalman filter と Hamilton filter で用いられる maximum likelihood を最大にする方法の応用であるが、likelihood の計算に approximation が必要となる。Gibbs-sampling を用いる方法は、推計する変数に prior を仮定する必要があるが、approximation をする必要がない。

付録 B モデルの推計

ここでは、3 章で示したモデルの推計について、簡単に問題点と、それを回避する approximation を紹介する。3 章で示したモデルは次のように書ける。

$$y_t = H\beta_t \quad (34)$$

$$\beta_t = \tilde{\mu}_{S_t} + F\beta_{t-1} + v_t \quad (35)$$

$$v_t \sim N(0, Q_{S_t}^*) \quad (36)$$

B.1 Filter と Approximation

ψ_{t-1} を期間 $t-1$ に観察される情報からなるベクトルとしよう。Markov 過程に従う state 変数がなければ、Kalman filter によって、このモデルは推計できる。 ψ_{t-1} に基づいて予測される β_t は $\beta_{t|t-1}$ と書くとする、

$$\beta_{t|t-1} = E[\beta_t | \psi_{t-1}] \quad (37)$$

であり、同様に予測の mean squared error、 $P_{t|t-1}$ は

$$P_{t|t-1} = E[(\beta_t - \beta_{t|t-1})(\beta_t - \beta_{t|t-1})' | \psi_{t-1}] \quad (38)$$

となる。

ここでは、 β_t および P_t の予測は、 ψ_{t-1} のみではなく、Markov 過程に従う確率変数 S_t および S_{t-1} に基づいて予測することになる。

$$\beta_{t|t-1}^{(i,j)} = E[\beta_t | \psi_{t-1}, S_t = j, S_{t-1} = i] \quad (39)$$

$$P_{t|t-1}^{(i,j)} = E[(\beta_t - \beta_{t|t-1})(\beta_t - \beta_{t|t-1})' | \psi_{t-1}, S_t = j, S_{t-1} = i] \quad (40)$$

したがって、各 state の組合せごとに Kalman filter は次のような計算をする。

$$\beta_{t|t-1}^{(i,j)} = \tilde{\mu}_j + F\beta_{t-1|t-1}^i \quad (41)$$

$$P_{t|t-1}^{(i,j)} = FP_{t-1|t-1}^i F' + Q_j^* \quad (42)$$

$$\eta_{t|t-1}^{(i,j)} = y_t - H\beta_{t|t-1}^{(i,j)} \quad (43)$$

$$f_{t|t-1}^{(i,j)} = HP_{t|t-1}^{(i,j)} H' \quad (44)$$

$$\beta_{t|t}^{(i,j)} = \beta_{t|t-1}^{(i,j)} + P_{t|t-1}^{(i,j)} H' \left[f_{t|t-1}^{(i,j)} \right]^{-1} \eta_{t|t-1}^{(i,j)} \quad (45)$$

$$P_{t|t}^{(i,j)} = \left(I - P_{t|t-1}^{(i,j)} H' \left[f_{t|t-1}^{(i,j)} \right]^{-1} H \right) P_{t|t-1}^{(i,j)} \quad (46)$$

この計算は、ここで考えているように state の数が $M = 2$ であったとしても、期間 t が長くなると計算量が幾何級数的に増大する問題がある。

したがって次のような、approximation を導入する。もし、 $\beta_{t|t}^{(i,j)}$ が $E[\beta_t|S_{t-1}=i, S_t=j, \psi_t]$ を表しているならば、次のように書ける。

$$\beta_{t|t}^j = \frac{\sum_{i=1}^M \Pr[S_{t-1}=i, S_t=j|\psi_t] \beta_{t|t}^{(i,j)}}{\Pr[S_t=j|\psi_t]} \quad (47)$$

ここで、 $\beta_{t|t}^j$ は $E[\beta_t|S_t=j, \psi_t]$ を表している。

さらに、

$$\Delta_t = \frac{\Pr[S_{t-1}=i, S_t=j|\psi_t]}{\Pr[S_t=j|\psi_t]} \quad (48)$$

とおくと、mean square error matrix は

$$\begin{aligned} P_{t|t}^j &= E[(\beta_t - \beta_{t|t}^j)(\beta_t - \beta_{t|t}^j)' | S_t = j, \psi_t] \\ &= \sum_{i=1}^M \Delta_t E[(\beta_t - \beta_{t|t}^j)(\beta_t - \beta_{t|t}^j)' | S_{t-1} = i, S_t = j, \psi_t] \\ &= \sum_{i=1}^M \Delta_t E[(\beta_t - \beta_{t|t}^{(i,j)} + \beta_{t|t}^{(i,j)} - \beta_{t|t}^j)(\beta_t - \beta_{t|t}^{(i,j)} + \beta_{t|t}^{(i,j)} - \beta_{t|t}^j)' | S_{t-1} = i, S_t = j, \psi_t] \\ &= \sum_{i=1}^M \Delta_t \{ E[(\beta_t - \beta_{t|t}^{(i,j)})(\beta_t - \beta_{t|t}^{(i,j)})' | S_{t-1} = i, S_t = j, \psi_t] \\ &\quad + (\beta_{t|t}^j - \beta_{t|t}^{(i,j)})(\beta_{t|t}^j - \beta_{t|t}^{(i,j)})' \} \\ &\quad + \sum_{i=1}^M \Delta_t (E[\beta_t | S_{t-1} = i, S_t = j, \psi_t] - \beta_{t|t}^{(i,j)})(\beta_{t|t}^{(i,j)} - \beta_{t|t}^j)' \\ &\quad + \sum_{i=1}^M \Delta_t (\beta_{t|t}^{(i,j)} - \beta_{t|t}^j)(E[\beta_t | S_{t-1} = i, S_t = j, \psi_t] - \beta_{t|t}^{(i,j)})' \\ &= \sum_{i=1}^M \Delta_t \{ E[(\beta_t - \beta_{t|t}^{(i,j)})(\beta_t - \beta_{t|t}^{(i,j)})' | S_{t-1} = i, S_t = j, \psi_t] \\ &\quad + (\beta_{t|t}^j - \beta_{t|t}^{(i,j)})(\beta_{t|t}^j - \beta_{t|t}^{(i,j)})' \} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^M \Pr[S_{t-1} = i, S_t = j | \psi_t] \{ P_{t|t}^{(i,j)} + (\beta_{t|t}^j - \beta_{t|t}^{(i,j)})(\beta_{t|t}^j - \beta_{t|t}^{(i,j)})' \}}{\Pr[S_t = j | \psi_t]} \end{aligned} \quad (49)$$

ここでの推計では、(47) 式と (49) 式から、 $M \times M$ を $M \times 1$ に落とす approximation に

よって、計算量の増大を避けている。

経済経営研究目録

(1980年7月より2005年5月まで)

	Vol. No.	発行年月
◇経済一般理論・実証◇		
日本の景気循環の推計	26 (1)	2005. 5
－Markov Switching Dynamic Factor Model を用いた検討－		
経済の情報化と IT の経済効果	22 (1)	2001. 11
日米経済と国際競争	20 (4)	2000. 3
現金収支分析の新技法	16 (3)	1995. 11
日米独製造業の国際競争力比較	12 (1)	1991. 6
－実質実効為替レートを利用した要因分析－		
レーガノミックスの乗数分析	10 (1)	1989. 5
為替レートのミスマラインメントと日米製造業の国際競争力	9 (1)	1988. 7
貯蓄のライフ・サイクル仮説とその検証	2 (3)	1982. 1
今後のエネルギー価格と成長経路の選択	1 (1)	1980. 7
－期待されるエネルギーから資本への代替－		
◇設備投資◇		
1990年代の設備投資低迷の背景について	25 (4)	2004. 12
－財務データを用いたパネル分析－		
設備投資と不確実性	25 (2)	2004. 9
－不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動－		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	16 (6)	1996. 1
－1985～1995年－		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	16 (2)	1995. 11
－1966～1984年－		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	15 (1)	1994. 12
－1945～1965年－		
大都市私鉄の投資と公的助成	14 (1)	1993. 4
－地方鉄道補助法とその評価－		

鉄道運賃・収支と設備投資	13 (2)	1992. 7
大都市圏私鉄の設備投資について	12 (3)	1991. 8
設備投資と資金調達	11 (4)	1991. 2
ー連立方程式モデルによる推計ー		
土地評価とトービンの q / Multiple q の計測	10 (3)	1989. 10
我が国の設備機器リース	9 (5)	1989. 3
ーその特性と成長要因ー		
設備の償却率について	9 (3)	1988. 9
ーわが国建設機械の計測例ー		
設備投資の決定要因	6 (5)	1986. 3
ー各理論の実証比較と VAR モデルの適用ー		
設備投資研究 '85	6 (4)	1985. 9
ー主要国の設備投資とわが国における R&D 投資の構造的特色ー		
設備投資研究 '84	5 (1)	1984. 7
ー変貌する研究開発投資と設備投資ー		
設備投資研究 '82	4 (2)	1983. 7
ー調整過程における新たな企業行動ー		
投資促進施策の諸類型とその効果分析	4 (1)	1983. 7
設備投資研究 '81	3 (4)	1982. 7
ー研究開発投資の経済的効果ー		
税制と設備投資	3 (3)	1982. 7
ー調整費用、合理的期待形成を含む投資関数による推定ー		
時系列モデルの更新投資への適用	3 (2)	1982. 7
設備投資研究 '80	2 (2)	1981. 7
ー投資行動分析の新しい視角ー		

◇金融・財政◇

日本企業のガバナンス構造	24 (1)	2004. 1
ー所有構造、メインバンク、市場競争ー		

非対称情報下の投資と資金調達	23 (3)	2003. 2
－負債満期の選択－		
－投資非効率と企業の規模－		
メインバンク関係は企業経営の効率化に貢献したか	21 (1)	2000. 8
－製造業に関する実証研究－		
ドル・ペッグ下における金融危機と通貨危機	20 (3)	1999. 8
アメリカ連邦政府の行政改革	20 (1)	1999. 6
－GPRA を中心にして－		
なぜ日本は深刻な金融危機を迎えたのか	19 (1)	1998. 9
－ガバナンス構造の展望－		
国際機関投資家の新潮流	16 (4)	1995. 9
アメリカの金融制度改革における銀行隔離論	13 (1)	1992. 6
メインバンクの実証分析	12 (4)	1992. 3
Asset Bubble のミクロ的基礎	11 (3)	1990. 12
資産価格変動とマクロ経済構造	11 (2)	1990. 7
貯蓄・投資と金利機能	11 (1)	1990. 6
金融構造の変化について	10 (2)	1989. 8
公的部門の金融活動	9 (4)	1988. 10
－米国での動きとわが国との対比－		
クラウディング・アウトについての研究	8 (1)	1987. 11
－国債発行の国内貯蓄および金融仲介への影響－		
アメリカの金融システムの特徴と規制緩和	7 (1)	1986. 10
アメリカの金融自由化と預金保険制度	6 (3)	1985. 6
西ドイツの金融自由化と銀行収益および金融制度の安定	6 (2)	1985. 7
西ドイツの公的金融		
－その規模と特徴－		
アメリカの公的金融	6 (1)	1985. 7
－フェデラル・ファイナンス・バンクと住宅金融－		
金融市場の理論的考察	5 (2)	1984. 7
債券格付に関する研究	2 (1)	1981. 7

資本市場に於ける企業の資金調達	1 (2)	1980. 10
ー発行制度と資金コストー		

◇資源・環境◇

カーボンファイナンスの評価と今後の可能性	25 (5)	2004. 12
ーモンテカルロ法によるシミュレーション分析ー		
地域経済と二酸化炭素排出負荷	24 (4)	2004. 3
エネルギー問題に関する理論および実証のサーベイ	1 (3)	1981. 2

◇会計・企業・財務◇

税効果会計と利益操作	25 (6)	2005. 3
ー倒産企業による実証分析ー		
コーポレート・ガバナンスの世界的動向	25 (3)	2004. 9
ー欧米、中国・韓国における法制度を中心とする最近の展開 ならびに「会社法制の現代化に関する要綱試案」の動向ー		
コーポレート・ガバナンス改革の現状と課題	24 (5)	2004. 3
ー経営機構改革の具体例の検討、内部統制システム等 に関する考察を中心としてー		
利益の質による企業評価	24 (3)	2004. 3
ー利質分析の理論と基本的枠組みー		
企業の再生と挫折	24 (2)	2004. 3
ーUAL におけるターンアラウンド戦略の評価ー		
商法改正後の新しいコーポレート・ガバナンスと企業経営	23 (6)	2003. 3
ー社外取締役、監査役会など米国型機構、従来型機構の検討を中心としてー		
日本の製造業	23 (5)	2003. 3
ー長期データに基づく収益力の再検証ー		
利益操作の研究	23 (4)	2003. 2
ー不当な財務報告に関する考察ー		
バブル崩壊後の企業財務の推移と課題	18 (3)	1998. 3
連結決算 20 年のデータで見る日本企業の資本収益性低下	18 (2)	1998. 3
日米医療 NPO (非営利組織) の経済分析	17 (2)	1997. 3
企業のリストラクチャリングについて	16 (1)	1995. 5

日本主要企業の資本構成	12 (2)	1991. 7
企業における情報行動の分析	7 (2)	1987. 3
ー職場における情報行動に関する調査報告ー		
ビジネス・リスクと資本構成	3 (1)	1982. 4
◇産業構造・労働◇		
技術進歩と人的資本	25 (1)	2004. 5
ースキル偏向的技術進歩の実証分析ー		
我が国の半導体産業とイノベーション	23 (7)	2003. 3
ーイノベーション経営研究会報告書ー		
我が国製造業の打開策を探る	23 (2)	2002. 11
ープロダクション・ニューパラダイム研究会報告書ー		
貿易と雇用	23 (1)	2002. 11
ーグローバル化の産業と地域への影響ー		
グローバル化と労働市場	21 (2)	2000. 11
ー日本の製造業のケースー		
偏向的技術進歩と日本製造業の雇用・賃金	20 (2)	1999. 6
ーコンピュータ投資にみる技術進歩の影響ー		
戦間期日本における農工間賃金格差	19 (3)	1998. 12
日本の労働市場と失業	9 (2)	1988. 8
ーミスマッチと女子労働供給の実証分析ー		
産業調整問題に関する理論および実証	3 (5)	1982. 8
◇地域政策◇		
地域・目的別社会資本ストックの経済効果	19 (2)	1998. 11
ー公共投資の最適配分に関する実証的分析ー		
地域間所得移転と経済成長	18 (1)	1998. 3
アジアにおける地域の国際ネットワーク化試論	17 (1)	1997. 3
ーネットワークの理論的考察とその応用としてのアジア重層ネットワーク構想ー		
新しい町づくりの試みサステイナブル・コミュニティ	16 (5)	1995. 10
ー真のベター・クオリティ・オブ・ライフを求めてー		

首都圏を中心としたハイテクゾーンの現状と将来

6 (6) 1986. 3