

景気実感と景気実態

加納 悟
齊藤 菜美

1. はじめに
 2. 従来の景気動向指数と問題点
 3. 日銀短観データによる景気動向指数の作成
 4. おわりに
- 補論

1. はじめに

わが国の経済は、1991年4月以来長い景気後退局面を経験しているが、後退局面にピリオドが打たれたか否かにつき活発な議論が繰り返しなされている。もっとも、そもそも景気の判断については、相反する見方が並存することは珍しいことではない。その1つの大きな原因是、「景気」とわれわれが総称しているものは具体的に何かという点について論者の間に共通の認識が得られていないことであろう。景気を論ずる際、あるエコノミストは GNP 全体あるいは特定の需要コンポーネントの動きを重視しているし、また他のエコノミストやビジネスマンは、経営者や消費者の「心理」といったものを問題にする。一般に「景気」変動とは、複数のマクロ経済变量の似通った動きとして定義されるが、どのマクロ变量を選択し、重視するかにより景気の現状について見方が異なってくる。経済的にもまた時には政治的にも極めて重要な「景気」

が、こうしたかなり曖昧な定義に基づいて議論されていることについては十分に認識されていないのが現状である。

これに対し、景気を表す数量的指標を作成しようという試みも行われている。経済企画庁が月次ベースで公表している経済企画庁 DI (Diffusion Index)、CI (Composite Index) 等がその一例である。しかし、これらの指標はいずれも①客観的な統計基準に基づき構築されたものではなく、②DI や CI の場合どの経済変数を index に加えるかにその値が大きく依存する、といった問題点が従来から指摘してきた。

こうした批判に応えて最近になってより客観的な統計基準の下に指標を構築しようとする試みがみられ始めている。Stock and Watson [1989] (以下 SW と略す) の考案した景気動向指数がそれである。SW の方法は、複数個の時系列データの背後に潜む共通のファクターを抽出しようと試みたものである。しかし、SW においても、時系列変数の

本論文の作成に当たっては、大日康史（立命館大学）、大塚英作（横浜国立大学）の各先生および横浜国立大学経済学部セミナー、1993年度理論・計量経済学会の出席者、日本銀行金融研究所研究第1課のスタッフほか多数の方々から有益なコメントを頂いた。もちろん、本論文で示されている意見およびありうべき誤りは筆者に帰属するものである。

金融研究

選択により分析結果が大きく異なるという問題点は依然解決されてはいない。

そこで本研究では、マクロ経済変数から「景気」を測るという考え方を離れ、日本銀行の企業短期経済観測調査（日銀短観）から得られる企業家の景況感に関するデータを基に、その背景にあると考えられる＜景気実態＞の抽出を試みた。鉱工業生産指数等の経済変数ではなく、経営者の景況感を表す変数を用いたのは、鉱工業生産指数等マクロ経済変数の変化によって引き起こされる景気変動は、各経営者によって「景況感」として具体的に捉えられていると考えられるため、経営者の「景況感」から景気循環を抽出する方が直接的であり、説明力が高いのではないかとの動機に基づいている。そして、そこから得られた指標を用いて「景気」の先行き、とくに景気の転換点を統計的に予測する。

本論文の構成は以下のとおりである。2.において、従来の景気動向指数について経済企画庁の現行指数を中心に問題点を整理するとともに、SW のモデルについて簡単に説明する。3.では日銀短観データから景気実態を抽出する具体的手順およびモデルを用いた実証分析結果について報告する。また、景気の現状と景気予測についても考察を加える。4.は結語に充てられる。

2. 従来の景気動向指数と問題点

まず、現在景気動向を表す指数として用いられている景気動向指数とその問題点についてみておこう。経済企画庁が毎月公表している景気動向指数（DI、CI）は先行指数（13系列）、一致指数（11系列）、遅効指数（8系列）の3つの指数¹⁾から成る。DI は各々の系列についてその3か月前の値と比較し、上昇系

1) 各指数を構成する系列は次のとおり。

先行指 数	1. 最終需要在庫指數(逆サイクル) 2. 原材料在庫指數(製造業)(逆サイクル) 3. 新規求人數(除学卒) 4. 実質機械受注(船舶・電力を除く民需) 5. 建築着工床面積(商工業・サービス) 6. 新築住宅着工床面積 7. 建設工事手持月数	8. 耐久消費財出荷指數 9. 日銀商品指數(総合) 10. マネーサプライ($M_2 + CD$) 11. 収益環境指數(製造業) 12. 投資環境指數(製造業) 13. 中小企業業況判断来期見通し(全産業)
	1. 生産指數(鉱工業) 2. 原材料消費指數(製造業) 3. 電力消費量 4. 稼働率指數(製造業) 5. 労働投入量指數(製造業) 6. 投資材出荷指數(除輸送機械)	7. 百貨店販売額 8. 商業販売額指數(卸売業) 9. 経常利益(全産業) 10. 中小企業売上高(製造業) 11. 有効求人倍率(除学卒)
	1. 最終需要財在庫指數 2. 原材料在庫指數(製造業) 3. 常用雇用指數(製造業) 4. 実質法人企業設備投資	5. 家計消費支出(全国勤労者世帯) 6. 法人税収入 7. 完全失業率(逆サイクル) 8. 全銀貸出約定平均金利

列の割合を%表現した値である。3指標のうち一致指標のDIは景気の山・谷を判断するうえで重要な指標の1つとされており、その50%ラインを景気転換点の目安としている。ただし、景気基準日付は、経済企画庁がDI採用系列以外の主要経済指標、専門家の意見等を考慮したうえで総合的に判断し決定されている。これに対しCIはDIに用いられるものと同様な系列に基づき、単に変化方向のみならずその大きさも考慮にいれたうえで指数化したものである。CIは景気変動のテンポなど量的側面を測るために役立つとされている。

これらの指標は広く利用されてはいるが、従来から次のような問題点も指摘されている。
①景気動向指数は、統計理論に基づき構築されたものではないこと、
②どのような経済変数から構成されるかにその値が大きく依存すること（言い換えれば、経済変数の選択が恣意的に行われていること）、
③実態に合わなくなってしまった統計を入れ換えて修正しているため指数の連続性がなくなっていること等である。わが国の景気動向指数はそもそも米国で発案され、今まで用いられているNBERによる景気動向指数に基本的に依拠したものであるが、この指数についても前述のような批判が存在していた。そこで、StockとWatsonは1989年に時系列モデルを用いて「景気」を測定し、より信頼度の高い景気動向指数を開発することを提案した。景気とは複数のマクロ変数の似通った動きと定義される。そこで、いくつかのマクロ経済変数を選び、それぞれの変数の変動をそれらすべてに共通な部分とそれぞれの変数に固有の部分とに分解する。そのうちすべての変数に共通の変動部分は、時間とともに変化するある未

知のファクターにより説明されるものであると考え、これを「景気」とみなすこととする。すなわち、あるマクロ変数 X_{it} に対し、

$$X_{it} = \beta_i + \gamma_i(L)C_t + u_{it} \quad (1)$$

と表現する。ここで β_i は未知の係数パラメータであり、 $\gamma_i(L)$ はラグ多項式

$$\begin{aligned} \gamma_i(L) &= \gamma_{i1}L + \gamma_{i2}L^2 + \dots + \gamma_{ip}L^p, \\ L^j X_t &= X_{t-j} \end{aligned}$$

である。(1)式においては第2項が各マクロ変数に共通の変動を表し、 u_{it} は X_{it} に固有な変動を示す。共通な変動は C_t という未知のファクターのみの影響を受けており、この C_t が「景気」であるとみなされる。各変数に固有な変動 u_{it} はより一般的に、

$$u_{it} = \phi_i(L) \varepsilon_{it} \quad (2)$$

と自己回帰モデルにより表現してもよい。

いま M 個のマクロの変数を選び、それらから成るベクトルを X_t 、対応する固有変動を表すベクトルを u_t とすれば、モデルは一般に

$$\begin{aligned} X_t &= \beta + \gamma(L)C_t + u_t \\ &= \beta + \gamma(L)C_t + \phi(L) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

と記述される。ここで $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{Mt})'$ 、 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_M)'$ 、 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Mt})'$ はいずれも M 次元のベクトル、 C_t はスカラーで、 $\gamma(L)$ 、 $\phi(L)$ はラグ多項式から成る M 次元のベクトルである。すなわち、

$$\begin{aligned} \gamma(L) &= (\gamma_1(L), \gamma_2(L), \dots, \gamma_M(L))' \\ \phi(L) &= (\phi_1(L), \phi_2(L), \dots, \phi_M(L))' \end{aligned}$$

また ε_{it} は互いに独立であるとする。さらに

加えて、「景気」実態を表す変数 C_t も時系列的に変化するものと考え、

$$\begin{aligned} C_t &= \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \phi_3 C_{t-3} + \dots \\ &\quad + \phi_p C_{t-p} + \xi_t \\ &= \phi(L)C_t + \xi_t \end{aligned} \quad (4)$$

と自己回帰過程で表現されるものとする。ただし ξ_t は ϵ_{it} と独立な正規分布に従う搅乱項であるとする。(3)式と(4)式を合わせたモデルはダイナミック・ファクターモデルと呼ばれており、これが SW によって「景気」の計測に用いられた。

(3)式、(4)式から成るシステムの推定に当たっては、(3)式を観測方程式、(4)式を状態方程式とみなせば、カルマン・フィルターのアルゴリズムが適用可能となる((3)式、(4)式の具体的な表現については補論1.参照)。ただし観測方程式および状態方程式には未知のパラメータが数多く含まれており、一般には最尤法によりそれらを推定する必要²⁾がある。

Stock and Watson [1989] はマクロ変数として、米国における鉱工業生産指数、商業販売高、実質所得、労働投入量指数の4系列を選択している。またわが国のケースについても大日 [1992] が同様なデータに対して SW モデルを適用した分析を試みている。

複数個の経済変量の変動に共通の変動要因を見い出すためのナイーブな方法としては、多变量解析の主成分分析あるいは因子分析等が知られているが、SW の方法はとくにデータの時系列的特性を考慮にいれたうえで、このような考え方を応用し、複数個の時系列データの背後に潜む共通のファクターを1つ抽出しようと試みたものといえよう。しかし

ながら、主成分分析はあくまで与えられた変数群に対してそれらの動きをできる限りうまく記述しうる1つの指標をつくる手法であり、変数群の選択により分析結果は大きく異なるという問題点がある。言い換えれば、変数選択に何らかの客観的基準が存在しない限り、景気をマクロ経済変数の集合として表現することは適当ではないことになる。

そこで本論文では、マクロ経済変数から「景気」を測るという考え方を離れ、企業家の景況感に関するデータを基にその背景にあると考えられる「景気実態」を探ることを試みる。企業家の景況感がマクロ経済変数全体の動きの背後にある共通のファクターである「景気実態」の「総合的」判断を示すものであるとすれば、それは、上記のような選択された一部の変数のみから抽出された共通のファクターよりも適切な総合的景気指数ということができるよう。すなわち、「景気実態」という未知のファクターに対し人々の景況感がある種の規則に従って反応すれば、たとえ反応にラグや癖があったにしても、反対に人々の景況感から景気実態についての情報が得られるのではないだろうか。そこで SW のモデルの考え方を利用し、この未知の景気実態を統計的に抽出すればよいことになる。

3. 日銀短観データによる景気指数の作成

(1) 日銀短観データの景気指数への変換手順

本論文では企業家の景況感を表す指標として日本銀行の企業短期経済観測調査（日銀短観）を利用した。日銀短観は企業動向を的確に把握することを目的として、四半期毎に

2) 具体的な計算のアルゴリズムについては大日 [1992] を参照。

景気実感と景気実態

(調査時期：2、5、8、11月、公表時期：3、6、9、12月) 一定の調査対象基準に基づき選定された主要企業（約700社）³⁾および全国企業に対し、各企業における業況感等についてアンケート調査を行っている。ただし、これは各企業の業況に関する調査であり、経済全体に対する特定の調査でないことは留意が必要である。各企業は業況の現状と先行きについて、3選択肢（「良い」、「さほど良くない」、「悪い」等）の中から1つを選ぶことを求められている。日銀はその結果を集計し、業況判断指数（D.I.）⁴⁾として公表している。日銀では、D.I.を重要な景気判断材料の1つとしているほか、企業動向の早期把握と先行き予測のために幅広く利用している。第1図(1)、(2)は、主要企業の業況判断より製造業と非製造業における先行判断と現状判断のD.I.の動きを、前述の経済企画庁発表の先行指数DI、一致指数DIおよび景気後退期と併せて表示したものである。

これらの図は短観D.I.の持つ以下のような特徴を表している。まず第1に、経済企画庁の定義による景気変動と企業家による業況判断を比較すると、仮に経済企画庁の定義が正しいとすれば、景気の山では人々は景気後退期に入る以前に悪くなると考え、谷においては景気後退期が過ぎた後もまだ悪いと考える悲観的な癖が観察される。この点は製造業、非製造業についてともに当てはまることがある。より詳しくみれば、景気の谷は現状判断を表す指数の谷よりも早く訪れ、比較的、先行判断の谷のタイミングにより近い。このよ

うに、日銀短観データについても、あくまで人々（企業家）の景況感を表現するものであり感覚的であること、また、企業の先行きに対する予測値は悲観的であるといった「癖」がある可能性が強い。しかし、何らかの癖があったとしても、これを統計的に処理しうるならば、鉱工業生産指数等の経済データに用いたのと同様な手法で、日銀短観データから景気に関する共通の情報が抽出できると考えられよう。また、先にみたように短観の業況判断D.I.は、経済変数の個別データに比べより滑らかな波を描くことから、多数のD.I.を組み合わせることによってより信頼度の高い指数を作成しうることも期待できる。具体的には、本論文では以下のような手続きによって景気指数を作成していく。

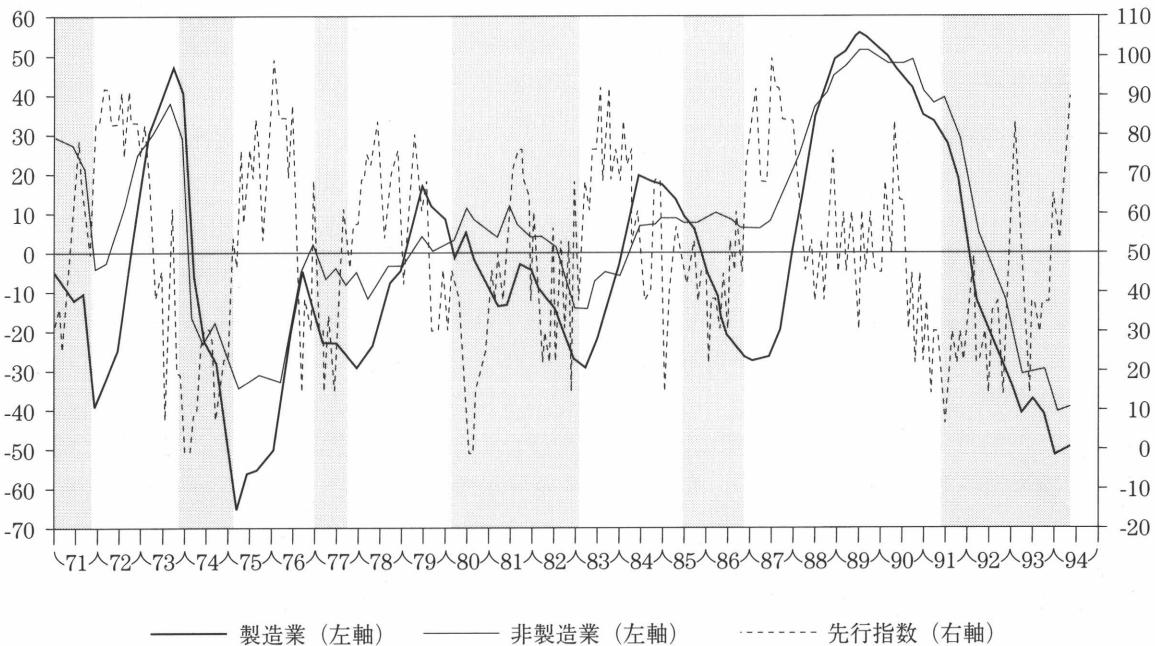
まず、日銀短観に含まれる第*i*調査（例えば、製造業現状判断に関する調査）において、全企業の中から N_{it} 個の企業を選び、業況に関するアンケート調査を行ったところ、 $r_{it} = (r_{1it}, r_{2it}, r_{3it})$ という結果を得たとする。ここで r_t の各要素はそれぞれ回答項目の(1)「業況が良い」、(2)「さほど良くない」、(3)「業況が悪い」を選んだ企業の数である。このとき、調査時点 t においてある企業が回答(1)を選択する確率 p_{1it} 、回答(2)を選択する確率 p_{2it} はそれぞれ r_{1it}/N_{it} 、 r_{2it}/N_{it} で推定されうる。ただし、ここで分析されるデータは「業況が良い」「さほど良くない」「業況が悪い」というように質的なデータであり、さらにはそのカテゴリー間には順序がついている。こういったデータの特質を考えた上での

3) 原則として資本金10億円以上の上場企業（除く金融保険業）の中から、業種別にみて概ね当該業種の動向を反映するに足りると認められる程度の社数を、またそれ以外でもとくに有力な企業を選定。

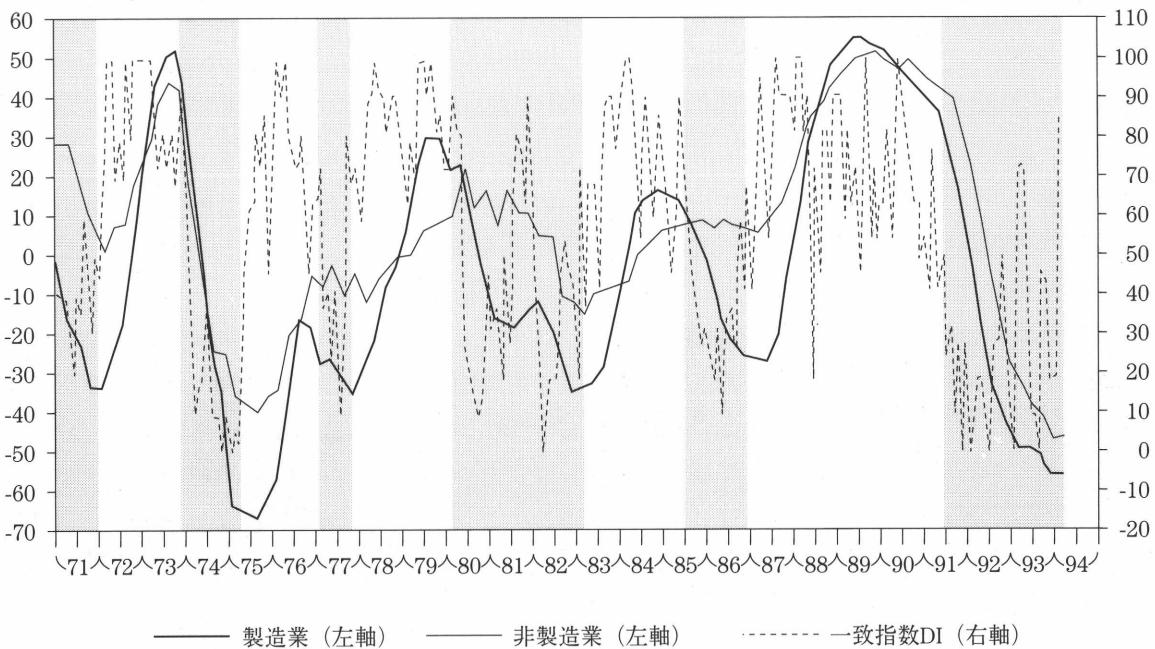
4) D.I.=<第1選択肢に対する回答社数構成比> - <第3選択肢に対する回答社数構成比>

第1図 業況判断 D.I.

(1) 先行判断



(2) 現状判断



(注) グラフ内のシャドー部分は景気後退期（経済企画庁調べ）を示す（以下のグラフも同様）。

景気実感と景気実態

分析が必要になる。そこで r_t に次のような変換を施す。

$$\begin{aligned} X_{1it} &= \log[r_{1it} / (r_{2it} + r_{3it})] \\ X_{2it} &= \log[(r_{1it} + r_{2it}) / r_{3it}] \end{aligned} \quad (5)$$

X_{1it} は業況が良いと答えるか否かのオッズの対数値（ログ・オッズ）、同様に X_{2it} は業況が良いもしくはさほど良くないと答えるか否かのオッズの対数値となっている。このような変換を考えれば、 $X_{1it} \leq X_{2it}$ が常に成り立つことに注意したい。この時 $X_{it} = (X_{1it}, X_{2it})$ の平均 $\xi_{it} = (\xi_{1it}, \xi_{2it})$ および分散共分散行列 Σ_i は

$$\begin{aligned} \xi_{1it} &= \log[p_{1it} / (p_{2it} + p_{3it})] \\ \xi_{2it} &= \log[(p_{1it} + p_{2it}) / p_{3it}] \end{aligned} \quad (6)$$

そして

$$\begin{aligned} \Sigma_i &= \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} \\ A &= 1 / (Np_{1it}) + 1 / N(p_{2it} + p_{3it}) \\ B &= 1 / N(p_{1it} + p_{2it})(p_{2it} + p_{3it}) \\ C &= 1 / N(p_{1it} + p_{2it})(p_{2it} + p_{3it}) \\ D &= 1 / N(p_{1it} + p_{2it}) + 1 / (Np_{3it}) \end{aligned}$$

と求められる（補論2.参照）。このうち Σ_i はデータを用いて

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma}_i &= \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} \\ A &= 1 / r_{1it} + 1 / (r_{2it} + r_{3it}) \\ B &= N / (r_{1it} + r_{2it})(r_{2it} + r_{3it}) \\ C &= N / (r_{1it} + r_{2it})(r_{2it} + r_{3it}) \\ D &= 1 / (r_{1it} + r_{2it}) + 1 / r_{3it} \end{aligned}$$

と推定される。ここで X_{1it} と X_{2it} は独立ではない点に注意しておこう。

われわれは $X_{it} = (X_{1it}, X_{2it})$ の平均 $\xi_{it} =$

(ξ_{1it}, ξ_{2it}) が「景気 (C_t)」の関数として表現されるものと考える。すなわち、

$$\begin{aligned} X_{1it} &= \beta_{i1} + \gamma_i(L)C_t + u_{1it} \\ X_{2it} &= \beta_{i2} + \gamma_i(L)C_t + u_{2it} \end{aligned} \quad (7)$$

ここで簡単化のため C_t に関するラグ多項式 $\gamma_i(L)$ は共通であり、定数 β_{i1} 、 β_{i2} のみが異なると仮定されている（このような定式化の正当性については補論3.を参照）。結局 $X_{it} \sim N(\xi_{it}, \Sigma_i)$ で近似されることになる。

調査が M 個あるとすれば、それぞれの調査に対して 2 本ずつの式を考え、それぞれの分散共分散を考慮したうえで $2M$ 本の式を同時に推定しなければならない。一般に、第 i 調査と第 j 調査の結果の偶然変動は独立と仮定すると、すなわち (X_{1it}, X_{2it}) と (X_{1jt}, X_{2jt}) とが独立と考えることにすれば、 u_t の $2M \times 2M$ 次元の分散共分散行列は、

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Sigma_2 & 0 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Sigma_M \end{pmatrix}$$

と与えられることになる。SW の定式化に比べ、ここではクロスセクションにおける誤差項の分散共分散構造を考慮に入る代わりに、 u_t の時系列的相關構造は $\phi_i(L) = 0$ と単純にとめおかれている。これは分析の対象となるデータが質的データであり、その誤差変動に相關構造を考えることは必ずしも自然ではないからである。

(2) 実証結果

実証に当たっては、日銀短観の調査のうち各企業の業況における先行きおよび現状見通しにつき調査した「判断調査・業況」の項目

について分析を試みた。対象は主要企業として選ばれた製造業約400社、非製造業250社である。具体的にデータは、(5)式によって対数変換され、データ X_{it} は次のように表現される。

$$X_{it} = \begin{pmatrix} X_{11t} \\ X_{21t} \\ X_{12t} \\ X_{22t} \\ X_{13t} \\ X_{23t} \\ X_{14t} \\ X_{24t} \end{pmatrix} \left. \begin{array}{l} \text{現状判断} \\ \text{先行判断} \end{array} \right\} \text{製造業} \\ \left. \begin{array}{l} \text{現状判断} \\ \text{先行判断} \end{array} \right\} \text{非製造業}$$

モデルの決定に当たっては、まず(3)、(4)式に含まれるラグの構造を定める必要がある。ここでは、簡単化のために X_{it} にみられる各景況感のデータのラグ構造、すなわち $\gamma(L)$ の次数はすべての $i = (1, \dots, 4)$ に対して共通であると考えた。さらに、 $\phi(L)$ 、 $\gamma(L)$ ともにその最低次数から最高次数までの項はすべて考慮し、途中の次数のラグを持つ項はすべてモデル中に含めることとした。

また誤差項については各調査内における誤差項の分散共分散を考慮にいれたうえで、 u_t の分散共分散行列には4個のパラメータ $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2$ を導入し、

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 \Sigma_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \Sigma_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 \Sigma_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4^2 \Sigma_4 \end{pmatrix}$$

と考えた。これは二項分布や多項分布を用いた場合、定式化が不十分であることからしばしば分散がモデルで定められるよりも大きくなることが知られており、このようないわゆる over-dispersion の問題を考慮するためである。モデルの定式化が十分であるならば、これらのパラメータの値は1に近い値として推定されるはずである。さらに、 C_t の誤差項 ξ_t の分散は1と正規化した。これはモデルの識別にとって必要な条件である。⁵⁾ 以上の特定化のもとで、モデル選択の基準として、AIC (Akaike's Information Criterion) および BIC (Bayesian Information Criterion) を用い、これらを最小にするモデルを選択することにした。また、尤度関数の最小値はここではスコアリング・メソッドによる反復計算により求めた。⁶⁾ 第1表は以上のような手順に従い、

第1表 推定結果

$q \setminus p$	1	2	3
1	-536.18	-565.26	-574.00
	-535.83	-564.69	-573.20
2	-589.45	-595.46	-590.72
	-588.99	-594.77	-589.81
3	-595.93	-596.63	-592.87
	-595.36	-596.36	-591.85
4	-595.34	-597.27	-596.45
	-594.66	-596.83	-595.31
5	-591.52	-593.88	-592.56
	-590.72	-592.86	-591.31

(上段：AIC、下段：BIC)

5) このことは次のように考えれば理解される。 ξ_t の標準偏差が仮に2倍になったとしよう。その時、 ϕ_i がすべて同様に2倍になり、反対に β_i, γ_i がすべて $1/2$ 倍になれば、モデルとデータの関係には影響がないことが分かる。それゆえ、これらのパラメータをすべて同時に決定することはできず、そのうち1つを固定する必要のあることが分かる。

6) 計算は SAS プログラムで行い、コンピュータは HITAC M680 を用いた。また、推定に必要な平均 CPU 時間は約 6 時間であった。

景気実感と景気実態

いくつかのモデルの AIC、BIC を求めたものであるが、いずれの基準によっても、 $p = 2$ 、 $q = 4$ ($p : \gamma(L)$ の次数、 $q : \phi(L)$ の次数) のモデルが選択されることが分かる。なお、表には記載されていないが、先行判断のラグ構造を現状判断より 1 期ずらすという実験をも行ってみたが、結果は改善されなかった。

また、第 2 表は、上記のモデルについての推定結果をまとめたものである。

ここで得られたパラメータの推定値より次の諸点が読み取れる。

(1) $p = 2$ より、企業の業況判断は当期と 1 期前の景気実態の影響を受けるものと考えてよい。(3)式における C_t と C_{t-1} のウエイト γ_{i1} 、 γ_{i2} を比較した場合、現状判断の

データは C_{t-1} のウエイトの方が C_t のウエイトよりも大きく、先行判断のデータではその反対になっている。このことは先行判断のデータが現状判断のデータに先行して変動することに対応している。また、景気判断は景気実態から遅れていることが分かる。

(2) 製造業のデータに対するウエイトは非製造業のデータのウエイトよりも大きな値をとっている。このことは、景気実態の影響は製造業データに対してより大きいことを示している。

(3) $q = 4$ と C_t は比較的長いラグを持つ自己回帰過程で記述される。さらに、 C_t の自己回帰過程を表現する特性方程式の解はす

第 2 表 推定結果 (パラメータ値)

$(p, q) = (2, 4)$

β_{11}	-1.284835	γ_{11}	0.0107737 (0.0172642)	γ_{12}	0.0120676 (0.0188326)
β_{21}	1.3824363	γ_{21}	0.0193493 (0.0157105)	γ_{22}	0.0017573 (0.0168973)
β_{12}	-1.318292	γ_{31}	0.0055984 (0.0115352)	γ_{32}	0.0087284 (0.0125461)
β_{22}	1.5977187	γ_{41}	0.0095219 (0.0108593)	γ_{42}	0.003584 (0.0116247)
β_{13}	-1.027615				
β_{23}	1.8378636				
β_{14}	-1.067595				
β_{24}	1.9940852				

ϕ_1	3.4386187 (0.1334236)	σ_1^2	1.694047 (0.0888133)
ϕ_2	-4.679545 (0.3614731)	σ_2^2	2.081692 (0.1067380)
ϕ_3	2.977319 (0.3495013)	σ_3^2	3.1909692 (0.1517868)
ϕ_4	-0.745829 (0.1207321)	σ_4^2	3.5479173 (0.1683944)

(注) () 内の数値は推定値の標準偏差を表す。

べて虚根であることが分かる。このことから C_t は比較的複雑な循環変動を示すことが分かる。

- (4) σ^2 についてみれば、製造業よりも非製造業のデータの方が大きく、先行判断よりも現状判断の方が大きい。これらはそれぞれのデータに対するモデルの適合度を反映するものと考えられる。

第2図に描かれているグラフは、1966年第1四半期から93年第3四半期について推定された景気実態の値を表したものである。これを見ると、①一致指数に比べ、スムースな形で得られている、② C_t の上昇局面への転換点と景気のボトム期とはほぼ一致しており、現状判断 D.I.、先行判断 D.I. のクロスを見るといった手順を踏まなくとも景気動向が判断できる、③短観 D.I. に比べても、悲観的で遅行するという癖はみられないという特徴点がみてとれる。

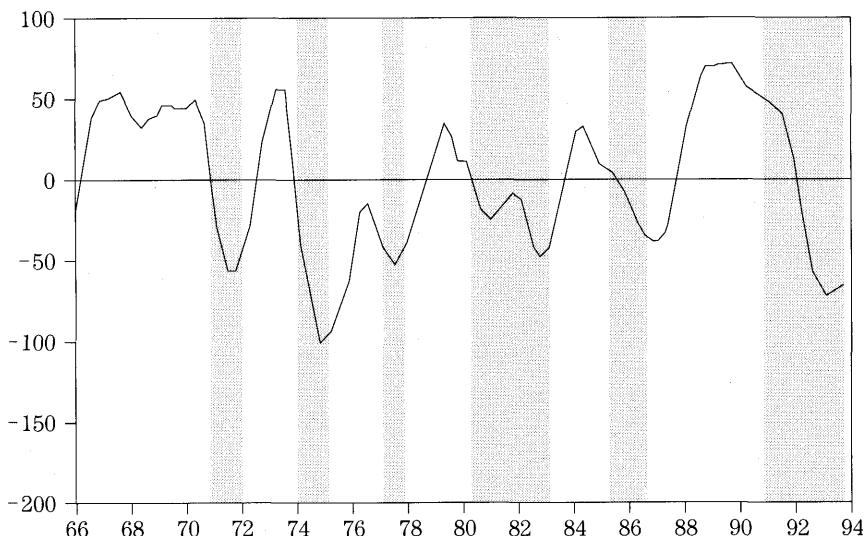
次に(4)式より予測推定値 C_{t+k} ($k = 1, 2, \dots$) を求めてみると（第3図）、93年8月時

点までの短観データをもとに推計された予測結果からは、景気が93年秋以降一種の2番底の形でさらに悪化するが、95年第1四半期に底を打つという姿がみてとれる。

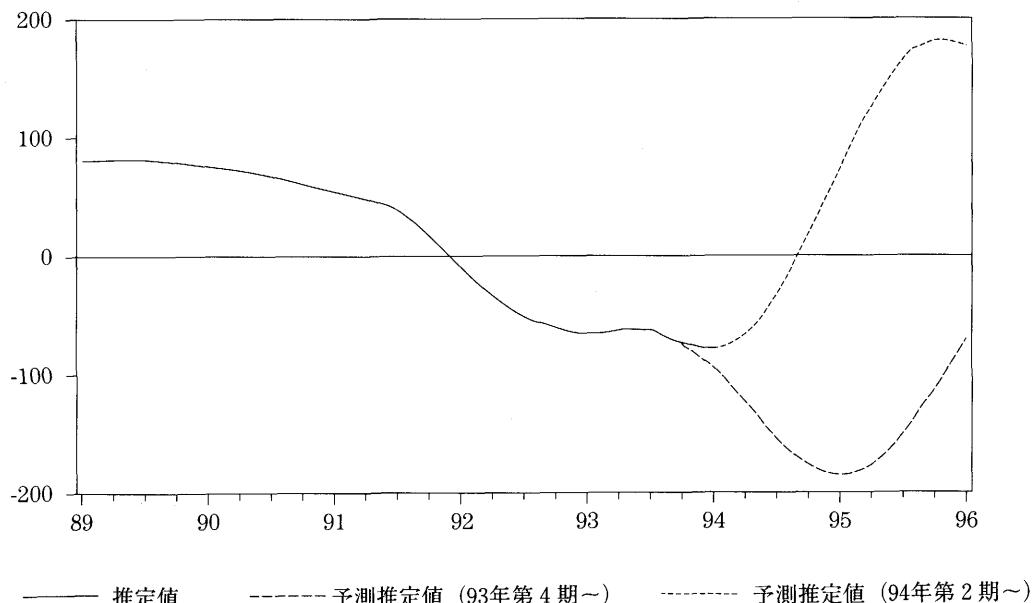
もっとも以上の分析は93年8月時点までのデータに基づいているため、93年秋に行われた第7次公定歩合引下げや94年に入っての総合経済対策などのニュースの効果は考慮されてはいない。所得税減税や規制緩和など景気実感および景気実態に大きなインパクトを持つ政策が景気の転換点をどの程度早めるかは、興味深い問題であろう。そこで第2段階として93年第4四半期、94年第1四半期のデータを追加し、94年第2四半期、第3四半期の値を推定した。ただし第1段階ですでに得られた表2中の γ 、 ϕ 、 σ の値はそのまま利用する。その結果を用いて、94年第4四半期以降の景気を予測し、第1段階での予測値と比較する。

その結果、第3図にみられるように景気の底は94年の第1四半期になっており、93年8

第2図 景気実態の推定値 (C_t)



第3図 予測推定値の比較



月までのデータを用いた推計結果と比較すると、景気回復の足取りがかなり早まる姿となる。これは企業家の景気判断が93年後半から94年初にかけてかなり改善したためであろうと推測できる。

4. おわりに

本論文は、これまで一般的には曖昧な定義しか与えられてこなかった「景気」と総称される概念に対して、1つの統計的指標を作成しようという試みである。ここでは、従来の米国におけるSWの研究やこれを日本のデータに応用しようと試みた大日の研究とは異なり、日銀短観の企業家の業況感に関するサーベイデータの動きの中に潜む共通のファクター(C_t)を抽出し、そこから景気に対する何らかの情報を取り出せないかと考え

た。

抽出された企業家の業況感に含まれる C_t と事後的に決定される経済企画庁の景気基準日付とを比較すると、両者の間には一定の規則性があるようと思われる。また、直近時点のデータからみると、1994年第1四半期近辺で業況感に含まれる C_t の動きに潮目の変化がみられる点も一応確認できる。

本論文では、サーベイデータから統計的に共通のファクターを抽出し、それを景気と考え数量化することを試みた。しかし、本論文で提案された景気動向指数を評価するに当たっては、より多面的な角度からの検討が必要であることはいうまでもない。本論文では、主に、統計的手法の紹介に重きを置いたが、より実用的な指標の構築を求める作業は今後の課題である。

金融研究

補論 1.

(3)式、(4)式はそれぞれ以下のように展開する。

$$\begin{pmatrix} X_{11} \\ X_{21} \\ \vdots \\ \vdots \\ X_{1M} \\ X_{2M} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & & \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1p} \\ & 1 & 0 & \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1p} \\ & & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots \\ & & & \ddots & \ddots & \ddots \\ 0 & & & & \gamma_{M1} & \gamma_{M2} \cdots \gamma_{Mp} \\ & & 1 & & \gamma_{M1} & \gamma_{M2} \cdots \gamma_{Mp} \\ & & & 1 & \gamma_{M1} & \gamma_{M2} \cdots \gamma_{Mp} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} \\ \beta_{21} \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_{1M} \\ \beta_{2M} \\ C_t \\ C_{t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ C_{t-q+1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{11} \\ u_{21} \\ \vdots \\ \vdots \\ u_{1M} \\ u_{2M} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \beta_{11} \\ \beta_{21} \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_{1M} \\ \beta_{2M} \\ C_t \\ C_{t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ C_{t-q+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & & & & & & & & \\ & 1 & 0 & & & & & & \\ & & \ddots & & & & & & \\ & & & 0 & & & & & \\ & & & & 1 & & & & \\ & & & & & 1 & & & \\ & & & & & & \phi_1 & \phi_2 & \cdots & \phi_q \\ & & & & & & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ & & & & 0 & & \ddots & \ddots & & \ddots \\ & & & & & & \ddots & \ddots & & \ddots \\ & & & & & & 0 & \cdots & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} \\ \beta_{21} \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_{1M} \\ \beta_{2M} \\ C_{t-1} \\ C_{t-2} \\ \vdots \\ \vdots \\ C_{t-q} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ \varepsilon_{11} \\ \varepsilon_{21} \\ \vdots \\ \varepsilon_{1M} \\ \varepsilon_{2M} \end{pmatrix}$$

補論 2.

分散共分散行列 Σ_i の各成分を求める手順を X_{1it} と X_{2it} の共分散を例にとって示す。

まず、 $X_{it} = (X_{1it}, X_{2it})$ の共分散は、

$$\text{Cov}(X_{1it}, X_{2it}) = \text{Cov}(\log[r_{1it}/r_{2it} + r_{3it}], \log[r_{1it} + r_{2it}/r_{3it}])$$

と与えられる。ここで、右辺は以下のように展開される。

$$\begin{aligned} & \text{Cov}(\log[r_{1it}/r_{2it} + r_{3it}], \log[r_{1it} + r_{2it}/r_{3it}]) \\ &= \text{Cov}(\log[r_{1it}], \log[r_{1it} + r_{2it}]) \\ &\quad - \text{Cov}(\log[r_{1it}], \log[r_{3it}]) \\ &\quad - \text{Cov}(\log[r_{2it} + r_{3it}], \log[r_{1it} + r_{2it}]) \\ &\quad + \text{Cov}(\log[r_{2it} + r_{3it}], \log[r_{3it}]) \\ &\quad \cdots (*) \end{aligned}$$

次に命題(1)～(3)を用いて、式 (*) の右辺の各項を求める。

〈命題〉

- (1) $V(f(x)) = \{f'(E(x))\}^2 V(x)$
- (2) $\text{Cov}(f(x_1), g(x_2)) = f'(E(x_1))g'(E(x_2)) \text{Cov}(x_1, x_2)$
- (3) $\text{Cov}(x_1, x_2) = -N p_{x_1} p_{x_2}$

① 第 1 項目

$$\begin{aligned} & \text{Cov}(\log[r_{1it}], \log[r_{1it} + r_{2it}]) \\ &= 1/E(r_{1it}) \cdot 1/E(r_{1it} + r_{2it}) \\ &\quad \cdot \text{Cov}(r_{1it}, r_{1it} + r_{2it}) \\ &= p_{3it}/N(p_{1it} + p_{2it}) \end{aligned}$$

② 第 2 項目

$$\begin{aligned} & \text{Cov}(\log[r_{1it}], \log[r_{3it}]) \\ &= 1/E(r_{1it}) \cdot 1/E(r_{3it}) \\ &\quad \cdot \text{Cov}(r_{1it}, r_{3it}) \\ &= -1/N \end{aligned}$$

③ 第 3 項目

$$\begin{aligned} & \text{Cov}(\log[r_{2it} + r_{3it}], \log[r_{1it} + r_{2it}]) \\ &= 1/E(r_{1it}) \cdot 1/E(r_{1it} + r_{2it}) \\ &\quad \cdot \text{Cov}(r_{1it}, r_{1it} + r_{2it}) \\ &= -p_{1it} p_{3it}/N(p_{1it} + p_{2it})(p_{2it} + p_{3it}) \end{aligned}$$

④ 第 4 項目

$$\begin{aligned} & \text{Cov}(\log[r_{2it} + r_{3it}], \log[r_{3it}]) \\ &= 1/E(r_{2it} + r_{3it}) \cdot 1/E(r_{3it}) \\ &\quad \cdot \text{Cov}(r_{2it} + r_{3it}, r_{3it}) \\ &= p_{1it}/N(p_{2it} + p_{3it}) \end{aligned}$$

①～④より、

$$\begin{aligned} (\text{(*)の右辺}) &= p_{3it}/N(p_{1it} + p_{2it}) + 1/N \\ &\quad + p_{1it} p_{3it}/N(p_{1it} + p_{2it})(p_{2it} + p_{3it}) \\ &\quad + p_{1it}/N(p_{2it} + p_{3it}) \\ &= (p_{1it} + p_{2it} + p_{3it})^2/N(p_{1it} + p_{2it})(p_{2it} + p_{3it}) \\ &= 1/N(p_{1it} + p_{2it})(p_{2it} + p_{3it}) \end{aligned}$$

したがって、 p_{it} に r_{it}/N を代入すれば、

$$\widehat{\text{Cov}}(X_{1it}, X_{2it}) = N/(r_{1it} + r_{2it})(r_{2it} + r_{3it})$$

が得られる。

一方、 X_{1it} 、 X_{2it} の分散も同様にして求められ、結局、 $X_{it} = (X_{1it}, X_{2it})$ の分散共分散行列は、

$$\begin{aligned} \Sigma_i &= \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} \\ A &= 1/r_{1it} + 1/(r_{2it} + r_{3it}) \\ B &= N/(r_{1it} + r_{2it})(r_{2it} + r_{3it}) \\ C &= N/(r_{1it} + r_{2it})(r_{2it} + r_{3it}) \\ D &= 1/(r_{1it} + r_{2it}) + 1/r_{3it} \end{aligned}$$

と推定される。

補論 3.

以下では、各企業が景気実態に対してどのように反応し、どのようなメカニズムでアンケート調査に答えるのかを記述するために、以下のようなモデルを考えてみよう。

t 時点における景気実態を表す変数を C_t とする。もちろんこのような C_t の値は未知である。ある特定の企業 (j 企業としよう) に対し、2つの閾値 S_{1j} 、 S_{2j} が存在し、その企業は以下のようなルールでアンケート調査に答えるものと仮定する。

$$C_t > S_{1j} \text{ ならば景気がよい、もしくはよくなる} \dots \dots \dots \quad (1)$$

$$S_{1j} > C_t > S_{2j} \text{ ならば変化なし} \dots \dots \dots \quad (2)$$

$$S_{2j} > C_t \text{ ならば景気が悪い、もしくは悪くなる} \dots \dots \dots \quad (3)$$

ここで個体差によるばらつき、すなわち閾値の企業間差異を考えた時、 S_{1j} 、 S_{2j} がそれぞれ正規分布 $N(\xi_1, \sigma^2)$ 、 $N(\xi_2, \sigma^2)$ に従うものとすると、ある企業が項目(1)を選ぶ確率は、

$$\begin{aligned} Pr[C_t > S_{1j}] &= Pr[(C_t - \xi_1) / \sigma > Z] \\ &= \Phi(\beta_1 + \gamma C_t) \end{aligned}$$

と表される。ただし、ここで $\beta_1 = (\xi_1 / \sigma)$ 、 $\gamma = (-1 / \sigma)$ は未知パラメータであり、 Z は標準正規分布に従う確率変数を、 Φ はその分布関数を表している。また同様に、ある企業が項目を(2)、(3)を選ぶ確率はそれぞれ、

$$\begin{aligned} Pr[S_{1j} > C_t > S_{2j}] &= Pr[Z > (C_t - \xi_1) / \sigma] \\ &\quad - Pr[(C_t - \xi_1) / \sigma > Z] \\ &= \Phi(\beta_2 + \gamma C_t) - \Phi(\beta_1 + \gamma C_t) \\ Pr[S_{2j} > C_t] &= Pr[(C_t - \xi_1) / \sigma > Z] \\ &= 1 - \Phi(\beta_2 + \gamma C_t) \end{aligned}$$

と表される。このようなモデルは、多項プロビットモデルと呼ばれている。ただし、ここでの定式化においては、2つの Φ のなかに共通のパラメータ $\gamma = (-1 / \sigma)$ がみられるが、これはパラメータ数を節約するためである。

一方、ロジスティック分布の分布関数は、

$$\Psi(x) = \exp(x) / \{1 + \exp(x)\}$$

で与えられる。このロジスティック分布の分布関数 $\Psi(x)$ は、ごく端の値を除き正規分布の分布関数 $\Phi(x)$ に近い値をとるうえ、計算上の扱いが正規分布に比べ簡単ことが多い。例えば、 $\Psi(\beta + \gamma C_t)$ に対し、

$$\begin{aligned} \log[\Psi(\beta + \gamma C_t) / \{1 - \Psi(\beta + \gamma C_t)\}] \\ = \beta + \gamma C_t \end{aligned}$$

が成り立つことが分かり計算上便利である。そこで、多項プロビットモデルにおいて Φ を Ψ で置き換えたモデルを考え、これを多項ロジットモデルと呼んでいる。

以上

[(加納) 横浜国立大学経済学部教授
 (齊藤) 日本銀行金融研究所研究第1課]

景気実感と景気実態

【参考文献】

- 大日康史、「日本における確率的景気指標の開発」、『経済学論叢』第44巻第1号、同志社大学、1992年12月
片山 徹、『応用カルマンフィルター』、朝倉書店、1983年
日本銀行経済統計研究会、『経済指標の見方・使い方』、東洋経済新報社、1993年
森 一夫・佐竹光彦・大日康史、「ストック＝ワトソンタイプの景気指数」、『経済学論叢』第45巻第1号、
同志社大学、1993年9月
Engle, R.F and M.W. Watson, "A One - Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates",
Journal of the American Statistical Association 76, pp. 774-81, 1989
Kanoh, S., "Statistical Reconsideration of the EPA Diffusion Index", *Journal of the Japanese and International
Economies* 4, pp. 139-56, 1990
Stock, J.H. and M.W. Watson, "New Index of Coincident and Leading Economic Indicator", NBER Macroeconomic
Annual Report, MIT Press, 1989.
_____, and _____, "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.83,
No.404, 1988