

基準化正規CP指数と日銀『短観』判断

データによる景気分析*

刈屋 武 昭

1 要 約

本論文では、日本銀行『主要企業短期経済観測』(以下『短観』と略す)[1][2])の判断項目のデータを分析すべく、その指数(数量)化の方法を確立し、その方法を用いて製造業14項目に関する景気分析を行う。

周知のように、日銀では毎四半期主要企業650社(昭和63年現在)に対して経済活動についてサーベイを行っている。その中には数値を質問する計数項目と、業況の良し悪し等を問う3つの選択肢からなる判断項目がある。本論文では後者の判断項目(現状)のデータの指数化(計数化)を狙い、その指数に基づいてMTVモデル分析(刈屋[3])を行い、「景気」指数を作成する。また企業の「流動性ポジション」指数等も得る。実際の指数化では、カールソン=パーキン法(Carlson and Parkin [7], 刈屋[3], Kariya [5]: 以下CP法と略す)の応用を考える。CP法はインフレ率等直接観察可能な変数の集団的予想値を得る方法であるが、ここでは観察不能な潜在変数としての「業況」水準(変数)等の指数化として利用するため、指数化の方法としてのモデル論的基礎を与え、そのモデルのもとでの潜在変数が一意的に識別可能であることを示す。そして各判断項目に対応する潜在変数に関する企業の分布状況として正規分布を仮定し、与えられた3つの選択肢(「良い」「悪

い」「変わらない」等)の企業比率データから基準化正規CP指数作成法を与える。

他方、日銀ではこれまでいわゆる「日銀判断DI」として、ディフュージョン・インデックス(DI)を用いて判断項目データを指数化してきた。この論文では、このDI指数についても同様な理論的基礎を与える。すなわち判断項目に対応する潜在変数の企業の分布状況について一様分布を仮定すると、DIは基準化一様CP指数を $1/\sqrt{3}$ 倍したものであることを示す。従ってDIと基準化正規CP指数は共通のベースで比較可能となり、後者の相対的優位性を方法的側面と実証的側面から主張する。方法的側面では基準化正規CP指数は単に浸透度のみならず量的拡大をも表わす測度として解釈される。実証的比較ではその指数は、業況等の変化パターンや相対的量的変化についてより詳細な情報を提供することが明らかになる。これら2つの観察に基づいて判断データを要約する指数として基準化正規CP指数を提案する。

次に、製造業(386社)14判断項目について基準化正規CP指数を求め、MTVモデル分析をする。標本期間は74年Q2~87年Q2である。その結果、共通第1変動要因として、全般的に各変数(指数)に影響を与える「景気」指数を抽出する。この指数によると、86年第3期に「景気」は底を打ったあと、分析期間の最後の87年Q2期では回復がはっきりしており、さらに総合的にみて実際の景気指標として機能することを示している。またMTVモデルの予測はその後更に拡大していくことを示している。第2変動要因は、企業の流動性ポジションを示すものとして解釈される。この指標から81年以降企業の資金ポジションは過剰気味であり、86年Q2期の谷でも過剰であっ

* 本研究の過程では、松江由美子(帝京大)教授からは計算機プログラム等についてお手伝いを頂いた。また江口英一(一橋大)教授からは、資料の提供ならびにコメントを頂いた。藤野正三郎(一橋大)教授からは貴重なコメントを頂いた。記して謝辞を表したい。本研究は、科学研究費一般研究C(62530011)の補助を受けている。

たことを示している。また第3変動要因は、生産要素および価格関連項目に影響を与えるものであるが、この共通要因は、第1要因の「景気」指数に対する先行指数としての利用可能性があることを観察する。

2 『短観』判断調査項目

判断調査項目データは、企業の景気動向や活動の現状および先行きの企業の判断を調査したもので、『主要企業短観』では、業況・採算、需給・在庫、生産要素、企業金融についての18項目に亘る[1]。調査時期は2月、5月、8月、11月の4回で、2月の調査では第1四半期の現状と、第2四半期の先行きの見通しが調査される。季節的にフレのある項目については季節性を除いた実勢で判断することになっている。本論文では共通なデータの利用可能性から18項目のうち次の14項目のデータを利用する。各項目の説明と分類は[1]による。

[業況・採算関連]

- ① 業況——収益を中心とした当該企業の一般的な業況について判断(選択肢 1)良い 2)さほど良くない 3)悪い)
- ② 製商品価格*——主要製品ないし主要取扱い製商品の販売価格(輸出品は円ベース)について判断(1)上昇 2)もちあい 3)下落)
- ③ 仕入価格*——主要原材料購入価格ないし主要取扱い商品仕入価格についての判断(1)上昇 2)もちあい 3)下落)
- ④ 製商品の採算*——主要製品ないし主要取扱い製商品の販売価格および原材料の仕入価格等を総合して判断(1)好転 2)変わらない 3)悪化)

[需給・在庫関連]

- ② 製品需給——主要製品の属する業界の製品需給についての判断(1)需要超過 2)ほぼ均衡 3)供給超過)
- ③ 製商品在庫水準——総売上高に照らしてみた製商品在庫過不足についての判断(1)過大 ~やや多め 2)適正 3)やや少な目~不足)

- ④ 流通在庫水準——主要製品の流通在庫不足についての判断(1)過大~やや多め 2)適正 3)やや少な目~不足)
- ⑤ 原材料在庫水準——生産高に照らした原材料在庫残高の過不足についての判断(1)過大 ~やや多め 2)適正 3)やや少な目~不足)

[生産要素関連]

- ⑥ 生産設備——生産能力の過不足についての判断(1)過剰 2)適正 3)不足)
- ⑦ 雇用人員——雇用人員の過不足についての判断(1)過剰 2)適正 3)不足)

[企業金融関連]

- ⑧ 資金繰り——手元現預金水準のほか、金融機関の貸出態度、回収・支払条件等を総合した判断(1)楽である 2)さほど苦しくない 3)苦しい)
- ⑨ 金融機関の貸出態度(1)ゆるい 2)さほどゆるくない 3)きびしい)
- ⑩ 手元現預金水準(1)多目 2)適当 3)少な目)
- ⑪ 借入金利水準*——主取引先金融機関の金利についての判断(1)上昇 2)変わらない 3)低下)

上の各項目の○の中の数字は、以下で用いる変数番号である。また*印を付けた項目は、前回調査時(「現状」)、今回調査時(「先行き」)からの変化方向についての回答である。それ以外の項目については水準(レベル)についての回答である。

日銀では、これら各項目の調査結果を、業種ごとに回答社数を集計し、それを業種ごとの合計社数に対する百分比で表わし、さらにそれを以下のようにDIを算出している。例えば業況判断の場合業況判断DI

$$= \left(\frac{\text{「良い」と回答}}{\text{した企業の割合}} \right) - \left(\frac{\text{「悪い」と回答}}{\text{した企業の割合}} \right)$$

3 基準化正規 CP 法と DI の理論的基礎

カールソン・パーキン(CP)法は、インフレ率のような観察可能な経済変数の予想について個別的なサーベイデータが与えられているとき、対象集団の平均的予想水準とその集団内の予想値の分散の推定値を与える方法で Carlson and Parkin

[7]によって提唱された。

この方法の理論的再定式化は刈屋[3]にあり、また確率的反応関数を導入した拡張はKariya[5]によってなされている。しかしこの方法を『短観』判断データに直接応用するためには、次の問題点を解決する必要がある。

a) CP法は、インフレ率等観察可能な変数についてのサーベイデータに基づいて、集団の平均的「予想値」を与える方法であるから、業況判断データのような漠然とした業況「水準」をどのように概念的に対応させるか。

b) CP法は基本的には標本調査を前提しているが、『短観』データは標本調査でないこと。

この問題を業況判断データを例にとって考える。業況判断のデータの情報は、各企業が過去の一定期間の経験から期待する「活動水準」(潜在の変数)があって、その期待水準からの乖離が「業況水準」を表現するものとみなすことができる。CP法によって得られる値は、この業況水準の対象企業集団の平均値と分散である。このことを具体的にモデル化しよう。

[I] 対象企業集団の数を N とし、第 i 企業の「活動水準」を表わす変数を X_{it} とする。 X_{it} は観察不可能な潜在の変数であり、一般にそれは売上高、在庫水準、資本量、雇用量等(Z_{ijt} で示す)の関数として

$$(3.1) \quad X_{it} = f_i(Z_{i1t}, Z_{i2t}, \dots), \quad X_{it} > 0$$

と表現されるものとする($i=1, \dots, N$)。ここで活動水準変数 X_{it} の想定仕方は、企業ごとに異なる可能性はあるが、(3.1)の定式化では、それは企業間で大きく異ならないとして、関数 f_i は i に依存しないと仮定している。次に各企業に対して、過去の一定期間の経験や所有する生産要素からみて望ましい(期待する)活動水準 X_{it}^* があるとする。このとき第 i 企業の t 時点(現状)での業況「水準」は

$$(3.2) \quad x_{it} = 100(X_{it} - X_{it}^*) / X_{it}^* \quad (\%)$$

と表現されると仮定する。

[II] t 期の業況水準 x_{it} について、3つの選択

肢(1)良い 2)変らない 3)悪い)についてサーベイ調査が N 企業について行われているものとする。

[III] 各企業は、[II]の質問に対する反応関数として

ア) $x_{it} > \delta$ のとき 1) と回答

イ) $-\delta < x_{it} < \delta$ のとき 2) と回答

ウ) $x_{it} < -\delta$ のとき 3) と回答

するものとする。ここで $\delta > 0$ は、「変らない」と回答する変化の許容範囲を決める値であり、通常閾値と呼ばれる。

[IV] 推計しようとする値は、 x_{it} の集団全体の平均値

$$(3.3) \quad \mu_t = \sum_{i=1}^N x_{it} / N$$

と集団内の x_{it} の分散

$$(3.4) \quad \sigma_t^2 = \sum_{i=1}^N (x_{it} - \mu_t)^2 / N$$

である。

[V] 母集団全体の x_{it} の i に関する累積分布関数

$$(3.5) \quad F_t(z) = \# \{i : x_{it} \leq z\} / N$$

は正規分布関数で近似可能であるとする。ここで(3.5)の分子は z より小さな業況水準をもつ企業数を表わし、 $F_t(z)$ は z より小さな業況水準をもつ企業数の母集団比率である。この仮定のもとでは x_{it} の i についての分布状況が、 μ_t, σ_t^2 をもつ正規分布に対応し、従って標準正規分布 Φ を用いて

$$(3.6) \quad F_t(z) \doteq \Phi((z - \mu_t) / \sigma_t)$$

と表現される。

以上がCP法を業況判断データに用いる場合のモデルに対応する部分である。実際のデータは、i)と回答した企業数 M_{it} の割合

$$(3.7) \quad r_{it} = M_{it} / N \quad (i=1, 2, 3)$$

$$(r_{1t} + r_{2t} + r_{3t} = 1)$$

の形で与えられる。 r_{it} は[IV][V]から $z = \delta$ よ

り大きい業況水準をもつ企業数の割合 $1-F_t(\delta)$ であるから (3.5) より

$$(3.8) \quad r_{1t} \doteq 1 - \Phi((\delta - \mu_t)/\sigma_t)$$

となる。同様に r_{3t} は $F_t(-\delta)$ に対応し

$$(3.9) \quad r_{3t} \doteq \Phi((-\delta - \mu_t)/\sigma_t)$$

となる。それゆえ

$$(3.10) \quad a_t = \Phi^{-1}(1 - r_{1t}), \quad b_t = \Phi^{-1}(r_{3t})$$

とおくと、 μ_t と σ_t の推定値

$$(3.11) \quad \mu_t = \frac{-\delta(a_t + b_t)}{a_t - b_t}, \quad \sigma_t = \frac{2\delta}{a_t - b_t}$$

が得られる。『短観』データでは調査対象企業は固定されているので、(3.11)で得られる平均 μ_t と標準偏差 σ_t は、標本誤差のない集団の真の平均値と標準偏差に対応する。もちろんその値は x_{it} の i についての分布が正規分布であるという仮定に依存する。 N が大きいときは、その仮定は妥当であろうが、[10] で用いている業種別データでは N が小さく、問題となるかもしれない。

次の仮定は他の仮定とともに (3.2) の潜在的変数 x_{it} の表現の一意性を保証する。

$$[VI] \quad \delta = 1$$

表現の一意性をみるため、 x_{it} の別表現として変換 $g(x_{it})$ を考えよう。このとき正規性の仮定 [V] は $g(x_{it})$ が正規分布であることを要求する。すなわち (3.2) の x_{it} の表現は、正規性を保存する範囲の変換の中で一意的である。さらに未知パラメータ $-\infty < \mu_t < \infty, \sigma_t > 0$ に対して正規分布を保存する変換は線形変換に限るから、すべての x_{it} に対して [V] の正規性を保証する変換は、線形変換 $x_{it} \rightarrow \beta x_{it} + \alpha$ に限ることになる。しかし反応関数 [III] の閾値のとり方の対称性 ($-\delta$ と δ) により、モデルの斉合性から $\alpha = 0$ が必要である。次に上のモデルで $x_{it} \rightarrow \beta x_{it}$ と変換すると、平均と分散はそれぞれ $\mu_t \rightarrow \beta \mu_t, \sigma_t^2 \rightarrow \beta^2 \sigma_t^2$ と変換され、閾値は $\delta \rightarrow \beta \delta$ と変換される。それゆえ $\delta = 1$ とすると β は ± 1 となり、 $x_{it} > 0$ のときが回答 1) 良いに対応することから、結局 $\beta = 1$ に限られる。従って表現 x_{it} が一意的に識別される。なお x_{it} の一意的な識別性は、 X_{it}^* が X_{it} と独立的に与えら

れる限り (3.1) の X_{it} の識別性に対応している。

以上の議論から、[I] ~ [V] のモデルでは観察不能な潜在変数 x_{it} の識別性のために仮定 [VI] $\delta = 1$ は必要である。このように識別された潜在変数 x_{it} の (3.11) で推定される平均 μ_t を CP 指数と定義し、

$$(3.12) \quad \mu_t / \sigma_t = (a_t + b_t) / 2$$

(基準化正規 CP 指数)

を基準化正規 CP 指数と定義する。閾値 δ の基準化 ($\delta = 1$) は、変化についての認識の幅の基準化とみなすことができ、2つの CP 指数や CP 標準偏差の比較を可能にする。例えば業況 CP $\mu_t(1)$ と雇用水準 CP $\mu_t(7)$ の場合、対応する潜在変数 $x_{it}(1)$ と $x_{jt}(7)$ は $[-1, 1]$ の外にでたときその変化を認識するように基準化された変数であり、 $\mu_t(1)$ と $\mu_t(7)$ はその基準化変数の平均値であるからその大きさは互いに比較可能な変数となっている。同様に標準偏差も比較可能であり、たとえば $\sigma_t(1) > \sigma_t(7)$ は業況変数 $x_{it}(1)$ の方が雇用水準変数 $x_{jt}(7)$ より企業間で変動が大きいことを示すことになる。基準化 CP 指数は標準偏差の異なる2つの CP 指数の変動幅を基準化して比較するときに利用できる。

なお (3.8) で $r_{1t} = 1$ の場合もしくは (3.9) で $r_{3t} = 1$ の場合、 $\mu_t = \infty$ もしくは $\mu_t = -\infty$ となり、有限の平均値と標準偏差が求められない。便宜的ではあるが、これらの場合について

$$(3.13) \quad \begin{aligned} r_{1t} = 1 \text{ のとき } & \mu_t = 3, \sigma_t = 1, \text{ および} \\ r_{3t} = 1 \text{ のとき } & \mu_t = -3, \sigma_t = 1 \end{aligned}$$

を仮定する。これは $1 - \Phi(3) < 0.003, \Phi(-3) < 0.003$ であることによる。

DI と CP 指数の比較

最初に第2節で述べた日銀 DI に CP 指数に対応したモデル論的基礎を与える。CP 指数と同様に [I] ~ [IV] を仮定する。仮定 [V] の代りに次の仮定をおく。

[V'] 潜在変数 x_{it} のとりうる値は $[\gamma_t(-1 + \lambda_t), \gamma_t(1 + \lambda_t)]$ ($\gamma_t > 0, -\infty < \lambda_t < \infty$) とする。母集団全体の x_{it} の i に関する累積分布関数 (3.5) の

$F_t(z)$ に対して, $F_t(z)$ は区間 $[\gamma(-1+\lambda_t), \gamma(1+\lambda_t)]$ 上の一様分布で近似される. すなわち $F_t(z)$ の密度関数は

$$f_t(z) = 1/2\gamma_t \quad (\gamma_t(-1+\lambda_t) \leq z \leq \gamma_t(1+\lambda_t))$$

で近似される.

この仮定のもとでは, (3.7) より「良い」と回答する割合 r_{1t} と「悪い」と回答する割合 r_{3t} は

$$(3.14) \quad r_{1t} = \int_{\delta}^{\gamma(1+\lambda_t)} f_t(z) dz$$

$$= [\gamma_t(1+\lambda_t) - \delta] / 2\gamma_t$$

$$(3.15) \quad r_{3t} = \int_{\gamma_t(-1+\lambda_t)}^{-\delta} f_t(z) dz$$

$$= [-\delta - \gamma_t(-1+\lambda_t)] / 2\gamma_t$$

で与えられる. これらの式と DI の定義から

$$(3.16) \quad \lambda_t = r_{1t} - r_{3t} = DI$$

が得る. すなわち DI は, $[V']$ の一様分布の位置パラメータ λ_t を推定しているとみることができる. 他方, その一様分布のスケール・パラメータ γ_t は

$$(3.17) \quad \gamma_t = \delta / (1 - r_{1t} - r_{3t})$$

と推定される. ただし, $r_{1t} + r_{3t} < 1$ とする. もし $r_{1t} = 1$ もしくは $r_{3t} = 1$ の場合は, $\lambda_t = 1$ もしくは $\lambda_t = -1$ かつ $\gamma_t = 1$ と約束する. この約束は, 正規分布を仮定した CP 法による $r_{1t} = 1$ もしくは $r_{3t} = 1$ の場合の約束 (3.13) に対応する. さて $[V']$ の一様分布の平均は $\lambda_t \gamma_t$ であり, 分散は $\gamma_t^2 / 3$ であるから, 母集団の平均 μ_t と標準偏差 σ_t は

$$(3.18) \quad \mu_t = \delta(r_{1t} - r_{3t}) / (1 - r_{1t} - r_{3t})$$

$$\sigma_t = \delta / \sqrt{3} (1 - r_{1t} - r_{3t})$$

と推定される. それゆえ (3.16) の DI は次式となる.

$$(3.19) \quad \lambda_t = \mu_t / \sqrt{3} \sigma_t$$

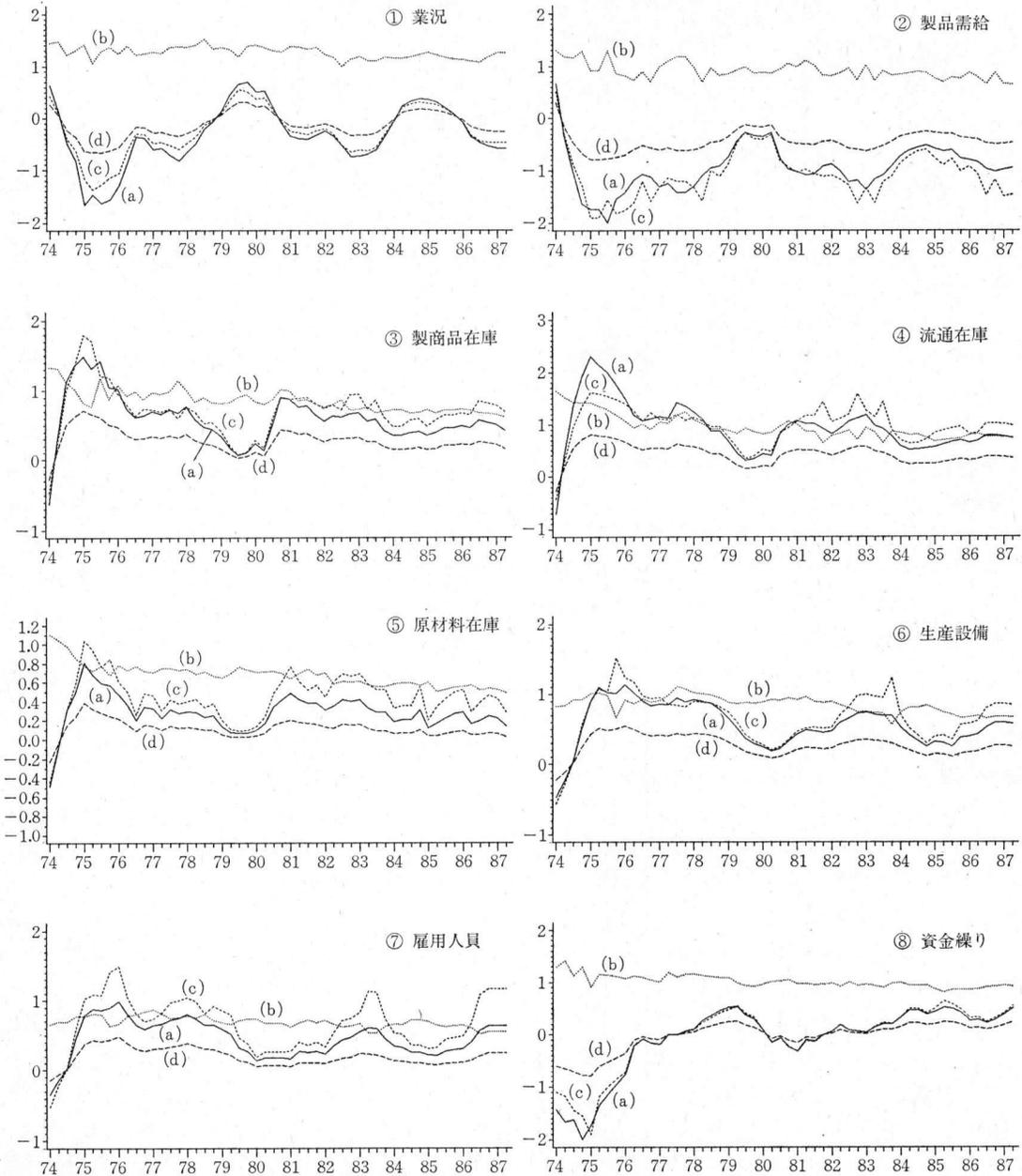
(基準化一様 CP 指数 μ_t / σ_t の定数倍)

以上の議論から, DI は区間 $[\gamma_t(-1+\lambda_t), \gamma_t(1+\lambda_t)]$ 上の一様分布の基準化一様 CP 指数であることが解った. この視点からは, DI と我々の基準化正規 CP 指数との相違点は, 後者では潜在的変数 x_{it} の i に関する分布として正規分布を仮定しているのに対して, DI ではそれを一様分布とみなす点である. 従って 2 つの指標の相対的優位性は, どちらの分布が現実的妥当性をもっているかという問題に帰着されよう. この問題については

次節で議論する. ここでは方法的な相違点として次の点を指摘しておく. (3.15) の DI では, r_{1t} と r_{3t} がそれぞれ同じ d ずつ増加しても不変であるのに対して, 正規 CP 指数では (3.8) と (3.9) より CP 指数値は r_{1t} と r_{3t} の値に依存し, $r_{1t} > r_{3t}$ のときは追加的(限界的)な同一の増分 d に対して μ_t は正の方に動くことになる. これは, DI (3.15) の r_{1t} と r_{3t} に関する線形的構造によるものであるが, 現実的妥当性からは正規 CP 指数の性質の方が適当であろう.

この問題と関係して, (3.12) の基準化正規 CP 指数が, 業況等の量的拡大を測る測度として機能することを主張しよう. 一般に知られているように「DI は経済活動の好・不況等の浸透度を測るためのものであり, その量的な大きさを測ることを直接的な目的とはしていない. 例えば製商品価格判断 DI が 90 を超えても, ほとんどの企業で価格が引上げられたことは示しても, 物価上昇率の程度までを示すものではない」(日銀 [1]). この DI の性質は上述の DI の方法的特徴からくるもので, 一様分布の場合「上昇」と回答する企業比率の限界的な 0.01 の増加は, そのまま (3.19) の DI (=基準化一様 CP 指数) の 0.01 の増加となるためである. 他方, 正規分布を仮定した場合, 「上昇」と回答する企業比率の限界的な 0.01 の増加は, 基準化正規 CP 指数 (3.12) を 0.01 以上増加させる. すなわち経済活動の好・不況等について「上昇」と回答する企業比率の限界的 1% の増加は, 実際に種々の業種や生産効率等の異なる企業がある中で「上昇」と回答する企業数が限界的に 1% 増加したことであり, 構造的に限界的な業種や生産効率の悪い企業の「上昇」の回答は, 経済活動水準全体の規模の拡大があった, と考えられよう. それゆえ実際の経済活動水準の量的拡大を伴っていると考えられよう. すなわち正規分布はその業種間の差や生産効率等の差による景況の差を表現する企業分布として理解され, そのもとでは潜在変数の基準化正規 CP 指数 (3.12) はその量的拡大を表現しているとみることができる. 結論として, 基準化正規 CP 指数は, 単に浸透度のみならず景況等の量的拡大を表現するものとして

図 4-1 CP 指数(a), 標準偏差(b), 基準化 CP 指数(c), DI(d)のグラフ



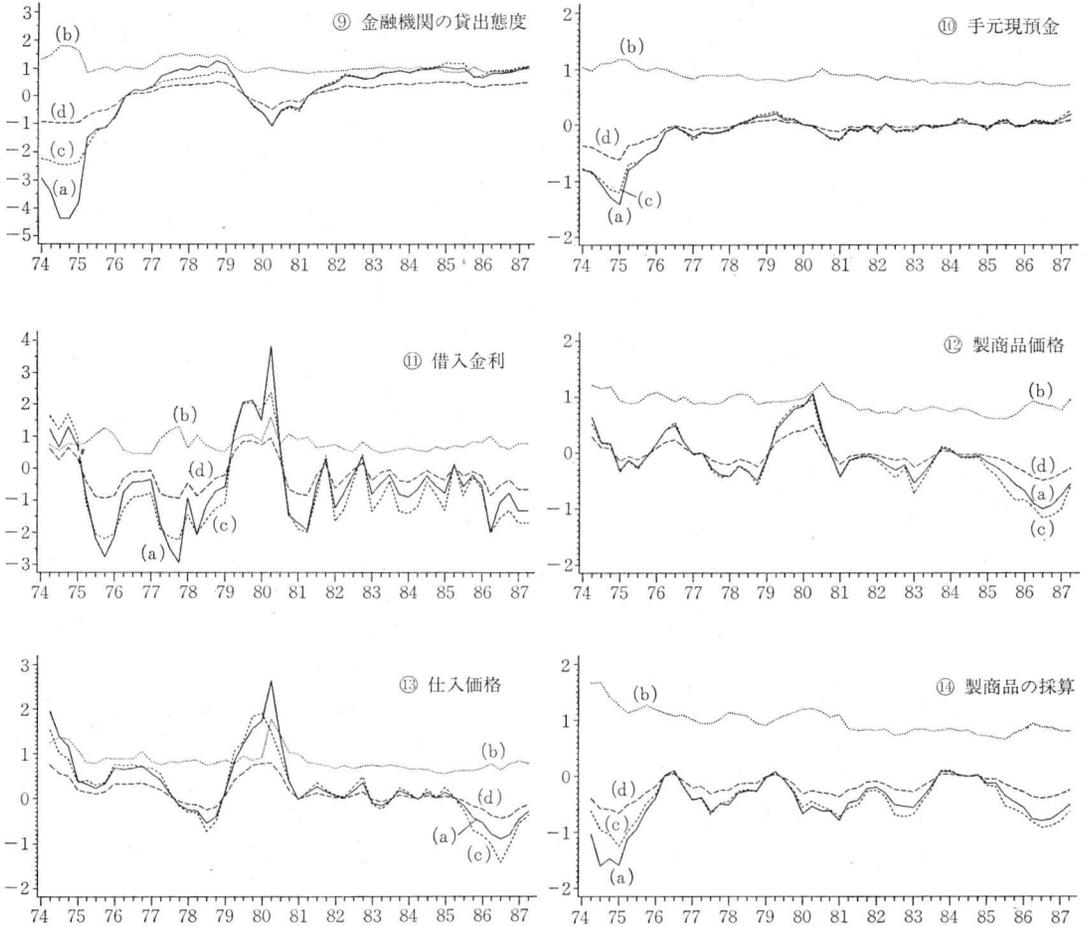
みることができる。同様に正規 CP 指数についてもその解釈が可能である。

4 判断 DI と基準化 CP 指数の実証的比較

本節以降では基準化正規 CP 指数を単に基準化 CP 指数とよぶ。

図 4-1 は、判断 DI と CP 指数を比較するため、74 Q 2 ~ 87 Q 2 の期間について

- (a) CP 指数 μ_t (実線)
- (b) 標準偏差 σ_t (最も細かな点線)
- (c) 基準化 CP 指数 μ_t/σ_t (2 番目に細かな点線)
- (d) DI



(d) 判断DI(最も粗い点線)

を、製造業採用14判断項目(現状)を時系列プロットしたものである。これらのグラフから次の点が観察される。

ア) どのグラフについても、判断DIの変数はCP指数、基準化CP指数の変動と比べて滑らかであり、山谷の相対的な変動幅も小さく細部の情報を十分提供していない。

ここで注意すべき点は、DIは区間 $[-1, 1]$ の中の値をとり、CP指数と基準化CP指数のスケールと同一でないため、各指数間の変動幅を直接比較できない点である($DI \times \sqrt{3}/2$ は基準化CP指数と比較可能)。上の変動幅の記述は、DIは景気

局面中で山の高さや谷の深さの相対的大きさが、他の指数のそれと比べてあまり大きくないことを述べるものである。また、景気局面での変動パターンがDIの場合あまりはっきりしていない。これらの差異は、第3節で述べたDIとCP指数の方法論的差異によるものである。とくに在庫変数(③④⑤)については、DIとCP指数の変動の差が大きく、DIに基づく在庫状況の判断が難しくなっていると考えられる。他方、CP指数および基準化CP指数では、在庫を含む多くの変数の各景気局面での変動が明瞭であり、3節で述べたように景気の量的大きさも示しているように見える。この点後に再びみる。

表 4-1 基準化正規 CP 指数(14 判断項目 ①~⑭)の相関係数

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭
①	1.000	.907	-.852	-.878	-.736	-.718	-.693	.601	.328	.544	.454	.331	.226	.523
②	.907	1.000	-.789	-.887	-.723	-.809	-.762	.374	.088	.320	.532	.431	.367	.378
③	-.852	-.789	1.000	.862	.865	.461	.417	-.674	-.429	-.668	-.290	-.350	-.228	-.618
④	-.878	-.887	.862	1.000	.824	.674	.582	-.450	-.162	-.420	-.420	-.356	-.268	-.412
⑤	-.736	-.723	.865	.824	1.000	.515	.384	-.454	-.229	-.438	-.338	-.352	-.265	-.443
⑥	-.718	-.809	.461	.674	.515	1.000	.893	-.049	.191	.024	-.580	-.289	-.326	.022
⑦	-.693	-.762	.417	.582	.384	.893	1.000	-.039	.163	.038	-.525	-.376	-.390	-.112
⑧	.601	.374	-.674	-.450	-.454	-.049	-.039	1.000	.926	.966	-.207	-.242	-.381	.563
⑨	.328	.088	-.429	-.162	-.229	.191	.163	.926	1.000	.877	-.451	-.455	-.583	.491
⑩	.544	.320	-.668	-.420	-.438	.024	.038	.966	.877	1.000	-.211	-.161	-.322	.567
⑪	.454	.532	-.290	-.420	-.338	-.580	-.525	-.207	-.451	-.211	1.000	.594	.670	-.045
⑫	.331	.431	-.350	-.356	-.352	-.289	-.376	-.242	-.455	-.161	.594	1.000	.928	.422
⑬	.226	.367	-.228	-.268	-.265	-.326	-.390	-.381	-.583	-.322	.670	.928	1.000	.177
⑭	.523	.378	-.618	-.412	-.443	.022	-.112	-.563	.491	.567	-.045	.422	.177	1.000

イ) 標準偏差 σ_i は、全体として 1 に近いところであまり大きく変動していない(注意 $\delta = 1$)。相対的に⑩借入金利水準の標準偏差の変動が最も大きい。また①業況の標準偏差は 1 より若干高い水準で推移しており、他の変数に比べて業況は企業間での散らばりが相対的に大きいことを示している。他方、⑦雇用水準の標準偏差は、1 より若干低い水準で推移しており、他の変数に比べて雇用水準は企業間での散らばりが相対的に小さいことを示している。またわずかであるが、全体として標準偏差は減少傾向にある。

ウ) CP 指数と基準化 CP 指数を比較すると、標準偏差が全体としてあまり大きく変動しないため、2つの指数の変動パターンは大きく変らない。標準偏差の変動が相対的に大きな⑩借入金利水準の場合でも、2つの指数の変動は相似的である。

エ) 分析期間の各項目の平均値は、必ずしも 0 でないのは当然であるが、DI の 0 水準(=CP の 0 水準=基準化 CP の 0 水準)からみて全体として一方向に偏りをもつものが多い。

実際、分析期間を通じて、①業況と対応的な②製品需給と⑭製商品採算は下方(マイナス方向)に偏り、在庫関連(③④⑤)は上方(過剰)に偏り、生産要素水準(⑥⑦)は上方(過剰)に偏っている。これらは企業判断のクセ(悲観性)を示すものであ

う。また在庫や生産設備に対しては、平均水準はそれらの最適水準と関係しているかもしれない。これらの変数の景気変動分析では平均値からの乖離を扱うのが適当であろう。なお図中の横線は基準化 CP 指数の平均値水準である。

オ) 企業金融関連の⑧⑨⑩では、第 1 次オイルショック後の不況期(74~75)を除いて、DI と CP 指数、基準化指数の間で他の変数(項目)と比べてあまり大きな差がなく、81 年以降では通貨供給量の増加傾向等過剰流動性を背景に景気局面に関係なく流動性は過剰気味であることを示している。

以上の観察から、DI に比べて CP 指数もしくは基準化 CP 指数の方が景気分析上より有効であろうと考えられる。以下では、我々は基準化 CP 指数を利用する。

なお基準化 CP 指数の平均値(標準偏差)は次のとおり(*は t 値が 5% で有意なもの)。

- ① -.28(.45) ② -1.11(.41)* ③ .72(.3)*
 ④ 1.01(.32)* ⑤ .45(.21)* ⑥ .70(.33)*
 ⑦ .68(.36) ⑧ -.02(.58) ⑨ .16(1.01)
 ⑩ -.14(.33) ⑪ -.69(1.28) ⑫ -.16(.48)
 ⑬ .22(.70) ⑭ -.44(.33)

t 値は在庫関連および生産設備に過剰感があることを示している(上方へのバイアス)。また 14 判断項目の基準化 CP 指数の相関行列は、表 4-1 に与えてある。

この表から相関係数の絶対値の大きさ(0.73以上)から、大雑把にいて次のグループ化が可能であろう。

グループ 1: ①②③④⑤(業況・需給・在庫)

グループ 2: ⑥⑦(生産要素)

グループ 3: ⑧⑨⑩(企業金融)

グループ 4: ⑫⑬(価格)

変数⑪借入金利率および⑭製商品採算は、他のどの変数ともあまり相関が大きくない(⑪と最大相関をもつものは⑬仕入価格(0.67), また⑭と最大相関をもつものは③製商品在庫(-0.618)). 他方, グループ2はグループ1と比較的大きな相関をもっている. 次節ではこれらの変数の時間的空間的相関構造をMTVモデル分析する.

5 基準化CP指数による「景気」の抽出

前節では『短観』データに基づいて, DIに比べてCP指数もしくは基準化CP指数の方が, 景気の各局面等での時系列的変動をより明確かつ詳細に表現していると推論した. 本節ではこの推論に基づいて, 14判断項目の基準化CP指数に対する共通変動要因としての「景気」を抽出し, 指標化する. 景気を景気関連変数の背後にある共通変動要因として, MTVモデルで抽出する. 以下の議論は刈屋[3]と同様である. またStock and Watson[8]では, 状態空間モデルにより一致系列と先行系列の背後にある共通変動要因としての「景気」を抽出している. MTVモデルでは, 製造業14判断項目の基準化CP指数(の基準化変数) y_{it} ($i=1, \dots, 14$)の背後に, 主たる q 個の共通変動要因 f_{jt} ($j=1, \dots, q$)があり, y_{it} の各時系列変動はこれら q 個の共通要因の時系列変動によってもたらされている, とみる. すなわち y_{it} を

$$(5.1) \quad y_{it} = v_i + \beta_{i1}f_{1t} + \dots + \beta_{iq}f_{qt} + \epsilon_{it}$$

として眺め, 与えられたデータ y_{it} から β_{ij} を推定し, 共通変動要因 f_{jt} を抽出する. ここで f_{jt} は, 自己回帰プロセス等一定の時系列プロセスに従うとする. このモデルは主成分変動要因分析の時系列化であり, その理論的基礎はKariya[6]に与えられている. 結果の解釈では, β_{ij} の構造に基づく点は主成分分析の場合と同様であるが, 加え

表 5-1 判断項目基準化CP指数MTVモデル分析
(表は各項目と各要因の相関係数(因子負荷量)を示す)

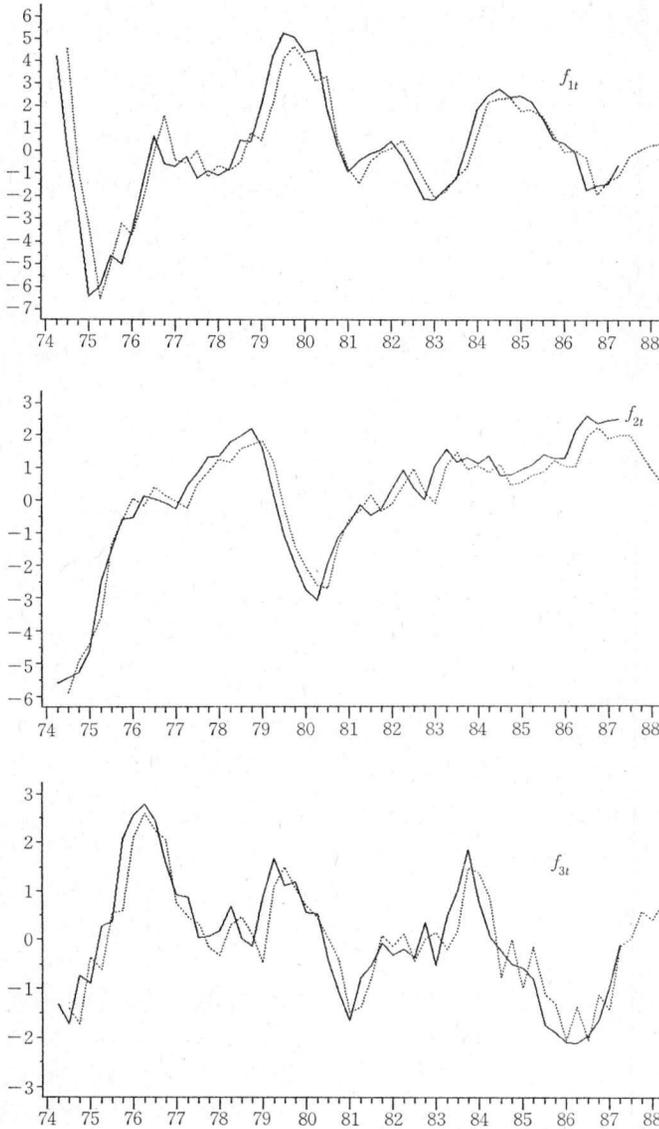
	第1要因	第2要因	第3要因
① 業況	.9630	.0739	-.1309
② 製品需給	.9332	-.1597	-.1780
③ 製商品在庫	-.9216	-.2330	-.1357
④ 流通在庫	-.9198	.0170	.1051
⑤ 原材料在庫	-.8388	-.0630	-.0670
⑥ 生産設備	-.7061	.4171	.5199
⑦ 雇用人員	-.6763	.4224	.3963
⑧ 資金繰り	.5454	.8121	-.0072
⑨ 貸出態度	.2592	.9341	-.0095
⑩ 現預金	.5143	.7950	.1082
⑪ 借入金利率	.4911	-.6660	-.0133
⑫ 製商品価格	.4673	-.6154	.6073
⑬ 仕入価格	.3643	-.7510	.4825
⑭ 商品採算	.5627	.3556	.6054
固有値(分散)	6.6941	4.1198	1.4909
寄与率(%)	47.8	29.4	10.6
累積寄与率	47.8	77.2	87.8

て f_{jt} の時系列変動の情報を利用する. 表5-1には変動要因に対する因子負荷量 $=\beta_{ij} \times (f_{jt}$ の分散) $^{1/2}$, f_{jt} の分散(固有値), 寄与率, 累積寄与率を与えてある. また図5-1には変動要因 f_{jt} ($j=1, 2, 3$)のグラフを与えてある. 以下この表とグラフに基づいて各変動要因をみていく.

第1変動要因 f_{1t}

表5-1より第1要因 f_{1t} の分散は6.7で全変動の約48%を占める. この第1要因 f_{1t} の変動と強く関係している変数は, ①業況(0.96) ②製品需給(0.93) ③製商品在庫水準(-0.92) ④流通在庫水準(-0.92) ⑤原材料在庫水準(-0.84)であり(相関係数の絶対値0.8以上) ⑥生産設備(-0.71) ⑦雇用水準(-0.67)が続く. ただし()の中は第1要因と各変数との相関係数(=因子負荷量)である. f_{1t} の影響が最小のものは⑨金融期間の貸出態度(0.26)であるが, 全般的に各変数は f_{1t} の影響を受けて変動している. また図5-1の第1要因 f_{1t} と図4-1の業況を比べると, 両者はきわめて対応的であり, これらの変動の山谷は企画庁の景気基準日付にほとんど対応している. また企画庁『景気動向指数』一致採用系列から抽出した第2変動要因としての「景気」ともきわめて対応的である(刈屋[3]をみよ). これから, 第1変動要因は業

図 5-1 14 判断項目基準化 CP 指数 MTV 分析共通変動要因の
グラフ(f_{1t} ~ f_{3t}) (点線は MTV 予測値)



況全般としての「景気」水準を表現している、と判断される。図 4-1 の業況基準化 CP 指数と比べると、MTV モデルによる第 1 変動要因 f_{1t} の動きの方が景気の山と谷の相対的大きさをより明瞭に表わし、またより詳細な情報を提供しているように思われる。しかし MTV モデル分析の結果は採用期間に依存し、実際の指標化ではその選択が重

要となる。また新しいデータが得られた場合、一番古いデータを残すのか、またはそれを捨てていくのか、といった問題も抽出する「景気」指標の位置づけと利用法と関係して重要である。後者の問題では、『短観』データが比較的短期の景気変動と比べた現在の景況感についての情報を提供するものとして考えられるので、新しいデータとともに標本(分析)期間をずらしていくことが適当であろう。

図 5-1 で最近の「景気」の動きをみると、86 年第 3 期に景気は底を打ったあと、分析期間の最後の 87 年第 2 期では回復がはっきりしてきており、MTV モデルの予測(点線)はその後更に拡大していくことを示している。

第 2 変動要因 f_{2t}

第 2 要因の分散は 4.1 で、全変動に対する寄与率は 29% である。この要因の影響を大きく受ける変数は、⑧資金繰り状況(0.81) ⑨金融機関の貸出態度(0.93) ⑩手元現預金水準(0.80) ⑪借入金利水準(-0.67) ⑫製商品価格(-0.62) ⑬仕入価格(0.75)である(()の中は因子負荷量)。これらの変数は企業金融関連および価格(インフレ)関連であり、企業の流動性ポジションを表わすものと判断される。この解釈のもとでは、各変動要因は互いに独立的(無

相関)であるから、流動性ポジションは「景気」(第 1 要因)と独立的であることになる。図 5-1 の第 2 要因のグラフは、図 4-1 の⑧⑨⑩のグラフときわめて対応的であり、これらの変動は特に 80 年以降「景気」と対応していないことを示している。図 5-1 の第 2 要因のグラフから 81 年以降企業の資金ポジションは過剰気味であり、それは⑩

借入金利水準と負の相関をもっているものの(相関 -0.67)、86年第2期の景気の谷でも第2変動要因 f_{2t} (もしくは⑧⑩⑪のCP、基準化CP、DIの値)は正(過剰)であることを示している。このことは、いわゆるケインズの流動性トラップの状態にあること、従って金利政策が景気浮揚政策として直接的には機能しないことを意味するだろう。この結果として「景気」 f_{1t} と流動性指数 f_{2t} が独立的になっている、と判断される。もちろんその背後に、貯蓄残高の増大、貨幣供給量の長期的増大、直接資本市場の拡大、国際化と自由化、等の要因があり、市場で決定される金利を政策的にコントロールしていくことが困難になっている。

第3変動要因 f_{3t}

分散1.5、寄与率11%をもつ第3要因は、⑥生産設備(0.52) ⑦雇用水準(0.40) ⑩製商品価格(0.61) ⑬仕入価格(0.48) ⑭製商品採算(0.61)に強く影響するが、生産要素関連と価格採算関連に対して正の係数(同符号)であることから、生産要素の過剰感と価格上昇感が共存していたことになる。第3要因の変動を図5-1のグラフでみると、第1要因の「景気」とかなり対応的であり、さらに重要な点は第3要因は第1要因に対して先行的である点である。実際、第1要因(と第3要因)の山谷の対応をみれば、75年Q1の谷(74年Q3の谷)、76年Q3の山(76年Q2の山)、77年Q3の谷(77年Q2の谷)、79年Q3の山(79年Q2の山)、81年Q1の谷(81年Q1の谷)、82年Q1の山(81年Q4の山)、83年Q1の谷(83年Q1の谷)、84年Q3の山(83年Q4の山)、86年Q3の谷(86年Q1の谷)であり、第3要因は第1要因の景気に対して0期から5期の先行性をもっている。その解釈として、次のように考えられる。景気の回復過程の後半(頂点の近く)では、企業は生産の行き過ぎに気づきはじめる、生産設備や雇用水準が過剰気味であることを感じる。しかし実際の生産調整は若干遅れる。他方、価格は景気回復の後半で上昇

する。すなわち生産要素の判断項目は、(その判断なるがゆえに)景気の山に対して先行的であり、価格判断項目(価格上昇感)も山に対して先行的である、と考えられる。

以上の観察より、第3要因を「景気」(第1要因)の先行指標として利用できる可能性があろう。その視点からみれば、図5-1より86年Q1で谷をつけ、その後大きく反転している先行指標の動きから、87年Q2時点で景気は更に拡大基調を続けている、と判断される。更に第3要因のMTVモデル予測値(点線)を利用すれば、88年Q1~Q2に対して景気は上昇することになる。

なお藤野正三郎(一橋大)教授から第3要因は長期的要因であり、遅行的である可能性が大きい、との指摘を受けた。また刈屋[10]では業種別景気分析も行っている。

(一橋大学経済研究所)

参考文献

- [1] 日本銀行調査統計局『主要企業短観 30年のあゆみと利用の手引』昭和62年3月。
- [2] 日本銀行調査統計局『主要企業短期経済観測時系列集』昭和62年6月。
- [3] 刈屋武昭『計量経済分析の考え方と実際』東洋経済新報社、1986年。
- [4] 刈屋武昭「Stock=Watsonのモデル論的景気分析法」『景気とサイクル』景気循環学会、1988年7月。
- [5] Kariya, T. (1987), "A generalization of the Carlson-Parkin method for the estimation of expected inflation rate," 一橋大学経済研究所 Discussion Paper No. 140.
- [6] Kariya, T. (1987), "MTV model and its application to prediction of stock prices," *Proceedings of the Second International Tampere Conference in Statistics*.
- [7] Carlson, J. A., and Parkin, M. (1975), "Inflation expectation," *Economica*, 42.
- [8] Visco, I. (1985), *Price Expectations in Rising Inflation*, North-Holland.
- [9] Stock, J. H., and Watson, M. W. (1988), "What do the leading indicators lead? A new approach to forecasting swings in aggregate economic activity," NBER Tech. Rep.
- [10] 刈屋武昭「基準化正規CP指数と日銀『短観』判断データによる景気分析」一橋大学経済研究所 Discussion Paper No. 188, 1988年10月。